



Vaasan yliopisto
UNIVERSITY OF VAASA

OSUVA Open
Science

This is a self-archived – parallel published version of this article in the publication archive of the University of Vaasa. It might differ from the original.

Suomenkielisen työksinäisyysmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä

Author(s): Kemppinen, Samu; Tanskanen, Jussi

Title: Suomenkielisen työksinäisyysmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä

Year: 2023

Version: Accepted manuscript

Copyright ©2023 Suomen psykologinen seura.

Please cite the original version:

Kemppinen, S. & Tanskanen, J. (2023). Suomenkielisen työksinäisyysmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä. *Psykologia* 58(3), 198-219.

Tiivistelmät

Suomenkielisen työyksinäisyysmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä

Työyksinäisyys viittaa kielteisiin tunteisiin, jotka kumpuavat työhön liittyvien merkityksellisten sosiaalisten suhteiden kaipuusta. Etä- ja hybridityö ovat riskitekijöitä työyksinäisyydelle, jonka on osoitettu olevan haitallista niin työntekijälle kuin organisaatioillekin. Tässä tutkimuksessa esitellään työyksinäisyyden 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 pitkittäisaineistoon, jossa 1257 henkilöä vastasi ensimmäiseen kyselyyn ja 496 kaikkiin kolmeen. Työyksinäisyysmittarin rakennevaliditeettia tarkasteltiin konfirmatorisella faktorianalyysillä ja korrelaatiotarkasteluilla.

Työyksinäisyysmittarin rakennevaliditeetti ja reliabiliteetti osoittautuivat hyväksi, jonka lisäksi mittari oli ryhmä- ja aikainvariantti. Työyksinäisyysmittari oli teorian ja aiempien tutkimusten mukaisesti yhteydessä muihin ilmiöihin.

Lyhyt ja yksinkertainen työyksinäisyysmittari soveltuu käytettäväksi esimerkiksi tieteellisissä tutkimuksissa, barometreissa ja organisaatioissa. Vaikka validointiaineisto koostuu suurimmaksi osaksi etä- ja hybridityötä tekevistä toimihenkilöistä, pitäisi mittarin yleisluonteisuutensa vuoksi soveltua työyksinäisyyden arviointiin myös lähityössä kuin myös erilaisissa organisaatioissa ja ammateissa työtä tekevien keskuudessa.

Avainsanat: työyksinäisyys, validiteetti, reliabiliteetti, konfirmatorinen faktorianalyysi

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

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 measurement scale.

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 1257 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 correlations to other variables.

The validity and reliability of the loneliness at work scale turned out to be good. The work loneliness scale was invariant regarding different groups and 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

Suomenkielisen työksinäisyysmittarin validointi etä- ja hybridityöläisillä

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

Ihmisten sosiaaliset tarpeet eivät sammu työpäivän ajaksi, jonka takia työhön liittyvät merkitykselliset sosiaaliset suhteet ovat tärkeitä. Valitettavasti työhön liittyvät sosiaaliset tarpeet eivät kuitenkaan aina tyydyty, josta voi seurata työksinäisyyden kokemus. Työksinäisyydellä tarkoitetaan riittämättömiksi koetuista työhön liittyvistä sosiaalisista suhteista kumpuavaa kielteistä tunnetilaa (Wright & Silard, 2021). Viime aikoina keskustelu etä- ja hybridityöstä työn sosiaalisten suhteiden ja työksinäisyyden riskitekijänä on voimistunut (mm. Andel, Shen & Arvan, 2021; Becker, Belkin, Tuskey & Conroy, 2022; DeBruyne & Gerritse, 2018). Etätyöllä tarkoitamme työskentelyä, joka on tarkoitettu tai jonka voidaan ajatella tavanomaisesti tapahtuvan työpaikalla, mutta jonka työntekijä suorittaa kotoa tai muusta etätyöpisteestä 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 etätyötä, koska näitä töitä ei suoriteta kotoa tai muusta vastaavasta etätyöpisteestä käsin, vaan työ on tyypillisesti luonteeltaan monessa eri paikassa tapahtuvaa. Hybridityöllä viittaamme taas työntöön 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. DeBruyne & Gerritse, 2018; Thuling & Vilhelmson, 2022). Tämä voi johtaa työksinäisyyden 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 etätyön puolesta lisäsivät kiinnostusta aiheeseen. Tarkkaa selvitystä työksinäisyyden 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 tunnustettu haitalliseksi sekä työntekijöiden hyvinvoinnille, suoriutumiselle että koko työorganisaatiolle (Becker ym., 2022; Ozcelik & Barsade, 2018). Työn sosiaalisten käytänteiden ollessa 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 tarvitsee kuitenkin toimivia ja luotettavia arviointityökaluja, joiden avulla työyksinäisyyden tasoa ja kehitystä voidaan mitata esimerkiksi tutkimuksissa, barometreissa tai organisaatioiden sisäisissä kyselyissä (Leppänen, 2021). Tämä tutkimus esittelee työyksinäisyyden käsitteen sekä tarjoaa lyhyen suomenkielisen kyselyn työyksinäisyyden arviointia varten.

Työyksinäisyys

Työyksinäisyyden prosessimalli kuvaa työyksinäisyyden muodostumista (Wright & Silard, 2021). Prosessimallin mukaan työntekijät poikkeavat toisistaan sen suhteen paljonko he haluaisivat sosiaalisia suhteita ja paljonko heillä tosiasiaassa on sosiaalisia suhteita työyhteisössä. Työelämässään jotkut haluavat ja tarvitsevat enemmän sosiaalisuutta työyhteisön jäsenten kanssa kuin toiset. Työntekijän sosiaaliset tarpeet eivät tyydyty, mikäli hän haluaisi enemmän ja laadukkaampia sosiaalisia suhteita työyhteisössään kuin mitä hänellä todellisuudessa on. Tällainen epätasapaino halujen ja todellisuuden välillä synnyttää tunnepohjaisen reaktion ja mikäli tämä reaktio on psykologisesti kuormittava, työntekijä kärsii työyksinäisyydestä (Ozcelik & Barsade, 2018; Wright & Silard, 2021). Kokemus työyksinäisyydestä viittaa siis siihen, että sosiaaliset tarpeet työssä jäävät tyydyttämättä ja työntekijän 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, joka erottaa sen objektiivisemmin todentuvista vähäisiin sosiaalisiin suhteisiin viittaavista lähikäsitteistä, kuten yksin olemisesta ja olemattomista tai vähäisistä sosiaalisista suhteista eli sosiaalisesta eristyneisyydestä (*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 työyksinäisyyttä kokea myös kollegoiden ympäröimänä (Wright & Silard, 2021). Työyksinäisyyden 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.

Työyksinäisyyden prosessimallin mukaisesti työyksinäisyyden 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 työyksinäisyys 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 tapaamisten ja vuorovaikutuksen vähenevän etätyössä (Dimitrova, 2003; Grant, Wallace & Spurgeon, 2013; Šmite ym., 2023).

Työyksinäisyys 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 työyksinäisyyden kokeminen yhteenkuuluvuuden sijaan tulisi johtaa työhyvinvointiongelmiiin sekä heikkoon sitoutumiseen ja suoriutumiseen työssä.

Aikaisempi tutkimus onkin yhdistänyt työyksinäisyyden muun muassa heikentyneeseen fyysiseen ja psykologiseen hyvinvointiin, huonompiin työhön liittyviin asenteisiin sekä haitalliseen käyttäytymiseen. Työyksinäisyyden 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). Työyksinäisyydestä kärsivät ovat raportoineet myös enemmän masennusta ja uniongelmiä sekä heikompaa työn ja muun elämän välistä tasapainoa (Andel ym., 2021; Becker ym., 2022). Työntekijän hyvinvoinnin lisäksi työyksinäisyys on riskitekijä myös 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, Verhofstad & Van Ootegem, 2021; Wright ym., 2006).

Työyksinäisyyden mittaus

Aiemmissa tutkimuksissa työyksinäisyyden tasoa on arvioitu muutamalla eri mittarilla. Yleisimmin on käytetty Sarah Wrightin työryhmän (2006) kehittämää ja validoimaa *Loneliness at work scale* (LAWS) -mittaria. Meidän esittämämme työyksinäisyyden mittari pohjautuu kuitenkin tunnettuun ja hyvin yleisesti käytettyyn Kalifornian yliopistossa kehitettyyn UCLA-mittariin, joka on suunniteltu arvioimaan vastaajien yleistä ja koko elämämpiirin kattavaa yksinäisyyttä yksiulotteisena ilmiönä (Russell, Peplau, Ferguson, 1978; Russell, 1996). UCLA-mittari sisältää 20 osiota, jotka Ozelik ja Barsade (2018) ovat sovittaneet työn kontekstiin mittamaan työssä koettua yksinäisyyttä. Koska halusimme mittarin olevan helppokäyttöinen ja soveltuvan laajalti erilaisiin käyttötarkoituksiin, valitsimme Ozelikin ja Barsaden (2018) esittämästä 20 osion työyksinäisyysmittarista lyhennetyin validoidun UCLA-mittarin (Neto, 1992; 2014) mukaiset kuusi osiota lyhyen työyksinäisyysmittarimme 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 yksiulotteista työyksinäisyyttä, sillä alkuperäinen UCLA-yksinäisyysmittari ja sen

lyhennetty kuuden osion mittari on suunniteltu yksiulotteiseksi ja osiot arvioivatkin työyksinäisyyttä hyvin yleisellä tasolla. Mittariamme vastaavat, usein lähinnä käytettyjen osioiden määrän suhteen eroavat, työn kontekstiin sovitettut UCLA-mittariin perustuvat työyksinäisyysmittarit 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 UCLA:an perustuvia työyksinäisyysmittareita ei ole kansainvälisestikään validoitu.

Tutkimuksen tavoitteet

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on esitellä työyksinäisyyden käsite sekä validoida lyhyt suomenkielinen työyksinäisyyden arviointityökalu, jota voidaan hyödyntää tutkimustyössä ja jolla organisaatiot sekä työelämän kehittäjät voivat mitata ja seurata työyksinäisyyden tasoa ja kehitystä. Tutkimme työyksinäisyysmittarin erilaisia validiteetin ja reliabiliteetin muotoja, sekä mittarin toimivuutta erilaisissa ryhmissä eli mittausinvarianssia (*measurement invariance*). Tutkimme, että toimiiko mittari samalla tavalla 1) opetusalan ammattilaisilla ja teknologiateollisuuden asiantuntijoilla, 2) etä-, hybridi- ja lähityötä tekevillä, 3) naisten ja miesten välillä, 4) eri ikäryhmissä sekä 5) eri mittausajankohtina. On mahdollista, että eri aloilla, sukupuolten välillä ja eri ikäryhmissä tulkitaan mittarin osiot eri tavoilla, jonka takia mittarin invarianssin tutkimus edes demografisissa perusrhyhmissä 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 työyksinäisyyden teoreettisiin ja aiemmin havaittuihin selittäjiin ja seurauksiin. Teorian ja aiemman tutkimuksen mukaan työyksinäisyyden 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 työyksinäisyyden eroavaisuutta alhaisen sosiaalisen tuen käsitteestä. Siinä missä työyksinäisyys määritellään 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 työyksinäisyydestä ja olevan oikeastaan yksi sen ennustajista (Wright ym., 2006). Lopuksi tarkastelemme vielä työyksinäisyysmittarin toimivuutta summamuuttujana.

Menetelmät

Aineisto

Työyksinäisyysmittarin validoinnissa hyödynnetään opetusalan ammattilaisilta 4–5/2020 kerättyä poikkileikkausaineistoa (N=1348) sekä yhden suuren teknologiateollisuuden alan yrityksestä aikavälillä 5/2020–5/2021 kerättyä pitkittäisaineistoa. Yritysaineiston ensimmäiseen kyselyyn vastasi 1257 henkilöä ja 496 osallistui kaikkiin kolmeen aineistonkeruuseen. Pitkittäisaineistosta tehty katoanalyysi ei osoittanut tarkasteltujen demografisten tekijöiden tai työyksinäisyyden 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 vastaajakatoa ei löytynyt.

Opettaja-aineisto ja yritysaineiston ensimmäinen mittauspiste (T1) yhdistettiin analyyseja 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 työyksinäisyyttä mittaavissa osioissa oli hyvin vähän (n=16–18 eli 0.6–0.7 %).

Opettaja-aineisto ja yritysaineisto erosivat toistaan 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. Aineistojen välillä oli eroja myös iän suhteen ($t=10.2$, $df=2461$, $p<0.001$), kun opettaja-aineistossa ($KA = 48$

vuotta) 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 etätyötä tekeviä (66 %) kuin yritysaineistossa (51 %), ja vastaavasti hieman suurempi osa vastaajista yritysaineistossa teki hybridi- tai lähityötä. Etätyön osuudessa havaittu ero todennäköisesti selittyy osin sillä, että teknologiateollisuuden yrityksessä joidenkin työtehtävien hoitaminen osittain tai kokonaan työpaikalla saattoi olla välttämätöntä esimerkiksi laitteistojen vuoksi, jolloin etätyösuositusta ei voitu noudattaa yhtä laajasti.

Opettajakyselyymme vastasi laajasti opetuslalla työskenteleviä, sillä 29 % vastaajista oli luokanopettajia, 23 % peruskoulun aineenopettajia, 13 % erityisopettajia, 10 % lukion aineenopettajia, 9 % ammatillisten oppilaitosten opettajia, 4 % korkeakoulujen opettajia, 3 % varhaiskasvatuksen opettajia, 3 % rehtoreita tai johtajia, 2 % oppilaanohjaajia ja loput 4 % 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 teknologiateollisuusalan 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 opetuslalla työskenteleviä, mutta siitä saatuja tuloksia ei voida suoraan yleistää muihin perusjoukkoihin.

Mittarit

Työksinäisyys

Tarkastelemamme työksinäisyyttä arvioivat väittämät/osiot ovat Ozelikin ja Barsaden (2018) esittämästä työksinäisyyden mittarista, joka yksinkertaisesti sovittaa tunnetuimman yleisen

yksinäisyyden UCLA-mittarin työn kontekstiin. Koska halusimme työyksinäisyysmittarin olevan helppokäyttöinen ja soveltuvan tutkimuskäytön lisäksi myös erilaisiin barometreihin ja organisaatioiden sisäisiin kyselyihin, päätimme lyhentää Ozcelikin ja Barsaden (2018) esittämää työyksinäisyysmittaria. Lyhyessä mittarissa on myös se etu, että vastaajien vaiivan vähentäminen voi johtaa aineiston parempaan laatuun. Lyhennettyä työyksinäisyysmittaria varten valitsimme kuusi osiota Neton (1992; 2014) validoiman lyhennetyn UCLA-mittarin mukaisesti. Neto (1992) valitsi faktorianalyysin perusteella lyhennettyyn mittariinsa kuusi osiota, jotka heijastavat yksinäisyyden ydintä, eli epätasapainoa haluttujen ja todellisten sosiaalisten suhteiden välillä. Validiteettitarkasteluun otettuihin työyksinäisyyttä arvioiviin kuuteen osioon vastattiin asteikolla 1 (Täysin eri mieltä) – 5 (Täysin samaa mieltä). Osiot ovat:

- TY1: Koen itseni ulkopuoliseksi organisaatiossani.
- TY2: Tunnen olevani eristynyt kollegoistani.
- TY3: Olen onneton, koska olen jäänyt ulkopuoliseksi organisaatiossani.
- TY4: Organisaatiossa ympärilläni on ihmisiä, 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 ($\alpha=0.87$).

Etätyötyytyväisyyttä arvioitiin kolmen osion avulla, jotka kuvasivat vastaajan suhtautumista etätyöhön (esim. “Kaikki seikat huomioiden, olen melko tyytyväinen etätyöhön”). 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 mittarilla, 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 tarvitessasi esihenkilöltäsi tukea ja apua työssäsi?”) että kollegoilta saatavasta tuesta (esim. “Saatko tarvittaessa tukea ja apua työhösi kollegoiltasi?”). Sosiaalisen tuen sisäinen johdonmukaisuus oli hyvä ($\alpha=0.81$).

Analyysi ja tilastolliset menetelmät

Tarkastelimme laajasti mittarin validiteettia ja reliabiliteettia. Työyksinäisyysmittarin rakennevaliditeettia tutkittiin konfirmatorisen faktorianalyysin avulla yhdistetyssä poikkileikkausaineistossa. Rakennevaliditeettia arvioimme dimensionaalisuuden konvergenssivaliditeetin, erotteluvaliditeetin ja nomologisen validiteetin avulla (Ketokivi, 2015). Dimensionaalisuudella tarkoitetaan mittarin ulottuvuuksien määrää eli dimensionaalisuuden tutkimisessa tarkastellaan sitä mittaavatko kyselyn osiot suoraan yhtä ilmiötä vai onko ilmiöllä useampi erillinen ulottuvuus. Dimensionaalisuuden tarkastelu on tärkeää, sillä Cronbachin alfaan perustuvat reliabiliteettitarkastelut sekä summamuuttujien muodostaminen perustuu oletuksen mittarin yksiulotteisuudesta (Hayes & Coutts, 2020; Ketokivi, 2015). Konvergenssivaliditeetilla tarkoitetaan puolestaan mittarin osioiden ominaisuutta yhdistyä vahvasti yhteiseen faktoriin (Ketokivi, 2015). Konvergenssivaliditeetin tutkiminen on tärkeää, jotta selviää, onko osioilla vahva yhteinen selittäjä eli mitattava piilevä ilmiö. Matala konvergenssivaliditeetti viittaisi 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 lähellä arvoa 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 verkkoon. Toisin sanottuna nomologista validiteettia arvioidaan tarkastelemalla mitattavan ilmiön yhteyksillä teorian mukaisiin ennustaviin tekijöihin ja seurauksiin. Tässä validointitutkimuksessa nomologista validiteettia sekä erotteluvaliditeettia arvioitiin työkyönsinäisyysmittarin korrelaatioilla summamuuttujina käsiteltäviin sosiaalisen tuen, työn imun, työuupumuksen, etätyötyytyväisyyden 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 teknologiateollisuus), työmuotojen (etä-, hybridi- ja lähityö) välillä, 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, että 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 faktorianalyyseissä ja rakenneyhtälömallinnuksessa puuttuva tieto huomioitiin käyttämällä suurimman uskottavuuden robustin estimaattorin täyden informaation algoritmia (*full-information maximum likelihood*, FIML). Robustin estimaattorin khiin neliötestisuureen 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.

Työkyrsinäisyyden 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 sopivuusindeksien CFI, RMSEA ja SRMR muutoksia. Hyödynsimme rakenneyhtälömallinnuksessa yleisesti suositeltuja raja-arvoja mallin sopivuuden arvioinnissa, jolloin sopivuusindeksien mukaista mallin hyvää sopivuutta aineistoon kuvaavat $CFI/TLI \geq 0.95$, $RMSEA \leq 0.06$ ja $SRMR \leq 0.08$ (Hu & Bentler, 1999). Lisäksi informaatiokriteereiden (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 myös työkyrsinäisyysmittarin käyttökelpoisuutta keskiarvoistettuina summamuuttujana. Summamuuttujien käytössä indikaattoreiden sisältämät satunnaiset mittausvirheet sekä systemaattiset yhteydet jäännösten välillä siirtyvät osaksi tutkittavaa

ilmiötä. Tästä syystä on hyvä tarkastella, että 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 jäännöskorrelaatiot voidaan erottaa kaikkien indikaattorien yhteisestä varianssista. Tämä toki saattaa tehdä joistakin analyyseistä hankalia toteuttaa, jolloin on syytä käyttää tätä yhteistä varianssia approksimoivaa summamuuttujaa. Tarkastelimme työyksinäisyysmittarin käyttökelpoisuutta summamuuttujana tutkimalla korrelaatioeroja muiden ilmiöiden suhteen työyksinäisyyden latenttien faktoreiden ja summamuuttujien välillä.

Tulokset

Työyksinäisyysmittarin osiot noudattivat pääosin oikealle vinoa porrasmaista jakaumaa, joissa kaikissa paitsi yhdessä osiossa (TY6) oli lattiaeefekti eli vastausten kasaantuminen mitta-asteikon matalimpaan ääriarvoon. Vastausten painottuminen pieniin arvoihin oli oletusten mukaista, sillä suurimman osan vastaajista ei oleteta juurikaan kokevan työyksinäisyyttä. Osioden 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 työyksinäisyysmittarin osioiden keskiarvot, keskihajonnat ja osioiden keskinäiset Pearsonin tulomomenttikorrelaatiot. Osioden keskiarvot ja keskihajonnat olivat suhteellisen pienet. Osiot korreloivat keskenään positiivisesti ja riittävän voimakkaasti muodostaakseen yhtenäisen mittarin.

TAULUKKO 1. Työyksinäisyysmittarin 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.

Työyksenäisyysmittarin dimensionaalisuus, konvergenssivaliditeetti ja reliabiliteetti

Työyksenäisyysmittarin faktorirakennetta tutkittiin konfirmatorisella faktorianalyysillä. Oletimme työyksenäisyysmittarin olevan yksiulotteinen, sillä alkuperäinen yksinäisyysmittari on suunniteltu yksiulotteiseksi ja osiot mittaavatkin työyksenäisyyttä 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 eksploraatiivinen 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 mittausjäännösvariانسsien 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 neliötestin mukaisia eroja voidaan testata. Koska faktorimallit 1a/1b ja 2 eivät sisällä samaa määrää havaittuja riippuvia muuttujia, joten näiden mallien vertailu ei ole mahdollista tavanomaisella tavalla hyödyntämällä khiin neliötestiä 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 tyypillisten kriteerien 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 osioisten 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.

TAULUKKO 2. Työyksinäisyysfaktorimallien sopivuusindeksit.

Malli	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC	BIC	SSABIC	$\Delta\chi^2$ (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	-	-	-

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

Konvergenssivaliditeetti oli kuitenkin kaikissa faktorimalleissa hyväksyttävä, sillä keskimäärin faktorilataukset olivat korkeat ja mittausjäännösvarianssit vastaavasti suhteellisen matalat.

TAULUKKO 3. Työksinäisyysmittarivaihtoehtojen 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 $p < 0.001$.

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 mittarivaihtoehtoissa 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 niiden 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 ($\Delta\chi^2 = 46.38$, $\Delta df = 5$, $p < 0.001$, $\Delta CFI = -0.012$ ja $\Delta SRMR = 0.026$). 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 mittausjäännösvarianssien 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 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 etätyö) 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 mittarien rakenteet säilyivät samanlaisina ja ne soveltuvat hyvin työksinäisyyden 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 työksinäisyysmittareiden voidaan todeta mittaavan selvästi erillistä ilmiötä. Kaikki faktorimallit olivat myös teorian ja aiemman kirjallisuuden mukaisesti yhteydessä niin vähäisempää työksinäisyyttä ennustavaan sosiaaliseen tukeen kuin myös työksinäisyyden seurauksiin, eli heikompaan etätyötyytyväisyyteen, työn imuun ja suoriutumiseen sekä suurempaan työuupumukseen.

TAULUKKO 4. Faktorimallien väliset korrelaatiot muiden muuttujien kanssa.

Mittari	Sosiaalinen tuki	Etätyötyytyväisyys	Työuupumus	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.

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 ja suurimmillaan 0.037 välillä. Työyksinäisyyden 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 latentille faktorille.

Pohdinta

Tutkimuksen tavoitteena oli esitellä työyksinäisyyden käsite suomenkieliselle yleisölle sekä validoida arviointityökalu työyksinäisyyden mittaamista varten. Validointitutkimuksessa päädyimme tulosten ohjaamana testaamaan ja vertaamaan toisiinsa kolmea erilaista faktorimallia, jotka erosivat toisistaan jäännöskorrelaatioiden sekä osioiden määrän suhteen. Tutkitut työyksinäisyyden faktorimallivaihtoehdot olivat kaikki suurelta osin valideja, vaikka eroja ja ongelmiakin esiintyi kuudesta osiosta koostuvissa faktorimalleissa.

Työyksinäisyysmittari perustuu paljon käytettyyn yleisen yksinäisyyden UCLA-mittariin, jonka on tarkoitettu mittaavan yksinäisyyttä yksiulotteisesti (Russell ym., 1978; Russell, 1996). UCLA-mittarista on kuitenkin useassa tutkimuksessa löytynyt useampi ulottuvuus (esim. Junttila, 2015; McWhirter, 1990; Moens ym., 2021), mutta Russellin (1996) mukaan tämä johtuu lähinnä erisuuntaisesti sanoitettujen osioiden metodivarianssista. Yksiulotteinen faktorimalli sopi myös aineistoomme hyväksyttävästi, eivätkä useat tilastolliset analyysit antaneet viitteitä useammasta ulottuvuudesta. On kuitenkin huomioitavaa, ettei lyhyellä muutaman osion työyksinäisyysmittarillamme 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 työyksinäisyysmittarista olisi löydettävissä esimerkiksi intiimin tai emotionaalisen yksinäisyyden ulottuvuus kuten yleisen yksinäisyyden mittarista.

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

Erotteluvaliditeetin kannalta työyksinäisyyden kaikki faktorimallit olivat kuitenkin selkeästi erillisiä sosiaalisen tuen käsitteestä, joka teorian mukaan on työyksinäisyydestä erillinen lähikäsite (Wright, 2005). Nomologinen validiteetti sai myös tukea, kun kaikki työyksinäisyyden faktorimallit korreloivat teorian ja aiempien tutkimusten mukaisesti työyksinäisyyttä ennustavan sosiaalisen tuen sekä työyksinäisyyden seurauksina tutkittujen työn imun, työuupumuksen, etätyytyväisyyden ja suoriutumisen kanssa. Tulokset viittaavat teorian ja aiempien tutkimusten näkemykseen sosiaalisen tuen työyksinäisyydeltä suojaavasta vaikutuksesta ja työyksinäisyyden haitallisista seurauksista niin työntekijän hyvinvoinnin, asenteiden kuin suoriutumisenkin suhteen. Kuitenkin on huomioitava, että tämän tutkimuksen korrelaatiotarkasteluihin 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 mittauksen vertailu on luotettavaa ja mielekästä. Tulokset osoittivat kaikille kolmelle faktorimallille aikainvarianssia, eli faktoreiden rakenteiden pysyvän samanlaisina eri mittauspisteissä. Myös työmuodon (lähi-, hybridi-, vai etätyö) 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, etätyötyytyväisyyden ja suoriutumisen kanssa. Yhteydet olivat hieman vahvempia latenteilla faktoreilla kuin summamuuttujilla, mutta summamuuttujat 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 toveririllisuutta 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 käsiteellisen 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, etätyötyytyväisyys, suoriutuminen) on tutkimuksen vahvuus. Lisäksi testasimme kolmea eri faktorimallia työksinäisyysmittarista.

Vahvuuksistaan huolimatta, tutkimuksella on myös rajoitteensa. Työyksinäisyysmittari 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 työyksinäisyyden kokemukseen. Kuitenkin pidämme todennäköisempänä, että poikkeuksellinen aika näkyy enemmänkin työyksinäisyyden tasossa kuin siinä, miten työntekijät tulkitsevat työyksinäisyysmittarin osioita, jolloin mittarin pitäisi olla validi riippumatta poikkeusaikana kerätystä aineistosta. Kuitenkin suosittelemme 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 työyksinäisyysmittarin validiksi ja mittarin rakenteen samanlaiseksi kuin etä- ja hybridityötä tekevillä, niin validointi olisi hyvä varmistaa suuremmalla aineistolla.

Validointiaineistomme rajoittuu myös koostumaan vain opetusalan sekä teknologiateollisuuden ammattilaisista. Toisaalta nämä toimialat ovat hyvin erilaiset ja työyksinäisyysmittari toimii kummassakin eikä mittarin rakenteessa ollut eroja faktorilatauksissa tai mittausleikkauspisteissä. Lisäksi työyksinäisyysmittarin osiot/väittämät ovat hyvin yleisluonteisia ja mittarin tulisi siten soveltua hyvin erilaisten työnteon ja työyhteisöjen tutkimiseen. Tutkimuksen yksi puute on se, ettei osioiden käännökset olleet virallisen kielenkääntäjän tekemiä. Väittämät ovat kuitenkin kielellisesti ja terminologiansa suhteen suhteellisen yksinkertaisia, jonka lisäksi 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 anonymiteetistä.

Johtopäätökset

Tässä tutkimuksessa esitellään työyksinäisyyden käsitettä suomalaiselle yleisölle sekä validoidaan lyhyt, yksinkertainen ja helposti käytettävä suomenkielinen mittari työyksinäisyyden arviointia varten.

Testatuissa faktorimalleissa 1a ja 1b mukana olleen TY6-osion käsitteellisen epäselvyyden ja faktorilatausten vaihtelun vuoksi suosittelemme kyseisen osion poistamista ja faktorimallin 2 mukaisen viiden osion työyksinäisyysmittarin käyttämistä. Näin ollen validointitutkimuksen perusteella suosittelemme viidestä osiosta koostuvaa työyksinäisyysmittaria. Esitetyllä viiden osion työyksinäisyysmittarilla todettiin hyviä mittausteknisiä ominaisuuksia suomalaisissa aineistoissa ja mittari soveltuukin hyvin varsinkin etä- ja hybridityöntekijöiden työyksinäisyyden mittaamiseen, mutta tulokset antavat alustavaa tukea mittarin käyttökelpoisuudesta myös lähityötä tekevien suhteen. Lyhyt ja yksinkertainen mittari soveltuu käytettäväksi esimerkiksi tieteellisissä tutkimuksissa, barometreissa ja organisaatioissa työntekijöiden työyksinäisyyden arviointiin ja seuraamiseen.

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), 843–57.
- 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*. Retrieved from <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 alfa 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". *Yle*.
<https://yle.fi/uutiset/3-12202739>

- Lim, M. H., Eres, R. & Vasan, 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 nonnested 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 Portugese 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. & Attila, H. (2020). Opettajatiedonkeruu 2019 - Tutkimusseloste. Helsinki: Tilastokeskus.
Haettu 17.3.2023 osoitteesta:
https://www.oph.fi/sites/default/files/documents/opettajatiedonkeruu_2019_tutkimusseloste.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.
- Teknoliateollisuus. (2023). Teknoliateollisuuden henkilöstön sukupuolijakaumat, ikäjakaumat ja keski-iat. Helsinki: Teknoliateollisuus ry. Haettu 17.3.2023 osoitteesta:
<https://teknoliateollisuus.fi/sites/default/files/2023-03/Ik%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 1

Suosittelimamme viiden osion työyksinäisyysmittari. Vastaajia pyydetään arvioimaan seuraavia väittämiä/osiota 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)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
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)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
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)	Δ CFI	Δ SRMR	Δ BIC
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

MIEHET JA NAISET

Faktorimalli 1a	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	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausjännösvariانسsit	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

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)	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	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mittausjännösvariانسsit	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

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
Mittausjännösvariانسsit	91.73	23	< 0.001	0.973	0.977	0.045	0.049	33081	33180	33126	23.50 (<.001)	-0.008	0.006	11

IKÄRYHMÄT

Faktorimalli 1a	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 1b	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

TYÖMUODOT

Faktorimalli 1a	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 1b	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

AIKAINVARANSIT

Faktorimalli 1a	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 1b	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