

**Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin validointitutkimus
yleisväestöaineistolla**

Pinja Kettunen (293014)
Katariina Kätkä (290991)
Psykologian Pro gradu -tutkielma
Itä-Suomen yliopisto
Kasvatustieteiden ja psykologian osasto
Psykologian oppiaine
Huhtikuu 2021

ITÄ-SUOMEN YLIOPISTO

Tiedekunta Filosofinen tiedekunta	Osasto Kasvatustieteiden ja psykologian osasto		
Tekijät Pinja Kettunen ja Katariina Kätkä			
Työn nimi – Title Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin validointitutkimus yleisväestöaineistolla			
Pääaine	Työn laji	Päivämäärä	Sivumäärä
Psykologia	Pro gradu -tutkielma	x	12.4.2021
	Sivuainetutkielma		
	Kandidaatin tutkielma		
	Aineopintojen tutkielma		
Tiivistelmä Tässä tutkimuksessa validoitiin suomennettu <i>Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2</i> (MAIA-2) –mittari suomalaisessa yleisväestöotoksessa. Tutkimuksessa määritettiin mittarin faktorirakenne sekä tutkittiin sen psykometrisiä ominaisuuksia. Tuloksia tarkasteltiin suhteessa MAIA-mittarin alkuperäistutkimuksiin sekä muissa maissa tehtyihin validointitutkimuksiin. MAIA-2 –mittari on 37 väittämästä koostuva itsearviointimenetelmä, joka mittaa subjektiivista kehotietoisuutta. MAIA-2 –mittarin kahdeksan faktoria arvoivat tietoisuutta kehon tuntemuksista ja niihin liittyvistä tunteista, kehon tuntemuksiin liittyvää huolestuneisuutta ja välttelykäyttäytymistä, tunteiden ja tarkkaavuuden säätelyä, kehon kuuntelua sekä luottamusta omaa kehoa kohtaan. Tutkimusaineisto ($n = 285$) on osa Itä-Suomen yliopiston kehotietoisuus-tutkimusta. Tutkimusaineisto kerättiin mukavuusotantana sekä sähköisellä että paperisella kyselylomakkeella. Aineisto vastaa sosiodemografisilta tekijöiltään suhteellisen hyvin suomalaista yleisväestöä. Psykometristen ominaisuuksien tarkastelussa analyysimenetelminä käytettiin eksploratiivista ja konfirmatorista faktorianalyysia, Cronbachin alfa –kerrointa sekä Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokerrointa. Sopivuusindeksin tasoa verrattiin aiempien validointitutkimusten ja alkuperäisvalidointien indekseihin sekä yleisesti hyväksyttäviin raja-arvoihin. Konvergentin ja divergentin validiteetin tarkastelussa hyödynnettyjä verrokkimittareita olivat Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ), Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) ja Pain Catastrophizing Scale (PCS). Tutkimus vahvisti teorian mukaisen kahdeksanfaktorisen rakenteen suomenkielisessä MAIA-2 –mittarissa. Eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti kahdeksanfaktorisen rakenteen, joka oli pääosin yhdenmukainen alkuperäisen MAIA-2 –mittarin rakenteen kanssa. Väittämät 13, 16, 24 ja 33 latautuivat teoriasta poikkeaville faktoreille tai saivat ristikkäislatauksia. Väittämien 16 ja 24 siirtämistä osaksi toista faktoria tai poistamista mittarista voidaan harkita mittarin jatkovalidoinneissa. Teorian mukainen kahdeksanfaktorinen rakenne vahvistettiin konfirmatorisella faktorianalyysilla. Faktorittaiset sekä koko mittarin Cronbachin alfan arvot olivat hyväksyttäviä. MAIA-2 faktoreiden ja verrokkimittareiden välisten korrelaatioiden tarkastelu tuki suomenkielisen MAIA-2 –mittarin konvergenttia ja divergenttia validiteettia. Suomenkielisen MAIA-2 -mittarin psykometriset ominaisuudet osoittautuivat pääosin yhdenmukaisiksi muiden käännösten validointitutkimusten kanssa. Suomenkielistä MAIA-2 -mittaria voidaan pitää sisäisesti johdonmukaisena ja luotettavana kehotietoisuuden eri ulottuvuuksia mittaavana arviointimenetelmänä.			
Avainsanat kehotietoisuus, interoceptio, <i>Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2</i> (MAIA-2)			

UNIVERSITY OF EASTERN FINLAND

Faculty Faculty of Philosophy		School School of Educational Sciences and Psychology	
Authors Pinja Kettunen and Katariina Kätkä			
Title The validation study of Finnish MAIA-2			
Main subject	Level	Date	Number of pages
Psychology	Master's thesis	☒	12.04.2021
	Minor's thesis	☐	
	Bachelor's thesis	☐	
	Intermediate dissertation	☐	
Abstract In this study the Finnish translation of <i>Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2)</i> was validated to Finnish general population. For that purpose, the factor structure and psychometric properties of the questionnaire were examined. The results were compared to the original validation studies and validation studies conducted in other countries. MAIA-2 is a self-report questionnaire that consists of 37 items aimed to measure subjective interoceptive awareness. MAIA-2 consists of eight factors that assess awareness of bodily sensations and related emotions, worrying and distraction behavior related to bodily sensations, emotion and attention regulation, body listening and trusting one's own body. The sample ($n = 285$) is part of the Interoceptive Awareness –project in the University of Eastern Finland. The sample was collected using a convenience sampling method and the data was gathered using online surveys and paper questionnaires. The sample is relatively representative of the Finnish general population. The analysis methods used to examine the psychometric properties of MAIA-2 were exploratory and confirmatory factor analysis, Cronbach alpha coefficient and Pearson's correlation coefficient. The fit indices were compared to the original validation studies and commonly accepted cut-off criteria. To examine the convergent and divergent validity of the scale the correlations were calculated between MAIA-2 and three other psychological inventories: Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ), Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) and Pain Catastrophizing Scale (PCS). The eight-factor structure of MAIA-2 was confirmed. The exploratory factor analysis yielded eight factors and the factor structure was mainly similar to the original structure of MAIA-2. Items 13, 16, 24 and 33 had cross loadings or loaded onto different factor than it was assumed in original theory. Moving items 16 and 24 to another factor or removing them entirely could be considered in further validations. The eight-factor structure was found acceptable also in confirmatory factor analysis. The Cronbach alphas of the factors and complete scale were acceptable. The results also support the convergent and discriminant validity of the scale. The psychometric properties of Finnish MAIA-2 are mainly similar compared to validations conducted with other translations of MAIA. The Finnish MAIA-2 can be considered as reliable and valid measurement of interoceptive awareness.			
Keywords interoceptive awareness, interoception, <i>Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness (MAIA-2)</i>			

SISÄLLYSLUETTELO

1.	JOHDANTO	1
1.1.	Kehotietoisuus	1
1.2.	Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness (MAIA).....	2
1.3.	Tutkimuksen tavoitteet ja tutkimuskysymykset	4
2.	MENETELMÄT	5
2.1.	Aineisto ja aineistonkeruu	5
2.2.	Mittarit	6
2.3.	Tilastollinen analyysi.....	9
2.4.	Katoanalyysi ja puuttuvien tietojen korvaaminen	10
3.	TULOKSET	11
3.1.	Faktorirakenne	11
3.2.	Mittarin luotettavuus.....	15
4.	POHDINTA	18
4.1.	Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin faktorirakenne.....	18
4.2.	Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin luotettavuus	20
4.3.	Tutkimuksen arviointi.....	22
5.	LOPUKSI.....	25
	LÄHTEET	26
	LIITE: Suomenkielinen MAIA-2 –Kehotietoisuus-mittari.....	30

1. JOHDANTO

1.1. Kehotietoisuus

Interoseptio on kehon aistimusten tietoista ja tiedostamatonta prosessointia keskushermostossa. Se tuottaa jatkuvaa tietoa koko kehon fysiologisesta tilasta sisältäen esimerkiksi aistimuksia lämpötilasta, kivusta ja kevyestä kosketuksesta, kylläisyyden tunteesta sekä sisäelinten tilasta (Craig, 2002; Khalsa ym., 2018). Interoseption käsitteen on esittänyt alun perin Sherrington vuonna 1906 (Khalsa ym., 2018) erottaen sen kahdesta muusta keskushermoston reseptiivisestä kentästä: proprioseptiosta ja eksteroseptiosta (Sherrington, 1906). Myöhemmin on todettu, että interoseptiivinen ja eksteroseptiivinen aistitieto käsitellään erillisissä järjestelmissä somaattisessa hermostossa (Craig, 2003; 2014). Interoseptiivista aistitietoa keräävät pienikokoiset aistisolut sisäelimistä, iholta, sileästä lihaskudoksesta ja luista, toisin sanoen kaikkialta kehosta. Eksteroseptiivista aistitietoa ympäristön aiheuttamista tuntemuksista iholla (esimerkiksi paineesta, venytyksestä ja värinästä) sekä proprioseptiivista tietoa kehon asennosta ja liikkeestä tahdonalaisista lihaksista ja nivelistä keräävät suurempikokoiset aistisolut. Interoseptiivisista ja eksteroseptiivisista aistimuksista yhdessä muodostuu yksilön kokemus omasta, ainutlaatuisesta kehostaan ja sen tuntemuksista, mikä auttaa hahmottamaan omien ja muiden tuntemusten erillisyyttä ja esimerkiksi estämään tunnetilojen tarttumista sosiaalisessa kanssakäymisessä (Tsakiris, 2017). Interoseption päätehtävänä on palvella kehon homeostaasin säätelyä, minkä osana se vaikuttaa myös koettuihin tunteisiin ja käyttäytymiseen (Craig, 2016).

Khalsan ja kollegojen (2018) mukaan interoseptiolle ei ole määritetty yhteistä luokittelujärjestelmää, ja eri alojen määritelmät ovat poikenneet toisistaan. Garfinkel ja Critchley (2013) ovat ehdottaneet interoseption jakamista kolmeen osa-alueeseen: interoseptiiviseen tarkkuuteen, -herkkyyteen ja -tietoisuuteen. Validointitutkimuksissa nämä osa-alueet ovat osoittautuneet itsenäisiksi interoseption dimensioiksi (Cali, Ambrosini, Epicconi, Mehling & Committeri, 2015; Garfinkel, Seth, Barrett, Suzuki, & Critchley, 2015). Interoseptiivisella tarkkuudella Garfinkel ja Critchley (2013) viittaavat yksilön kykyyn havaita kehon tuntemuksia, mitä mitataan objektiivisesti sydämen lyöntitiheyden havaitsemisen testeillä. Interoseptiivinen herkkyyys puolestaan viittaa subjektiiviseen kokemukseen omasta taipumuksesta havainnoida kehon sisäisiä tuntemuksia, mitä voidaan mitata esimerkiksi itsearviointimenetelmien avulla. Interoseptiivinen tietoisuus tarkoittaa yksilön metakognitiivista käsitystä interoseptiivisesta tarkkuudestaan. Tietoisuus-termin (*awareness*)

käyttöä kyseisessä asiayhteydessä on kritisoitu harhaanjohtavaksi ja ulottuvuutta on nimitetty myös *interoceptive confidence* (Mehling, 2016) sekä *interoceptive insight* -termeillä (Khalsa ym., 2018).

MAIA-itsearviointimittari mittaa subjektiivista kokemusta tietoisesta kehon tuntemusten havainnoinnista, ja mittarin kehotietoisuuskäsitys on verrattavissa Garfinkelin ja kollegojen interoseptiivisen herkkyyden käsitteeseen, vaikkakin laajemmassa merkityksessä (Mehling, 2016; Mehling, Acree, Stewart, Silas & Jones, 2018). MAIA:n perustana oleva *kehotietoisuus* on tietoisuutta positiivisista, negatiivisista ja neutraaleista kehon interoseptiivisista ja proprioseptiivisista tuntemuksista, joihin kohdistuvaa tarkkaavuutta ja reagointia voidaan säädellä (Mehling ym., 2009; Mehling ym., 2012). Kehotietoisuus käsitetään vuorovaikutteisena prosessina kehon fysiologisten tilojen ja toimintojen, tunne- ja käytösvasteiden sekä tuntemuksiin liittyvien tulkintojen välillä, mitä uskomukset ja asenteet sekä sosiaalinen ja kulttuurinen ympäristö osaltaan ohjaavat. Tässä tutkimuksessa kehotietoisuudella viitataan tähän MAIA:n käsitteellisenä perustana olevaan subjektiiviseen kehotietoisuuteen.

1.2. Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness (MAIA)

Kehotietoisuuden yhteydet hyvinvointiin ja sairastuvuuteen ovat näyttäytyneet ristiriitaisina (Mehling ym., 2012). MAIA:a kehitettäessä tavoitteena oli, että se erottelisi vastaajia kehon tuntemuksiin liittyvien epäsuotuisten ja suotuisten tarkkaavuustyylien mukaan, mikä voisi tarjota tietoa selittäviä tekijöitä ristiriitaisista yhteyksistä (Mehling ym., 2012; Mehling, 2016). MAIA:a hyödyntävistä tutkimuksista onkin nähtävissä kehotietoisuuden osa-alueiden erilainen painottuminen tarkasteltaessa kehotietoisuuden yhteyksiä esimerkiksi tietoiseen läsnäoloon ja psykologiseen hyvinvointiin (Hanley, Mehling & Garland, 2017) tai ahdistuneisuuteen ja masennukseen (Solano López & Moore, 2019). Mehling (2016) on itse saatavilla olevan tutkimuksen pohjalta arvioinut, että kehotietoisuuden jaottelu osa-alueisiin tarkkaavuustyyliä huomioden on avartanut lisää kehotietoisuusilmiön kompleksisuutta sekä sen kliinisesti suotuisia ja epäsuotuisia ilmentymiä, sekä tarjonnut uuden työvälineen terapian vaikuttavuustutkimukselle. Lisäksi Italian validointitutkimuksessa on arvioitu kehotietoisuuden moniulotteinen mittaaminen tarpeelliseksi (Calì ym., 2015).

MAIA:n kehittämistutkimus oli monivaiheinen (Mehling ym., 2012). Sitä edelsi Mehlingin ja kollegojen (2009) tutkimus, jossa MAIA:a edeltäneet kehotietoisuusmittarit osoittautuivat

puutteellisiksi psykometrisiltä ominaisuuksiltaan. Ne eivät tavoittaneet kehotietoisuusilmiön moniulotteisuutta eikä tekijöitä kehotietoisuuden ja terveyden välisten ristiriitaisten yhteyksien takaa. Kahdentoista psykometrisiltä ominaisuuksiltaan tutkitun kehotietoisuusmittarin, kolmen tietoisien läsnäolon mittarin sekä kehotietoisuutta koskevan tutkimustiedon synteessä kehitettiin moniulotteinen kehotietoisuusmalli. Malli sekä tutkitut mittarit ja väittämäjoukko toimivat lähtökohtina MAIA:n kehittämistutkimuksessa (Mehling ym., 2012). Tutkimuksessa kehotietoisuuden asiantuntijat arvioivat kehotietoisuusmallin, jonka lopullinen versio koostettiin viidestä pääulottuvuudesta ja useammista alaulottuvuuksista. Mallin ja väittämien muokkausten sekä esitestauksen ja -arvioinnin jälkeen kootulla alustavalla lomakkeella kerättiin suurempi aineisto ja saatua dataa testattiin muun muassa faktorianalyysien, verrokkimittarein ja -ryhmin sekä regressioanalyysin avulla. Tuloksena oli kahdeksanfaktorinen 32 väittämää sisältävä itsearviointilomake.

MAIA:n käännösversioiden validointitutkimukset sekä englanninkielistä versiota soveltaneet tutkimukset ovat osoittaneet kahden faktorin, ”Taipumus olla välttelemättä” (*Not-Distracting*) ja ”Taipumus olla huolestumatta” (*Not-Worrying*), reliabiliteettien heikkouden, joka on todennäköisesti seurausta faktoreiden alhaisesta väittämäluvusta ja väittämien käänteisyydestä (Mehling, Acree ym., 2018). Uudistettu MAIA-2 julkaistiin vuonna 2018 tavoitteena korjata sen reliabiliteettia. Kuuden uuden väittämän sopivuutta mittariin tarkasteltiin samoin tilastollisin menetelmin kuin alkuperäistutkimuksessa. Tuloksena ”Taipumus olla välttelemättä” –faktoriin lisättiin kolme käänteistä väittämää ja ”Taipumus olla huolestumatta” –faktoriin yksi suora ja yksi käänteinen väittämä, eli mittarin väittämäluku kasvoi 37:ään. MAIA:n alkuperäisversioon (Mehling ym., 2012) verrattuna ”Taipumus olla välttelemättä” –faktorin Cronbachin alfa nousi .66:stä .74:ään, mutta ”Taipumus olla huolestumatta” -faktorin alfa pysyi samana ($\alpha = .67$). Lisäksi Noticing-osion alfa laski alle tavoitellun tason ($\alpha < .70$).

Tähän päivään mennessä MAIA on käännetty 24 kielelle ja käännösmittareiden validointitutkimuksia on julkaistu kolmelta (UCSF, ei päivätty, <https://osher.ucsf.edu/maia>). Validoiduista käännösmittareista uudistettuun MAIA-2 –mittariin pohjautuu vain portugalinkielinen seitsemänfaktorinen MAIA-P (Machorrinho, Veiga, Fernandes, Mehling & Marmeleira, 2019). Käännöstyö ja mahdollinen validointityö on käynnissä kuudelle uudelle kielelle suomi mukaan lukien (UCSF, ei päivätty, <https://osher.ucsf.edu/maia>). Lisäksi julkaisua odottaa yli 7-vuotiaille lapsille suunnattu mittarin versio. MAIA-2 käännettiin suomen kielelle sen englanninkielisestä alkuperäisversiosta (liite 1). Mittari käännettiin suomea äidinkielenään puhuvan psykologian professorin sekä englannin kieltä taitavien

ulkosuomalaisten toimesta. Mittaria tuntematon ammattikäntäjä teki suomenkielisestä käännösversiosta englanninkielisen takaisinkäännöksen. Englanninkielisen alkuperäismittarin ja takaisinkäännöksen vertailun perusteella tutkimusryhmä totesi suomennetun MAIA-2 –mittarin vastaavan alkuperäisversiota.

Viime vuosina MAIA:n tutkimuskäyttö on tarjonnut uutta tietoa ainakin kehotietoisuuden yhteyksistä kiintymystyyliin (Olroyd, Pasupathi & Wainryb, 2019), kehonkuvaan (Todd, Aspell, Barron, & Swami, 2019), ylipainoon (Willem ym., 2019), syömishäiriöihin (Brown ym., 2020), seksuaaliseen haluun, seksuaalisen kanssakäymisen eri osa-alueisiin ja yleiseen tyytyväisyyteen sitä kohtaan (Berenguer, Rebôlo & Costa, 2019) sekä kehon luottamuksen yhteyksistä itsetuhoisuuteen liikuntariippuvuuden oireita omaavilla henkilöillä (Duffy, Rogers & Joiner, 2018). Lisäksi MAIA:a on hyödynnetty tietoiseen läsnäoloon ja kehollisiin tekniikoihin pohjautuvien interventoiden vaikuttavuustutkimuksissa (Mehling, Chesney ym., 2018; Price, Thompson, Crowell & Pike, 2019). Kyseessä on siis laajassa käytössä oleva tutkimusväline. Lisäksi MAIA on tiettävästi ensimmäinen suomenkielinen kehotietoisuuden arvioinnin mittari.

1.3. Tutkimuksen tavoitteet ja tutkimuskysymykset

Tämä tutkimus on osa MAIA-2-mittarin validointitutkimusta, jossa standardoidaan mittarin suomennos tutkimuskäyttöön. Tutkimuksen tavoitteena on tutkia mittarin faktorirakennetta ja psykometrisiä ominaisuuksia sekä luotettavuutta suomenkielisessä yleisväestöaineistossa verrokkimittareita hyödyntäen. Tutkimuksen tuloksia verrataan alkuperäistutkimukseen (Mehling ym., 2012; Mehling, Acree ym., 2018) sekä muiden maiden validointitutkimusten tuloksiin.

Tutkimuskysymykset ovat

1. Mikä on suomenkielisen MAIA-2 –mittarin faktorirakenne? Onko se yhdenmukainen mittarin alkuperäisen rakenteen kanssa?
2. Onko suomenkielinen MAIA-2 –mittari sisäisesti johdonmukainen ja luotettava?

2. MENETELMÄT

2.1. Aineisto ja aineistonkeruu

Tämä tutkimus on osa Itä-Suomen yliopiston kehotietoisuus-tutkimusta, ja Itä-Suomen yliopiston eettinen toimikunta on antanut tutkimuksesta puoltavan arvion. Tutkimus toteutettiin poikkileikkaustutkimuksena, ja aineistoa kerättiin lokakuun 2019 ja tammikuun 2020 välisenä aikana. Tutkimuksessa käytetty otos on kerätty mukavuusotantana välittämällä linkkiä sähköiseen kyselylomakkeeseen sosiaalisessa mediassa sekä tutkimuksen tekijöiden lähipiirissä. Lisäksi aineistoa kerättiin paperisella lomakkeella paikallisen pääkirjaston aulaassa kahtena perättäisenä päivänä. Paperiseen kyselylomakkeeseen vastasi 107 vastaajaa, ja tutkimuksen tekohetkellä sähköiseen kyselylomakkeeseen oli vastannut 178 vastaajaa.

Tutkimukseen osallistuminen oli osallistujille vapaaehtoista ja anonymia. Paperiset kyselylomakkeet palautettiin suljetussa kirjekuoressa anonymiteetin säilyttämiseksi. Kyselyn ensimmäisellä sivulla jokainen vastaaja luki tiedotteen, jonka päätteeksi antoi suostumuksensa tutkimukseen. Tiedotteessa osallistujalle kerrottiin tutkimuksesta ja sen tavoitteista, tietojen käsittelystä, osallistumisen vapaaehtoisuudesta ja anonymiteetista sekä oikeudesta keskeyttää vastaaminen minä hetkenä hyvänsä. Tiedotteessa kerrottiin myös osallistumisen ikäraja (18-vuotta), mutta kyselyyn oli vastannut kolme alle 18-vuotiasta. Osallistujille ilmoitettiin myös mahdollisuus lisätietojen saamiseen sekä tutkimuksesta vastaavan henkilön yhteystiedot.

Kyselylomakkeessa vastaajilta kysyttiin muutamia tutkimuksen kannalta hyödyllisiä taustatietoja, mutta ei henkilöllisyyttä paljastavia tietoja. Taustamuuttujia olivat vastaajien syntymävuosi, sukupuoli, siviilisääty, koulutus ja työllisyystilanne. Tutkimukseen vastaajia kertyi yhteensä 285. Aineiston keskeisimmät taustamuuttujatiedot on esitetty taulukossa 1. Vastaajien keski-ikä oli 41.0 vuotta ja ikäryhmistä alle kolmekymmentä -vuotiaat kattoivat lähes puolet aineistosta. Vastaajista yli kaksi kolmasosaa oli naisia ja yli puolet vastaajista ilmoittivat suorittaneensa korkeakoulututkinnon. Yli puolet vastaajista ilmoitti siviilisäädyn avioliiton, rekisteröidyn parisuhteen tai avoliiton. Työllisyystilanteen osalta opiskelijoiden määrä oli suurin (37.5 %) ja työssäkäyviä sekä eläkeläisiä oli aineistossa kutakuinkin saman verran (27.2 % ja 24.9 %). Taustatietojen jälkeen kysely jatkui MAIA-2 –mittariin ja verrokkimittareihin vastaamisella.

TAULUKKO 1. Sosiodemografiset tekijät ($n = 285$).

Taustatieto	Määrä (n)	Osuus (%)
IKÄ VUOSINA		
Alle 30	128	44.9
30–59	84	29.5
60 ja yli	70	24.6
Ei tietoa	3	1.1
<i>KA (KH)</i>	41.0 (20.0)	-
SUKUPUOLI		
Mies	93	32.6
Nainen	181	63.5
Muu	5	1.8
Ei tietoa	6	2.1
SIVIILISÄÄTY		
Naimaton	100	35.1
Avoliitto, rekisteröity parisuhde tai avoliitto	149	52.3
Asumuserossa tai eronnut	22	7.7
Leski	11	3.9
Ei tietoa	3	1.1
KOULUTUS		
Peruskoulu/kansakoulu	16	5.6
Toisen asteen koulutus (lukio tai ammattikoulu)	99	34.7
Korkeakoulututkinto (alempi tai ylempi)	167	58.6
Ei tietoa	3	1.1
TYÖLLISYYSTILANNE		
Työssä	79	27.2
Työtön	13	4.6
Eläkkeellä	71	24.9
Opiskelija	107	37.5
Muu	11	3.9
Ei tietoa	4	1.4

2.2. Mittarit

Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2) on 37 väittämää sisältävä kehotietoisuuden itsearviointimenetelmä (Mehling, Acree ym., 2018). Väittämät arvioidaan 6-portaisella Likert-asteikolla (0–5, 0 = ei koskaan, 5 = aina). Väittämät muodostavat kahdeksan kehotietoisuusfaktoria, jotka on kuvattu taulukossa 2. Mittarin pisteytys suoritetaan laskemalla pisteiden keskiarvo faktoreittain käänteiset väittämät huomioiden.

TAULUKKO 2. MAIA-2 –faktorit (Mehling, Acree ym., 2018).

Faktori	Väittämät	Kuvaus	Esimerkkiväittämä
1. Havainnointi (<i>Noticing</i>)	1–4	Tietoisuus epämukavista, mukavista ja neutraaleista kehon tuntemuksista.	<i>Huomaan, kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle.</i>
2. Taipumus olla välttelemättä (<i>Not-Distracting</i>)	5R, 6R, 7R, 8R, 9R, 10R	Taipumus olla sivuuttamatta ja kääntämättä huomiota pois kivun ja fyysisen epämukavuuden tuntemuksista.	<i>Työnnän epämukavuuden tunteet pois keskittymällä johonkin muuhun. (R)</i>
3. Taipumus olla huolestumatta (<i>Not-Worrying</i>)	11R, 12R, 13, 14, 15R	Taipumus olla murehtimatta tai kokematta tunneahdinkoa kivun tai fyysisen epämukavuuden takia	<i>Voin pysyä rauhallisena enkä huolestu, kun tunnen epämukavuutta tai kipua.</i>
4. Tarkkaavuuden säätely (<i>Attention Regulation</i>)	16–22	Kyky ylläpitää ja säädellä tarkkaavuutta kehon tuntemuksiin.	<i>Keskustellessa toisen kanssa pystyn kiinnittämään huomiota asentooni.</i>
5. Tunnetietoisuus (<i>Emotional Awareness</i>)	23–27	Tietoisuus kehon tuntemusten ja tunnetilojen välisistä yhteyksistä.	<i>Kun jokin on vialla elämässäni, voin tuntea sen kehossani.</i>
6. Itsesäätely (<i>Self-Regulation</i>)	28–31	Kyky säädellä epämiellyttäviä tunnetiloja tarkkailemalla kehon tuntemuksia.	<i>Voin käyttää hengitystä jännittyneisyyden tunteen vähentämiseen.</i>
7. Kehon kuuntelu (<i>Body Listening</i>)	32–34	Kehon aktiivinen kuuntelu.	<i>Kuuntelen kehoni viestejä tunnetiloistani.</i>
8. Luottamus (<i>Trusting</i>)	35–37	Kokemus siitä, että oma keho on turvallinen ja luotettava.	<i>Olen kotona kehossani.</i>

R = käänteinen väittämä

Tutkimukseen sisällytettyjä verrokkimittareita olivat Fice Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ), Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) ja Pain Catastrophizing Scale (PCS). Verrokkimittarit valittiin alkuperäisen Mehlingin ja kollegoiden (2012) validointitutkimuksen perusteella tulosten vertailun mahdollistamiseksi.

FFMQ on Baerin, Smithin, Hopkinsin, Krietemeyerin ja Toneyn (2006) kehittämä tietoisien läsnäolon itsearviointimenetelmä. Mittari kehitettiin viiden jo olemassa olleen ilmiötä mittaavan testimenetelmän pohjalta, ja se mittaa tietoisista läsnäoloa jakaen sen viiteen ulottuvuuteen. Kyselylomake koostuu 39 väittämästä, joita vastaaja arvioi viisiportaisella Likert-asteikolla (1 = ei koskaan tai hyvin harvoin, 5 = melkein aina tai aina tosi). Lomake sisältää väittämiä koskien ulkoisten ärsykkeiden ja sisäisten tuntemusten havainnointia (*observing*), tuntemusten sanoittamista (*describing*), tietoisuuden keskittämistä nykyhetken toimintoihin (*acting with awareness*), sisäisten tuntemusten tuomitsematonta havainnointia (*nonjudging of inner experience*) ja kykyä sallia erilaisten tuntemusten tulla ja mennä antamatta niille valtaa viedä mukanaan (*nonreactivity to inner experience*). Alkuperäisvalidoinnissa näiden viiden faktorin sisäinen johdonmukaisuus Cronbachin alfa -kertoimella mitattuna vaihteli .75 ja .91 välillä.

DERS on laajasti käytetty tunteiden säätelyn vaikeuksia mittaava itsearviointilomake (Hallion, Steinman, Tolin & Diefenbach, 2018). Mittari sisältää 36 väittämää, joita arvioidaan 5-portaisen Likert-asteikon avulla (1 = melkein ei koskaan 0–10 %, 5 = lähes aina 91–100 %). Korkeat pisteet viittaavat tunteiden säätelyn vaikeuksiin. Osa väittämistä on käänteisiä, ja väittämien järjestys on satunnainen mittarin kuuteen tunteiden säätelyn osa-alueeseen nähden. Mitattavia osa-alueita ovat tunteiden hyväksyntä (*non-acceptance of emotion*), omien päämäärien mukaan toimiminen (*difficulty engaging in goal-directed behaviors*), impulsiivisuuden hallinta ja kyky toimia tavoitteellisesti negatiivista tuntemuksista huolimatta (*impulse control difficulties*), tietoisuus tunteista (*lack of emotional awareness*), tilanteeseen sopivien tunteiden säätelystrategioiden käyttö (*limited access to strategies for emotion regulation*) sekä tunteiden selkeys (*lack of emotional clarity*). Koko mittarin sisäinen johdonmukaisuus oli Cronbachin alfa -kertoimella mitattuna .93 ja faktoreittain jokaisella yli .80.

PCS on kipukokemuksiin liittyviä katastrofiajatuksia mittaava 13 väittämää sisältävä itsearviointimenetelmä (Sullivan, 2009). PCS:ssä katastrofiajatuksia kuvataan kolmen ulottuvuuden eli kivun pakonomaisen ajattelun (*rumination*), ajatusten suurentelun

(*magnification*) ja avuttomuuden (*helplessness*) avulla. Vastaaaja pisteyttää jokaisen väittämän 5-portaisella Likert-asteikolla (0 = ei lainkaan, 4 = kaiken aikaa). Kokonaispistemäärän lisäksi ulottuvuudet pisteytetään laskemalla yhteen kyseisen ulottuvuuden väittämien pisteet. Korkeat pisteet viittaavat kipuun liittyvien katastrofijätusten yleisyyteen. Koko mittarin sisäinen johdonmukaisuus on $\alpha = .87$ ja osa-alueittain Cronbachin alfat olivat .87 (ruminaatio), .60 (ajatusten suurentelu) ja .79 (avuttomuus) (Sullivan, Bishop & Pivik, 1995).

2.3. Tilastollinen analyysi

Tutkimuksen tilastolliset analyysit valittiin MAIA:n alkuperäisvalidointien (Mehling ym., 2012; Mehling, Acree ym., 2018) ja muiden maiden validointitutkimusten perusteella tulosten vertailun mahdollistamiseksi. Analyyseissa käytettiin IBM SPSS Statistics 27.0 sekä IBM SPSS Amos 27.0 -ohjelmistoja. Aineiston normaaliutta tutkittiin Kolmogorov-Smirnovin testillä sekä tarkastelemalla huipukkuus- ja vinousarvoja. MAIA-2:n rakennetta tarkasteltiin eksploratiivisen faktorianalyysin avulla. Aineiston soveltuvuudesta faktorianalyysiin varmistuttiin KMO-yhteensopivuusindeksin raja-arvolla .60 (Metsämuuronen, 2011) ja Bartlettin sfäärisyystestin avulla. Eksploratiivisessa faktorianalyysissä rakenteeseen hyväksyttävien latausten minimiarvoksi asetettiin .30 (Metsämuuronen, 2011) ja .50 pidettiin vahvana latauksena (Hair, Black, Babin & Anderson, 2014). Faktoreiden määrä rajattiin MAIA-2:n alkuperäisrakenteen mukaiseen kahdeksaan faktoriin. Selkeintä faktorirakennetta haettiin eri faktorointi- ja rotaatiomenetelmin päätyen suurimman uskottavuuden (*maximum likelihood*) menetelmään sekä vinokulmaiseen promax-rotaatioon, jonka kappa-arvo pidettiin oletusarvossa 4 sen tuottaessa selkeimmän rakenteen (ks. Hair ym., 2014; Pett, Lackey & Sullivan, 2003). Kahdeksanfaktorisen mallin pitävyyttä otoksessa testattiin konfirmatorisen faktorianalyysin avulla. Mallia pidettiin hyväksyttävänä, mikäli vähintään kaksi seuraavista raja-arvoista toteutui: CFI > .90; RMSEA < .06–.08; TLI > .95; SRMR ≤ .08.

MAIA-2 –mittarin keskiarvot ja -hajonnat laskettiin faktoreittain. Mittarin sisäistä johdonmukaisuutta tutkittiin Cronbachin alfa -kertoimella koko mittarin osalta sekä erikseen faktoreittain. Väittämien erottelukykyä tarkasteltiin faktoreittain korjattujen osio-summakorrelaatioiden avulla. MAIA-2 –mittarin faktoreiden välisiä yhteyksiä tutkittiin Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokertoimen avulla. Lisäksi konvergentin ja divergentin validiteetin tarkastelua varten määritettiin Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokertoimet MAIA-2:n faktoreiden sekä verrokkimittareiden ala-asteikoiden väliltä.

2.4. Katoanalyysi ja puuttuvien tietojen korvaaminen

Puuttuvia havaintoja esiintyi tutkimuksessa käytettyjen mittareiden osalta seuraavasti. MAIA-2 –mittarissa puuttuvia vastauksia esiintyi 41 vastaajalla (14.4 %), FFMQ-mittarissa 39 vastaajalla (13.7 %), DERS-mittarissa 30 vastaajalla (10.5 %) ja PCS-mittarissa 11 vastaajalla (3.9 %). Kokonaisuudessaan puuttuvia havaintoja otoksessa oli MAIA-2 –mittarin osalta 1.9 prosenttia, FFMQ-mittarin osalta 4.2 prosenttia, DERS-mittarin osalta 3.9 prosenttia ja PCS-mittarin osalta 1.9 prosenttia. Kaikissa mittareissa puuttuvat vastaukset olivat jakautuneet melko tasaisesti väittämien kesken eivätkä yksittäiset väittämät nousseet merkittävästi esille puuttuvien havaintojen osalta. *Little's MCAR* –testi oli merkitsevä ($p < .000$) tarkoittaen, ettei vastausten puuttuminen ollut täysin satunnaista. Vastausten puuttumista taustamuuttujittain ei kuitenkaan pystytty tarkastelemaan t-testin avulla, sillä yhdenkään muuttujan arvot eivät ylittäneet 5 prosenttia vastauksista. Puuttuvien vastausten jakautumista taustamuuttujittain ei ollut myöskään mielekästä tarkastella ristiintaulukoimalla, sillä odotettujen havaintojen osuus jäi alle viiden.

Puuttuvia havaintoja käsiteltiin kahdella tavalla. Faktorianalyyseissa ja Cronbachin alfan laskemisessa aineistosta poistettiin vastaajat, jotka olivat jättäneet vastaamatta yli 50 prosenttiin MAIA-2 –mittarin kysymyksistä ($n = 4$). Edellä mainituissa analyyseissa käytettiin kovarianssi- ja korrelaatiomatriiseja, joissa puuttuvat havainnot estimoitiin EM-algoritmin avulla (ks. Weaver & Maxwell, 2014). Laskettaessa korrelaatioita MAIA-2 –mittarin faktoreiden sekä FFMQ-, DERS-, ja PCS-mittareiden ala-asteikoiden välillä puuttuvat havainnot moni-imputoitiin two-way –imputaatiolla, mikäli vastaaja oli vastannut yli 50 prosenttiin mittarin kysymyksistä. Muutoin vastaukset jätettiin pois kyseisestä analyysistä. Two-way –imputaatiossa puuttuvien havaintojen korvaamisessa otetaan huomioon henkilön vastausten keskiarvo, puuttuvan havaintoyksikön keskiarvo kaikilla vastaajilla, mittarin pistemäärän keskiarvo kaikilla vastaajilla, jäännösvarianssi sekä mittarin moniulotteisuus (ks. van Ginkel & van der Ark, 2010). Aineistosta tuotettiin 20 imputoitua aineistoa ja tulokset ilmoitetaan poolattuina arvoina. MAIA-2 –mittarin osalta analyysistä jätettiin pois 4 vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin 37 vastaajalta. FFMQ-mittarin osalta analyysistä jätettiin pois 11 vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin 28 vastaajalta. DERS-mittarin osalta analyysistä jätettiin pois 11 vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin 19 vastaajalta. PCS-mittarin osalta analyysistä jätettiin pois 5 vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin 6 vastaajalta.

3. TULOKSET

3.1. Faktorirakenne

MAIA-2:n väittämäjakaumat eivät Kolmogorov-Smirnovin testillä mitattuna olleet normaalijakautuneita ($p < .000$). Suurin osa väittämistä asettui vinoudeltaan ja huipukkuudeltaan välille -1 ja 1 . Tästä poikenneiden kolmen väittämän vinous ja huipukkuus oli välillä -1.5 ja 1.5 , paitsi väittämän 2 huipukkuus oli 1.77 . Arvojen perusteella väittämäjakaumat olivat riittävän lähellä normaalijakautuneisuutta, ja niitä voitiin käsitellä normaalijakautuneisuutta vaativin tilastollisin menetelmin (ks. esim. Gignac, 2019; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Saatu KMO-arvo oli $.848$ ja Bartlettin sfäärisyystesti merkitsevä ($p < .000$), joten aineisto todettiin faktorianalyysiin soveltuvaksi (Metsämuuronen, 2011). Eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti 9-faktorisen rakenteen, jossa väittämät 13 ja 14 erkanivat alkuperäisestä rakenteesta omaksi faktorikseen. Rajatessa faktorimäärä teorian mukaiseen kahdeksaan faktoriin eksploratiivinen analyysi tuotti alkuperäisen MAIA-2 –mittarin mukaisen faktorirakenteen. Malli on esitetty taulukossa 3, johon on selkeyden vuoksi lisätty myös alkuperäisen rakenteen faktorien nimet. Mallin selitysosuus oli 64.6% . Faktoreiden ominaisarvot vaihtelivat välillä 1.126 – 8.649 ja väittämien kommunaliteetit välillä $.323$ – $.769$. Väittämä 16 latautui alkuperäisrakenteesta poiketen ”Itsesäätely” -faktorille $.349$ latauksella. Lisäksi väittämät 13, 24 ja 33 saivat ristikkäislataukset. Muutoin väittämät latautuivat alkuperäisrakenteen (Mehling, Acree ym., 2018) mukaisesti, ja kahdeksanfaktorisesta rakennetta päätettiin edelleen testata konfirmatorisella faktorianalyysillä.

TAULUKKO 3. Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin muuttujien latautuminen kahdeksalle faktorille eksploratiivisessa faktorianalyysissa.

Muuttujat ja alkuperäisrakenne	Faktorit							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Havainnointi								
1. Kun olen jännittynyt, havaitsen missä kohtaa kehossani jännitys tuntuu.					.597			
2. Huomaan, kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle.					.692			
3. Huomaan, missä kohdin kehoani tunnen oloni miellyttäväksi.					.427			
4. Huomaan muutoksen hengityksessäni, kuten hengityksen hidastumisen tai kiihtymisen.					.449			
Taipumus olla välttelemättä								
5. Jätän huomiotta fyysisen jännittyneisyyden tai epämukavan olon, kunnes nämä tuntemukset muuttuvat vakavammiksi.		.423						
6. Yritän viedä huomioni pois epämukavuuden tunteista.		.634						
7. Kun koen kipua tai epämukavuutta, yritän päästä sen läpi.		.563						
8. Yritän jättää kivun huomioimatta.		.734						
9. Työnnän epämukavuuden tunteet pois keskittymällä johonkin muuhun.		.836						
10. Kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle, teen jotain muuta, etten tunne näitä tuntemuksia.		.742						
Taipumus olla huolestumatta								
11. Kun tunnen fyysistä kipua, menen pois tolaltani.						.579		
12. Alan huolestua, että jokin on vialla, mikäli tunnen oloni yhtään epämukavaksi.						.700		
13. Voin huomata epämiellyttäviä kehon tuntemuksia ilman että huolestun niistä.					.385	.718		
14. Voin pysyä rauhallisena enkä huolestu, kun tunnen epämukavuutta tai kipua.						.707		
15. Kun tunnen epämukavuutta tai kipua, en voi saada sitä pois mielestäni.						.432		
Tarkkaavuuden säätely								
16. Pystyn keskittymään hengitykseeni ilman että ympärilläni olevat asiat häiritsevät minua.				.354				
17. Pystyn säilyttämään tietoisuuteni kehoni sisäisistä tuntemuksista, vaikka ympärilläni tapahtuu kaikenlaista.	.594							
18. Keskustellessa toisen kanssa pystyn kiinnittämään huomiota asentooni.	.732							

19. Pystyn kiinnittämään huomioni takaisin kehooni, jos jokin keskeyttää minut.	.956	
20. Pystyn suuntaamaan huomioni uudelleen ajattelemisesta kehoni aistimiseen.	.889	
21. Pystyn säilyttämään tietoisuuden koko kehostani, vaikka osa minusta kokee kipua tai epämukavuuden tunnetta.	.462	
22. Pystyn tietoisesti keskittymään koko kehooni.	.502	

Tunnetietoisuus

23. Huomaan, kuinka kehoni muuttuu, kun olen vihainen.	.339	
24. Kun jokin on vialla elämässäni, voin tuntea sen kehossani.	.303	.442
25. Huomaan, että kehoni tuntuu erilaiselta rauhallisen kokemuksen jälkeen.	.785	
26. Huomaan, että hengitykseni vapautuu ja muuttuu helpoksi, kun tunnen oloni miellyttäväksi.	.963	
27. Huomaan, miten kehoni muuttuu, kun tunnen iloa/onnea.	.863	

Itsesäätely

28. Kun kaikki tuntuu olevan liikaa, voin löytää rauhallisen paikan sisältäni.	.365	
29. Kun keskityn kehooni, tunnen oloni rauhalliseksi.	.492	
30. Voin käyttää hengitystä jännittyneisyyden tunteen vähentämiseen.	.854	
31. Kun olen kiinni ajatuksissani, voin rauhoittaa mieltäni keskittymällä kehooni/hengitykseeni.	.841	

Kehon kuuntelu

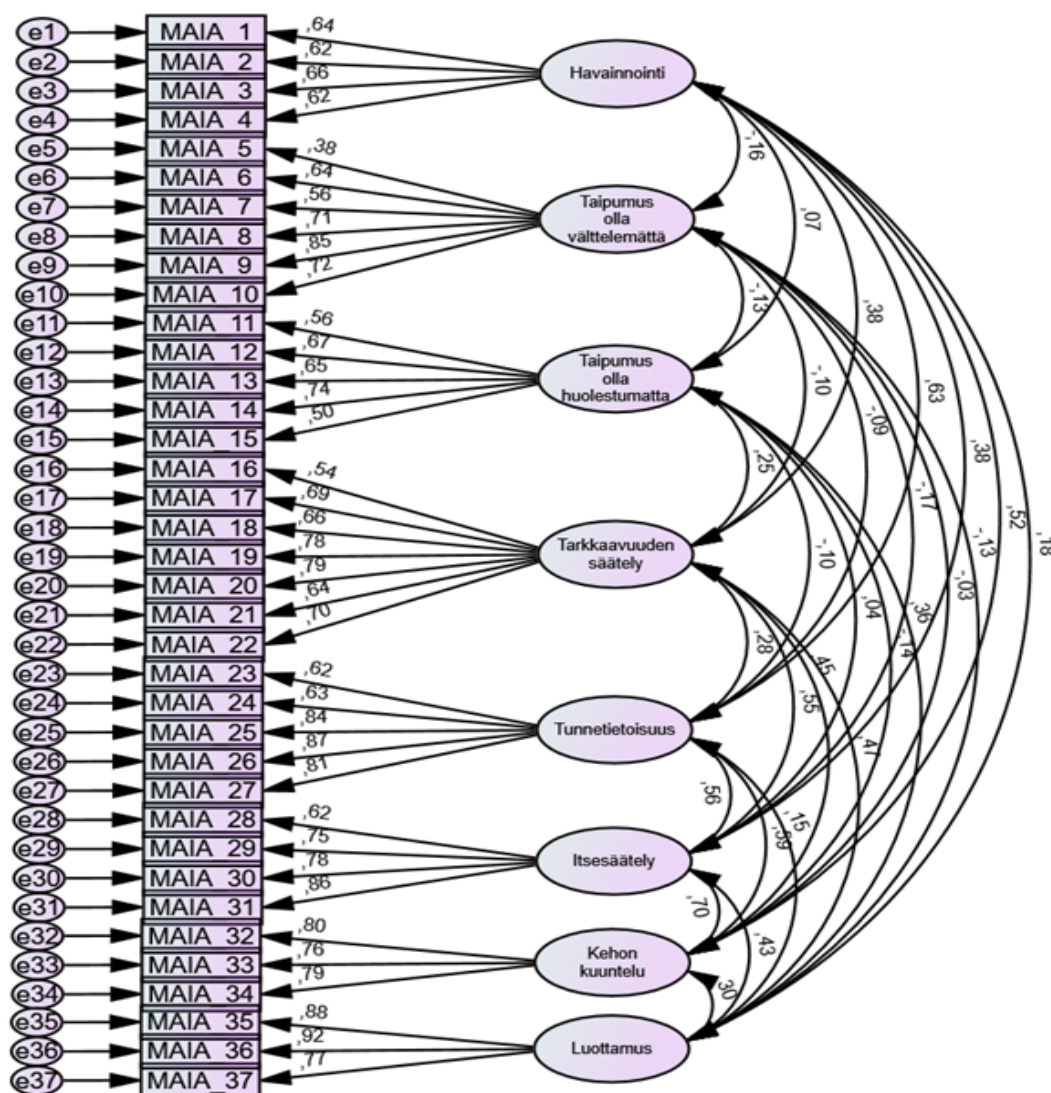
32. Kuuntelen kehoni viestejä tunnetiloistani.		.750
33. Kun olen poissa tolaltani, tarkastelen rauhassa, miltä kehossani tuntuu.	.334	.602
34. Kuuntelen kehoni tuntemuksia siitä, mitä minun pitäisi tehdä.		.806

Luottamus

35. Olen kotona kehossani.	.864	
36. Tunnen, että kehoni on turvallinen paikka.	1.036	
37. Luotan kehoni tuntemuksiin.	.635	

Selitysasteet prosentteina (%) ensimmäisestä faktorista kahdeksanteen: 23.08, 11.39, 8.65, 6.09, 5.14, 3.93, 3.19, 3.06.

Konfirmatorisen faktorianalyysin perusteella suomenkielisen MAIA-2 –mittarin kahdeksanfaktorista rakennetta voidaan pitää melko sopivana: RMSEA = .065 (95% CI .060 – .070); CFI = .857; TLI = .842; SRMR = .075; $\chi^2 = 1215.8$ (df 601, $p < .0001$). Kahdeksanfaktorinen rakenne on esitetty kuviossa 1. Väittämien lataukset vaihtelivat .39 ja .92 välillä, ja vain viiden väittämän lataus oli alle .60. Heikoimmin latautuivat väittämät 5, 7, 11, 15, ja 16. Eksploratiivisessa faktorianalyysissä väittäjä teoriasta poikkeavan väittämän 16 ja ristikkäislatauksia saaneiden väittämien 13, 24 tai 33 tai konfirmatorisessa faktorianalyysissä heikoimmin latautuneiden väittämien poistaminen mallista ei parantanut merkittävästi mallin sopivuutta. Myöskään kovarianssien salliminen väittämien välillä ei juurikaan parantanut sopivuusindeksien arvoja.



KUVIO 1. Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin kahdeksanfaktorinen rakenne konfirmatorisessa faktorianalyysissä.

3.2. Mittarin luotettavuus

Taulukossa 4 on esitetty Cronbachin alfat faktoreittain. Koko mittarin Cronbachin alfa oli .87. Muissa faktoreissa alfat vaihtelivat välillä .73–.89. Faktoreita ja mittaria kokonaisuudessaan voidaan siis pitää sisäisesti johdonmukaisina, kun alfan arvoja verrataan Cortinan (1993) mukaan yleisesti hyväksyttävän raja-arvona pidettyyn 0.7:ään. Minkään väittämän poistaminen ei olisi parantanut alfojen arvoa merkittävästi, vaan korkeintaan yhden sadasosan verran. Faktoreiden ja väittämien väliset korjatut osio-summa-korrelaatiot vaihtelivat välillä .38 ja .84 viitaten riittävään väittämien erottelukykyyhin (ks. Metsämuuronen, 2011; Steiner, Norman & Cairney, 2015). Keskiarvot vaihtelivat pääasiassa välillä 2.50–3.60, paitsi ”Taipumus olla välttelemättä” -faktorin keskiarvo oli 1.89. Keskihajonnat vaihtelivat välillä .82–1.10.

TAULUKKO 4. Faktoreiden keskiarvo, keskihajonta, korjatut osio-summa-korrelaatiot ja sisäinen johdonmukaisuus.

Faktori	Väittämät	<i>KA</i>	<i>KH</i>	ρ_{gXC}	α
1. Havainnointi	1–4	3.55	.91	.48–.57	.73
2. Taipumus olla välttelemättä	5–10	1.89	.83	.38–.70	.81
3. Taipumus olla huolestumatta	11–15	3.23	.89	.46–.63	.76
4. Tarkkaavuuden säätely	16–22	3.17	.82	.50–.70	.86
5. Tunnetietoisuus	23–27	3.60	1.03	.60–.76	.87
6. Itsesäätely	28–31	2.71	1.05	.57–.75	.84
7. Kehon kuuntelu	32–34	2.50	1.10	.64–.72	.83
8. Luottamus	35–37	3.44	1.06	.72–.84	.89

MAIA-2 –mittarin faktoreiden väliset korrelaatiot on esitetty taulukossa 5. Korrelaatiot vaihtelivat välillä .00 ja .59. Korkeimmat, yli .50 korrelaatiot olivat seuraavien faktorien välillä: ”Itsesäätely” ja ”Kehon kuuntelu”, ”Tunnetietoisuus” ja ”Kehon kuuntelu”, ”Tunnetietoisuus” ja ”Havainnointi” sekä ”Tarkkaavuuden säätely” ja ”Itsesäätely”. ”Taipumus olla välttelemättä” ja ”Taipumus olla huolestumatta” korreloivat selkeästi heikoimmin muihin faktoreihin. Koska korrelaatiot olivat korkeintaan kohtuullisen tasoisia (Metsämuuronen, 2011), voidaan faktorien katsoa kuvaavan melko itsenäisesti kehotietoisuuden eri osa-alueita.

TAULUKKO 5. Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin faktoreiden korrelaatiot Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokertoimella (r) mitattuna.

Faktori	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
1. Havainnointi	-							
2. Taipumus olla välttelemättä	-.10	-						
3. Taipumus olla huolestumatta	.02	-.11	-					
4. Tarkkaavuuden säätely	.30**	-.07	.22**	-				
5. Tunnetietoisuus	.54**	-.06	-.14*	.23**	-			
6. Itsesääätely	.30**	-.12	.04	.51**	.44**	-		
7. Kehon kuuntelu	.40**	.00	-.14*	.40**	.54**	.59**	-	
8. Luottamus	.15**	-.11	.29**	.47**	.14*	.43**	.30**	-

** Korrelaatio on tilastollisesti merkitsevä tasolla $p < .01$

* Korrelaatio on tilastollisesti merkitsevä tasolla $p < .05$

Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin korrelaatiot verrokkimittareiden kanssa on esitetty taulukossa 6. MAIA-2:n, FFMQ:n, DERS:n sekä PCS:n väittämäjakaumat eivät Kolmogorov-Smirnovin testillä mitattuna olleet normaalijakautuneita ($p < .000$). Suurin osa väittämistä asettui vinoudeltaan ja huipukkuudeltaan välille -1 ja 1 , joten aiempien tutkimusten tapaan normaalijakautuneisuutta edellyttämä Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokerroin nähtiin soveltuvana analyysiin. Kaikki MAIA-2:n faktoreista korreloivat joko positiivisesti tai tilastollisesti ei-merkitsevästi FFMQ:n ala-asteikoiden kanssa. MAIA-2:n faktoreista ”Taipumus olla välttelemättä” oli kaikkein heikoimmin ja ”Luottamus” voimakkaimmin yhteydessä FFMQ:n ala-asteikoihin. Korrelaatiot MAIA-2:n ja DERS:n faktoreiden välillä olivat pääosin negatiivisia tai tilastollisesti ei-merkitseviä, poikkeuksena ”Tunnetietoisuus”-faktori ja impulssikontrollia mittaavan (IMP) ala-asteikon välillä vallitseva tilastollisesti merkitsevä heikko positiivinen korrelaatio. PCS-mittarin kaikki ala-asteikot korreloivat negatiivisesti MAIA-2 –mittarin faktoreiden ”Taipumus olla huolehtimatta”, ”Tarkkaavuuden säätely” ja ”Luottamus” kanssa. Muiden MAIA-2:n faktoreiden ja PCS:n ala-asteikoiden välillä ei havaittu tilastollisesti merkitsevää yhteyttä.

TAULUKKO 6. MAIA-2 –faktoreiden ja verrokkimittareiden ala-asteikkojen korrelaatiot Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokertoimella (r) mitattuna.

MAIA-2	FFMQ					DERS						PCS		
	OBS	DSC	AWA	NOJ	NOR	NAC	GLS	IMP	AWR	STR	CLR	RUM	MAG	HLP
1. Havainnointi	.40**	.25**	.02	-.01	.18**	-.01	.04	-.02	-.44**	.03	-.20**	.02	.05	-.07
2. Taipumus olla välttelemättä	-.09	.05	-.02	.15*	-.10	-.18**	.04	-.12	-.14*	-.03	-.06	.03	.01	-.05
3. Taipumus olla huolestumatta	-.03	.17**	.21**	.24**	.32**	-.21**	-.24**	-.36**	.04	-.28**	-.25**	-.38**	-.43**	-.36**
4. Tarkkaavuuden säätely	.34**	.22**	.27**	.16**	.34**	-.15*	-.18**	-.27**	-.30**	-.26**	-.24**	-.16**	-.13**	-.20**
5. Tunnetietoisuus	.40**	.18**	-.04	-.07	.05	.08	.11	.14*	-.43**	.06	-.07	.05	.05	.00
6. Itsesäätely	.35**	.21**	.22**	.12	.41**	-.18**	-.22**	-.21**	-.26**	-.32**	-.26**	-.04	-.11	-.10
7. Kehon kuuntelu	.47**	.20**	.07	.00	.25**	.06	-.06	-.06	-.43**	-.08	-.11	.09	.00	-.01
8. Luottamus	.19**	.30**	.42**	.38**	.47**	-.31**	-.33**	-.36**	-.23**	-.47**	-.42**	-.28**	-.37**	-.35**

**Korrelaatio on tilastollisesti merkitsevä tasolla $p < .01$

*Korrelaatio on tilastollisesti merkitsevä tasolla $p < .05$

FFMQ = Five Facet Mindfulness Questionnaire; OBS = Observing; DSC = Describing; AWA = Acting with Awareness; NOJ = Nonjudging of inner experience; NOR = Nonreactivity to inner experience

DERS = Difficulty in Emotion Regulation Scale; NAC = Non-acceptance of emotion; GLS = Difficulty engaging in goal-directed behaviors; IMP = Impulse control difficulties; AWR = Lack of emotional awareness; STR = Limited access to strategies for emotion regulation; CLR = Lack of emotional clarity

PCS = Pain Catastrophizing Scale; RUM = Rumination; MAG = Magnification; HLP = Helplessness

4. POHDINTA

4.1. Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin faktorirakenne

Tämän tutkimuksen perusteella suomenkielisen MAIA-2 –mittarin rakenne on kahdeksanfaktoriainen ja pääasiassa mittarin englanninkielisen alkuperäisversion (Mehling, Acree ym., 2018) mukainen. Eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti alkuperäisrakenteen mukaisen faktorimallin rajatessa faktoreiden määrä kahdeksaan ja konfirmatorinen faktorianalyysi vahvisti kahdeksanfaktoriisen mallin soveltuvan aineistoon melko hyvin. Aikaisemmin julkaistuista validointitutkimuksista kahdeksanfaktoriiseen rakenteeseen päädyttiin myös espanjankielisen (Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015), italiankielisen (Calì ym., 2015), kiinankielisen (Lin, Hsu, Mehling & Yeh, 2017) sekä saksankielisen (Bornemann, Herbert, Mehling & Singer, 2015) MAIA-mittarin validointitutkimuksissa. Muuttujien latautuessa vapaasti eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti 9-faktoriisen rakenteen, jossa väittämät 13 ja 14 erkanivat alkuperäisestä rakenteesta omaksi faktorikseen. Näin kävi myös Mehlingin, Acree ja kollegojen (2018) MAIA-2 alkuperäisvalidoinnissa. Alkuperäisvalidoinnin tavoin malli hylättiin, koska yhdeksänfaktoriainen rakenne ei ollut teoriaan sopiva ja vain kaksi muuttujaa sisältävää faktoria ei ole suositeltavaa hyväksyä (ks. esim. Lloret-Segura ym., 2014).

Eksploratiivisessa faktorianalyysissä hyväksyttävien faktorilatausten rajana pidettiin .30:tä (Metsämuuronen, 2011). Hair ja kollegat (2014) pitävät tutkimuksen otosjoukon kokoon nähden pienimpänä hyväksyttävänä faktorilatauksena .35:tä. Faktorilataukset olivat Hairin ja kollegojen suositukseen nähden pääosin hyväksyttävällä tasolla, koska alle .35 latauksen eksploratiivisessa faktorianalyysissä saivat vain kolme väittämää, joista yhden lataus oli alkuperäisrakenteesta poikkeavalla faktorilla. Konfirmatorisessa faktorianalyysissä käytettiin samoja kriteereitä mallin sopivuuden arvioinnissa kuin MAIA-2 –mittarin alkuperäisessä validointitutkimuksessa (ks. Mehling, Acree ym. 2018). Sopivuusindekseistä RMSEA (0.65; (95% CI .060 – .070) ja SRMR (.075) olivat asetettujen raja-arvojen mukaisia. Sen sijaan CFI (.857) ja TLI (.842) jäivät mataliksi suhteutettuna yleisesti hyväksyttävinä pidettäviin sopivuusindeksien raja-arvoihin (ks. esim. Hu & Bentler, 1999), joiden mukaan niiden arvon tulisi olla vähintään .90, jotta mallia voitaisiin pitää hyväksyttävänä. Heikoimmin latautuvien väittämien poistaminen tai väittämien välisten kovarianssien hyväksyminen ei kuitenkaan merkittävästi parantanut sopivuusindeksien arvoja, joten malli päätettiin hyväksyä sellaisenaan. Saamamme tutkimustulokset ja sopivuusindeksien arvot ovat yhdensuuntaisia alkuperäisen

Mehlingin, Acreen ja kollegoiden (2018) validointitutkimuksen sekä muiden maiden validointitutkimusten tulosten kanssa (Machorrinho ym. 2019; Baranauskas, Grabauskaitė & Griðkova-Bulanova, 2016).

Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin heikkoutena voidaan nähdä ristikkäislataukset sekä alkuperäisrakenteessa ”Tarkkaavuuden säätely” -faktorille kuuluvan väittämän 16 poikkeuksellinen latautuminen ”Itsesäätely”-faktorille. Sen lataus oli otosjoukkoon nähden heikohko (Hair ym., 2014). ”Tarkkaavuuden säätely” ja ”Itsesäätely” eivät kuulu samalle ulottuvuudelle MAIA:n perustana olevassa kehotietoisuusmallissa (Mehling ym., 2012). Poikkeava latautuminen voi olla selitettävissä väittämän 16 ja muiden ”Tarkkaavuuden säätely” -faktorin väittämien välisellä sisällöllisellä erolla: Väittäjä 16 käsittelee kapea-alaisempaa tietoisuutta hengityksestä muiden faktorin väittämien viitatessa laaja-alaisempaan tietoisuuteen kehosta tai kehon asennosta.

Ristikkäisiä latauksia alkuperäisrakenteen mukaiselle omalle ja poikkeavalle faktorille saivat väittämät 13, 24 ja 33. Alkuperäisen rakenteen mukaisesti ”Taipumus olla huolestumatta” -faktorille kuuluva väittäjä 13 sai omalle faktorilleen vahvan latauksen ja lisäksi ”Havainnointi”-faktorille hyväksyttävän latauksen. Faktorit eivät kuulu samalle ulottuvuudelle Mehlingin ja kollegojen (2012) kehotietoisuusmallissa. Väittäjä 13 on ollut ongelmallinen myös muiden maiden validoinneissa ristikkäislatauksen (ks. Machorrinho ym., 2019) ja alhaisten faktorilatausten takia (ks. Calí ym., 2015; Lin ym., 2017; Shoji, Mehling, Hautzinger & Herbert, 2018). Alhaisen latauksen syyksi on arveltu sitä, että alkuperäisessä MAIA:ssa kaksi muuta ”Taipumus olla huolestumatta” -faktorin väittäjää ovat käänteisiä väittämän 13 ollessa suora (Lin ym., 2017). Väittämien suoruuden ja käänteisyyden merkitystä tukee tässä tutkimuksessa se, että faktorin suorat väittämät 13 ja 14 erkaantuivat yhdeksän faktorin mallissa omaksi faktorikseen.

Väittäjä 24 latautui hyväksyttävän suuruisilla latauksilla sekä ”Tunnetietoisuus” -faktorilleen että ”Havainnointi”-faktorille. Faktorit eivät kuulu samalle ulottuvuudelle Mehlingin ja kollegojen (2012) kehotietoisuusmallissa. Väittäjä on saanut ristikkäisiä latauksia myös muiden maiden validoinneissa (ks. Bornemann ym., 2015; Calí ym., 2015; Machorrinho ym., 2019). MAIA-J:n validointitutkimuksessa väittämät 23 ja 24 siirrettiin latausten perusteella osaksi ”Havainnointi”-faktoria, viitaten suurempaan kehon tuntemusten ja tunteiden integraatioon japanilaisessa kulttuurissa (Lin ym., 2017). Ongelmallisen latauksen syy voi olla myös väittämän 24 sisällöllisen ja sanallisen ulkomuodon ero muihin ”Tunnetietoisuus”-

faktorin väittämiin verrattuna. Väittämässä 24 ”*Kun jokin on vialla elämässäni, voin tuntea sen kehossani*” on muista poiketen käänteinen sanajärjestys. Lisäksi ”*Kun jokin on vialla elämässäni*” voi määrittyä objektiivisesti, eikä välttämättä ihmisen sisäisestä tunnemaailmasta käsin. ”Tunnetietoisuus” -faktorin ydin on nimenomaan tietoisuus tunnetilojen ja kehon tuntemusten yhteydestä.

Väittämä 33 latautui omalle ”Kehon kuuntelu” -faktorilleen vahvalla latauksella. Lisäksi se sai hyväksyttävän, mutta Hairin (2014) määrittelyyn pohjautuen ei-merkitsevän latauksen ”Itsesäätely”-faktorille. Faktorit kuuluvat samaan ulottuvuuteen Mehlingin ja kollegojen (2012) kehotietoisuusmallissa ja MAIA-P:n validoinnissa faktorit yhdistettiin väittämien latautuessa samalle faktorille (Machorrinho ym., 2019). Ristikkäislataus voi johtua faktorin väittämien sisällöllisestä erosta. Väittämä 33 käsittelee kehon tuntemusten havainnointia negatiivisesti värittyneessä tunnetilassa, mikä sisällöllisesti liittyy ”Itsesäätely” -faktorin. Kaksi muuta ”Kehon kuuntelu” -faktorin väittämää eivät sisällä esioletusta koetusta tunnetilasta. Lisäksi väittämän 33 erottaa muista käänteinen sanajärjestys.

4.2. Suomenkielisen MAIA-2 –mittarin luotettavuus

Suomennettu MAIA-2 –mittari ja sen faktorit osoittautuivat sisäisesti johdonmukaisiksi Cronbachin alfa -kertoimen perusteella (ks. Cortina, 1993). Muiden maiden validointitutkimuksissa (ks. esim. Bornemann ym., 2015; Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015) ja MAIA:n alkuperäistutkimuksessa (Mehling ym., 2012) faktoreiden ”Taipumus olla välttelemättä” ja ”Taipumus olla huolestumatta” reliabiliteetit ovat olleet heikkoja tai kyseenalaisia. Tässä tutkimuksessa molempien faktoreiden Cronbachin alfat saivat hyväksyttävän arvon, ja uusien väittämien lisääminen näihin kahteen faktoriin näyttäisi parantaneen niiden sisäistä johdonmukaisuutta. Lisäksi ”Havainnointi” -faktorin sisäinen johdonmukaisuus on ollut kyseenalainen MAIA:n alkuperäistutkimuksissa (Mehling ym., 2012; Mehling, Acree ym., 2018) sekä osassa muiden maiden validointeja (ks. esim. Machorrinho ym., 2019; Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015). Tässä tutkimuksessa sen alfan arvo oli hyväksyttävä.

Väittämien erotteluvoima osoittautui korjattujen osio-summa-korrelaatioiden perusteella hyväksi (ks. Metsämuuronen, 2011; Steiner, Norman & Cairney, 2015). Kuitenkin kaikki kolme ”Luottamus”-faktorin väittämää sekä kolme viidestä ”Tunnetietoisuus”-faktorin väittämistä saivat yli .70 korrelaation, mikä voi viitata faktoreiden kapea-alaisuuteen ja

väittämien tarpeettomaan samankaltaisuuteen (Steiner, Norman & Cairney, 2015). MAIA-2 –faktorien korrelaatiomatriisi oli yhdenmukainen verrattuna MAIA ja MAIA-2 alkuperäisvalidointeihin (Mehling ym., 2012; Mehling, Acree ym., 2018). Korkeimmat korrelaatiot olivat faktoreiden ”Itsesäätely” ja ”Kehon kuuntelu”, ”Tunnetietoisuus” ja ”Kehon kuuntelu”, ”Tunnetietoisuus” ja ”Havainnointi” sekä ”Tarkkaavuuden säätely” ja ”Itsesäätely” välillä, kuten Mehlingin, Acreen ja kollegojen (2018) validoinnissa. MAIA:n ensiversion validoinnissa (Mehling ym., 2012) kyseiset faktoriparit korreloivat keskenään samalla tavalla kuin tässä tutkimuksessa. ”Taipumus olla välttelemättä” ja ”Taipumus olla huolestumatta” korreloivat selkeästi heikoiten muihin faktoreihin sekä tässä tutkimuksessa että molemmissa alkuperäisvalidoinneissa.

Faktorittaiset pistekeskiarvot olivat pääosin alhaisempia ja keskihajonnat suurempia kuin Mehlingin ja kollegojen (2012) alkuperäistutkimuksessa, mikä johtunee tutkimusaineistojen eroista. Alkuperäistutkimuksen aineisto koostui kehotietoisuuden asiantuntijoista ja sitä harjoittavista ihmisistä, mikä selittänee korkeammat keskiarvot. Kuitenkin faktorin ”Taipumus olla huolestumatta” keskiarvo oli hyvin lähellä alkuperäistutkimuksessa saatua keskiarvoa. Muiden faktoreiden osalta keskiarvot ja -hajonnat olivat melko yhdenmukaisia MAIA-2 alkuperäistutkimuksessa (Mehling, Acree ym., 2018) saatujen arvojen kanssa.

Korrelaatiot suomenkielisen MAIA-2 –mittarin faktoreiden ja vertailumittareiden välillä tukevat suomenkielisen MAIA-2 –mittarin konvergenttia ja divergenttia validiteettia, ja saadut tulokset ovat pääosin yhdenmukaisia aikaisempien validointitutkimusten kanssa (Bornemann ym. 2015; Machorrinho ym. 2019; Mehling ym. 2012; Shoji ym. 2018). Suomenkielisen MAIA-2:n ja tietoista läsnäoloa mittaavan FFMQ:n ala-asteikot korreloivat positiivisesti keskenään, mikä havainnollistaa kehotietoisuuden ja tietoisien läsnäolon olevan kytköksissä toisiinsa. Sen sijaan kehotietoisuus oli käänteisessä yhteydessä tunne-elämän säätelyn vaikeuksiin, sillä tunne-elämän säätelyä mittaavan DERS:n ja suomenkielisen MAIA-2:n osa-asteikoiden välillä vallitsevat tilastollisesti merkitsevät korrelaatiot olivat yhtä osa-asteikkoa lukuun ottamatta negatiivisia. PCS-mittarin osalta voimakkaimmat korrelaatiot havaittiin MAIA-2 –mittarin osa-asteikon ”Taipumus olla huolestumatta” osalta, mikä on yhdenmukainen tulos Mehlingin ja kollegoiden (2012) tulosten kanssa. Tässä tutkimuksessa havaitut korrelaatiot ovat osittain heikompia suhteessa Mehlingin ja kollegoiden (2012) alkuperäistutkimuksessa saatuihin tuloksiin. Tähän voi osaltaan vaikuttaa, että alkuperäistutkimuksessa otosjoukko koostui kehotietoisuutta kehittävien aktiviteettien harjoittajista ja ohjaajista, kun taas tässä tutkimuksessa otos koostui yleisväestöstä eikä

osallistujilta kartoitettu kehotietoisuutta kehittävien aktiviteettien mahdollista harjoittamista. Lisäksi FFMQ-, DERS- ja PCS-mittareita ei ole validoitu Suomessa, mikä täytyy ottaa huomioon tuloksia arvioiessa.

4.3. Tutkimuksen arviointi

Tutkimusaineistossa esiintyi puuttuvia havaintoja, jotka voivat vaikuttaa tilastollisten analyysien tulosten luotettavuuteen. Tässä tutkimuksessa faktorianalyysit suoritettiin MAIA-2 –muuttujien kovarianssimatriisilla, jossa puuttuvat tiedot korvattiin EM-algoritmin avulla. Faktorianalyysien osalta kyseiseen menetelmään päädyttiin moni-imputoinnin sijasta, sillä SPSS-ohjelmisto ei mahdollista moni-imputoidun aineiston käyttöä faktorianalyyseissa. Menetelmää pidetään kuitenkin vahvana verrattuna puuttuvan tiedon tavanomaiseen käsittelyyn, kuten puuttuvia havaintoja sisältävien havaintoyksiköiden poistamiseen aineistosta (Graham, Cumsille & Shevock, 2013). EM-algoritmin menetelmän heikkoutena voidaan nähdä se, ettei se tuota tietoa keskivirheistä ja luottamusväleistä, eikä näin mahdollista hypoteesien testausta vaativia tilastollisia toimenpiteitä. Puuttuvan tiedon estimointimenetelmää itsessään on kuitenkin pidetty erinomaisena, ja se sopii käytettäväksi esimerkiksi faktorianalyysissa ja Cronbachin alfojen laskussa. Kovarianssimatriisin estimointi EM-algoritmilla on osoittautunut tutkimuksissa vahvaksi menetelmäksi eksploratiivisessa faktorianalyysissa (Berndaards & Sijtsma, 2000). Laskettaessa korrelaatioita MAIA-2 –mittarin sekä FFMQ-, DERS- ja PCS-mittareiden ala-asteikoiden välillä puuttuvat arvot moni-imputoitiin two-way –imputaatiolla, jota pidetään yksinkertaisena ja vahvana menetelmänä psykologisten itsearviointilomakkeiden puuttuvien arvojen korvaamisessa (Van Ginkel, Van der Ark & Sijtsma, 2007).

Tutkimuksessa päädyttiin käyttämään eksploratiivista faktorianalyysia ja suurimman uskottavuuden faktorointimenetelmää (*maximum likelihood*) sekä vinokulmaista promax-rotaatiota. Faktorianalyysi (verrattuna pääkomponenttianalyysiin) sopii käytettäväksi tilanteissa, joissa tutkijalla on jo etukäteen käsitys muuttujia yhdistävästä taustateoriasta (Metsämuuronen, 2011). Faktorointimenetelmistä suurimman uskottavuuden menetelmää voidaan pitää suositeltavimpana sen tuottaman lisäinformaation takia (Fabrigar & Wegener, 2012; Lloret-Segura ym., 2014). Sen soveltuvuutta tähän tutkimukseen voidaan kritisoida siitä, että muuttujat eivät noudata normaalijakaumaa, mikä on menetelmän taustaoletus. ML-menetelmän on kuitenkin havaittu olevan joustava oletuksen suhteen ja tuottavan luotettavia tuloksia myös, kun muuttujat ovat likimain normaalisia. Vinouden arvoa 2 ja huipukkuuden

arvoa 7 on esitetty riittäviksi (Fabrigar & Wegener, 2012) ja nämä raja-arvot selkeästi alittuivat tutkimuksessa. Khiin neliöön perustuva *Goodness-of-fit* –testi päätettiin tässä tutkimuksessa jättää huomiotta siihen kohdistuneen kritiikin takia (Lloret-Segura ym., 2014; Fabrigar & Wegener, 2012). Vinokulmaisten rotaatioiden käyttöä suositellaan, koska ne sallivat psykologisille ilmiöille tyypillisen faktoreiden korreloimisen keskenään, antavat usein selkeämmän tuloksen ja lisäinformaatiota suorakulmaisiin rotaatioihin verrattuna. Vinokulmaisista rotaatioista voidaan pitää parhaana selkeimmän rakenteen tuottavaa vaihtoehtoa (Lloret-Segura ym., 2014), joka tässä tutkimuksessa oli promax-rotatio.

Faktorianalyysissa käytettävä otos koostui 281 vastaajasta. Yleisen suosituksen mukaan faktorianalyysin otoskoko tulisi olla vähintään viisinkertainen analysoitaviin muuttujiin nähden, mutta suositeltavaa olisi 10:1 (Hair ym., 2014; Lloret-Segura ym., 2014). 200:n otosjoukkoa voidaan pitää riittävänä, kun faktorit koostuvat vähintään 3 väittämästä ja kommunaliteetit ovat .40 ja .70 välillä (Lloret-Segura ym., 2014). Kommunaliteettien ollessa pieniä, alle .30, olisi faktorianalyysin otoskoko suositeltavaa kasvattaa vähintään 400 vastaajaan. Tässä tutkimuksessa eksploratiivisissa faktorianalyysissa kahden väittämän (5 ja 15) kommunaliteetit olivat alle tämän rajan ja lisäksi neljän väittämän arvot olivat tällä rajalla. Otokoon riittävyys on tutkimuksessa kyseenalainen, ja otokoon kasvattaminen on mittarin jatkovalidointia varten tämän tutkimuksen perusteella suositeltavaa.

Tutkimuksen aineisto kerättiin mukavuusotantana, eikä se ole täten yleisväestöä kuvaava. Otantatavan vaikutukset näkyvät tutkimuksen aineiston sosiodemografisissa taustatekijöissä verrattaessa niitä yleisväestöön. Aineiston vastaajien keski-ikä vastasi melko hyvin yleisväestön keski-ikää (vrt. SVT, 2020). Vastaajista naisia oli 64 prosenttia eli korostuneesti yleisväestöön verrattuna. Vastaajista lähes kaksi kolmasosaa ilmoitti ylimmäksi tutkinnokseen korkeakoulututkinnon, kun yli 18-vuotiaasta yleisväestöstä korkeakoulutuksen omaa 33 prosenttia (SVT, 2019). Vastaavasti 43 prosenttia yleisväestöstä omaa toisen asteen koulutuksen, ja tässä tutkimuksessa toisen asteen ilmoitti koulutustasokseen hieman yli kolmannes. Yli 18-vuotiaasta yleisväestöstä työssäkäyviä on 53 prosenttia, työttömiä 6 prosenttia, opiskelijoita 5 prosenttia ja eläkeläisiä 32 prosenttia (SVT, 2019). Tässä tutkimuksessa työssäkäyviä oli lähes puolet vähemmän kuin yleisväestössä ja opiskelijoita oli yleisväestöön suhteutettuna lähes kahdeksankertaisesti. Vastaajista eläkeläisiä oli joka viides ja työttömien osuus oli lähes sama kuin yleisväestössä keskimäärin. Yleisväestöä koskevat koulutus- ja työllisyystiedot ovat vuodelta 2018. Tässä tutkimuksessa avoliitto, avioliitto ja

rekisteröity parisuhde muodostivat yhden yhteisen siviilisäädyn, ja Tilastokeskus tilastoi avioliitot erillisenä säätynä.

Sousan ja Rojjanasriratin (2011) mukaan mittarikäännösten laadun takaamiseksi käännöstyöhön tulee osallistua sekä kohde- että lähtökieltä äidinkielenään puhuvia ja kaksikulttuurisia kääntäjiä, joista osa tuntee mittarin aihealueen ja osa kulttuurillisen puhekielen. Käännöstyö on monivaiheinen. Kaksi kohdekieltä äidinkielenään taitavaa kääntäjää tuottaa kukin yhden kohdekielisen käännösversion, joiden pohjalta moniammatillinen tiimi luo yhteisen käännösversion. Tämän jälkeen kaksi mittaria tuntematonta lähtökieltä äidinkielenään puhuvaa kääntäjää luo kukin yhden takaisinkäännöksen lähtökielelle. Moniammatillinen tiimi vertaa takaisinkäännöksiä alkuperäisversioon, ja mahdolliset epäjohtonmukaisuudet korjataan. MAIA-2:n käännöstyö toteutettiin kyseisten vaiheiden kautta, mutta ammattikäntäjien asiantuntijuutta hyödynnettiin vähemmän kuin Sousa ja Rojjanasrirat (2011) suosittelevat. Käännöstyö voidaan kuitenkin nähdä onnistuneena, koska takaisinkäännös vastasi englanninkielistä mittarin alkuperäisversiota.

Kyselytutkimukseen, kuten psykologisten arviointilomakkeiden käyttöön yleensä, liittyy tulosten luotettavuuteen vaikuttavia tekijöitä (Beam, 2012). Kyselylomakkeiden täyttämisen tarkkuuteen ja huolellisuuteen voivat vaikuttaa useat eri tekijät, kuten olosuhteet, henkilön vireystila tai mieliala, kysymysten ymmärrettävyys tai kyselylomakkeen pituus. Tässä tutkimuksessa kyselylomake koostui useista eri mittareista, minkä seurauksena vastausaika vaihteli yksilöstä riippuen keskimäärin 15 ja 30 minuutin välillä. Lisäksi tutkimuksen tarkoituksena vuoksi kyselylomakkeet sisälsivät osin samankaltaisia osioita. Nämä tekijät ovat voineet vaikuttaa osallistujien mielenkiintoon vastata kaikkiin osioihin huolellisesti ja todenmukaisesti. Lisäksi kysymykset ovat saattaneet tuntua vastaajista sisällöllisesti vierailta, mikä on voinut alentaa kynnystä jättää vastaamatta.

5. LOPUKSI

Tutkimuksemme selvitti MAIA-2 –mittarin toimivuutta suomalaisessa yleisväestössä. MAIA-2 on ensimmäinen kehotietoisuutta käsittelevä suomenkielinen mittari, ja täten sen validointi edesauttaa kehotietoisuuden tutkimusta Suomessa. Yhteenvetona voidaan todeta, että suomenkielisen MAIA-2 –mittarin psykometriset ominaisuudet osoittautuivat pääosin yhdenmukaisiksi muiden käännösten validointitutkimusten kanssa (Bornemann ym. 2015; Mehling ym. 2012; Mehling, Acree ym. 2018). Teorian mukainen kahdeksanfaktorinen rakenne on havaittavissa myös suomenkielisellä mittarilla ja suomenkielistä MAIA-2 –mittaria voidaan pitää sisäisesti johdonmukaisena ja luotettavana kehotietoisuuden eri ulottuvuuksia mittaavana arviointimenetelmänä.

Jatkotutkimusta ajatellen tämän tutkimuksen perusteella on suositeltavaa kasvattaa otosjoukkoa tulosten luotettavuuden parantamiseksi. Lisäksi aineiston yleistettävyyks olisi parannettavissa keräämällä aineistoa monipuolisemmin eri ikäryhmistä sekä eri työllisyys- ja koulutustaustoista. Jatkovalidointien tulosten mukaan voisi myös harkita tässä tutkimuksessa taustateoriasta poikkeaville faktoreille latautuvien väittämien siirtämistä osaksi faktoreita, joille ne latautuvat tai niiden poistamista mittarista kokonaan. Jatkotutkimuksen osalta tutkimusasetelmaan voisi sisällyttää vertailua kehotietoisuutta kehittäviä aktiviteetteja harjoittavien sekä harjoittamattomien välillä tai hyödyntää suomenkielistä MAIA-2 –mittaria kehotietoisuutta kehittävien interventoiden vaikuttavuuden arvioinnissa.

LÄHTEET

- Baer, R., Smith, G., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using Self-Report Assessment Methods to Explore Facets of Mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27–45. doi: 10.1177/1073191105283504
- Baranauskas, M., Grabauskaitė, A. & Griðkova-Bulanova, I. (2016). Psychometric Characteristics of Lithuanian Version of Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness. *Neurologijos seminarai* 20(70), 202–206. doi:10.3389/fpsyg.2015.00120
- Beam, G. (2012). *The Problem with Survey Research*. New Jersey: Transaction Publishers.
- Berenguer, C., Rebôlo, C., & Costa, R. (2019). Interoceptive Awareness, Alexithymia, and Sexual Function. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 45(8), 729–738. doi: 10.1080/0092623X.2019.1610128
- Bernaards, C., & Sijtsma, K. (2000). Influence of Imputation and EM Methods on Factor Analysis when Item Nonresponse in Questionnaire Data is Nonignorable. *Multivariate Behavioral Research*, 35(3), 321–364. doi: 10.1207/S15327906MBR3503_03
- Bornemann, B., Herbert, B., Mehling, W., & Singer, T. (2015). Differential changes in self-reported aspects of interoceptive awareness through 3 months of contemplative training. *Frontiers in Psychology*, 5, artikkeli 1504. doi: 10.3389/fpsyg.2014.01504
- Brown, T., Vanzhula, I., Reilly, E., Levinson, C., Berner, L., Krueger, A., ... & Wierenga, C. (2020). Body Mistrust Bridges Interoceptive Awareness and Eating Disorder Symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 129(5), 445–456. doi: 10.1037/abn0000516
- Calì, G., Ambrosini, E., Epicconi, L., Mehling, W. E. & Committeri, G. (2015). Investigating the relationship between interoceptive accuracy, interoceptive awareness and emotional susceptibility. *Frontiers in Psychology*, 6, artikkeli 1202. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01202
- Cortina, J. M. (1993). What Is Coefficient Alpha? An Examination of Theory and Applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98–104.
- Craig, A. D. (2002). How do you feel? Interoception: The sense of the physiological condition of the body. *Nature Reviews Neuroscience*, 3(8), 655–666. doi: 10.1038/nrn894
- Craig, A. D. (2003). Interoception: The sense of the physiological condition of the body. *Current Opinion in Neurobiology*, 13(4), 500–505. doi: 10.1016/S0959-4388(03)00090-4
- Craig, A. D. (2014). *How do you feel? An interoceptive moment with your biological self*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Craig, A. D. (2016). Interoception and emotion: A neuroanatomical perspective. Teoksessa Barrett, L., Lewis, M., Haviland-Jones, J., & Anderson, A. (toim.) *Handbook of emotions* (4. painos) (s. 215–234). New York, NY: The Guilford Press.
- Duffy, M., Rogers, M., & Joiner, T. (2018). Body trust as a moderator of the association between exercise dependence and suicidality. *Comprehensive Psychiatry*, 85, 30–35. doi: 10.1016/j.comppsy.2018.06.005
- Fabrigar, L., & Wegener, D. (2012). *Exploratory factor analysis*. Oxford: Oxford University Press.

Garfinkel, S. N. & Critchley, H. D. (2013). Interoception, emotion and brain: new insights link internal physiology to social behaviour. *Commentary on: "Anterior insular cortex mediates bodily sensibility and social anxiety" by Terasawa et al. (2012). Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 8(3), 231–234.

Garfinkel, S., Seth, A., Barrett, A., Suzuki, K., & Critchley, H. (2015). Knowing your own heart: Distinguishing interoceptive accuracy from interoceptive awareness. *Biological Psychology*, 104, 65–74. doi: 10.1016/j.biopsycho.2014.11.004

Gignac, G. E. (2019). *How2statsbook* (1. painos). Perth: Kirjoittaja.

Graham, J. W., Cumsille, P. E., & Shevock, A. E. (2013). Methods for handling missing data. Teoksessa J. A. Schinka, W. F. Velicer, & I. B. Weiner (toim.) *Handbook of psychology: Research methods in psychology* (2. painos) (s. 109–141). Hoboken: John Wiley & Sons Inc.

Hair, J. F., Black, W. C, Babin, B. B., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7. painos). Harlow: Pearson.

Hallion, L. S., Steinman, S. A., Tolin, D. F., & Diefenbach, G. J. (2018). Psychometric Properties of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) and Its Short Forms in Adults With Emotional Disorders. *Frontiers in psychology*, 9, artikkeli 539. doi: 10.3389/fpsyg.2018.00539

Hanley, A., Mehling, W., & Garland, E. (2017). Holding the body in mind: Interoceptive awareness, dispositional mindfulness and psychological well-being. *Journal of Psychosomatic Research*, 99, 13–20. doi: 10.1016/j.jpsychores.2017.05.014

Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: *Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118.

Khalsa, S. S., Adolphs, R., Cameron, O. G., Critchley, H. D., Davenport, P. W., Feinstein, J. S., ... the Interoception Summit 2016 participants. (2018). Interoception and mental health: A roadmap. *Biological Psychiatry: Cognitive Neuroscience and Neuroimaging*, 3(6), 501–513. doi: 10.1016/j.bpsc.2017.12.004

Lin, F., Hsu, C., Mehling, W., & Yeh, M. (2017). Translation and Psychometric Testing of the Chinese Version of the Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness. *Journal of Nursing Research*, 25(1), 76–84. doi: 10.1097/jnr.0000000000000182

Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151–1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361

Machorrinho, J., Veiga, G., Fernandes, J., Mehling, W., & Marmeleira, J. (2019). Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness: Psychometric Properties of the Portuguese Version. *Perceptual and Motor Skills*, 126(1), 87–105. doi: 10.1177/0031512518813231

Mehling, W. E. (2016). Differentiating attention styles and regulatory aspects of self-reported interoceptive sensibility. *Philosophical Transactions Of The Royal Society B-Biological Sciences*, 371(1708), artikkeli 20160013. doi: 10.1098/rstb.2016.0013

- Mehling, W. E., Acree, M., Stewart, A., Silas, J., & Jones, A. (2018). The Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness, Version 2 (MAIA-2). *PLoS ONE*, 13(12), artikkeli e0208034. doi: 10.1371/journal.pone.0208034
- Mehling, W., Chesney, M., Metzler, T., Goldstein, L., Maguen, S., Geronimo, C., ... Neylan, T. (2018). A 12-week integrative exercise program improves self-reported mindfulness and interoceptive awareness in war veterans with posttraumatic stress symptoms. *Journal of Clinical Psychology*, 74(4), 554–565. doi: 10.1002/jclp.22549
- Mehling, W. E., Gopisetty, V., Daubenmier, J., Price, C., Hecht, F., Stewart, A., & García, A. (2009). Body Awareness: Construct and Self-Report Measures (Body Awareness). *PLoS ONE*, 4(5), artikkeli e5614. doi: 10.1371/journal.pone.0005614
- Mehling, W. E., Price, C., Daubenmier, J. J., Acree, M., Bartmess, E. & Stewart, A. (2012) The Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness (MAIA). *PLoS ONE* 7(11), artikkeli e48230. doi: 10.1371/journal.pone.0048230
- Metsämuuronen, J. (2011). *Tutkimuksen tekemisen perusteet ihmistieteissä: tutkijalaitos* (4. korjattu laitos, 1. painos.). Helsinki: International Methelp.
- Oldroyd, K., Pasupathi, M., & Wainryb, C. (2019). Social Antecedents to the Development of Interoception: Attachment Related Processes Are Associated With Interoception. *Frontiers in Psychology*, 10, artikkeli 712. doi: 10.3389/fpsyg.2019.00712
- Pett, M., Lackey, N., & Sullivan, J. (2003). *Making sense of factor analysis: the use of factor analysis for instrument development in health care research*. Thousand Oaks: SAGE.
- Price, C., Thompson, E., Crowell, S., & Pike, K. (2019). Longitudinal effects of interoceptive awareness training through mindful awareness in body-oriented therapy (MABT) as an adjunct to women's substance use disorder treatment: A randomized controlled trial. *Drug and Alcohol Dependence*, 198, 140–149. doi: 10.1016/j.drugalcdep.2019.02.012
- Sherrington, C. S. (1906). *The Integrative Action of the Nervous System*. New Heaven: Yale University Press.
- Shoji, M., Mehling, W., Hautzinger, M., & Herbert, B. (2018). Investigating Multidimensional Interoceptive Awareness in a Japanese Population: Validation of the Japanese MAIA-J. *Frontiers in Psychology*, 9, artikkeli 1855. doi: 10.3389/fpsyg.2018.01855
- Solano López, A., & Moore, S. (2019). Dimensions of Body-Awareness and Depressed Mood and Anxiety. *Western Journal of Nursing Research*, 41(6), 834–853. doi: 10.1177/0193945918798374
- Sousa, V. D. & Rojjanasrirat, W. (2011). Translation, adaptation and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: a clear and user-friendly guideline. *Journal of evaluation in clinical practice*, 17(2), 268–274. doi: 10.1111/j.1365-2753.2010.01434.x
- Streiner, D., Norman, G., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5. painos.). Oxford: Oxford University Press.
- Sullivan, M. J. L. (2009). *The Pain Catastrophizing Scale. User Manual*. Noudettu osoitteesta https://sullivan-painresearch.mcgill.ca/pdf/pcs/PCSTManual_English.pdf

Sullivan, M., Bishop, S., & Pivik, J. (1995). The Pain Catastrophizing Scale: Development and Validation. *Psychological Assessment*, 7(4), 524–532. doi: 10.1037/1040-3590.7.4.524

Suomen virallinen tilasto (SVT) (2019). Suomen tilastokeskuksen PxWeb-tietokannat. Helsinki: Tilastokeskus. Noudettu 15.9.2020 osoitteesta: http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin__vrm/

Suomen virallinen tilasto (SVT) (2020): Suomi lukuina. Väestö. Väestö 31.12. Helsinki: Tilastokeskus. Noudettu 15.7.2020 osoitteesta: http://www.stat.fi/tup/suoluk/suoluk_vaesto.html

Todd, J., Aspell, J., Barron, D., & Swami, V. (2019). Multiple dimensions of interoceptive awareness are associated with facets of body image in British adults. *Body Image*, 29, 6–16. doi: 10.1016/j.bodyim.2019.02.003

Tsakiris, M. (2017). The multisensory basis of the self: From body to identity to others. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 70(4), 597–609. doi: 10.1080/17470218.2016.1181768

UCSF (ei päivätty). Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness. [MAIA:n virallinen verkkosivu] Noudettu 17.9.2020 osoitteesta <https://osher.ucsf.edu/maia>

Valenzuela-Moguillansky, C., & Reyes-Reyes, A. (2015). Psychometric properties of the multidimensional assessment of interoceptive awareness (MAIA) in a Chilean population. *Frontiers in Psychology*, 6, artikkeli 120. doi: 10.3389/fpsyg.2015.00120

Van Ginkel, J. & Van der Ark, L. (2010). SPSS Syntax for Two-Way Imputation of Missing Test Data for Separate Scales. Noudettu osoitteesta 20.3.2020 <https://www.universiteitleiden.nl/en/staffmembers/joost-van-ginkel/publications#tab-1>

Van Ginkel, J. R., Van der Ark, L. A., & Sijtsma, K. (2007). Multiple imputation for item scores when test data are factorially complex. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 60, 315–337.

Weaver, B., & Maxwell, H. (2014). Exploratory factor analysis and reliability analysis with missing data: A simple method for SPSS users. *The Quantitative Methods for Psychology*, 10(2), 143–152.

Willem, C., Gandolphe, M., Roussel, M., Verkindt, H., Pattou, F., & Nandrino, J. (2019). Difficulties in emotion regulation and deficits in interoceptive awareness in moderate and severe obesity. *Eating and Weight Disorders: EWD*, 24(4), 633–644. doi: 10.1007/s40519-019-00738-0

LIITE: Suomenkielinen MAIA-2 –Kehotietoisuus-mittari

KEHOTIETOISUUS

Arvioi asteikolla 0–5, kuinka hyvin alla olevat väittämät sopivat sinun päivittäiseen elämääsi.

0= Ei koskaan, 5= aina.

Ympyröi yksi vaihtoehto jokaisen väittämän kohdalta.

1. Kun olen jännittynyt, havaitsen missä kohtaa kehossani jännitys tuntuu.	0	1	2	3	4	5
2. Huomaan, kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle.	0	1	2	3	4	5
3. Huomaan, missä kohdin kehoani tunnen oloni miellyttäväksi.	0	1	2	3	4	5
4. Huomaan muutoksen hengityksessäni, kuten hengityksen hidastumisen tai kiihtymisen.	0	1	2	3	4	5
5. Jätän huomiotta fyysisen jännittyneisyyden tai epämukavan olon, kunnes nämä tuntemukset muuttuvat vakavammiksi.	0	1	2	3	4	5
6. Yritän viedä huomioni pois epämukavuuden tunteista.	0	1	2	3	4	5
7. Kun koen kipua tai epämukavuutta, yritän päästä sen läpi.	0	1	2	3	4	5
8. Yritän jättää kivun huomioimatta.	0	1	2	3	4	5
9. Työnnän epämukavuuden tunteet pois keskittymällä johonkin muuhun.	0	1	2	3	4	5
10. Kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle, teen jotain muuta, etten tunne näitä	0	1	2	3	4	5
11. Kun tunnen fyysistä kipua, menen pois tolaltani.	0	1	2	3	4	5
12. Alan huolestua, että jokin on vialla, mikäli tunnen oloni yhtään epämukavaksi.	0	1	2	3	4	5
13. Voin huomata epämiellyttäviä kehon tuntemuksia ilman että huolestun niistä.	0	1	2	3	4	5
14. Voin pysyä rauhallisena enkä huolestu, kun tunnen epämukavuutta tai kipua.	0	1	2	3	4	5
15. Kun tunnen epämukavuutta tai kipua, en voi saada sitä pois mielestäni.	0	1	2	3	4	5
16. Pystyn keskittymään hengitykseeni ilman että ympärilläni olevat asiat häiritsevät minua.	0	1	2	3	4	5
17. Pystyn säilyttämään tietoisuuteni kehoni sisäisistä tuntemuksista, vaikka ympärilläni tapahtuu kaikenlaista.	0	1	2	3	4	5
18. Keskustellessa toisen kanssa pystyn kiinnittämään huomiota asentooni.	0	1	2	3	4	5
19. Pystyn kiinnittämään huomioni takaisin kehooni, jos jokin keskeyttää minut.	0	1	2	3	4	5
20. Pystyn suuntaamaan huomioni uudelleen ajattelemisesta kehoni aistimiseen.	0	1	2	3	4	5
21. Pystyn säilyttämään tietoisuuden koko kehostani, vaikka osa minusta kokee kipua tai epämukavuuden tunnetta.	0	1	2	3	4	5
22. Pystyn tietoisesti keskittymään koko kehooni.	0	1	2	3	4	5
23. Huomaan, kuinka kehoni muuttuu, kun olen vihainen.	0	1	2	3	4	5
24. Kun jokin on vialla elämässäni, voin tuntea sen kehossani.	0	1	2	3	4	5
25. Huomaan, että kehoni tuntuu erilaiselta rauhallisen kokemuksen jälkeen.	0	1	2	3	4	5
26. Huomaan, että hengitykseni vapautuu ja muuttuu helpoksi, kun tunnen oloni miellyttäväksi.	0	1	2	3	4	5
27. Huomaan, miten kehoni muuttuu, kun tunnen iloa/onnea.	0	1	2	3	4	5
28. Kun kaikki tuntuu olevan liikaa, voin löytää rauhallisen paikan sisältäni.	0	1	2	3	4	5
29. Kun keskityn kehooni, tunnen oloni rauhalliseksi.	0	1	2	3	4	5
30. Voin käyttää hengitystä jännittyneisyyden tunteen vähentämiseen.	0	1	2	3	4	5
31. Kun olen kiinni ajatuksissani, voin rauhoittaa mieltäni keskittymällä kehooni/hengitykseeni.	0	1	2	3	4	5
32. Kuuntelen kehoni viestejä tunnetiloistani.	0	1	2	3	4	5
33. Kun olen poissa tolaltani, tarkastelen rauhassa, miltä kehossani tuntuu.	0	1	2	3	4	5
34. Kuuntelen kehoni tuntemuksia siitä, mitä minun pitäisi tehdä.	0	1	2	3	4	5
35. Olen kotona kehossani.	0	1	2	3	4	5
36. Tunnen, että kehoni on turvallinen paikka.	0	1	2	3	4	5
37. Luotan kehoni tuntemuksiin.	0	1	2	3	4	5