

KATARIINA KÄTKÄ, PINJA KETTUNEN, ANU RUUSUNEN, SOILI LEHTO, BEATE HERBERT  
& KIRSI HONKALAMPI



## Suomenkielisen MAIA-2-mittarin validointitutkimus yleisväestöaineistolla

Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2) on 37 väittämästä koostuva kehotietoisuuden itsearviointimenetelmä. Tässä tutkimuksessa validoitiin suomennettu MAIA-2-mittari yleisväestöotoksessa ( $n = 285$ ). Tutkimuksessa määritettiin mittarin faktorirakenne ja tutkittiin sen psykometrisiä ominaisuuksia. Tuloksia tarkasteltiin suhteessa MAIA-2-mittarin alkuperäistutkimuksiin sekä muissa maisa tehtyihin validointitutkimuksiin. Tilastollisina analyysimenetelminä käytettiin eksploratiivista ja konfirmatorista faktorianalyysia, Cronbachin alfakerrointa sekä Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokerrointa. Sopivuusindeksin tasoa verrattiin aiempien validointitutkimusten ja alkuperäisvalidointien indekseihin sekä yleisesti hyväksyttäviin raja-arvoihin. Konvergentin ja divergentin validiteetin tarkastelussa verrokkimittareina 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. Cronbachin alfan arvot olivat kauttaaltaan hyväksyttäviä. MAIA-2:n faktoreiden ja verrokkimittareiden välisten korrelaatioiden tarkastelu tuki mittarin konvergenttia ja divergenttiä validiteettia. Mittarin psykometriset ominaisuudet osoittautuivat pääosin yhdenmukaisiksi muiden mittarin kieliversioiden validointitutkimusten kanssa. Suomenkielistä MAIA-2-mittaria voidaan pitää sisäisesti johdonmukaisena ja luotettavana kehotietoisuuden eri ulottuvuuksia mittaavana arviointimenetelmänä.

**Avainsanat:** Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2), kehotietoisuus, interoseptio, validointitutkimus

### JOHDANTO

Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness (MAIA) on Mehlingin kollegoineen (2012) kehittämä kehotietoisuuden eli interoseption itsearviointimenetelmä. Mittari pohjautuu kehotietoisuusmalliin, joka kehitettiin kahden-toista psykometrisiltä ominaisuuksiltaan tutkitun kehotietoisuusmittarin, kolmen tietoisien läsnäolon mittarin sekä kehotietoisuutta koskevan tutkimustiedon synteessä (Mehling ym., 2009, 2012). Mittari kehitettiin tarpeeseen tavoittaa kehotietoisuuden moniulotteinen luonne, joka

voisi tuoda selkoa ristiriitaisiin tutkimustuloksiin kehotietoisuuden yhteyksistä sairauteen ja hyvinvointiin. MAIA-mittaria edeltäneet kehotietoisuuden itsearviointimenetelmät käsittivät kehotietoisuuden suppeana ilmiönä sen teoria-taustaan nähden ja osoittautuivat puutteellisiksi psykometrisiltä ominaisuuksiltaan (Mehling ym., 2009).

MAIA-mittari on osoittautunut luotettavaksi ja toimivaksi kehotietoisuuden arviointimenetelmäksi (ks. esim. Bornemann, Herbert, Mehling & Singer, 2015; Cali, Ambrosini, Epicconi, Mehling & Committeri, 2015; Valenzuela-Moguillansky

& Reyes-Reyes, 2015). MAIA-2 kehitettiin tavoitteena edistää mittarin kahden faktorin, ”Taipumus olla välttelemättä” (Not-Distracting) ja ”Taipumus olla huolestumatta” (Not-Worrying), sisäistä johdonmukaisuutta (Mehling, Acree, Stewart, Silas & Jones, 2018). ”Taipumus olla välttelemättä” -faktoriin lisättiin kolme käänteistä väittämää ja ”Taipumus olla huolestumatta” -faktoriin yksi suora ja yksi käänteinen väittämä, ja mittarin väittämäluku nousi 32:sta 37:ään. ”Taipumus olla välttelemättä” -faktorin sisäinen johdonmukaisuus parani, ja ”Taipumus olla huolestumatta” -faktorin sisäinen johdonmukaisuus pysyi vähän alle tavoitellun tason.

MAIA-mittarin tutkimuskäyttö on viime vuosina tarjonnut uutta tietoa esimerkiksi kehotietoisuuden yhteyksistä tietoiseen läsnäoloon ja psykologiseen hyvinvointiin (Hanley, Mehling & Garland, 2017), ahdistuneisuuteen ja masentuneisuuteen (Solano López & Moore, 2019), kiintymystyyleihin (Oldroyd, Pasupathi & Wainryb, 2019), kehonkuvaan (Todd, Aspell, Barron & Swami, 2019), ylipainoon (Willem ym., 2019) ja syömishäiriöihin (Brown ym., 2020). MAIA-mittaria on hyödynnetty myös tietoiseen läsnäoloon ja kehollisiin tekniikoihin pohjautuvien interventioiden vaikuttavuustutkimuksissa (Mehling, Chesney ym., 2018; Price, Thompson, Crowell & Pike, 2019). Kyseessä on siis laajassa käytössä oleva tutkimusväline ja tiettävästi ensimmäinen suomenkielinen validoitu kehotietoisuusmittari.

Tähän mennessä MAIA on suomen ohella käännetty 26 kielelle, ja käännösmittareiden validointitutkimuksia on julkaistu 14 (UCSF, ei päivätty). Validoiduista käännösmittareista uudistettuun MAIA-2-mittariin pohjautuu portugalinkielinen seitsemäntekijäinen MAIA-P (Machorrinho, Veiga, Fernandes, Mehling & Marmeleira, 2019) ja suomenkielinen versio. Käännöstyö ja mahdollinen validointi on käynnissä kolmelle uudelle kielelle (UCSF, ei päivätty). Lisäksi vastikään on julkaistu lapsille ja nuorille suunnattu mittarin versio (Jones ym., 2020).

### **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, kyläisyyden 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). Interoseptiivisista ja eksteroseptiivisista aistimuksista yhdessä muodostuu yksilön kokemus omasta, muista erillisestä ja ainutlaatuisesta kehosta ja sen tuntemuksista (Tsakiris, 2017). Interoseption päätehtävänä on palvella kehon homeostaasin säätelyä, minkä osana se vaikuttaa myös koettuihin tunteisiin ja käyttäytymiseen (Craig, 2016).

Interoseption voidaan katsoa jakautuvan kolmeen osa-alueeseen, jotka ovat interoseptiivinen tarkkuus, interoseptiivinen herkkyys ja interoseptiivinen tietoisuus (Garfinkel & Critchley, 2013; Garfinkel, Seth, Barrett, Suzuki & Critchley, 2015). Interoseptiivinen tarkkuus viittaa yksilön kykyyn havaita kehon tuntemuksia, mitä mitataan objektiivisesti sydämen lyöntitiheyden havaitsemisen testeillä. Interoseptiivinen herkkyys tarkoittaa subjektiivista kokemusta omasta taipumuksesta havaita kehon sisäisiä tuntemuksia, mitä voidaan mitata esimerkiksi itsearviointimenetelmien avulla. Interoseptiivinen tietoisuus viittaa yksilön metakognitiiviseen käsitykseen interoseptiivisesta tarkkuudestaan.

MAIA-itsearviointimittari mittaa subjektiivista kokemusta tietoisesta kehon tuntemusten havainnoinnista, ja mittarin kehotietoisuuskäsitys on verrattavissa Garfinkelin ja Critchleyn (2013) interoseptiivisen herkkyyden käsitteeseen, vaikkakin laajemmassa merkityksessä (Mehling, 2016; Mehling, Acree ym., 2018). MAIA:n perustana oleva kehotietoisuus on tietoisuutta positiivisista, negatiivisista ja neutraaleista kehon interoseptiivisista sekä kehon liikettä ja asentoa koskevista proprioseptiivisista tuntemuksista, joihin kohdistuvaa tarkkaavuutta ja reagointia voidaan säädellä (Mehling ym., 2009, 2012). Kehotietoisuus käsitetään vuorovaikutteisena prosessina ke-

hon fysiologisten tilojen ja toimintojen, tunne- ja käytösvasteiden sekä tuntemuksille annettavien tulkintojen välillä, mitä sosiaalisessa ympäristössä vallitsevat uskomukset ja asenteet osaltaan ohjaavat. Tässä tutkimuksessa kehotietoisuudella viitataan tähän MAIA:n käsitteellisenä perustana olevaan subjektiiviseen kehotietoisuuteen.

### Tutkimuskysymykset

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli validoida ja standardoida MAIA-2-mittarin suomenos tutkimuskäyttöön. Tutkimuksen tavoitteena oli tutkia mittarin faktorirakennetta ja psykometrisiä ominaisuuksia sekä luotettavuutta suomenkielisessä yleisväestöaineistossa verrokkimittareita hyödyntäen. Tutkimuksen tuloksia verrattiin alkuperäistutkimukseen (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) sekä muiden maiden validointitutkimusten tuloksiin.

Tutkimuskysymykset olivat:

- 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?

Oletuksena oli, että MAIA-2-mittarin rakenne on kahdenksanfaktorinen ja yhdenmukainen mittarin alkuperäisen rakenteen (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) kanssa. MAIA-2:n oletettiin olevan sisäisesti johdonmukainen ja luotettava, koska MAIA:n ja MAIA-2:n alkuperäisvalidoinnit (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) sekä käännösversioiden validoinnit (ks. esim. Bornemann ym., 2015; Machorincho ym., 2019; Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015) ovat sen jo osoittaneet.

### MENETELMÄT

#### Aineisto ja aineistonkeruu

Tämän tutkimuksen aineisto kerättiin lokakuun 2019 ja tammikuun 2020 välisenä aikana Itä-Suomen yliopistossa. Aineisto on kerätty mu-

kavuusotantana välittämällä linkkiä sähköiseen kyselylomakkeeseen sosiaalisessa mediassa sekä tutkimuksen tekijöiden sosiaalisissa verkostoissa. Lisäksi aineistoa kerättiin paperisella lomakkeella paikallisen pääkirjaston aulaan kahtena perättäisenä päivänä. Paperiseen kyselylomakkeeseen vastasi 107 vastaajaa ja sähköiseen kyselylomakkeeseen 178 vastaajaa. Yhteensä kyselyyn vastasi 285 henkilöä.

Tutkimuksen toteuttamiselle on Itä-Suomen yliopiston eettisen toimikunnan puolto. Tutkimukseen osallistuminen oli osallistujille vapaaehtoista ja anonymiä. Paperiset kyselylomakkeet palautettiin suljetussa kirjekuoressa anonymiteettiä säilyttämiseksi. Kyselyn ensimmäisellä sivulla jokainen vastaaja luki tiedotteen, jonka päätteeksi antoi suostumuksensa tutkimukseen. Tiedotteessa osallistujalle kerrottiin tutkimuksesta ja sen tavoitteista, tietojen käsittelystä, osallistumisen vapaaehtoisuudesta, täysi-ikäisyydestä ja anonymiteetistä sekä oikeudesta keskeyttää vastaaminen minä hetkenä hyvänsä. Osallistujille ilmoitettiin myös mahdollisuus lisätietojen saamiseen sekä tutkimuksesta vastaavan henkilön yhteystiedot.

Taustamuuttujia olivat vastaajien syntymävuosi, sukupuoli, siviilisääty, koulutus ja työllisyystilanne. Aineiston taustamuuttujatiedot on esitetty Taulukossa 1. Vastaajien keski-ikä oli 41.0 vuotta, ja ikäryhmistä alle 30-vuotiaat kattoivat lähes puolet aineistosta. Vastaajista yli kaksi kolmasosaa oli naisia, ja yli puolet vastaajista ilmoitti suorittaneensa korkeakoulututkinnon. Yli puolet vastaajista ilmoitti siviilisäädykseen 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.

#### Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2)

Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2) on 37 väittämää sisältävä kehotietoisuuden itsearviointimenetelmä (Mehling, Acree ym., 2018). Väittämät arvioidaan kuusiportaisella Likert-asteikolla (0–5, 0 =

**TAULUKKO I.** Sosiodemografiset tekijät ( $n = 285$ ).

| Taustatieto                                     | Määrä (n)   | Osuus (%) |
|---|-------------|-----------|
| <b>IKÄ VUOSINA</b>                              |             |           |
| Alle 30*  | 128         | 44.9      |
| 30–59   | 84          | 29.5      |
| 60 ja yli                                       | 70          | 24.6      |
| Ei tietoa                                       | 3           | 1.1       |
| KA (KH)   | 41.0 (20.0) | –         |
| <b>SUKUPUOLI</b>                                |             |           |
| Mies  | 93          | 32.6      |
| Nainen  | 181         | 63.5      |
| Muu   | 5           | 1.8       |
| Ei tietoa                                       | 6           | 2.1       |
| <b>SIVILISÄÄTY</b>                              |             |           |
| 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       |
| <b>KOULUTUS</b>                                 |             |           |
| 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       |
| <b>TYÖLLISYYSTILANNE</b>                        |             |           |
| 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       |

\*Kyselyyn osallistui kolme alle 18-vuotiasta

ei koskaan – 5 = aina). Väittämät muodostavat kahdeksan kehotietoisuusfaktoria, jotka on kuvattu Taulukossa 2. Kysely pisteytetään laskeamalla pisteiden keskiarvo faktoreittain käänteiset väittämät huomioiden.

MAIA-2 käännettiin suomen kielelle sen englanninkielisestä alkuperäisversiosta. Mittari

käännettiin suomeksi tutkimusryhmässä. Mittaria tuntematon ammattikäntäjä teki suomenkielisestä käännösversiosta englanninkielisen takaisinkäännöksen. Englanninkielisen alkuperäismittarin ja takaisinkäännöksen vertailun perusteella tutkimusryhmä totesi suomennetun MAIA-2-mittarin vastaavan alkuperäisversiota.

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

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

R = käänteinen väittämä

## Verrokkimittarit

Tutkimukseen valittiin kolme suomennettua verrokkimittaria Mehlingin ja kollegojen (2012) alkuperäisvalidoinnissa käyttämistä verrokkimittareista. Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) on tietoisien läsnäolon itsearviointimenetelmä (Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer & Toney, 2006). 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 tunteiden havainnointia (engl. *observing*), tunteiden sanoittamista (*describing*), tietoisuuden keskittämistä nykyhetken toimintoihin (*acting with awareness*), sisäisten tunteiden tuomitsematonta havainnointia (*nonjudging of inner experience*) ja kykyä sallia kehollisten tunteiden tulla ja mennä antamatta niille valtaa viedä mukanaan (*nonreactivity to inner experience*). Alkuperäisversion validoinnissa näiden viiden faktorin sisäinen johdonmukaisuus Cronbachin alfa-kertoimella mitattuna vaihteli välillä .75 ja .91 (ks. Baer ym., 2006). Mittari on ollut Suomessa aiemmin tutkimuskäytössä (Lappalainen, Langrial, Oinas-Kukkonen, Tolvanen & Lappalainen, 2015; Sairanen ym., 2017).

Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) on laajasti käytetty tunteiden säätelyn vaikeuksia mittaava itsearviointilomake (Hallion, Steinman, Tolin & Diefenbach, 2018). Mittari sisältää 36 väittämää, joita arvioidaan viisiportaisen Likert-asteikon avulla (1 = melkein ei koskaan 0–10 % – 5 = lähes aina 91–100 %). Mittarin kuusi faktoria ovat tunteiden hyväksyntä (*non-acceptance of emotion*), omien päämäärien mukaan toimiminen (*difficulty engaging in goal-directed behaviors*), impulsiivisuuden hallinta ja kyky toimia tavoitteellisesti negatiivisista tunteuksista huolimatta (*impulse control difficulties*), tietoisuus tunteista (*lack of emotional awareness*), tilannesidonnaisten säätelystrategioiden käyttö (*limited access to strategies for emotion regulation*) sekä tunteiden selkeys (*lack of emotional clarity*). Koko mittarin sisäinen johdonmukaisuus on Cronbachin alfa-kertoimella mitattuna .93 ja faktoreittain jokaisella yli .80 (ks. Hallion ym., 2018). DERS on validoitu Suomessa (Eloranta, Kaltiala, Lindberg, Kaivosoja & Pel-

tonen, 2020). Suomenkielinen DERS on todettu alkuperäisrakenteen mukaisesti kuusifaktoriseksi ja luotettavaksi mittariksi.

Pain Catastrophizing Scale (PCS) on kipukokemuksiin liittyviä katastrofijatuksia mittaava 13 väittämää sisältävä itsearviointimenetelmä (Sullivan, 2009). PCS koostuu kolmesta ulottuvuudesta, joita ovat kivun pakonomainen ajattelu (*ruminatio*), ajatusten suurentelu (*magnification*) ja avuttomuus (*helplessness*). Vastaaja pisteyttää jokaisen väittämän viisiportaisella Likert-asteikolla (0 = ei lainkaan – 4 = kaiken aikaa). Alkuperäisvalidoinnissa koko mittarin sisäinen johdonmukaisuus oli  $\alpha = .87$  ja faktorittaiset Cronbachin alfat olivat .87 (ruminaatio), .60 (ajatusten suurentelu) ja .79 (avuttomuus) (Sullivan, Bishop & Pivik, 1995). PCS on ollut tutkimuskäytössä Suomessa aiemmin (Aho, Sipilä, Kalso & Harno, 2022; Hevonkorpi, Raittio, Vähä-Tuisku, Launonen & Mattila, 2021; Sinikallio, Helminen, Valjakka, Väisänen-Rouvali & Arokoski, 2014).

## Tilastolliset menetelmät

Tutkimuksen tilastolliset analyysit valittiin MAIA:n alkuperäisvalidointien (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) sekä Saksan, Portugalin, Italian, Japanin ja Espanjan validointitutkimusten (Bornemann ym., 2015; Cali ym., 2015; Machorinho ym., 2019; Shoji, Mehling, Hautzinger & Herbert, 2018; Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015) perusteella. Analyyseissa käytettiin ohjelmistoja IBM SPSS Statistics 27.0 sekä IBM SPSS Amos 27.0. Aineiston normaaliutta tutkittiin Kolmogorov–Smirnovin testillä sekä tarkastelemalla huipukkuus- ja vinousarvoja.

MAIA-2:n rakennetta tarkasteltiin eksploraatiivisen ja konfirmatorisen faktorianalyysin avulla. Aineiston soveltuvuudesta faktorianalyysiin varmistuttiin KMO-yhteensopivuusindeksin raja-arvolla .60 (Metsämuuronen, 2011) ja Bartlettin sfäärisyystestin avulla. Faktorirakenteita haettiin rajaamalla faktoreiden lukumäärää ja poistamalla heikoimmin latautuvia väittämiä. Eksploraatiivisessa faktorianalyysissä rakenteeseen hyväksyttävien latausten minimiarvoksi asetettiin .35 (Hair, Black, Babin & Anderson, 2014). Selkeintä rakennetta haettiin useilla laskenta- ja rotaatiomenetelmillä päätyen yleistettyyn pienimmän neliö-

summan laskentamenetelmään (ks. Jöreskog & Goldberger, 1972; Pett, Lackey & Sullivan, 2003) sekä suorakulmaiseen varimax-rotatioon lopullisessa mallissa. Eksploratiivisen faktorianalyysin tuottaman 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 faktoreittain. Väittämien erottelukykä tarkasteltiin faktoreittain korjattujen osio-summa-korrelaatioiden 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.

### 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 ( $p < .000$ ), mikä tarkoittaa, ettei vastausten puuttuminen ollut täysin satunnaista. Vastausten puuttumista ei kuitenkaan ollut mielekäästä tarkastella taustamuuttujittain  $t$ -testin avulla eikä ristiintaulukoimalla. MAIA-2-mittarin osalta analyysistä jätettiin pois neljä vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin 37 vastaajalta. FFMQ-mittarin osalta analyysistä jätettiin pois 11 vas-

taajaa 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 viisi vastaajaa ja puuttuvat arvot korvattiin kuudelta vastaajalta. Faktorianalyyseissa ja Cronbachin alfan laskemisessa käytettiin kovarianssi- ja korrelaatiomatriiseja, joissa puuttuvat havainnot estimoitiin EM-algoritmin avulla (ks. Weaver & Maxwell, 2014). MAIA-2-mittarin faktoreiden ja verrokkimittareiden korrelaatioiden laskemisessa puuttuvat havainnot moni-imputoitiin kaksisuuntaisella imputoinnilla (ks. van Ginkel & van der Ark, 2010). Aineistosta tuotettiin 20 imputoitua aineistoa, ja tulokset ilmoitetaan poolluina arvoina.

### TULOKSET

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).

### Faktorirakenne

Oletuksena oli, että MAIA-2-mittarin rakenne on kahdeksanfaktorinen ja yhdenmukainen mittarin alkuperäisrakenteen (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) kanssa. Tutkimuksen aineisto todettiin faktorianalyysiin soveltuvaksi, koska KMO-arvo oli .848 ja Bartlettin sfäärisyys-testi merkitsevä ( $p < .000$ ) (ks. Metsämuuronen, 2011). Eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti yhdeksänfaktorisen rakenteen, jossa väittämät 13 ja 14 erkanivat alkuperäisestä rakenteesta omaksi faktorikseen. Alkuperäisvalidoinnin (Mehling, Acree ym., 2018) tavoin malli hylättiin, koska yhdeksänfaktorinen rakenne ei ollut teoriaan sopiva

ja kahden muuttujan faktoria ei ole suositeltavaa hyväksyä (ks. esim. Lloret-Segura ym., 2014). Kun faktorimäärä rajattiin teorian mukaiseen kahdeksaan faktoriin, eksploratiivinen analyysi tuotti alkuperäisen MAIA-2-mittarin mukaisen faktorirakenteen. Eksploratiivinen faktorianalyysi on raportoitu Taulukossa 3. Mallin selitysosuus oli 64.5 prosenttia. Faktoreiden ominaisarvot vaihtelivat välillä 1.131–8.538 ja väittämien komunaliteetit välillä .437–.953. Väittämät 3, 13, 16, 24, 32 ja 33 saivat ristikkäislataukset. Muutoin väittämät latautuivat alkuperäisrakenteen (Mehling, Acree ym., 2018) mukaisesti, ja kahdeksanfaktorista rakennetta päätettiin edelleen testata konfirmatorisella faktorianalyysillä.

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 välillä .39 ja .92, ja vain viiden väittämän lataus oli alle .60. Heikoimmin latautuivat väittämät 5, 7, 11, 15 ja 16. Eksploratiivisessa faktorianalyysissä ristikkäislatauksia saaneiden väittämien tai konfirmatorisessa faktorianalyysissä heikoimmin latautuneiden väittämien poistaminen mallista ei parantanut merkittävästi mallin sopivuutta. Myöskään faktoreiden lukumäärän laskeminen tai kovarianssien salliminen väittämien välillä ei juurikaan parantanut sopivuusindeksien arvoja. Oletus suomenkielisen MAIA-2:n kahdeksanfaktorisesta ja alkuperäisversioiden (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012) kanssa yhtenevästä rakenteesta voidaan todeta paikkansapitäväksi.

### Mittarin luotettavuus

Oletuksena oli, että suomenkielinen MAIA-2-mittari on sisäisesti johdonmukainen ja luotettava. Taulukossa 4 on esitetty Cronbachin alfa faktoreittain. Ne vaihtelivat välillä .73–.89. Koko mittarin Cronbachin alfa oli .87. Faktoreita ja mittaria kokonaisuudessaan voidaan siis pitää sisäisesti johdonmukaisina, kun alfan arvoja verrataan yleiseen hyväksyttävän alfan raja-arvoon .7 (Cortina, 1993). Minkään väittämän poista-

minen ei olisi parantanut alfojen arvoa merkittävästi, vain korkeintaan yhden sadasosan verran. Faktoreiden ja väittämien väliset korjatut osiosumma-korrelaatiot vaihtelivat välillä .38 ja .84, mikä viittaa riittävään väittämien erottelukykyyyn (ks. Metsämuuronen, 2011; Streiner, 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.

MAIA-2-mittarin faktoreiden väliset korrelaatiot on esitetty Taulukossa 5. Korrelaatiot vaihtelivat välillä .00 ja .59. Korrelaatiomatriisi oli yhdenmukainen verrattuna MAIA- ja MAIA-2-alkuperäisvalidointeihin (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012). Korkeimmat, yli .50:n korrelaatiot olivat seuraavien faktoreiden 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 faktoreiden katsoa kuvaavan melko itsenäisesti kehotietoisuuden eri osa-alueita.

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 edellyttävä Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokerroin nähtiin soveltuvana analyysiin. Kaikki MAIA-2:n faktoreista korreloivat joko positiivisesti tai tilastollisesti ei-merkittävästi 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-merkittäviä, poikkeuksena ”Tunnetietoisuus”-faktorin ja impulssikontrollia mittaavan (IMP) ala-asteikon välillä vallitseva tilastollisesti merkittävä heikko positiivinen korre-

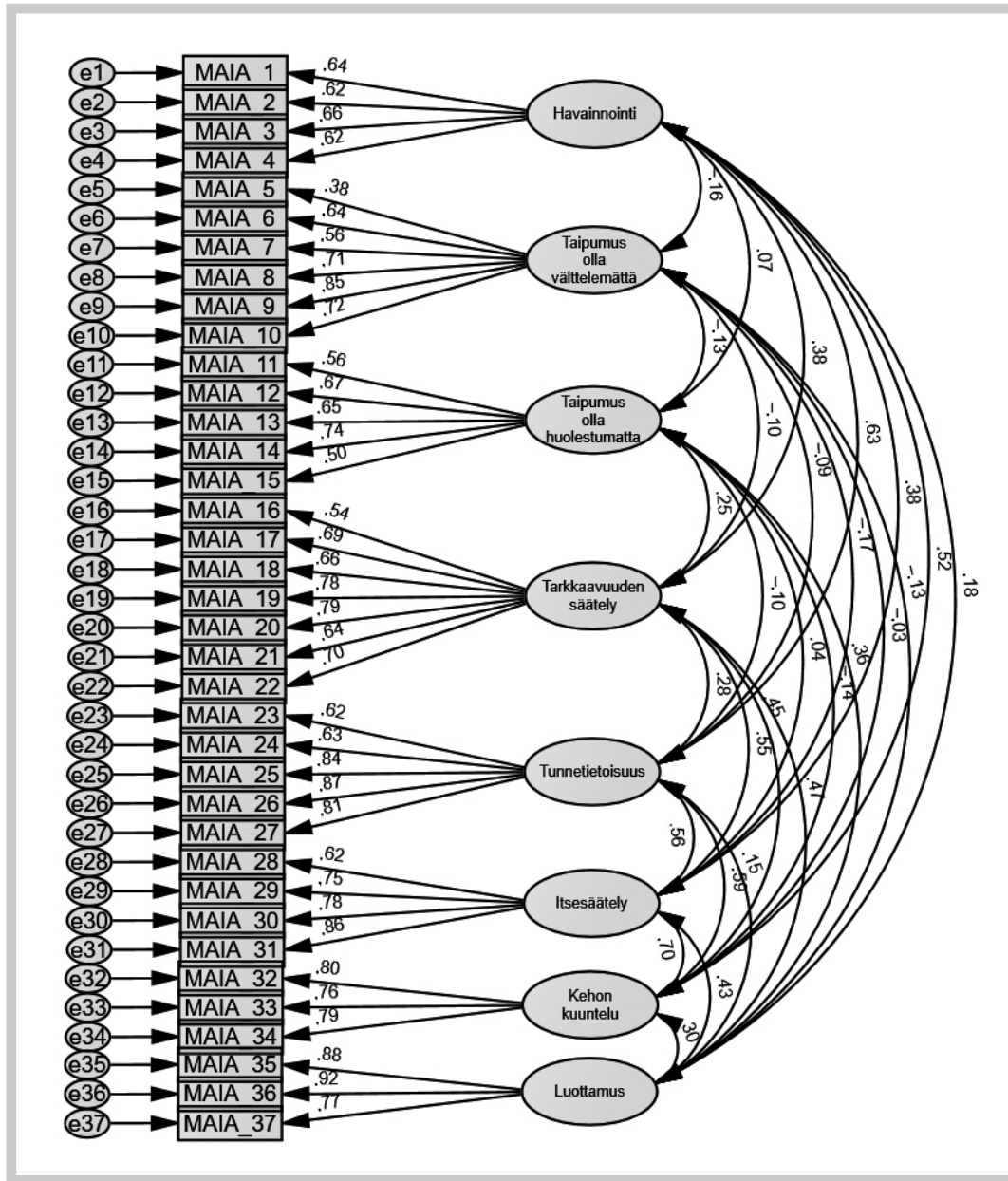


**TAULUKKO 3.** Suomenkielisen MAIA-2-mittarin muuttujien latautuminen kahdeksalle faktorille eksploraatiivisessa faktorianalyysissä.

| Muuttujat ja alkuperäisrakenne  | Faktorit |      |      |   |      |   |      |      |
|---|----------|------|------|---|------|---|------|------|
|   | 1        | 2    | 3    | 4 | 5    | 6 | 7    | 8    |
| <b>Havainnointi</b>   |          |      |      |   |      |   |      |      |
| 1. Kun olen jännittynyt, havaitsen missä kohtaa kehossani jännitys tuntuu.  |          | .547 |      |   |      |   |      | .490 |
| 2. Huomaan, kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle.   |          | .596 |      |   |      |   |      | .580 |
| 3. Huomaan, missä kohdin kehoani tunnen oloni miellyttäväksi.   |          | .566 | .366 |   |      |   |      | .377 |
| 4. Huomaan muutoksen hengityksessäni, kuten hengityksen hidastumisen tai kiihtymisen.                               |          | .527 |      |   |      |   |      | .416 |
| <b>Taipumus olla välttelemättä</b>  |          |      |      |   |      |   |      |      |
| 5. Jätän huomiotta fyysisen jännittyneisyyden tai epämiellyttävän olon, kunnes nämä tunteet muuttuvat vakavammiksi. |          | .437 | .417 |   |      |   |      |      |
| 6. Yritän viedä huomioni pois epämiellyttävien tunteiden tunteista.   |          | .581 | .649 |   |      |   |      |      |
| 7. Kun koen kipua tai epämiellyttävyyttä, yritän päästä sen läpi.   |          | .600 | .594 |   |      |   |      |      |
| 8. Yritän jättää kivun huomiotta.   |          | .682 | .747 |   |      |   |      |      |
| 9. Työnnän epämiellyttävien tunteiden pois keskittymällä johonkin muuhun.   |          | .784 | .845 |   |      |   |      |      |
| 10. Kun kehossani tuntuu epämiellyttävälle, teen jotain muuta, ennen kuin tunnen näitä tunteita.                    |          | .655 | .730 |   |      |   |      |      |
| <b>Taipumus olla huolestunut</b>  |          |      |      |   |      |   |      |      |
| 11. Kun tunnen fyysistä kipua, menen pois talistani.  |          | .636 |      |   | .583 |   |      |      |
| 12. Alan huolestua, että jokin on vialla, mikäli tunnen oloni yhtään epämiellyttävää.                               |          | .656 |      |   | .692 |   |      |      |
| 13. Voin huomata epämiellyttäviä kehon tunteita ilman että huolestun niistä.  |          | .755 |      |   | .715 |   |      | .367 |
| 14. Voin pysyä rauhallisena enkä huolestua, kun tunnen epämiellyttävää tai kipua.                                   |          | .736 |      |   | .723 |   |      |      |
| 15. Kun tunnen epämiellyttävää tai kipua, en voi saada sitä pois mielestäni.  |          | .531 |      |   | .456 |   |      |      |
| <b>Tarkkaavuuden säätely</b>  |          |      |      |   |      |   |      |      |
| 16. Pystyn keskittymään hengitykseni ilman että ympärilläni olevat asiat häiritsevät minua.                         |          | .575 | .394 |   |      |   | .381 |      |

|  |      |      |      |
|--|------|------|------|
| 17. Pystyn säilyttämään tietoisuuteni kehoni sisäisistä tuntemuksista, vaikka ympärilläni tapahtuu kaikenlaisia. | .618 | .612 |      |
| 18. Keskustellessa toisen kanssa pystyn kiinnittämään huomiota asentooni.  | .593 | .662 |      |
| 19. Pystyn kiinnittämään huomioni takaisin kehooni, jos jokin keskeyttää minut.                                  | .835 | .866 |      |
| 20. Pystyn suuntaamaan huomioni uudelleen ajattelemisesta kehoni aistimiseen.                                    | .755 | .798 |      |
| 21. Pystyn säilyttämään tietoisuuden koko kehostani, vaikka osa minusta kokee kipua tai epämukavuuden tunnetta.  | .656 | .519 |      |
| 22. Pystyn tietoisesti keskittymään koko kehooni.  | .675 | .562 |      |
| <b>Tunnetietoisuus</b>   |      |      |      |
| 23. Huomaan, kuinka kehoni muuttuu, kun olen vihainen.   | .583 | .491 |      |
| 24. Kun jokin on vialla elämässäni, voin tuntea sen kehossani.   | .756 | .517 |      |
| 25. Huomaan, että kehoni tuntuu erilaiselta rauhallisen kokemuksen jälkeen.                                      | .820 | .791 |      |
| 26. Huomaan, että hengitykseni vapautuu ja muuttuu helpoksi, kun tunnen oloni miellyttäväksi.                    | .873 | .872 | .505 |
| 27. Huomaan, miten kehoni muuttuu, kun tunnen iloa/onnea.  | .804 | .814 |      |
| <b>Itsesäätely</b>   |      |      |      |
| 28. Kun kaikki tuntuu olevan liikaa, voin löytää rauhallisen paikan sisäitani.                                   | .654 | .413 |      |
| 29. Kun keskityn kehooni, tunnen oloni rauhalliseksi.  | .692 | .527 |      |
| 30. Voin käyttää hengitystä jännittynyt tunteen vähentämiseen.   | .831 | .804 |      |
| 31. Kun olen kiinni ajatuksissani, voin rauhoittaa mieltäni keskittymällä kehooni/hengitykseeni.                 | .827 | .772 |      |
| <b>Kehon kuuntelu</b>  |      |      |      |
| 32. Kuuntelen kehoni viestejä tunnetiloistani.   | .772 | .362 | .680 |
| 33. Kun olen poissa tolaltani, tarkastelen rauhassa, mitä kehossani tuntuu.                                      | .714 | .426 | .571 |
| 34. Kuuntelen kehoni tuntemuksia siitä, mitä minun pitäisi tehdä.  | .758 | .705 |      |
| <b>Luottamus</b>   |      |      |      |
| 35. Olen kotona kehossani.   | .788 | .808 |      |
| 36. Tunnen, että kehoni on turvallinen paikka.   | .953 | .942 |      |
| 37. Luotan kehoni tuntemuksiin.  | .709 | .667 |      |

Selitysasteet prosentteina (%) ensimmäisestä faktorista kahdeksanteen: 23.08, 11.39, 8.65, 6.07, 5.14, 3.93, 3.19, 3.06



**KUVIO 1.** Suomenkielisen MAIA-2-mittarin kahdeksanfaktorinen rakenne konfirmatorisessa faktorianalysissa.

laatio. 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. Oletus MAIA-2-mittarin luotettavuudesta ja sisäisestä johdonmukaisuudesta voidaan todeta paikkansapitäväksi.

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

| Faktori                        | Väittämät | KA   | KH   | $\rho_{gxc}$ | $\alpha$ |
|--------------------------------|-----------|------|------|--------------|----------|
| 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      |

**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. Itsesäätely                 | –.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  $p < .05$

## POHDINTA

### Faktorirakenne

Tämän tutkimuksen perusteella suomenkielisen MAIA-2-mittarin rakenne on kahdeksanfaktori-inen ja mittarin englanninkielisen alkuperäis-version (Mehling, Acree ym., 2018) mukainen. Eksploratiivinen faktorianalyysi tuotti alkupe-räisrakenteen mukaisen faktorimallin, kun fakto-

reiden määrä rajattiin kahdeksaan. Heikkoutena voidaan nähdä väittämien 3, 13, 16, 24, 32 ja 33 saamat ristikkäislataukset. Konfirmatorinen faktorianalyysi vahvisti mallin soveltuvan aineistoon melko hyvin. Konfirmatorisessa faktorianalyyssi-sä käytettiin samoja kriteereitä mallin sopivuuden arvioinnissa kuin MAIA-2-mittarin alku-peräisessä validointitutkimuksessa (ks. Mehling, Acree ym., 2018). Sopivuusindekseistä RMSEA (0.65; 95 % CI .060–.070) ja SRMR (.075) olivat

**TAULUKKO 6.** MAIA-2-faktoreiden ja verrokkimittareiden ala-asteikoiden 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 välittelemättä   | -.09   | .05   | -.02** | .15*  | -.10   | -.18** | .04    | -.12   | -.14*  | -.03   | -.06   | .03    | .01    | -.05   |  |     |  |  |
| 3. Taipumus olla huolestuttamatta | -.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

asetettujen raja-arvojen mukaisia. Sen sijaan CFI (.857) ja TLI (.842) jäivät mataliksi suhteutettuna yleisesti hyväksyttävänä pidettyyn raja-arvoon .90 (ks. esim. Hu & Bentler, 1999). Heikoimmin latautuvien väittämien poistaminen tai väittämien välisten kovarianssien hyväksyminen ei kuitenkaan merkittävästi parantanut sopivuusindeksien arvoja. Ne olivat myös yhdensuuntaisia alkuperäisen Mehlingin, Acree ja kollegojen (2018) validointitutkimuksen sekä muiden maiden validointitutkimusten tulosten kanssa (Baranauskas, Grabauskaitė & Griðkova-Bulanova, 2016; Machorinho ym., 2019), joten malli päätettiin hyväksyä sellaisenaan. Aikaisemmin julkaistuita validointitutkimuksista kahdeksanfaktoriseen rakenteeseen päädyttiin myös espanjankielisen (Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015), italiantielisen (Cali ym., 2015), kiinankielisen (Lin, Hsu, Mehling & Yeh, 2017) sekä saksankielisen (Bornemann ym., 2015) MAIA-mittarin validointitutkimuksissa.

### **Suomenkielisen MAIA-2-mittarin luotettavuus**

Suomennettu MAIA-2-mittari osoittautui sisäisesti johdonmukaiseksi ja luotettavaksi. Muiden maiden validointitutkimuksissa (ks. esim. Bornemann ym., 2015; Valenzuela-Moguillansky & Reyes-Reyes, 2015) ja MAIA:n ensiversion alkuperäistutkimuksessa (Mehling ym., 2012) faktoreiden ”Taipumus olla välttelemättä” ja ”Taipumus olla huolestumatta” reliabiliteetit ovat olleet kyseenalaisia. Tässä tutkimuksessa molempien faktoreiden Cronbachin alfat saivat hyväksyttävän arvon, joten uusien väittämien lisääminen näihin kahteen faktoriin näyttäisi parantaneen niiden sisäistä johdonmukaisuutta.

Mittarin faktoreiden voidaan katsoa kuvaavan melko itsenäisesti kehotietoisuuden eri osa-alueita, koska faktoreiden väliset korrelaatiot olivat korkeintaan kohtuullisen tasoisia (ks. Metsämuuronen, 2011). Faktoreiden korrelaatiomatriisi oli myös yhdenmukainen verrattuna MAIA- ja MAIA-2-alkuperäisvalidointeihin (Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012). Väittämien erotteluvoima osoittautui korjattujen osio-summa-korrelaatioiden perusteella hyväksi (ks. Metsämuuronen, 2011; Streiner ym., 2015).

Kuitenkin kaikki kolme ”Luottamus”-faktoriin väittämää sekä kolme viidestä ”Tunnetietoisuus”-faktoriin väittämää saivat yli .70 korrelaation, mikä voi viitata faktoreiden kapea-alaisuuteen ja väittämien tarpeettomaan samankaltaisuuteen (Streiner ym., 2015).

Faktorittaiset pistekeskisarvot ja -hajonnat olivat melko yhdenmukaisia MAIA-2-alkuperäistutkimuksessa (Mehling, Acree ym., 2018) saatujen arvojen kanssa. Keskiarvot olivat kuitenkin pääosin alhaisempia ja keskihajonnat suurempia kuin Mehlingin ja kollegojen (2012) alkuperäistutkimuksessa. Tämä johtunee tutkimusaineistojen eroista. MAIA:n alkuperäistutkimuksen aineisto koostui kehotietoisuuden asiantuntijoista ja sitä kehittäviä aktiviteetteja harjoittavista ihmisistä. Tässä tutkimuksessa otos koostui yleisväestöstä, eikä kehotietoisuutta kehittävien aktiviteettien harjoittamista kartoitettu.

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; Machorinho 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 kollegojen (2012) tulosten kanssa. Tässä tutkimuksessa havaitut korrelaatiot ovat osittain heikompia suhteessa Mehlingin ja kollegojen (2012) alkuperäistutkimuksessa saatuihin tuloksiin, mihin edellä mainitut tutkimusaineistojen erot ovat osaltaan voineet vaikuttaa. Lisäksi FFMQ- ja PCS-mittareita ei ole validoitu Suomessa, mikä täytyy ottaa huomioon tuloksia arvioidessa.

### Tutkimuksen rajoitukset

MAIA-2-mittarin käännöstyö tehtiin Sousan ja Rojjanasriratin (2011) ohjeiden mukaisesti. Käännöstyö voidaan nähdä onnistuneena, koska asteikon takaisinkäännös vastasi englanninkielistä mittarin alkuperäisversiota. Otsokoko voi vaikuttaa tilastollisten analyysien tulosten luotettavuuteen. Yleisen suosituksen mukaan faktorianalyysin otoskoon tulisi olla vähintään viisinkertainen analysoitaviin muuttujiin nähden, mutta suositeltavaa olisi 10:1 (Hair ym., 2014; Lloret-Segura ym., 2014). Tässä tutkimuksessa faktorianalyysit suoritettiin 281 vastaajan otoksella, joka on analysoitaviin muuttujiin nähden suuruudeltaan noin 7.7-kertainen. Otskoon riittävyys on siis tutkimuksessa kyseenalainen. Tulosten tulkinnassa on myös hyvä huomioida, että mukavuusotantana kerätyssä aineistossa korostuu opiskelijoiden, korkeakoulutettujen ja naissukupuolen osuus yleisväestöön verrattuna.

Tulosten luotettavuuteen voivat vaikuttaa myös aineiston puuttuvat havainnot. Faktorianalyysit suoritettiin MAIA-2-muuttujien kovarianssimatriisilla, jossa puuttuvat tiedot korvattiin EM-algoritmin avulla. Menetelmää pidetään vahvana verrattuna puuttuvan tiedon tavanomaiseen käsittelyyn (Graham, Cumsille & Shevock, 2013). Laskettaessa korrelaatioita MAIA-2-mittarin sekä FFMQ-, DERS- ja PCS-mittareiden

ala-asteikoiden välillä puuttuvat arvot moni-imputoitiin kaksisuuntaisella imputoinnilla, jota pidetään vahvana menetelmänä psykologisten itsearviointilomakkeiden puuttuvien arvojen korvaamisessa (van Ginkel, van der Ark & Sijtsma, 2007).

### Johtopäätökset

Tutkimuksemme selvitti suomennetun MAIA-2-mittarin psykometrisiä ominaisuuksia ja luotettavuutta. MAIA-2 on ensimmäinen kehoitietoisuutta käsittelevä suomenkielinen mittari, ja sen validointi edesauttaa kehoitietoisuuden tutkimusta Suomessa. Yhteenvedona voidaan todeta, että suomenkielisen MAIA-2-mittarin psykometriset ominaisuudet osoittautuivat pääosin yhdenmukaisiksi muiden kieliversioiden validointitutkimusten kanssa (Bornemann ym., 2015; Mehling, Acree ym., 2018; Mehling ym., 2012). Teorian mukainen kahdeksanfaktorinen rakenne on havaittavissa myös suomenkielisellä mittarilla, ja suomenkielistä MAIA-2-mittaria voidaan pitää sisäisesti johdonmukaisena ja luotettavana kehoitietoisuuden eri ulottuvuuksia mittaavana arviointimenetelmänä.

Artikkeli on saatu toimitukseen 12.9.2021 ja hyväksytty julkaistavaksi 10.11.2022.

## Lähteet

- Aho, T., Sipilä, R., Kalso, E. & Harno, H. (2022). Temperament and character dimensions differ in chronic post-surgical neuropathic pain and cold pressure pain. *Scandinavian Journal of Pain*, 22(3), 515–525. doi:10.1515/sjpain-2021-0163.
- 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.
- Baranaukas, 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.
- 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, 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.
- Cali, G., Ambrosini, E., Epicconi, L., Mehling, W. E. & Comitteri, G. (2015). Investigating the relationship between interoceptive accuracy, interoceptive awareness and emotional susceptibility. *Frontiers in Psychology*, 6, 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 neuro-anatomical perspective. Teoksessa L. Barrett, M. Lewis, J. Haviland-Jones & A. Anderson (toim.), *Handbook of emotions* (4. painos, s. 215–234). New York, NY: The Guilford Press.
- Eloranta, S. J., Kaltiala, R., Lindberg, N., Kaivosoja, M. & Peltonen, K. (2020). Validating measurement tools for mentalization, emotion regulation difficulties and identity diffusion among Finnish adolescents. *Nordic Psychology*. doi:10.1080/19012276.2020.1863852.
- 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.
- van Ginkel, J. & van der Ark, L. (2010). SPSS syntax for two-way imputation of missing test data for separate scales. Haettu 20.3.2020 osoitteesta <https://www.universiteit-leiden.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.
- 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, 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.
- Hevonkorpi, T. P., Raittio, L., Vähä-Tuisku, S., Launonen, A. P. & Mattila, V. M. (2021). Long-term subjective results and radiologic prognosis of a distal radius fracture in working-



- aged patients – A prognostic cohort study of 201 patients. *The Journal of International Medical Research*, 49(12), 3000605211060985. doi:10.1177/03000605211060985.
- 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.
- Jones, A., Silas, J., Todd, J., Stewart, A., Acree, M., Coulson, M. & Mehling, W. E. (2020). Exploring the Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness in youth aged 7–17 years. *Journal of Clinical Psychology*, 77(3), 661–682. doi:10.1002/jclp.23067.
- Jöreskog, K. G. & Goldberger, A. S. (1972). Factor analysis by generalized least squares. *Psychometrika*, 37(3), 243–260. doi:10.1007/BF02306782.
- 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.
- Lappalainen, P., Langrial, S., Oinas-Kukkonen, H., Tolvanen, A. & Lappalainen, R. (2015). Web-based acceptance and commitment therapy for depressive symptoms with minimal support: A randomized controlled trial. *Behavior Modification*, 39(6), 805–834. doi:10.1177/0145445515598142.
- 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 sensitivity. *Philosophical Transactions Of The Royal Society B – Biological Sciences*, 371(1708), 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), 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), 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), 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, 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.
- Sairanen, E., Tolvanen, A., Karhunen, L., Kolehmainen, M., Järvelä-Reijonen, E., Lindroos, S., ... & Lappalainen, R. (2017). Psychological flexibility mediates change in intuitive eating regulation in acceptance and commitment therapy interventions. *Public Health Nutrition*, 20(9), 1681–1691. doi:10.1017/S1368980017000441.
- 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, 1855. doi:10.3389/fpsyg.2018.01855.

- Sinikallio, S. H., Helminen, E., Valjakka, A. L., Väisänen-Rouvali, R. H. & Arokoski, J. P. (2014). Multiple psychological factors are associated with poorer functioning in a sample of community-dwelling knee osteoarthritis patients. *JCR: Journal of Clinical Rheumatology*, 20(5), 261–267. doi:10.1097/RHU.0000000000000123.
- 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. & Rojjanasirirat, 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. Haettu osoitteesta [https://sullivan-painresearch.mcgill.ca/pdf/pcs/PCManual\\_English.pdf](https://sullivan-painresearch.mcgill.ca/pdf/pcs/PCManual_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.
- 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]. Haettu 23.8.2021 osoitteesta <https://osher.ucsf.edu/research/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, 120. doi:10.3389/fpsyg.2015.00120.
- 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.

**KÄTKÄ, K., KETTUNEN, P.,  
RUUSUNEN, A.,  
LEHTO, S., HERBERT, B.,  
& HONKALAMPI, K.**

**The validation study of  
Finnish MAIA-2**

Psykologia 58 4–21  
Tallinn ISSN 0355-1067 (printed)  
ISSN 2670-322X (online)

The Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2) is a self-report questionnaire that consists of 37 items aimed to measure subjective interoceptive awareness. In this study, the Finnish translation of MAIA-2 was validated to Finnish general population ( $n = 285$ ). 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. 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 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 a reliable and valid measurement of interoceptive awareness.

**Keywords:**

Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness 2 (MAIA-2), interoception, body awareness, validation study

**Authors:**

Katariina Kätkä, MS,  
School of Educational  
Sciences and Psychology,  
University of Eastern Finland,  
Finland

Pinja Kettunen, MS,  
School of Educational  
Sciences and Psychology,  
University of Eastern Finland,  
Finland

Anu Ruusunen, PhD,  
Department of Psychiatry,  
Kuopio University Hospital,  
Kuopio, Finland;

Institute of Public Health and  
Clinical Nutrition,  
University of Eastern Finland,  
Kuopio,  
Finland;  
iMPACT Institute / Food and  
Mood Centre,  
Deakin University, School of  
Medicine,  
Geelong,  
Australia

Soili M. Lehto,  
Institute of Clinical Medicine,  
University of Oslo,  
Oslo,  
Norway;  
R&D department,  
Division of Mental Health  
Services,  
Akershus University Hospital,  
Lørenskog,  
Norway

Beate Herbert,  
professor,  
Dept. Psychology,  
Eberhard-Karls-University of  
Tübingen,  
Germany;  
professor (psychology),  
University of Applied Science,  
Fresenius,  
Germany

Kirsi Honkalampi, PhD,  
professor,  
School of Educational  
Sciences and Psychology,  
University of Eastern Finland,  
Finland