



Suomenkielisen työyksiäisyyssmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä

Työyksiäisyys viittaa kielteisiin tunteisiin, jotka kumpuavat työhön liittyvien merkityksellisten sosiaalisten suhteiden kaipuusta. Etä- ja hybridityö ovat riskitekijöitä työyksiäisyydelle, jonka on osoitettu olevan haitallista niin työntekijälle kuin organisaatioillekin. Tässä tutkimuksessa esitellään työyksiäisyyden käsite ja validoidaan suomenkielinen mittari sen arvioimiseksi. Validointitutkimus perustuu COVID-19-pandemian aikana sekä opetusalan ammattilaisilta kerättyyn poikkileikkausaineistoon ($N = 1348$) että teknologiateollisuuden alalla toimivasta yrityksestä kerättyyn pitkätaimaineistoon, jossa 1 257 henkilöä vastasi ensimmäiseen kyselyyn ja 496 kaikkiin kolmeen. Työyksiäisyysmittarin rakennevaliditeettia tarkasteltiin konfirmatorisella faktorianalyysillä ja korrelaatiotarkasteluilla. Työyksiäisyysmittarin rakennevaliditeetti ja reliabiliteetti osoitautuivat hyväksi, jonka lisäksi mittari oli ryhmä- ja aikainvariantti. Työyksiäisyysmittari oli teorian ja aiempien tutkimusten mukaisesti yhteydessä muihin ilmiöihin. Lyhyt ja yksinkertainen työyksiäisyysmittari soveltuu käytettäväksi esimerkiksi tieteellisissä tutkimuksissa, barometreissa ja organisaatioissa. Vaikka validointiaineisto koostuu suurimmaksi osaksi etä- ja hybridityötä tekevästä toimihenkilöstä, pitäisi mittarin yleisluonteisuutensa vuoksi soveltua työyksiäisyyden arviointiin myös lähityössä sekä erilaisissa organisaatioissa ja ammattiteissa työtä tekeillä.

Avainsanat: työyksiäisyys, validiteetti, reliabiliteetti, konfirmatorinen faktorianalyysi

JOHDANTO

Sosiaaliset suhteet ovat ihmisille tärkeitä. Ihmissuhteet voivat tarjota hyvinkin käytännöllistä apua sekä emotionaalista sosiaalista tukea, minkä lisäksi sosiaaliset suhteet tyydyttävät sosiaalisia perustarpeita kuten esimerkiksi tarpeita yhteenkuuluvuudelle ja tunnustuksen saamiselle (Baumeister & Leary, 1995; Berkman, Glass, Brissette & Seeman, 2000). Vähäisillä ja riittämättömiksi koetuilla sosiaalisilla suhteilla onkin toistuvasti havaittu olevan kohtalokkaitakin, perinteisiin terveysriskeihin vertautuvia terveyshaittoja (Hawkey & Cacioppo, 2010; Holt-Lunstad, 2021b; Tanskanen & Anttila, 2016).

Ihmisten sosiaaliset tarpeet eivät sammu työpäivän ajaksi, joten työhön liittyvät merkitykselliset sosiaaliset suhteet ovat tärkeitä. Valitettavasti työhön liittyvät sosiaaliset tarpeet eivät kuitenkaan aina tyydyty, mistä voi seurata työyksiäisyyden kokemus. Työyksiäisyydellä tarkoitetaan riittämättömiksi koetuista työhön liittyvistä sosiaalisista suhteista kumpuavaa kielteistä tunnetilaa (Wright & Silard, 2021). Viime aikoina keskustelu etä- ja hybridityöstä työn sosiaalisten suhteiden ja työyksiäisyyden riskitekijänä on voimistunut (mm. Andel, Shen & Arvan, 2021; Becker, Belkin, Tuskey & Conroy, 2022; De Bruyne & Gerritse, 2018). Etätyöllä tarkoitamme työskentelyä, joka

on tarkoitettu tai jonka voidaan ajatella tavanomaisesti tapahtuvan työpaikalla, mutta jonka työntekijä suorittaa kotoa tai muusta etätöyöpisteestä käsin hyödyntäen usein digitaalista viestintää (Bailey & Kurland, 2002; Sostero, Milasi, Hurley, Fernández-Macías & Bisello, 2020; Thulin, Vilhelmson & Johansson, 2019). Täten esimerkiksi putkiasentajan työ asiakkaan tiloissa tai bussikuskin työ ei ole etätöitä, koska näitä töitä ei suoriteta kotoa tai muusta vastaavasta etätöyöpisteestä käsin, vaan työ on tyypillisesti luonteeltaan monessa eri paikassa tapahtuvaa. Hybridityöllä viittaamme taas työnteon muotoon, jossa työtä tehdään osin tavanomaisella työpaikalla ja osittain etänä. Ennusteita etä- ja hybridityön lisääntymisestä ja leviämisestä uusiin ammattiryhmiin on esitetty jo ennen COVID-19-pandemiaa ja varsinkin sen aikana (esim. De Bruyne & Gerritse, 2018; Thulin & Vilhelmson, 2022). Tämä voi johtaa työyksi­näisyyden kokemisen lisääntymiseen.

Yksinäisyyteen on Suomessa ja maailmalla alettu kiinnittää viime aikoina yhä enemmän huomiota yhteiskunnallisena ilmiönä ja mahdollisena seuraavana kriittisenä kansanterveydellisenä ongelmana (Lim, Eres & Vasan, 2020) jo ennen COVID-19-pandemiaa, mutta varsinkin pandemiaan liittyneet rajoitukset ja suositukset esimerkiksi tapaamisten välttämiseksi ja etätöyön puolesta lisäsivät kiinnostusta aiheeseen. Tarkkaa selvitystä työyksi­näisyyden kokemisen muutoksista COVID-19-pandemian takia ei ole toistaiseksi julkaistu, mutta viitteitä on siitä, että joidenkin työntekijöiden kohdalla työyksi­näisyyden kokeminen lisääntyi, kun taas joidenkin kohdalla ei tapahtunut muutosta aiempaan (Šmite, Moe, Klotins & Gonzalez-Huerta, 2023). Ylipäätään työhön liittyvän yksinäisyyden tutkimus on kuitenkin Suomessa vasta aluillaan ja kansainvälisestikin tutkimusta on yhä vähän, joskin se on lisääntynyt aivan viime vuosina. Työyksi­näisyys on kuitenkin jo nyt tunnistettu haitalliseksi niin työntekijöiden hyvinvoinnille, suoriutumiselle kuin koko työorganisaatiolle (Becker ym., 2022; Ozelik & Barsade, 2018). Koska työn sosiaaliset käytänteet ovat suuressa osassa organisaatioita murroksessa lisääntyvän ja laajenevan etä- ja hybridityön takia, tarvitaan tutkimusta, miten varsinkin etä- ja hybridityössä on mahdollista

säilyttää yhteenkuuluvuuden tunne työyhteisössä ja välttää työyksi­näisyyden kehittymistä. Työyksi­näisyystutkimus ja organisaatiot tarvitsevat kuitenkin toimivia ja luotettavia arviointityökaluja, joiden avulla työyksi­näisyyden tasoa ja kehitystä voidaan mitata esimerkiksi tutkimuksissa, barometreissa tai organisaatioiden sisäisissä kyselyissä (Leppänen, 28.11.2021). Tämä tutkimus esittelee työyksi­näisyyden käsitteen sekä tarjoaa työyksi­näisyyden arviointia varten lyhyen suomenkielisen kyselyn.

Työyksi­näisyys

Työyksi­näisyyden prosessimalli kuvaa työyksi­näisyyden muodostumista (Wright & Silard, 2021). Prosessimallin mukaan työntekijät poikkeavat toisistaan sen suhteen, paljonko he haluaisivat sosiaalisia suhteita ja paljonko heillä tosiasiaa on sosiaalisia suhteita työyhteisössä. Työelämässäkin jotkut haluavat ja tarvitsevat enemmän sosiaalisuutta työyhteisön jäsenten kanssa kuin toiset. Työntekijän sosiaaliset tarpeet eivät tyydyty, mikäli hän haluaisi enemmän ja laadukkaampia sosiaalisia suhteita työyhteisönsään kuin hänellä todellisuudessa on. Tällainen epätasapaino halujen ja todellisuuden välillä synnyttää tunnepohjaisen reaktion, ja mikäli tämä reaktio on psykologisesti kuormittava, työntekijä kärsii työyksi­näisyydestä (Ozelik & Barsade, 2018; Wright & Silard, 2021). Kokemus työyksi­näisyydestä viittaa siis siihen, että sosiaaliset tarpeet työssä jäävät tyydyttämättä ja työntekijä kaipaa enemmän ja varsinkin merkityksellisempiä sosiaalisia suhteita työssä (Wright & Silard, 2021). Sosiaalisten suhteiden laatu on siten määrää keskeisempi tekijä työyksi­näisyyden suhteen.

Yksinäisyys on luonteeltaan subjektiivinen ja tunneperäinen kokemus, mikä erottaa sen objektiivisemmin todentuvista vähäisiin sosiaalisiin suhteisiin viittaavista lähikäsitteistä, kuten yksin olemisesta ja olemattomista tai vähäisistä sosiaalisista suhteista eli sosiaalisesta eristyneisyydestä (engl. *social isolation*) (Wright, 2005; Wright & Silard, 2021). Yksin oleminen on usealle vain hetkittäistä ja koetaankin siksi usein myönteiseksi rauhoittumisen tilaksi, kun taas yksinäisyyden kokemus on määritelmällisesti kielteistä.

Sosiaalisen eristyneisyyden käsitteellä viitataan rakenteellisesti ja objektiivisesti vähäisiin tai olemattomiin sosiaalisiin suhteisiin (mm. ei puolisoa, ei perhettä, sukua tai ystäviä tai vain vähän yhteydessä heihin). Vaikka vähäisten sosiaalisten suhteiden voisi ajatella ennustavan voimakkaasti yksinäisyyttä, sosiaalisen eristyneisyyden ja yksinäisyyden välillä on toistuvasti todettu olevan kuitenkin vain heikko yhteys (esim. Beller & Wagner, 2018; Tanskanen & Anttila, 2016). Eli sosiaalisessa eristyksessä ei välttämättä koe yksinäisyyttä, mutta sitä voi hyvinkin kokea ihmisten ympäröimänä. Esimerkiksi yksinoloa suosivat henkilöt eivät koe yksinäisyyttä edes ollessaan eristyksissä muista, koska heidän tarpeensa sosiaalisille suhteille on vähäistä (Wright & Silard, 2021). Heille sosiaaliset tilanteet voivat olla jopa kuormittavia. Toisaalta, jos sosiaaliset suhteet eivät ole tarpeeksi merkityksellisiä, voi työksinäisyyttä kokea myös kollegoiden ympäröimänä (Wright & Silard, 2021). Työksinäisyyden kokemus ei siten rajoitu työympäristön sosiaalisten suhteiden rakenteelliseen puutteeseen, vaan on monimutkaisempi subjektiivinen kokemus, jossa yhdistyvät työympäristön sosiaalisten suhteiden yksilöllinen tarve sekä kokemus niiden määrästä ja laadusta.

Työksinäisyyden prosessimallin mukaisesti työksinäisyyden syntyyn vaikuttavat työntekijöiden yksilöllisten sosiaalisten tarpeiden ja taitojen lisäksi työn organisoinnin sekä työyhteisön käytänteiden asettamat mahdollisuudet ja rajoitteet laadukkaiden sosiaalisten suhteiden muodostumiselle (Wright & Silard, 2021). Esimerkiksi jatkuva kiire, vajavaiset sosiaaliset käytänteet, heikko sosiaalinen tuki, kilpailuun perustuva organisaatiokulttuuri ja työn epävarmuus voivat olla esteenä merkityksellisten ihmissuhteiden kehittymiselle (Wright, Burt & Strongman, 2006; Wright & Silard, 2021). Yhteenkuuluvuuden mureneminen ja työksinäisyys on riski varsinkin etä- ja hybridityössä, joka asettaa haasteita merkityksellisten sosiaalisten suhteiden muodostumiselle ja ylläpidolle (Andel ym., 2021; Cigna, 2020). Aiemmat tutkimukset ovat osoittaneet muun muassa kollegoiden satunnaisten tapaamisen ja vuorovaikutuksen vähenevän etätyössä (Dimitrova, 2003; Grant, Wallace & Spurgeon, 2013; Šmite ym., 2023).

Työksinäisyys on tunnistettu haitalliseksi sekä yksilöille että koko organisaatiolle. Hawkey ja Cacioppo (2010) esittävät yksinäisyyden vaikuttavan terveyteen vääristyneen sosiaalisen kognition, käyttäytymisen sekä terveyteen suoraan liittyvien fyysisten ja biologisten mekanismien kautta. Tämän lisäksi esimerkiksi itseohjautuvuusteoria (Ryan & Deci, 2017) ennustaa ongelmia hyvinvoinnissa ja motivaatiossa sellaisissa ympäristöissä, jotka eivät tue teorian mukaisten perustarpeiden, eli yhteenkuuluvuuden, autonomian ja kompetenssin, tyydyttymistä. Siten työksinäisyyden kokemisen yhteenkuuluvuuden sijaan tulisi johtaa työhyvinvointiongelmiin sekä heikkoon sitoutumiseen ja suoriutumiseen työssä.

Aikaisempi tutkimus onkin yhdistänyt työksinäisyyden muun muassa heikentyneeseen fyysiseen ja psykologiseen hyvinvointiin, huononpiin työhön liittyviin asenteisiin sekä haitalliseen käyttäytymiseen. Työksinäisyyden on todettu olevan yhteydessä lisääntyneeseen stressiin ja työuupumukseen (Becker ym., 2022; Cubitt & Burt, 2002; Wright ym., 2006) sekä heikentyneeseen työn imuun (Jung, Song & Yoon, 2021). Työksinäisyydestä kärsivät ovat raportoineet myös enemmän masennusta ja uniongelmiä sekä heikompaan työn ja muun elämän välistä tasapainoa (Andel ym., 2021; Becker ym., 2022). Työntekijän hyvinvoinnin lisäksi työksinäisyys on riskitekijä suoriutumisen (Andel ym., 2021; Lam & Lau, 2012; Ozelik & Barsade, 2018), työtyytyväisyyden, organisaatioon sitoutumisen ja työn lopetushalujen suhteen (Chen, Wen, Peng & Liu, 2016; Jung ym., 2021; Moens, Baert, Verhofstadt & Van Ootegem, 2021; Wright ym., 2006).

Työksinäisyyden mittaaminen

Aiemmissa tutkimuksissa työksinäisyyden tasoa on arvioitu muutamalla eri mittarilla. Yleisimmin on käytetty Sarah Wrightin työryhmän (2006) kehittämää ja validoimaa Loneliness At Work Scale (LAWS) -mittaria. Meidän esittämämme työksinäisyyden mittari pohjautuu kuitenkin tunnettuun ja hyvin yleisesti käytettyyn Kalifornian yliopistossa kehitettyyn UCLA-mittariin, joka on suunniteltu arvioimaan vastaajien yleistä ja koko elämänpiirin kattavaa yksinäisyyttä yksilöteisenä ilmiönä (Russell, 1996; Russell, Pep-

lau & Ferguson, 1978). UCLA-mittari sisältää 20 osiota, jotka Ozcelik ja Barsade (2018) ovat sovittaneet työn kontekstiin mittaamaan työssä koettua yksinäisyyttä. Koska halusimme mittarin olevan helppokäyttöinen ja soveltuvan laajalti erilaisiin käyttötarkoituksiin, valitsimme Ozcelikin ja Barsaden (2018) esittämästä 20 osion työksinäisyydsmittarista lyhennetyin validoidun UCLA-mittarin (Neto, 1992, 2014) mukaiset kuusi osiota lyhyen työksinäisyydsmittarimme rakentamista varten (vrt. Andel ym., 2021). Mittarin osiot ovat yleisluontoisia, ja niiden tulisi sopia hyvin erilaisten työyhteisöjen, ammattien ja toimialojen tutkimiseen. Oletamme valittujen osioiden mittaavan yksilulotteista työksinäisyyttä, sillä alkuperäinen UCLA-yksinäisyydsmittari ja sen lyhennetty kuuden osion mittari on suunniteltu yksilulotteiseksi ja osiot arvioivatkin työksinäisyyttä hyvin yleisellä tasolla. Mittariamme vastaavat, usein lähinnä käytettyjen osioiden määrän suhteen eroavat, työn kontekstiin sovitettut UCLA-mittariin perustuvat työksinäisyydsmittarit ovat olleet suhteellisen suosittuja aiemmassa tutkimuksessa (Anand & Mishra, 2021; Andel ym., 2021; Becker ym., 2022; Cubitt & Burt, 2002; Dussault & Frenette, 2014; Gabriel, Lanaj & Jennings, 2021; Moens ym., 2021; Silard & Wright, 2022). Suhteellisen runsaasta käytöstä huolimatta UCLAan perustuvia työksinäisyydsmittareita ei ole kansainvälisestikään validoitu.

Tutkimuksen tavoitteet

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on esitellä työksinäisyyden käsite sekä validoida lyhyt suomenkielinen työksinäisyyden arviointityökalu, jota voidaan hyödyntää tutkimustyössä ja jolla organisaatiot sekä työelämän kehittäjät voivat mitata ja seurata työksinäisyyden tasoa ja kehitystä. Tutkimme työksinäisyydsmittarin erilaisia validiteetin ja reliabiliteetin muotoja sekä mittarin toimivuutta erilaisissa ryhmissä eli mittausinvarianssia (*measurement invariance*). Tutkimme, toimiiko mittari samalla tavalla 1) opetusalan ammattilaisilla ja teknologiateollisuuden asiantuntijoilla, 2) etä-, hybridi- ja lähityötä tekeillä, 3) naisilla ja miehillä, 4) eri ikäryhmissä sekä 5) eri mittaussajankohtina. On mahdollista, että eri aloilla, sukupuolilla ja ikäryhmissä tulkitaan mit-

tarin osiot eri tavoilla, joten mittarin invarianssin tutkimus edes demografisissa perusryhmissä on tärkeää, jotta mittaria voi hyödyntää luotettavasti esimerkiksi keskiarvovertailuissa. Mittausinvarianssia on syytä tutkia, sillä on oleellista tietää, että mittari todella mittaa samaa ilmiötä samalla tavalla eri ryhmissä, jotta tulosten vertailu ryhmien välillä on mahdollista (Chen, 2007). Tämän lisäksi tarkastelemme mittarin sisäistä rakennetta sekä yhteyksiä työksinäisyyden teoreettisiin ja aiemmin havaittuihin selittäjiin ja seurauksiin. Teorian ja aiemman tutkimuksen mukaan työksinäisyyden kokemisen tulisi johtaa matalamman tason työn imuun, etätyötyytyväisyyteen ja suoriutumiseen sekä riskiin uupua työssä (Becker ym., 2022; Jung ym., 2021; Ozcelik & Barsade, 2018; Wright, 2005). Erotteluvaliditeetin osalta tarkastelemme työksinäisyyden eroavaisuutta alhaisen sosiaalisen tuen käsitteestä. Siinä missä työksinäisyys määrittellen kielteiseksi subjektiiviseksi tunnetilaksi, sosiaalisen tuen puute liittyy avun ja tuen saamisen vähäiseen määrään (Wright ym., 2006). Sosiaalisen tuen saaminen ei myöskään riipu sosiaalisen suhteen laadusta, vaan tukea voi saada myös kielteiseksi koetuista suhteista (Wright, 2005). Täten sosiaalisen tuen puutteen ajatellaankin eroavan työksinäisyydestä ja olevan oikeastaan yksi sen ennustajista (Wright ym., 2006). Lopuksi tarkastelemme vielä työksinäisyydsmittarin toimivuutta summamuuttujana.

MENETELMÄT

Aineisto

Työksinäisyydsmittarin validoinnissa hyödynnetään opetusalan ammattilaisilta 4–5/2020 kerättyä poikkileikkausaineistoa ($N=1348$) sekä yhden suuren teknologiateollisuuden alan yrityksestä aikavälillä 5/2020–5/2021 kerättyä pitkäaikaisaineistoa. Yritysaineiston ensimmäiseen kyselyyn vastasi 1 257 henkilöä, ja 496 osallistui kaikkiin kolmeen aineistonkeruuseen. Pitkäaikaisaineistosta tehty katoanalyysi ei osoittanut tarkasteltujen demografisten tekijöiden tai työksinäisyyden suhteen merkittäviä eroja vastanneiden ja vastaamatta jättäneiden välillä. Ainoastaan mittauskertojen T1 ja T3 välillä nuoremmat työntekijät

jättivät todennäköisemmin vastaamatta kyselyyn. Tämä ero selittyi luultavasti osin nuorempien työntekijöiden määräaikaisilla työsopimuksilla, jolloin he eivät ole enää voineet osallistua kyselyyn vuoden kuluttua. Puolen vuoden aikavälillä (eli kyselyiden T1 ja T2 välillä) vastaavaa ikäeroa vastanneiden ja vastaamatta jättäneiden välillä ei esiintynyt. Näin ollen mittarin validoinnin kannalta ongelmallista vastaajakatota ei löytynyt.

Opettaja-aineisto ja yritysaineiston ensimmäinen mittauspiste (T1) yhdistettiin analyysija varten yhdeksi suureksi poikkileikkausaineistoksi ($N = 2605$). Yhdistetyssä aineistossa miehiä ja naisia oli molempia noin puolet. Keskimääräinen ikä oli noin 46 vuotta ($KH = 10$). Ikä luokiteltiin moniryhmäanalyysejä ja mittausinvarianssin testaamista varten kolmeen ryhmään, jotka olivat alle 40-vuotiaat (30 %), 41–50-vuotiaat (32 %) ja yli 50-vuotiaat (36 %). Suurin osa vastaajista teki täysin etätöitä (59 %), hieman yli kolmasosa teki hybriditöitä (37 %) ja 98 vastaajaa (4 %) teki pelkästään lähityötä. Puuttuvaa tietoa työyksiäisyyttä mittaavissa osioissa oli hyvin vähän ($n = 16–18$ eli 0.6–0.7 %).

Opettaja-aineisto ja yritysaineisto erosivat toisistaan demografisten tekijöiden mukaan. Opettaja-aineisto koostui enimmäkseen naisista (80 %), kun taas yritysaineisto oli miesvaltainen (74 %). Miesten ja naisten välinen eroavaisuus ($\chi^2 = 895$, $df = 2$, $p < 0.001$) toimialojen välillä on odotettua. Aineistoissa oli eroja myös iän suhteen ($t = 10.2$, $df = 2461$, $p < 0.001$), kun opettaja-aineistossa ($KA = 48$ v) vastaajat olivat keskimäärin myös hieman vanhempia kuin yritysaineistossa ($KA = 44$). Lisäksi opettaja-aineistossa oli merkitsevästi ($\chi^2 = 68$, $df = 2$, $p < 0.001$) enemmän täysin etätöitä tekeviä (66 %) kuin yritysaineistossa (51 %), ja vastaavasti hieman suurempi osa vastaajista yritysaineistossa teki hybridi- tai lähityötä. Etätöiden osuudessa havaittu ero todennäköisesti selittyy osin sillä, että teknologiateollisuuden yrityksessä joidenkin työtehtävien hoitaminen osittain tai kokonaan työpaikalla saattoi olla välttämätöntä esimerkiksi laitteistojen vuoksi, jolloin etätöiden suosituksista ei voitu noudattaa yhtä laajasti.

Opettajakyselyymme vastasi laajasti opetus- alalla työskenteleviä, sillä 29 prosenttia vastaajista oli luokanopettajia, 23 prosenttia peruskoulun

aineenopettajia, 13 prosenttia erityisopettajia, 10 prosenttia lukion aineenopettajia, 9 prosenttia ammatillisten oppilaitosten opettajia, 4 prosenttia korkeakoulujen opettajia, 3 prosenttia varhaiskasvatuksen opettajia, 3 prosenttia rehtoreita tai johtajia, 2 prosenttia oppilaanohjaajia ja loput 4 prosenttia kuuluivat muuhun kategoriaan tai eivät antaneet tietoa. Opettaja-aineiston sukupuolijakauma vastaa läheisesti Tilastokeskuksen vuoden 2019 opettajatiedonkeruussa keräämän ja oppilaitosten ilmoittaman perusjoukon sukupuolijakaumaa (71 % naisia) (Saari & Attila, 2020). Vastaavasti perusjoukon ikäjakaumassa suurin luokka oli 45–54-vuotiaat (Saari & Attila, 2020), minkä sisään tämän tutkimuksen opettaja-aineiston ikäjakauman keskiarvo sijoittuu. On kuitenkin hyvä tiedostaa, että Tilastokeskuksen oppilaitoksilta keräämissä perusjoukkotiedoissa ei ollut mukana esiopetuksen tai korkeakoulujen tietoja, mikä voi aiheuttaa pieniä eroja tämän otoksen perusjoukon ja verrattavan perusjoukon suhteen.

Koko teknologiateollisuuden sukupuolijakauma oli miesvaltainen (77 %) ja keski-ikä oli noin 43 vuotta (Teknologiateollisuus, 2023). Tämä vastaa hyvin keräämämme yritysaineiston sukupuoli- ja ikäjakaumaa. Kerätty aineisto edustaa siten hyvin teknologiateollisuudessa työskenteleviä sekä opetus- alalla työskenteleviä, mutta siitä saatuja tuloksia ei voida suoraan yleistää muihin perusjoukkoihin.

Mittarit

Työyksiäisyys

Tarkastelemamme työyksiäisyyttä arvioivat väittämät/osiot ovat Ozcelikin ja Barsaden (2018) esittämästä työyksiäisyyden mittarista, joka yksinkertaisesti sovitaa tunnetuimman yleisen yksiäisyyden UCLA-mittarin työn kontekstiin. Koska halusimme työyksiäisyysmittarin olevan helpokäyttöinen ja soveltuvan tutkimuskäytön lisäksi erilaisiin barometreihin ja organisaatioiden sisäisiin kyselyihin, päätimme lyhentää Ozcelikin ja Barsaden (2018) esittämää työyksiäisyysmittaria. Lyhyessä mittarissa on myös se etu, että vastaajien vaivan vähentäminen voi johtaa aineiston parempaan laatuun. Lyhennettyä työyksiäisyysmittaria varten valitsimme kuusi osiota Neton (1992, 2014) validoiman lyhennetyin

UCLA-mittarin mukaisesti. Neto (1992) valitsi faktorianalyysin perusteella lyhennettyyn mittariinsa kuusi osiota, jotka heijastavat yksinäisyyden ydintä eli epätasapainoa haluttujen ja todellisten sosiaalisten suhteiden välillä. Validiteettitar- kasteluun otettiin työkseenäisyyttä arvioiviin kuuteen osioon vastattiin asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 5 (Täysin samaa mieltä). Osiot ovat:

- TY1: Koen itseni ulkopuoliseksi organisaatiossani.
- TY2: Tunnen olevani eristynyt kollegois- tani.
- TY3: Olen onneton, koska olen jäänyt ul- kopuoliseksi organisaatiossani.
- TY4: Organisaatiossa ympärilläni on ihmi- siä, mutten koe, että he ovat kanssani.
- TY5: En koe toverillisuutta työssäni.
- TY6: Kun olen yhdessä työtovereideni kanssa, tunnen olevani osa kaveriporukkaa.

Muut mittarit

Työn imua mitattiin suomenkielisellä UWES-9 mittarilla (Seppälä ym., 2009), joka koostuu yhdeksästä työn imua mittaavasta osiosta (esim. ”Tunnen olevani täynnä energiaa, kun teen työtäni”). Osioihin vastattiin asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 7 (Täysin samaa mieltä). Työn imun sisäinen johdonmukaisuus oli Cronbachin alfalla arvioituna erittäin hyvä ($\alpha = 0.95$).

Työuupumusta arvioitiin yhdeksästä osiosta koostuvan BBI-mittarin (Salmela-Aro, Rantanen, Hyvönen, Tilleman & Feldt, 2011) avulla. Vastaajat arvioivat työuupumusta kuvaavia osioita (esim. ”Tunnen hukkuvani työhön”) asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 6 (Täysin samaa mieltä). Työuupumuksen sisäinen johdonmukaisuus oli myös erittäin hyvä ($\alpha = 0.87$).

Etätötyytyväisyyttä arvioitiin kolmen osion avulla, jotka kuvasivat vastaajan suhtautumista etätööhön (esim. ”Kaikki seikat huomioiden, olen melko tyytyväinen etätööhön”). Osioiden vastausasteikko oli 1 (Täysin eri mieltä) – 5 (Täysin samaa mieltä). Tämän mittarin sisäinen

johdonmukaisuus oli muiden tavoin erittäin hyvä ($\alpha = 0.87$).

Suoriutumista mitattiin seitsemän osion mit- tarilla, joka keskittyy mittaamaan suoriutumista työntekijän keskeisessä työroolissa (Williams & Anderson, 1991). Osioissa vastaajat arvioivat suoriutumistaan (esim. ”Teen asianmukaisesti työtehtäväni”) asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 5 (Täysin samaa mieltä). Suoriutumisen sisäinen johdonmukaisuus oli hyvä ($\alpha = 0.82$).

Työhön liittyvää sosiaalista tukea arvioitiin QPS-Nordic-kyselyn (Wännström, Peterson, Åsberg, Nygren & Gustavsson, 2009) avulla. Sosiaalista tukea arvioitiin viiden osion avulla, joihin vastattiin asteikolla 1 (Erittäin harvoin / en koskaan) – 5 (Koko ajan / lähes koko ajan). Osiot sisälsivät kysymyksiä sekä esihenkilöltä (esim. ”Saatko tarvittesasi esihenkilöltäsi tukea ja apua työssäsi?”) että kollegoilta saatavasta tuesta (esim. ”Saatko tarvittaessa tukea ja apua työhösi kollegoiltaasi?”). Sosiaalisen tuen sisäinen johdon- mukaisuus oli hyvä ($\alpha = 0.81$).

Analyyysi ja tilastolliset menetelmät

Tarkastelimme laajasti mittarin validiteettia ja reliabiliteettia. Työkseenäisyydsmittarin rakennevaliditeettia tutkittiin konfirmatorisen fakto- rianalyysin avulla yhdistetyssä poikkeileikkaus- aineistossa. Rakennevaliditeettia arvioimme dimensionaalisuuden, konvergenssivaliditeetin, erotteluväliditeetin ja nomologisen validiteetin avulla (Ketokivi, 2015). Dimensionaalisuudella tarkoitetaan mittarin ulottuvuuksien määrää, eli dimensionaalisuuden tutkimisessa tarkastellaan sitä, mittaavatko kyselyn osiot suoraan yhtä ilmi- ötä vai onko ilmiöllä useampi erillinen ulottuvuus. Dimensionaalisuuden tarkastelu on tärkeää, sillä Cronbachin alfaan perustuvat reliabiliteettitar- kastelut sekä summamuuttujien muodostaminen perustuvat oletukseen mittarin yksiulotteisuudes- ta (Hayes & Coutts, 2020; Ketokivi, 2015). Kon- vergenssivaliditeetilla tarkoitetaan puolestaan mittarin osioiden ominaisuutta yhdistyä vahvasti yhteiseen faktoriin (Ketokivi, 2015). Konvergens- sivaliditeetin tutkiminen on tärkeää, jotta selviää, onko osioilla vahva yhteinen selittäjä eli mitattava piilevä ilmiö. Matala konvergenssivaliditeetti viit- taisi siten tilanteeseen, jossa osioilla ei ole vahvaa

yhteistä selittäjää, jolloin mittari ei olisi kovin toimiva, sillä se voisi sisältää paljon mittausvirhettä tai osiot voisivat mitata keskenään eri ilmiöitä. Tätä validiteetin muotoa tutkitaan tyypillisesti standardoitujen faktorilatausten suuruudella, joiden voidaan ideaalitulanteessa odottaa olevan vähintään 0.7 (Kline, 2011).

Erotteluvaliditeetilla tarkoitetaan vuorostaan mittarin kykyä erottua muista ilmiöistä (Ketokivi, 2015). Tämän validiteetin muodon tutkiminen on tärkeää, sillä mittarin ei haluta mittaavan pääasiallisesti lähikäsitteitä, vaan juuri haluttua ilmiötä. Erotteluvaliditeettia voidaan tutkia vertaamalla ilmiöiden välisiä korrelaatioita. Pienet ja maltilliset korrelaatiot osoittavat ilmiöiden olevan erillisiä toisistaan (Ketokivi, 2015). Nomologisella validiteetilla tarkoitetaan tutkittavan ilmiön sopivuutta laajempaan ilmiöiden verkoon. Toisin sanottuna nomologista validiteettia arvioidaan tarkastelemalla mitattavan ilmiön yhteyksiä teorian mukaisiin ennustaviin tekijöihin ja seurauksiin. Tässä validointitutkimuksessa nomologista validiteettia sekä erotteluvaliditeettia arvioitiin työkyönsävyysmittarin korrelaatioilla summamuuttujina käsiteltäviin sosiaalisen tuen, työn imun, työuupumuksen, etätöyötyytyväisyyden ja suoriutumisen mittareihin. Lisäksi arvioimme reliabiliteettia Cronbachin alfalla (α) sekä McDonaldin omegalla (ω), jotka kertovat mittarin sisäisestä yhdenmukaisuudesta.

Rakennevaliditeetin lisäksi tutkimme faktorirakenteen mittausinvarianssia moniryhmäanalyysin avulla eri toimialoilla (opetus ja teknologia-teollisuus), työmuodoilla (etä-, hybridi- ja lähi-työ), miesten ja naisten välillä sekä eri ikäryhmillä. Lisäksi testasimme yritysaineiston avulla mittarin aikainvarianssia eli sitä, pysyykö mittarin rakenne samanlaisena eri ajankohdissa. Mittausinvarianssin tutkimisen tulisi olla oleellinen osa mittareiden validointiprosessia, sillä on tärkeää, että mittarin faktorirakenne säilyy samanlaisena erilaisilla tutkittavilla ryhmillä tai eri mittauskerroilla, jotta mittarin tulosten vertaaminen on mielekästä. Muutoin emme voi olla varmoja, johtuvatko havaitut erot todellisista eroista vai mittarin faktorirakenteen eroista.

Mittausinvarianssia tutkittiin konfiguraalisen, faktorilatausten, mittausleikkauspisteiden ja mittausjäännösvarianssien osalta (Chen, 2007).

Konfiguraalinen invarianssi (*configural invariance*) ryhmien välillä kertoo siitä, että osiot latautuvat samalle faktorille kaikissa ryhmissä. Faktorilatausten mittausinvarianssi (*metric invariance*) ryhmien välillä kertoo puolestaan osioiden yhtä suuresta yhteydestä latenttiin faktoriin, jolloin faktorin voidaan ajatella noudattavan samaa mittayksikköä ryhmien välillä. Mittausleikkauspisteiden invarianssi (*intercept/scalar invariance*) kuvaa puolestaan faktorin asteikon lähtöpisteen olevan sama molemmissa ryhmissä. Mittausleikkauspisteiden oletetaan olevan invariantteja esimerkiksi latenttien faktoreiden keskiarvoja verratessa. Mittausjäännösvarianssien invarianssi (*residual invariance*) puolestaan varmistaa sen, että osioiden väliset ryhmäerot ovat pelkästään latentin faktorin aiheuttamia. Tätä mittausinvarianssin tasoa on kuitenkin usein haastavaa saavuttaa, sillä käytännössä osioihin voi vaikuttaa muitakin mallin ulkopuolisia tekijöitä.

Käytimme rakenneyhtälömallinnuksessa robustia suurimman uskottavuuden estimaattoria (*maximum likelihood robust*, MLR) sillä osioiden jakaumat eivät olleet normaalijakautuneita, jolloin on mahdollista, ettei suurimman uskottavuuden estimoinnin multinormaalisuusoletus toteudu. Konfirmatorisissa faktorianalyseissa ja rakenneyhtälömallinnuksessa puuttuva tieto huomioitiin käyttämällä suurimman uskottavuuden robustin estimaattorin täyden informaation algoritmia (*full-information maximum likelihood*, FIML). Robustin estimaattorin khiin neliö -testisuureen laskennassa ja vertailussa hyödynnettiin Satorra–Bentlerin korjauskerrointa (Satorra & Bentler, 2001). Konfirmatoriset faktorianalyysit sekä rakenneyhtälömallit testattiin Mplus-ohjelmistolla (versio 8.6; Muthén & Muthén, 1989–2017). Summamuuttujien korrelaatiot ja kuvailevat tiedot analysoitiin IBM SPSS 26 -ohjelmistolla.

Työkyönsävyys ja faktorimallin sekä laajempien rakenneyhtälömallien sopivuutta aineistoon selvitettiin useiden tunnuslukujen avulla. Koska χ^2 -testi on herkkä osoittamaan tilastollisesti merkitseviä eroja mallien suhteen suurella otoskoolla, raportoimme myös vaihtoehtoisten sopivuusindeksien (CFI, TLI, RMSEA ja SRMR) tuloksia. Sisäkkäisten mallien vertailussa hyödynsimme informaatiokriteereiden (AIC, BIC, SSABIC)

sekä sopivuuksien CFI, RMSEA ja SRMR muutoksia. Hyödynsimme rakennetyhtälömallinuksessa yleisesti suositeltuja raja-arvoja mallin sopivuuden arvioinnissa, jolloin sopivuuksien mukaista mallin hyvää sopivuutta aineistoon kuvaavat CFI/TLI ≥ 0.95 , RMSEA ≤ 0.06 ja SRMR ≤ 0.08 (Hu & Bentler, 1999). Lisäksi informaatiokriteerien (AIC, BIC, SSABIC) pienemmät arvot mallien välillä kuvaavat tilastollisesti parempaa mallia. Mittausinvarianssin arvioinnissa hyödynsimme Chenin (2007) ehdottamia raja-arvoja mallien välisille eroille, jolloin mittari on faktorilatausten osalta invariantti, kun $\Delta CFI \geq -0.01$ ja $\Delta RMSEA \leq 0.015$ tai $\Delta SRMR \leq 0.03$, ja mittausleikkauspisteiden sekä mittausjäännösvarianssien osalta invariantti, kun $\Delta CFI \geq -0.01$ ja $\Delta RMSEA \leq 0.015$ tai $\Delta SRMR \leq 0.01$.

Faktorirakenteen selvittämisen lisäksi tutkimme työkykyämittarin käyttökelpoisuutta keskiarvoistettuina summamuuttujina. Summamuuttujien käytössä indikaattoreiden sisältämät satunnaiset mittausvirheet sekä systemaattiset yhteydet jäännösten välillä siirtyvät osaksi tutkittavaa ilmiötä. Tästä syystä on hyvä tarkastella, eroavatko tulokset merkittävästi summamuuttujamallin ja reflektiivisen faktorimallin välillä. Validoidun reflektiivisen faktorimallin käyttö on perustelluin tapa mallintaa tutkittava ilmiö, sillä kyseisessä mallissa indikaattoreiden mittausvirheet ja mahdolliset systemaattiset jäännöskorre-

laatiot voidaan erottaa kaikkien indikaattoreiden yhteisestä varianssista. Tämä toki saattaa tehdä joistakin analyyseistä hankalia toteuttaa, jolloin on syytä käyttää tätä yhteistä varianssia approksimoivaa summamuuttujaa. Tarkastelimme työkykyämittarin käyttökelpoisuutta summamuuttujana tutkimalla korrelaatioeroja muiden ilmiöiden suhteen työkykyämittarin latenttien faktoreiden ja summamuuttujien välillä.

TULOKSET

Työkykyämittarin osiot noudattivat pääosin oikealle vinoa porrasmaista jakaumaa, ja kaikissa paitsi yhdessä osiossa (TY6) oli lattiaefekti eli vastausten kasaantuminen mitta-asteikon matalimpaan ääriarvoon. Vastausten painottuminen pieniin arvoihin oli oletusten mukaista, sillä suurimman osan vastaajista ei oleteta juurikaan kokevan työkykyä. Osioiden ylimääräinen huipukkuus oli pääosin pientä (-0.67-0.141), ja ainoastaan osion TY4 ylimääräinen huipukkuus oli 2.59 (ks. Taulukko 1). Taulukossa 1 esitellään myös työkykyämittarin osioiden keskiarvot, keskihajonnat ja osioiden keskinäiset Pearsonin tulomomenttikorrelaatiot. Osioiden keskiarvot ja keskihajonnat olivat suhteellisen pienet. Osiot korreloivat keskenään positiivisesti ja riittävän voimakkaasti muodostaakseen yhtenäisen mittarin.

TAULUKKO 1. Työkykyämittarin osioiden keskiarvot, keskihajonnat, vinous ja huipukkuus sekä keskinäiset korrelaatiot.

Osio	KA	KH	VI	HU	1	2	3	4	5
TY1	1.89	1.07	1.03	0.14	1				
TY2	2.17	1.20	0.68	-0.67	0.57	1			
TY3	1.54	0.92	1.77	2.59	0.60	0.52	1		
TY4	1.97	1.10	0.86	-0.24	0.63	0.56	0.61	1	
TY5	2.23	1.17	0.66	-0.56	0.41	0.42	0.36	0.42	1
TY6	2.15	1.05	0.78	0.01	0.49	0.30	0.36	0.43	0.30

Kaikki osioiden väliset korrelaatiot olivat tilastollisesti merkitseviä tasolla $p < 0.001$. VI = vinous, HU = ylimääräinen huipukkuus

Työksinäisyysmittarin dimensionaalisuus, konvergenssivaliditeetti ja reliabiliteetti

Työksinäisyysmittarin faktorirakennetta tutkittiin konfirmatorisella faktorianalyysillä. Oletimme työksinäisyysmittarin olevan yksiulotteinen, sillä alkuperäinen yksinäisyysmittari on suunniteltu yksiulotteiseksi, ja osiot mittaavatkin työksinäisyyttä hyvin yleisellä tasolla, jota osioiden sanallinen muotoilu vastaa. Yksiulotteinen malli sopi aineistoon hyväksyttävästi (ks. Taulukko 2), eikä osioiden välisten korrelaatioiden perusteella ole nähtävissä moniulotteista rakennetta, jossa osiot muodostaisivat vahvoja aladimensioita keskenään. Kaikki osiot korreloivat keskenään oletusten mukaisesti, ja poikkeuksellisen vahvoja osioiden korrelaatiopareja tai -ryhmiä ei esiintynyt. Myöskään eksploratiivinen faktorianalyysi ei ehdottanut kuin yhtä faktoria tutkituille osioille. Tämän lisäksi faktorimallin suurimmat modifikaatioindeksit osoittivat, että osion TY6 mittausjäännös korreloi osion TY3 mittausjäännöksen kanssa positiivisesti (odotettu parametrin arvo 0.21) ja osion TY4 mittausjäännöksen kanssa negatiivisesti (odotettu parametrin arvo -0.16). Muidenkin osioiden välillä esiintyi pientä mittausjäännösten riippuvuutta, mikä olisi voinut viitata moniulotteisuuteen, jos jäännösten väliset yhteydet olisivat olleet samansuuntaisia ja vahvempia. Näin ollen selkeitä vaihtoehtoisia ja teoreettisesti mielekkäitä vaihtoehtoisia moniulotteisia faktorimalleja ei ollut löydettävissä vertailua varten.

Faktorimallia tarkastelemalla osio TY6 vaikutti sisältävän yhteisestä faktorista erillistä yhteistä varianssia kahden muun osion kanssa, mikä voi johtua useista eri syistä, kuten otantavirheestä tai tuntemattomista systemaattisista tekijöistä. Faktorimalli ilman näiden mittausjäännösvariانسien korrelaatioiden vapauttamista sopi aineistoon hyväksyttävästi, mutta mallia voisi jonkin verran parantaa joko jättämällä osio TY6 pois tai vapauttamalla kaksi aiemmin mainittua mittausjäännöskorrelaatiota. Lisäksi osiot TY5 ja TY6 korreloivat hieman alhaisemmin muiden osioiden kanssa ja latautuivat heikommin yhteiselle faktorille. Osion TY6 sanoitus ”Kun olen yhdessä työtovereideni kanssa, tunnen olevani osa kaveriporukkaa” on myös käsitteellisesti epäselvä,

sillä se sisältää kaksi eri ryhmittymää (työtoverit ja kaveriporukan), joilla voi olla hyvin erilainen merkitys vastaajille. Tämä voi selittää osion matalampaa latautumista yhteiseen faktoriin.

Testasimme siten vaihtoehtoisia faktorimalleja, jotka erosivat vain sallittujen jäännöskorrelaatioiden tai osion TY6 poistamisen mukaan. Ensimmäinen faktorimalli 1a oli kuudesta osiosta koostuva yksiulotteinen malli, toinen faktorimalli 1b oli kuudesta osiosta koostuva yksiulotteinen malli, jossa kaksi aiemmin mainittua suurta jäännöskorrelaatiota vapautettiin, ja lopuksi kolmas faktorimalli 2 oli viidestä osiosta koostuva yksiulotteinen malli, josta osio TY6 oli poistettu osion käsitteellisen epäselvyyden vuoksi. Faktorimallien 1a ja 1b välillä sopivuusindeksejä ja khiin neliö -testin mukaisia eroja voidaan testata. Koska faktorimallit 1a/1b ja 2 eivät sisällä samaa määrää havaittuja riippuvia muuttujia, näiden mallien vertailu ei ole mahdollista tavanomaisella tavalla hyödyntämällä khiin neliö -testiä tai muita vastaavia uskottavuusfunktioista johdettuja kriteerejä, sillä sekä sisäkkäisten että ei-sisäkkäisten mallien vertailussa oletetaan datarakenteen olevan samanlainen eli sisältävän samat havaitut muuttujat vertailtavien mallien välillä (esim. Chou & Huh, 2012; Merkle, You & Preacher, 2016). Suuntaa antavasti voidaan kuitenkin tarkastella mallien absoluuttista sopivuutta aineistoon (ks. Taulukko 2) eli toisin sanoen arvioida sitä, onko jokin mallivaihtoehto sellainen, joka ei sovi tyyppillisten kriteereiden valossa aineistoon ollenkaan.

Kaikki mallivaihtoehdot sopivat kuitenkin aineistoon hyväksyttävästi. Sopivuudella aineistoon ei kuitenkaan ole merkitystä, ellei mittari ole riittävän kattava ilmiön mittaamiseen, joten valinta eri osioiden mallien välillä kannattaa tehdä teoreettisen harkinnan perusteella, jos kaikki mallit sopivat absoluuttisessa mielessä aineistoon hyväksyttävästi. Mittarin sisältövaliditeetin ja luotettavuuden kannalta suurempi määrä osioita on parempi, joten hyvin toimivia osioita kannattaa pitää mukana.

Kaikkien kolmen yksiulotteisen työksinäisyysfaktorimallin faktorilataukset olivat kokonaisuudessaan hyväksyttävät (ks. Taulukko 3). Faktorimalleissa 1a ja 1b osiot TY5 ja TY6 latautuivat hieman heikommin faktorille kuin mitä ideaalitulanteessa voisi odottaa. Ideaalitulanteessa

TAULUKKO 2. Työksinäisyysfaktorimallien sopivuusindeksit.

Malli	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSBIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ BIC
Faktorimalli 1a	96.80	9	< 0.001	0.974	0.957	0.024	0.061	40928	41034	40976	-	-	-
Faktorimalli 1b	33.59	7	< 0.001	0.992	0.983	0.014	0.038	40841	40959	40895	63.55 (< .001)	0.018	-75
Faktorimalli 2	22.01	5	< 0.001	0.994	0.987	0.014	0.036	34050	34138	34090	-	-	-

teessa standardoidun faktorilatauksen olisi hyvä olla vähintään 0.7, jotta latentti ilmiö selittäisi osion vaihtelusta noin puolet tai enemmän (esim. Kline, 2011). Vastaavasti faktorimallissa 2 osio TY5 latautui muita matalammin. Konvergenssi-validiteetti oli kuitenkin kaikissa faktorimalleissa hyväksyttävä, sillä keskimäärin faktorilataukset olivat korkeat ja mittausjännösvarianssit vastaavasti suhteellisen matalat.

Kaikkien faktorimallien mukaisissa mittareissa reliabiliteetit olivat myös hyviä. Yhdistetyssä aineistossa kuuden osion mittarilla ($\alpha = 0.84$, $\omega = 0.84$) ja viiden osion mittarilla ($\alpha = 0.83$, $\omega = 0.84$) ei esiintynyt suuria eroja reliabiliteetin suhteen. Vastaavasti myös pitkittäisessä yritysaineistossa reliabiliteetit olivat molemmissa mittarivaihtoehdoissa hyvät mittauskertojen T1 ($\alpha = 0.81/0.83$, $\omega = 0.82/0.83$), T2 ($\alpha = 0.84/0.85$, $\omega = 0.85/0.86$) ja T3 ($\alpha = 0.86/0.88$, $\omega = 0.87/0.88$) välillä.

Mittausinvarianssi ryhmittäin ja eri aikapisteissä

Faktorimallit erosivat toisistaan mittausinvarianssin suhteen (ks. mittausinvarianssitaulukot Liitteessä 2). Faktorimalli 1a ei ollut invariantti faktorilatausten osalta toimialojen ($\Delta\chi^2 = 49.85$, $\Delta df = 5$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.012$, $\Delta SRMR = 0.026$) tai miesten ja naisten välillä ($\Delta\chi^2 = 46.38$, $\Delta df = 5$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.012$, $\Delta SRMR = 0.026$). Tulos oli samanlainen faktorimallin 1b tapauksessa. Ero faktorilatauksissa näissä malleissa paikantui osioon TY6, jossa standardoidut faktorilataukset erosivat toisistaan selkeästi (naiset: 0.62, miehet: 0.41) ja ero oli vastaavanlainen myös toimialojen välillä.

Viidestä osiosta koostuva faktorimalli 2 oli invariantti faktorilatausten ($\Delta\chi^2 = 25.41$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.007$, $\Delta SRMR = 0.021$) ja mittausleikkauspisteiden ($\Delta\chi^2 = 22.86$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.006$, $\Delta SRMR = 0$) suhteen toimialojen välillä. Mikään kolmesta faktorimallista ei ollut mittausjännösvarianssien suhteen invariantti toimialojen välillä, joten osioihin voi kohdistua työksinäisyysfaktorista erillistä toimialakohtaista uniikkia vaihtelua tai niissä voi olla eri määrä mittausvirhettä. Miesten ja naisten välisessä vertailussa faktorimalli 2 oli invariantti-

TAULUKKO 3. Työkyänsäisyyssmittarivaihtoehtojen standardoidut faktorilataukset ja mittausjäännösvarianssit.

Osio	Faktorimalli 1a	Faktorimalli 1b	Faktorimalli 2
	FL (MJV)	FL (MJV)	FL (MJV)
TY1	0.81 (0.34)	0.79 (0.37)	0.79 (0.37)
TY2	0.70 (0.51)	0.72 (0.49)	0.72 (0.49)
TY3	0.74 (0.45)	0.74 (0.44)	0.75 (0.44)
TY4	0.80 (0.36)	0.80 (0.36)	0.80 (0.36)
TY5	0.52 (0.73)	0.52 (0.73)	0.52 (0.73)
TY6	0.54 (0.71)	0.52 (0.73)	–

FL = faktorilataus, MJV = mittausjäännösvarianssi. Kaikki faktorilataukset ja mittausjäännösvarianssit olivat tilastollisesti merkitseviä tasolla $p < 0.001$.

ti kaikilla testatuilla tasoilla eli faktorilatausten ($\Delta\chi^2 = 24.76$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.007$, $\Delta SRMR = 0.022$), mittausleikkauspisteiden ($\Delta\chi^2 = 27.01$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.008$, $\Delta SRMR = 0.003$) ja mittausjäännösvarianssien ($\Delta\chi^2 = 23.50$, $\Delta df = 5$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.008$, $\Delta SRMR = 0.006$) suhteen.

Faktorimallien mittausinvarianssin tasossa ei ollut eroja työmuodon, ikäryhmien tai ajan suhteen. Työmuodon (lähi-, hybridi- vai etätö) ja ikäryhmien suhteen kaikki faktorimallit olivat konfiguraalisen invarianssin, faktorilatausten ja mittausleikkauspisteiden osalta invariantteja. Vastaavasti yritysaineistossa testatun aikainvarianssin suhteen kaikki kolme faktorimallia olivat invariantteja eri mittausajankohtina konfiguraalisen invarianssin, faktorilatausten, mittausleikkauspisteiden ja mittausjäännösvarianssien suhteen. Toisin sanottuna mittareiden rakenteet säilyivät samanlaisina ja ne soveltuvat hyvin työkyänsäisyyden vertailuun eri ajankohtina.

Erotteluvaliditeetti, nomologinen validiteetti ja toimivuus summamuuttujana

Kaikki faktorimallit osoittivat selkeää erotteluvaliditeettia sekä nomologista validiteettia (ks. Taulukko 4). Korrelaatiot eivät olleet sosiaalisen tuen kanssa lähellä täydellistä riippuvuutta, joten työkyänsäisyyssmittareiden voidaan todeta mittautuvan selvästi erillistä ilmiötä. Kaikki faktorimallit olivat myös teorian ja aiemman kirjallisuuden

mukaisesti yhteydessä niin vähäisempää työkyänsäisyyttä ennustavaan sosiaaliseen tukeen kuin myös työkyänsäisyyden seurauksiin eli heikompaan etätötyytyväisyyteen, työn imuun ja suoriutumiseen sekä suurempaan työuupumukseen.

Summamuuttujamittareiden väliset korrelaatiot olivat vahvoja, joten yksittäisten osioiden poistamisella ei menettänyt merkittävästi informaatiota. Faktorimalleista 1 ja 2 muodostettujen summamuuttujien välinen korrelaatio oli 0.98. Summamuuttujien ja latenttien faktoreiden väliset erot korrelaatiokertoimissa eivät suuresti muuttaneet ilmiön tulkintaa (ks. Taulukko 4). Korrelaatiokertoimien erotusten itseisarvojen avulla tarkasteltuna korrelaatioerot vaihtelivat pienimmillään 0.006:n ja suurimmillaan 0.037:n välillä. Työkyänsäisyyden mittaamisessa summamuuttujan käyttämisellä ei siten näytä olevan suurta tulkinnallista eroa muiden muuttujien välisissä yhteyksissä verrattuna latenttiin faktorimalliin. Pienet erot yhteyksissä eri mallien välillä selittyvät faktorimallien osioiden faktorilatausten ja mittausjäännösvarianssien toisiaan lähellä olevilla arvoilla, jolloin keskiarvoistettu summamuuttuja toimii hyvänä approksimaationa latenteille faktorille.

POHDINTA

Tutkimuksen tavoitteena oli esitellä työkyänsäisyyden käsite suomenkieliselle yleisölle sekä

TAULUKKO 4. Faktorimallien väliset korrelaatiot muiden muuttujien kanssa.

Mittari	Sosiaalinen tuki	Etätyö- tyytyväisyys	Työ- uupumus	Työn imu	Suoriutuminen
LF Faktorimalli 1a	-0.452	-0.177	0.475	-0.376	-0.303
LF Faktorimalli 1b	-0.450	-0.182	0.478	-0.377	-0.304
SM Faktorimalli 1a/b	-0.427	-0.171	0.438	-0.353	-0.282
LF Faktorimalli 2	-0.441	-0.184	0.480	-0.375	-0.302
SM Faktorimalli 2	-0.406	-0.178	0.444	-0.349	-0.277

LF = Latentti faktori, SM = Summamuuttuja. Kaikki korrelaatiot olivat tilastollisesti merkitseviä kaikissa mittarivaihtoehdoissa tasolla $p < 0.001$. Faktorimalli 1 on kuuden osion mittari, ja faktorimalli 2 on viiden osion mittari.

validoida arviointityökalu työksinäisyyden mittaamista varten. Validointitutkimuksessa päädyimme tulosten ohjaamana testaamaan ja vertaamaan toisiinsa kolmea erilaista faktorimallia, jotka erosivat toisistaan jäännöskorrelaatioiden sekä osioiden määrän suhteen. Tutkitut työksinäisyyden faktorimallivaihtoehdot olivat kaikki suurelta osin valideja, vaikka eroja ja ongelmia esiintyi kuudesta osiosta koostuvissa faktorimalleissa.

Työksinäisyysmittari perustuu paljon käytettyyn yleisen yksinäisyyden UCLA-mittariin, jonka on tarkoitettu mittaavan yksinäisyyttä yksiuotteisesti (Russell, 1996; Russell ym., 1978). UCLA-mittarista on kuitenkin useassa tutkimuksessa löytynyt useampi ulottuvuus (esim. Junttila, Kainulainen & Saari, 2015; McWhirter, 1990; Moens ym., 2021), mutta Russellin (1996) mukaan tämä johtuu lähinnä erisuuntaisesti sanoitettujen osioiden metodivarianssista. Yksiuotteinen faktorimalli sopi myös aineistoomme hyväksyttävästi, eivätkä useat tilastolliset analyysit antaneet viitteitä useammasta ulottuvuudesta. On kuitenkin huomioitavaa, ettei lyhyellä muutaman osion työksinäisyysmittarillamme voi kunnolla tutkia mittarin erilaisia mahdollisia ulottuvuuksia. Jatkotutkimuksissa tulisi suorittaa ulottuvuustarkastelu useamman osion mittarilla. Toisaalta työkaverisuhteiden luonteen ja niille luotujen odotusten takia voi olla epätodennäköistä, että työksinäisyysmittarista olisi löydettävissä esimerkiksi intiimin tai emotionaalisen yksinäis-

yyden ulottuvuus kuten yleisen yksinäisyyden mittarista.

Kaikki työksinäisyyden faktorimallit osoittivat hyvää konvergenssivaliditeettia ja reliabiliteettia. Osion TY6 faktorilataus oli matalampi muihin verrattuna ja osio oli sanoitettu työksinäisyyden suhteen negatiivisesti, eli osion suuret arvot indikoivat vähäisemmästä työksinäisyyden tilasta, kun muilla osioilla oli työksinäisyyteen nähden päinvastainen positiivinen sanoitus. Vastaavat eri suuntiin sanoitetut osiot ovat aiheuttaneet ongelmia myös alkuperäiselle UCLA-mittarille, johon työksinäisyysmittari perustuu (Russell, 1996).

Erotteluväliditeetin kannalta työksinäisyyden kaikki faktorimallit olivat kuitenkin selkeästi erillisiä sosiaalisen tuen käsitteestä, joka teorian mukaan on työksinäisyydestä erillinen lähikäsite (Wright, 2005). Nomologinen validiteetti sai myös tukea, kun kaikki työksinäisyyden faktorimallit korreloivat teorian ja aiempien tutkimusten mukaisesti työksinäisyyttä ennustavan sosiaalisen tuen sekä työksinäisyyden seurauksina tutkittujen työn imun, työuupumuksen, etätyötyytyväisyyden ja suoriutumisen kanssa. Tulokset viittaavat teorian ja aiempien tutkimusten näkemykseen sosiaalisen tuen työksinäisyydeltä suojaavasta vaikutuksesta ja työksinäisyyden haitallisista seurauksista niin työntekijän hyvinvoinnin, asenteiden kuin suoriutumisenkin suhteen. Kuitenkin on huomioitava, että tämän tutkimuksen korrelaatiotarkastelui-

hin perustuvilla tuloksilla ei voida tehdä kausaalisia johtopäätöksiä.

Rakennevaliditeettitarkastelun lisäksi selvitimme faktorirakenteen mittausinvarianssia eli mittarin yhdenmukaisuutta ryhmissä sekä aikainvarianssia eli sitä, pysyykö faktorimallin rakenne samanlaisena eri ajankohdissa. Yhdenmukainen faktorirakenne eri ryhmissä ja mittauskerroilla varmistaa, että mittari toimii samalla tavalla eri ryhmissä ja mittausten vertailu on luotettavaa ja mielekästä. Tulokset osoittivat kaikille kolmelle faktorimallille aikainvarianssia eli faktoreiden rakenteiden pysymistä samanlaisina eri mittauspisteissä. Myös työmuodon (lähi-, hybridi- vai etätö) ja ikäryhmien suhteen kaikki faktorimallit olivat mittausjäännösvariansseja lukuun ottamatta invariantteja. Sukupuolen ja toimialojen mittausinvarianssien suhteen kuudesta osiosta koostuvat faktorimallit 1a ja 1b eivät olleet invariantteja. Näissä malleissa osio TY6 ”Kun olen yhdessä työtovereideni kanssa, tunnen olevani osa kaveriporukkaa” oli ongelmallinen, sillä se sai erilaisia faktorilatauksia eri toimialoilla sekä miesten ja naisten välillä. On hyvin mahdollista, että naiset ja miehet tulkitsevat osion eri tavalla, jolloin sukupuolijakauman seurauksena toimialojenkin välille voi muodostua ero. Toisaalta sama tilanne on mahdollinen myös päinvastoin, jolloin eri toimialojen ero aiheuttaa eron myös sukupuolten välille. Siinä missä kuudesta osiosta koostuvien faktorimallien rakenne ei pysynyt yhden osion suhteen edes faktorilataukseltaan samanlaisena naisilla ja miehillä tai toimialoittain, niin viidestä osiosta koostuvassa faktorimallissa puutteita mittausinvarianssissa oli vain mittausjäännösvarianssien suhteen. Tämän invarianssitason saavuttaminen on yleisesti haastavaa monien erilaisten tekijöiden vuoksi (Chen, 2007).

Koska tutkijat hyödyntävät usein mittareita summamuuttujina, tarkastelimme lopuksi työksinäisyysmittarin toimivuutta latentin muuttujan sijaan summamuuttujana. Analyysit paljastivat, että työksinäisyyden latentti faktori ja summamuuttuja korreloivat hyvin samankaltaisesti sosiaalisen tuen, työn imun, työuupumuksen, etätötyytyväisyyden ja suoriutumisen kanssa. Yhteydet olivat hieman vahvempia latenteilla faktoreilla kuin summamuuttujilla, mutta summamuuttu-

jat toimivat hyvinä approksimaatioina latentille faktorille.

Työksinäisyysmittarin viiden osion faktorimallista poistettiin ongelmallinen osio TY6. Matalammin latautuvia osioita poistamalla voidaan parantaa konvergenssivaliditeettia, mutta mittarin sisällöllisen kattavuuden kannalta se ei ole mielekästä, eli mittarin matalalatauksisten osioiden poisto ei ole perusteltua, mikäli tämä kaventaa mittarin sisältövaliditeettia (Ketokivi, 2015). Työksinäisyysmittarin matalammin latautuvat osiot TY5 ja TY6 käsittelevät toverillisuutta sekä kaverillisuutta, jotka viittaavat muista osioista poiketen merkityksellisten ihmissuhteiden kokemukseen. Suositamme käytettäväksi viiden osion mittaria työksinäisyyden mittaamiseen, koska kuuden osion mittarissa oli ongelmia osion TY6 käsitteellisen epäselkeyden sekä mittausinvarianssin suhteen.

Tutkimuksen vahvuudet ja heikkoudet

Suuri ja osin pitkittäistutkimuksena kerätty validointiaineisto on tutkimuksen ehdoton vahvuus, joka mahdollisti mittarin rakenteen testauksen ja vertailun eri ryhmissä ja mittauskerroilla vahvistaen mittarin validiteettia. Myöskin monipuolinen nomologisen validiteetin tarkastelu tutkimalla työksinäisyyden yhteyksiä sen teoreettisiin ennustajiin (sosiaalinen tuki) ja seurauksiin (työn imu, työuupumus, etätötyytyväisyys, suoriutuminen) on tutkimuksen vahvuus. Lisäksi testasimme kolmea eri faktorimallia työksinäisyysmittarista.

Vahvuuksistaan huolimatta tutkimuksella on myös rajoitteensa. Työksinäisyysmittari validoitiin COVID-19-pandemian aikana kerätyllä aineistolla, joka asettaa rajoitteita tulosten yleistettävyydelle. Ensinnäkin pandemian aika on ollut kokonaisuudessaan poikkeuksellista aikaa, joka on ollut uusi ja haastava kaikille työntekijöille, ja COVID-19-pandemia on vaikuttanut muun muassa yleisen yksinäisyyden lisääntymiseen (Holt-Lunstad, 2021a), joka voi siirtyä myös työksinäisyyden kokemukseen. Kuitenkin pidämme todennäköisempänä, että poikkeuksellinen aika näkyy enemmänkin työksinäisyyden tasossa kuin siinä, miten työntekijät tulkitsevat työksinäisyysmittarin osioita, jolloin mittarin pitäisi

olla validi riippumatta poikkeusaikana kerätystä aineistosta. Kuitenkin suosittelimme jatkossa mittarin validointia myös niin sanotusti normaalioloissa kerätyllä aineistolla. Tämän lisäksi COVID-19-pandemian aikana kerätty aineistomme koostui lähinnä täysin tai osin etätyötä tekevästä. Vaikka pystyimmekin toteamaan pienellä määrällä täysin lähityötä tekeviä työksinäisyysmittarin validiksi ja mittarin rakenteen samanlaiseksi kuin etä- ja hybridityötä tekeville, validointi olisi hyvä varmistaa suuremmalla aineistolla.

Validointiaineistomme rajoittuu myös koostumaan vain opetusalan sekä teknologiateollisuuden ammattilaisista. Toisaalta nämä toimialat ovat hyvin erilaiset ja työksinäisyysmittari toimi kummassakin eikä mittarin rakenteessa ollut eroja faktorilatauksissa tai mittausleikkauspisteissä. Lisäksi työksinäisyysmittarin osiot/väittämät ovat hyvin yleisluonteisia ja mittarin tulisi siten soveltua hyvin erilaisten töiden ja työyhteisöjen tutkimiseen. Tutkimuksen yksi puute on se, etteivät osioiden käännökset olleet virallisen kielenkääntäjän tekemiä. Väittämät ovat kuitenkin kielellisesti ja terminologialtaan suhteellisen yksinkertaisia, ja käännöksiä tehdessä hyödynnettiin aiempia UCLA-mittarin suomennoksia. Lisäksi nomologisen validiteetin tutkiminen poikkileikkausaineistolla ja itsearvioon perustuvilla mittareilla asettavat tutkimukselle rajoitteita. Poikkileikkausaineisto estää kausaalipäätelmien tekemisen, ja itsearvioon perustuvien mittareiden käyttö lisää kyselytutkimuksen keräystavasta johtuvan harhan (*common method bias*) riskiä, jota olemme kuitenkin pyrkineet minimoimaan esimerkiksi lomakesuunnittelulla ja muistuttamalla vastaajia täydestä anonymitteetistä.

Johtopäätökset

Tässä tutkimuksessa esitellään työksinäisyyden käsitettä suomalaiselle yleisölle sekä validoidaan lyhyt, yksinkertainen ja helposti käytettävä suomenkielinen mittari työksinäisyyden arviointia varten. Testatuissa faktorimalleissa 1a ja 1b mukana olleen TY6-osion käsitteellisen epäselvyyden ja faktorilatausten vaihtelun vuoksi suosittelimme kyseisen osion poistamista ja faktorimallin 2 mukaisen viiden osion työksinäisyysmittarin käyttämistä. Näin ollen validointitutkimuksen perusteella suosittelimme viidestä osiosta koostuvaa työksinäisyysmittaria (ks. Liite 1). Esitetyllä viiden osion työksinäisyysmittarilla todettiin hyviä mittausteknisiä ominaisuuksia suomalaisissa aineistoissa, ja mittari soveltuukin hyvin varsinkin etä- ja hybridityöntekijöiden työksinäisyyden mittaamiseen, mutta tulokset antavat alustavaa tukea mittarin käyttökelpoisuudesta myös lähityötä tekeville. Lyhyt ja yksinkertainen mittari soveltuu käytettäväksi esimerkiksi tieteellisissä tutkimuksissa, barometreissa ja organisaatioissa työntekijöiden työksinäisyyden arviointiin ja seurantaan.

Artikkeli on saatu toimitukseen 17.10.2022 ja hyväksytty julkaistavaksi 17.5.2023.

Kiitokset

Tutkimus on tehty osana Työsuojelurahaston rahoittamaa hanketta: Yhdessä etä- ja hybridityössä! Tutkimus työksinäisyydestä ja ennaltaehkäisevän ja korjaavan toimintamallin kehittäminen (n:o 210321).

Lähteet

- Anand, P. & Mishra, S. K. (2021). Linking core self-evaluation and emotional exhaustion with workplace loneliness: Does high LMX make the consequence worse? *International Journal of Human Resource Management*, 32(10), 2124–2149.
- Andel, S. A., Shen, W. & Arvan, M. L. (2021). Depending on your own kindness: The moderating role of self-compassion on the within-person consequences of work loneliness during the COVID-19 pandemic. *Journal of Occupational Health Psychology*, 26(4), 276–290.
- Bailey, D. E. & Kurland, N. B. (2002). A review of telework research: Findings, new directions and lessons for the study of modern work. *Journal of Organizational Behavior*, 23, 383–400.
- Baumeister, R. F. & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3), 497–529.
- Becker, W. J., Belkin, L. Y., Tuskey, S. E. & Conroy, S. A. (2022). Surviving remotely: How job control and loneliness during a forced shift to remote work impacted employee work behaviors and well-being. *Human Resource Management*, 61(4), 449–464.
- Beller, J. & Wagner, A. (2018). Loneliness, social isolation, their synergistic interaction, and mortality. *Health Psychology*, 37(9), 808–813.
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I. & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social Science & Medicine*, 51(6), 843–857.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464–504.
- Chen, Y., Wen, Z., Peng, J. & Liu, X. (2016). Leader-follower congruence in loneliness, LMX and turnover intention. *Journal of Managerial Psychology*, 31(4), 864–879.
- Chou, C.-P. & Huh, J. (2012). Model modification in structural equation modeling. Teoksessa R. Hoyle (toim.), *Handbook of structural equation modeling* (s. 232–246). New York: Guilford Press.
- Cigna (2020). *Loneliness and the workplace: 2020 U.S. report*. Haettu osoitteesta <https://www.cigna.com/static/www-cigna-com/docs/about-us/newsroom/studies-and-reports/combating-loneliness/cigna-2020-loneliness-report.pdf>.
- Cubitt, S. & Burt, C. (2002). Leadership style, loneliness and occupational stress in New Zealand primary school principals. *New Zealand Journal of Educational Studies*, 37(2), 159–169.
- De Bruyne, E. & Gerritse, D. (2018). Exploring the future workplace: Results of the futures forum study. *Journal of Corporate Real Estate*, 20(3), 196–213.
- Dimitrova, D. (2003). Controlling teleworkers: Supervision and flexibility revisited. *New Technology, Work and Employment*, 18(3), 181–195.
- Dussault, M. & Frenette, É. (2014). Loneliness and bullying in the workplace. *American Journal of Applied Psychology*, 2(4), 94–98.
- Gabriel, A. S., Lanaj, K. & Jennings, R. E. (2021). Is one the loneliest number? A within-person examination of the adaptive and maladaptive consequences of leader loneliness at work. *Journal of Applied Psychology*, 106(10), 1517–1538.
- Grant, C. A., Wallace, L. M. & Spurgeon, P. C. (2013). An exploration of the psychological factors affecting remote e-worker's job effectiveness, well-being and work-life balance. *Employee Relations*, 35(5), 527–546.
- Hawkley, L. C. & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine*, 40(2), 218–227.
- Hayes, A. F. & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But... *Communication Methods and Measures*, 14, 1–24.
- Holt-Lunstad, J. (2021a). A pandemic of social isolation? *World Psychiatry*, 20, 55–56.
- Holt-Lunstad, J. (2021b). The major health implications of social connection. *Current Directions in Psychological Science*, 30(3), 251–259.
- Hu, L.-T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Jung, H. S., Song, M. K. & Yoon, H. H. (2021). The effects of workplace loneliness on work engagement and organizational commitment: Moderating roles of leader-member exchange and coworker exchange. *Sustainability*, 13, 948.
- Junttila, N., Kainulainen, S. & Saari, J. (2015). Mapping the lonely landscape – Assessing loneliness and its consequences. *The Open Psychology Journal*, 8, 89–96.
- Ketokivi, M. (2015). *Tilastollinen päättely ja tieteellinen argumentointi*. Tallinna: Gaudeamus.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3. painos). New York: Guilford Press.
- Lam, L. W. & Lau, D. C. (2012). Feeling lonely at work: Investigating the consequences of unsatisfactory workplace

- relationships. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(20), 4265–4282.
- Leppänen, P. (28.11.2021). Yksinäisyydestä uskalletaan puhua työpaikoilla liian vähän – tutkija: ”Ulkopuolelle jäänyttä sattuu, se näkyy aivoissa samoin kuin fyysinen kipu”. Haettu osoitteesta <https://yle.fi/uutiset/3-12202739>.
- Lim, M. H., Eres, R. & Vasani, S. (2020). Understanding loneliness in the twenty-first century: An update on correlates, risk factors, and potential solutions. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 55(7), 793–810.
- McWhirter, B. T. (1990). Factor analysis of the revised UCLA loneliness scale. *Current Psychology*, 9, 56–68.
- Merkle, E. C., You, D. & Preacher, K. J. (2016). Testing non-nested structural equation models. *Psychological Methods*, 21(2), 151–163.
- Moens, E., Baert, S., Verhofstadt, E. & Van Ootegem, L. (2021). Does loneliness lurk in temp work? Exploring the associations between temporary employment, loneliness at work and job satisfaction. *PLoS ONE*, 16(5), e0250664.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide* (8. painos). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Neto, F. (1992). Loneliness among Portuguese adolescents. *Social Behavior and Personality*, 20(1), 15–22.
- Neto, F. (2014). Psychometric analysis of the short-form UCLA loneliness scale (ULS-6) in older adults. *European Journal of Ageing*, 11, 313–319.
- Ozcelik, H. & Barsade, S. G. (2018). No employee an island: Workplace loneliness and job performance. *Academy of Management Journal*, 61(6), 2343–2366.
- Russell, D. W. (1996). UCLA loneliness scale (version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20–40.
- Russell, D., Peplau, L. A. & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 42(3), 290–294.
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York: The Guilford Press.
- Saari, J. & Arttila, H. (2020). Opettajatiedonkeruu 2019 – tutkimusseloste. Helsinki: Tilastokeskus. Haettu 17.3.2023 osoitteesta https://www.oph.fi/sites/default/files/documents/opettajatiedonkeruu_2019_tutkimus-seloste.pdf.
- Salmela-Aro, K., Rantanen, J., Hyvönen, K., Tilleman, K. & Feldt, T. (2011). Bergen Burnout Inventory: Reliability and validity among Finnish and Estonian managers. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 84(6), 635–645.
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507–514.
- Seppälä, P., Mauno, S., Feldt, T., Hakanen, J., Kinnunen, U., Tolvanen, A. & Schaufeli, W. (2009). The construct validity of the Utrecht Work Engagement Scale: Multisample and longitudinal evidence. *Journal of Happiness Studies*, 10, 459–481.
- Silard, A. & Wright, S. (2022). Distinctly lonely: How loneliness at work varies by status in organizations. *Management Research Review*, 45(7), 913–928.
- Šmite, D., Moe, N. B., Klotins, E. & Gonzalez-Huerta, J. (2023). From forced working-from-home to voluntary working-from-anywhere: Two revolutions in telework. *Journal of Systems and Software*, 195, 111509.
- Sostero, M., Milasi, S., Hurley, J., Fernández-Macías, E. & Bisello, M. (2020). *Teleworkability and the COVID-19 crisis: A new digital divide?* Seville: European Commission, JRC121193.
- Tanskanen, J. & Anttila, T. (2016). A prospective study of social isolation, loneliness, and mortality in Finland. *American Journal of Public Health*, 106(11), 2042–2048.
- Teknologiaeollisuus (2023). Teknologiaeollisuuden henkilöstön sukupuolijakaumat, ikäjakaumat ja keski-ikä. Helsinki: Teknologiaeollisuus ry. Haettu 17.3.2023 osoitteesta <https://teknologiaeollisuus.fi/sites/default/files/2023-03/1k%C3%A4-%20ja%20sukupuolijakaumat.pdf>.
- Thulin, E. & Vilhelmson, B. (2022). Pacesetters in contemporary telework: How smartphones and mediated presence reshape the time-space rhythms of daily work. *New Technology, Work and Employment*, 37(2), 250–269.
- Thulin, E., Vilhelmson, B. & Johansson, M. (2019). New telework, time pressure and time use control in everyday life. *Sustainability*, 11(11), 3067.
- Williams, L. J. & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17, 601–617.
- Wright, S. L. (2005). *Loneliness in the workplace*. [Väitöskirja, University of Canterbury].
- Wright, S. L., Burt, C. D. B. & Strongman, K. T. (2006). Loneliness in the workplace: Construct definition and scale development. *New Zealand Journal of Psychology*, 35(2), 59–68.

Wright, S. & Silard, A. (2021). Unravelling the antecedents of loneliness in the workplace. *Human Relations*, 74(7), 1060–1081.

Wännström, I., Peterson, U., Åsberg, M., Nygren, Å. & Gustavsson, J. P. (2009). Psychometric properties of scales in

the General Nordic Questionnaire for Psychological and Social Factors at Work (QPSNordic): Confirmatory factor analysis and prediction of certified long-term sickness absence: Personality and social sciences. *Scandinavian Journal of Psychology*, 50(3), 231–244.

LIITE I. Suosittelemamme viiden osion työksinäisyysmittari. Vastaaaja pyydetään arvioimaan seuraavia väittämiä/osioita viisiportaisella Likert-asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 5 (Täysin samaa mieltä).

- Koen itseni ulkopuoliseksi organisaatiossani.
- Tunnen olevani eristynyt kollegoistani.
- Olen onneton, koska olen jäänyt ulkopuoliseksi organisaatiossani.
- Organisaatiossa ympärilläni on ihmisiä, mutten koe, että he ovat kanssani.
- En koe toverillisuutta työssäni.

LIITE 2. Mittausinvarianssitaulukot.**TOIMIALAT**

Faktorimalli 1a	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2(p)$	ΔCFI	$\Delta SRMR$	ΔBIC
Konfiguraalinen	114.52	18	< 0.001	0.971	0.952	0.026	0.064	40760	40971	40857	–	–	–	–
Faktorilataukset	162.30	23	< 0.001	0.959	0.946	0.052	0.068	40811	40992	40894	49.85 (< .001)	–0.018	0.026	21
Mittausleikkauspisteet	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Mittausjäännösvarianssit	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Mittausinvarianssin testaaminen on lopetettu tasoon, jota faktorimalli ei saavuttanut, ja loput tasot merkitään ”–”.														
Faktorimalli 1b	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2(p)$	ΔCFI	$\Delta SRMR$	ΔBIC
Konfiguraalinen	49.54	14	< 0.001	0.990	0.978	0.017	0.044	40676	40911	40783	–	–	–	–
Faktorilataukset	93.66	19	< 0.001	0.978	0.965	0.046	0.055	40723	40928	40817	47.23 (< .001)	–0.012	0.029	17
Mittausleikkauspisteet	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Mittausjäännösvarianssit	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Mittausinvarianssin testaaminen on lopetettu tasoon, jota faktorimalli ei saavuttanut, ja loput tasot merkitään ”–”.														
Faktorimalli 2	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2(p)$	ΔCFI	$\Delta SRMR$	ΔBIC
Konfiguraalinen	28.33	10	0.002	0.993	0.986	0.015	0.038	33909	34085	33989	–	–	–	–
Faktorilataukset	51.58	14	< 0.001	0.986	0.980	0.036	0.046	33931	34084	34001	25.41 (< .001)	–0.007	0.021	–1
Mittausleikkauspisteet	72.42	18	< 0.001	0.980	0.977	0.036	0.048	33946	34075	34005	22.86 (< .001)	–0.006	0	–9
Mittausjäännösvarianssit	109.31	23	< 0.001	0.968	0.972	0.053	0.054	34004	34104	34050	31.87 (< .001)	–0.012	0.017	29

LIITE 2. Mittausinvarianssitaulukot. (jatkuu)
MIEHET JA NAISET

Faktorimalli Ia	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	94.52	18	< 0.001	0.976	0.961	0.024	0.058	39617	39827	39713	-	-	-	-
Faktorilataukset	139.08	23	< 0.001	0.964	0.953	0.050	0.063	39667	39848	39749	46.38 (< .001)	-0.012	0.026	21
Mittausleikkauspisteet	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausjäännösvarianssit	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausinvarianssin testaaminen on lopetettu tasoon, jota faktorimalli ei saavuttanut, ja loput tasot merkitään "-".														
Faktorimalli Ib	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	34.81	14	0.002	0.994	0.986	0.015	0.034	39539	39773	39646	-	-	-	-
Faktorilataukset	74.39	19	< 0.001	0.983	0.973	0.046	0.048	39583	39787	39676	42.72 (< .001)	-0.011	0.031	14
Mittausleikkauspisteet	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausjäännösvarianssit	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausinvarianssin testaaminen on lopetettu tasoon, jota faktorimalli ei saavuttanut, ja loput tasot merkitään "-".														
Faktorimalli 2	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	20.74	10	< 0.001	0.996	0.992	0.014	0.029	32997	33172	33077	-	-	-	-
Faktorilataukset	43.18	14	< 0.001	0.989	0.984	0.036	0.041	33021	33173	33090	24.76 (< .001)	-0.007	0.022	1
Mittausleikkauspisteet	66.22	18	< 0.001	0.981	0.979	0.039	0.046	33040	33169	33099	27.01 (< .001)	-0.008	0.003	-4
Mittausjäännösvarianssit	91.73	23	< 0.001	0.973	0.977	0.045	0.049	33081	33180	33126	23.50 (< .001)	-0.008	0.006	11

LIITE 2. Mittausinvarianssitaulukot. (jatkuu)
IKÄRYHMÄT

Faktorimalli Ia	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	128.36	27	< 0.001	0.970	0.950	0.027	0.067	39964	40279	40108	–	–	–	–
Faktorilataukset	136.88	37	< 0.001	0.970	0.964	0.029	0.057	39949	40206	40066	4.38 (.929)	0	0.002	-73
Mittausleikkauspisteet	157.03	47	< 0.001	0.967	0.969	0.032	0.053	39945	40143	40035	15.59 (.112)	-0.003	0.003	-63
Mittausjännösvarianssit	179.90	59	< 0.001	0.964	0.973	0.042	0.049	39975	40104	40034	27.68 (.006)	-0.003	0.010	-39
Faktorimalli Ib	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	67.97	21	< 0.001	0.986	0.970	0.019	0.051	39892	40242	40051	–	–	–	–
Faktorilataukset	74.83	31	< 0.001	0.987	0.981	0.022	0.041	39877	40169	40010	4.43 (.926)	0.001	0.003	-73
Mittausleikkauspisteet	92.25	41	< 0.001	0.985	0.983	0.025	0.038	39873	40106	39979	15.75 (.107)	-0.002	0.003	-63
Mittausjännösvarianssit	121.49	53	< 0.001	0.980	0.983	0.037	0.039	39904	40067	39978	28.63 (.004)	-0.005	0.012	-39
Faktorimalli 2	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	48.45	15	< 0.001	0.988	0.975	0.019	0.051	33274	33537	33394	–	–	–	–
Faktorilataukset	55.83	23	< 0.001	0.988	0.984	0.024	0.041	33264	33480	33363	4.71 (.788)	0	0.005	-57
Mittausleikkauspisteet	65.92	31	< 0.001	0.987	0.987	0.025	0.037	33256	33425	33333	7.42 (.492)	-0.001	0.001	-55
Mittausjännösvarianssit	93.78	41	< 0.001	0.980	0.986	0.038	0.039	33288	33399	33338	26.07 (.003)	-0.007	0.013	-26

LIITE 2. Mittausinvarianssitaulukot. (jatkuu)
TYÖMUODOT

Faktorimalli Ia	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	121.16	27	< 0.001	0.973	0.956	0.026	0.064	40682	40998	40826	–	–	–	–
Faktorilataukset	129.59	37	< 0.001	0.974	0.968	0.031	0.054	40672	40929	40789	7.92 (.636)	0.001	0.005	–69
Mittausleikkauspisteet	144.99	47	< 0.001	0.972	0.973	0.033	0.049	40664	40863	40755	11.77 (.301)	–0.002	0.002	–66
Mittausjäännösvarianssit	172.91	59	< 0.001	0.968	0.975	0.043	0.047	40699	40828	40758	30.56 (.002)	–0.004	0.010	–35
Faktorimalli Ib	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	46.80	21	0.001	0.993	0.984	0.016	0.038	40599	40950	40760	–	–	–	–
Faktorilataukset	57.18	31	0.003	0.993	0.989	0.025	0.031	40591	40884	40725	9.71 (.466)	0	0.009	–66
Mittausleikkauspisteet	69.52	41	0.004	0.992	0.991	0.027	0.028	40583	40817	40690	11.19 (.343)	–0.001	0.002	–67
Mittausjäännösvarianssit	104.46	53	< 0.001	0.985	0.988	0.038	0.034	40617	40781	40692	31.06 (.002)	–0.007	0.011	–36
Faktorimalli 2	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	31.94	15	0.007	0.994	0.988	0.016	0.036	33832	34095	33953	–	–	–	–
Faktorilataukset	38.82	23	0.021	0.994	0.993	0.023	0.028	33824	34040	33923	5.97 (.650)	0	0.007	–55
Mittausleikkauspisteet	49.43	31	0.019	0.993	0.993	0.025	0.026	33818	33988	33896	9.94 (.269)	–0.001	0.002	–52
Mittausjäännösvarianssit	82.49	41	< 0.001	0.985	0.989	0.039	0.034	33854	33854	33905	28.64 (.001)	–0.008	0.014	–22

LIITE 2. Mittausinvarianssitaulukot. (jatkuu)
AIKAINVARIANSSIT

Faktorimalli Ia	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	257.35	114	< 0.001	0.971	0.961	0.043	0.033	35438	35815	35577	–	–	–	–
Faktorilataukset	264.94	124	< 0.001	0.971	0.965	0.044	0.032	35425	35752	35546	6.46 (.775)	0	0.001	–63
Mittausleikkauspisteet	277.87	134	< 0.001	0.971	0.966	0.045	0.031	35417	35693	35519	11.48 (.321)	0	0.001	–59
Mittausjännösvarianssit	284.92	146	< 0.001	0.972	0.970	0.047	0.029	35418	35635	35498	13.36 (.344)	0.001	0.002	–58
Faktorimalli Ib	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	220.74	108	< 0.001	0.977	0.967	0.042	0.030	35404	35811	35554	–	–	–	–
Faktorilataukset	228.40	118	< 0.001	0.977	0.971	0.043	0.029	35392	35749	35523	6.70 (.753)	0	0.001	–62
Mittausleikkauspisteet	240.32	128	< 0.001	0.977	0.973	0.044	0.028	35382	35689	35495	10.74 (.378)	0	0.001	–60
Mittausjännösvarianssit	248.89	140	< 0.001	0.978	0.976	0.046	0.026	35384	35631	35475	13.55 (.331)	0.001	0.002	–58
Faktorimalli 2	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (p)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
Konfiguraalinen	124.60	72	< 0.001	0.987	0.981	0.035	0.025	29359	29676	29476	–	–	–	–
Faktorilataukset	131.69	80	< 0.001	0.987	0.984	0.037	0.024	29350	29627	29452	6.30 (.614)	0	0.002	–49
Mittausleikkauspisteet	140.59	88	< 0.001	0.987	0.985	0.037	0.023	29342	29579	29429	8.16 (.418)	0	0	–48
Mittausjännösvarianssit	149.39	98	< 0.001	0.988	0.987	0.040	0.022	29345	29531	29414	11.43 (.325)	0.001	0.003	–48

**KEMPPINEN, S., &
TANSKANEN, J.**

**Validation of Finnish
loneliness at work scale
with remote and hybrid
worker sample**

Psykologia 58 198–219
Tallinn ISSN 0355-1067 (printed)
ISSN 2670-322X (online)

Loneliness at work refers to negative feelings which arise from the lack of meaningful social relationships at work. Loneliness at work has been shown to be harmful to both the individual and the whole organization, and remote and hybrid work can act as risk factors for increased feelings of loneliness at work. This study presents the concept of loneliness at work and validates a Finnish scale to measure it. This validation study is based on two datasets collected during the COVID-19 pandemic. One dataset consists of teaching professionals ($N = 1348$) and the other consists of longitudinal data with three measurements from employees working in a multinational technology industry company. The longitudinal data had 1,257 employees in the first measurement, and 496 employees responded to all three measurements. The construct validity of the loneliness at work scale was investigated by utilizing confirmatory factor analysis and correlation analysis. The validity and reli-

ability of the loneliness at work scale turned out to be good. The scale was invariant across different groups and over measurement points. The scale was also related to other variables according to theory and previous research. This short and simple loneliness at work scale can be used in scientific research, barometers, and in organizations. Even though the validation data mainly consists of remote and hybrid workers, this scale should be able to be used with office workers and in different organizations due to its general nature.

Keywords:

loneliness at work, validation, reliability, confirmatory factor analysis

Authors:

Samu Kemppinen, MSocSc,
project researcher,
School of Management,
University of Vaasa,
P.O. Box 700,
FI-65101 Vaasa,
Finland

Jussi Tanskanen, MSocSc,
MSc,
project researcher,
School of Management,
University of Vaasa,
Finland

PSYKOLOGIA

JOURNAL OF THE FINNISH
PSYCHOLOGICAL SOCIETY VOL 58 NO 3

EDITOR:

Jussi Silvonen

SUB-EDITORS:

Heli Anneli Virtanen

Taina Schakir

ASSOCIATE EDITORS:

Anne Mäkikangas

Miira Niska

Miriam Nokia

Tiina Parviainen

Katarina Pettersson

Helena Päivinen

Katariina Salmela-Aro

The journal is published
in one volume of six issues per year.

EDITORIAL ADDRESS:

Suomen Psykologinen Seura /
Sofia Helsinki, Sofiankatu 4 C,
FI-00170 Helsinki, Finland