

**This is a self-archived version of an original article. This version may differ from the original in pagination and typographic details.**

**Author(s):** Karhulahti, Veli-Matti; Vahlo, Jukka; Munukka, Matti; Koskimaa, Raine; Bonsdorff, Mikaela von

**Title:** Videopelaamisen, työkyvyn ja työstä palautumisen suhde : kansallisesti edustava rekisteröity tutkimusraportti

**Year:** 2023

**Version:** Accepted version (Final draft)

**Copyright:** © Suomen psykologinen seura, 2023

**Rights:** In Copyright

**Rights url:** <http://rightsstatements.org/page/InC/1.0/?language=en>

**Please cite the original version:**

Karhulahti, V.-M., Vahlo, J., Munukka, M., Koskimaa, R., & Bonsdorff, M. V. (2023). Videopelaamisen, työkyvyn ja työstä palautumisen suhde : kansallisesti edustava rekisteröity tutkimusraportti. *Psykologia*, 58(2), 130-145.

# Videopelaamisen, työkyvyn ja työstä palautumisen suhde: kansallisesti edustava rekisteröity tutkimusraportti

Ongelmallinen videopelaaminen sai hiljattain Maailman terveysjärjestön virallisen mielenterveyden häiriön luokituksen. Häiriö kuuluu ICD-11-tautiluokitusjärjestelmän (2019) mukaan toiminnallisiin riippuvuuksiin. Aikaisemmin pelaamishäiriötä (arkikielessä 'ongelmapelaaminen' tai 'videopeliaddiktio') on tutkittu lähinnä lasten ja nuorten keskuudessa, eikä ilmiön yleisyydestä tai vaikutuksista työväestössä tiedetä juuri lainkaan. Tässä etukäteen rekisteröidyssä ja arvioidussa tutkimuksessa mittasimme ongelmapelaamisen yleisyyden kansallisesti edustavan kyselyn avulla ( $N = 8217$ ) Suomen työväestössä ( $n = 3912$ , esiintyvyys 0.4–7.5 %) ja testasimme kolme hypoteesia koskien pelaamisen, työkyvyn ja työstä palautumisen suhdetta.

Ongelmapelaaminen oli yhteydessä alentuneeseen työkykyyn sekä työstä palautumiseen, muttei merkittävästi. Suuret pelimäärät (väh. 30 h/vko ja 40 h/vko) olivat myös heikosti yhteydessä alhaiseen työkykyyn, mutta eivät lainkaan alhaiseen työstä palautumiseen. Lisää tutkimusta kaivataan ennen kaikkea luotettavampien ongelmapelaamismittarien kehittämiseen sekä videopelaamisen, työkyvyn ja työstä palautumisen kausaliteettisuhteen ymmärtämiseen.

Avainsanat: pelaamishäiriö, riippuvuus, terveys, työkyky, työstä palautuminen, videopelaaminen

## Johdanto

Kun Yhdysvaltain psykiatrinen yhdistys (APA) julkaisi vuonna 2013 viidennen version diagnostiikan DSM-käsikirjastaan, yksi sen puhutuimmista muutoksista oli uuden 'nettipelaamishäiriö'-kategorian (engl. *internet gaming disorder*) lisäys kolmanteen osioon lisätutkimusta kaipaavana mielenterveyden häiriönä. Kun Maailman terveysjärjestö (WHO) vahvisti keväällä 2019 lisäävänsä International Classification of Diseases (ICD-11) -tautiluokitusjärjestelmäänsä 'pelaamishäiriön' (*gaming disorder*) uutena toiminnallisena riippuvuutena, monet päätöksentekijät ja tutkijat havahtuivat tämän arkikielessä 'videopeliaddiktioksi' tai 'ongelmapelaamiseksi' kutsutun ilmiön tarvitsevan uutta avoimen tieteen kriteerit täyttävää laadukasta tutkimusta sekä teoreettisen kehyksen.<sup>1</sup> Vastauksena kyseiseen tarpeeseen tämä artikkeli tarjoaa historian ensimmäisen suomalaisen rekisteröidyn tutkimusraportin, jossa ennen tutkimusta kirjasimme yksityiskohdat tulevasta aineiston hankinnasta, hypoteeseista, metodeista ja analyyseista koskien laajaa ongelmapelaamisen, terveyden ja työelämän suhdetta käsittelevää kyselytutkimusta. Kaikki mainitut komponentit vertaisarvioitiin ennen tutkimuksen toteuttamista.

## Ongelmallisen videopelaamisen tutkimus maailmalla ja Suomessa

Aikaisempi ongelmapelaamisen tutkimuskirjallisuus on sirpaloitunut useiden eri merkityksiä sisältävien termien alle. APA:n virallinen käsite 'nettipelaamishäiriö' viittaa nimenomaan online-videopelaamiseen, jonka DMS-5 määrittää yhdeksän tarkasti muotoillun kriteerin kautta. WHO:n viralliseen käsitteeseen 'pelaamishäiriö' kuuluu erikseen online- ja offline-alakategoria, jotka sisältävät kaiken videopelaamisen (synonyyminä "digitaaliseen pelaamiseen" ml. konsoli- ja mobiilipelit). WHO:n diagnoosi vuorostaan määrittyy kolmen uuden kriteerin mukaan: heikentynyt kyky kontrolloida pelaamista, pelaamisen priorisointi muihin kiinnostuksen kohteisiin nähden ja pelaamisen jatkuminen haitoista huolimatta. Haitoiksi mainitaan muun muassa ammatillisen, koulutuksellisen ja sosiaalisen suorituskyvyn heikkeneminen. Näiden lisäksi monet tutkijat puhuvat ilmiöstä eksplisiittisesti 'addiktiona' (*addiction*) tai 'riippuvuutena' (*dependence*), jotka sekä APA että WHO liittävät omien käsitteidensä yläkategorioihin (*addictive behaviours*), mutta joita ne eivät liitä suoraan itse häiriön diagnostiikkaan. Tämän moniulotteisen tilanteen vuoksi puhumme tässä artikkelissa *ongelmapelaamisesta*, jolla viittaamme yhteisesti kaikkiin mainittuihin termeihin, ellei toisin mainita.

Ongelmapelaaminen ilmestyi tieteelliseen keskusteluun viimeistään 1980-luvun alussa, kun lähinnä rahapelaamisen myötä nousut kysymys 'toiminnallisen riippuvuuden' käsitteestä muodostui keskeiseksi (esim. Hatterer, 1982). Tutkijoiden keskuuteen toiminnallisen riippuvuuden käsite vakiintui 1990-luvulla, kun 'internetriippuvuus' (Young, 1998) sai tieteellistä huomiota aluksi Yhdysvalloissa ja pian laajasti myös Kiinassa, jossa Pekingin keskussairaala aloitti 'internetaddiktien' järjestelmällisen hoitamisen jo 2000-luvun alussa ja kehitti yhdysvaltalaisen tutkimuksen perusteella ongelman tunnistamiseen omat kriteerit (Tao ym., 2010). Internetin yleistyttyä jokapäiväiseen käyttöön 2010-luvulla tutkijoiden into keskustella 'internetaddiktiosta' hiipui, ja APA:n sekä WHO:n päätösten myötä addiktiokeskustelu siirtyi videopelaamiseen ja ennen kaikkea nettipelaamiseen.

Suurin haaste ilmiön tieteellisessä tutkimuksessa on pitkään ollut puute avoimesta, laadullisesta ja rekisteröidystä tutkimuksesta, joka loisi yhteisen perustan sen ymmärtämiselle, mitä ongelmapelaaminen konkreettisesti ottaen tarkoittaa, mitä kriteereitä siihen kuuluu ja mitkä ovat sen oireet (Aarseth ym., 2017). Näistä epäselvyyksistä johtuen on myös toistuvasti kysytty, miksei muiden medioiden tai teknologioiden (sosiaalinen media, televisio, älypuhelimet) käyttöä ole otettu huomioon toiminnallisten riippuvuuksien uusissa luokituksissa (van Rooij ym., 2018). Laadullisen perustan ja kattavien validointiprosessien puuttuessa ilmiötä on päädytty tutkimaan yli sadalla vertaisarvioidulla kyselyinstrumentilla, joilla on erilaisia diagnostisia perusteita ja jotka tuottavat erilaisia vastauksia ongelmapelaamiseen (ks. King ym., 2020). Tällä hetkellä aktiivisessa käytössä on 32 ongelmapelaamista mittaavaa kyselyinstrumenttia (*ibid.*). Eksplisiittisesti APA:n sekä WHO:n määrittämiä kriteereitä mittaamaan on viime vuosina kehitetty ja

validoitu 17 erillistä kyselyinstrumenttia (Karhulahti, Martončik & Adamkovic, 2021).

Suurista kansainvälisistä tutkimusmääristä huolimatta Suomen ongelmapelaamista on kartoitettu suhteellisen vähän. Tietääksemme ensimmäisessä validoitua mittaria hyödyntävässä tutkimuksessa Männikkö, Billieux ja Kääriäinen (2015) käyttivät väestörekisteriä, jonka kautta 13–24-vuotiaat vastaajat ( $N = 293$ ) raportoivat GAS7-instrumentin mukaan peliongelmia (yht. 9.1 % raja-arvolla 4/7).<sup>2</sup> Muun muassa masennus ennusti merkitsevästi GAS7:n mukaisia peliongelmia. Myöhemmässä tutkimuksessa Männikkö, Demetrovics ja kollegat (2020) tutkivat aktiivisesti pelaamista harrastavia yläastelaisia ( $N = 465$ ) POGQ-instrumentin avulla. Tutkimuksessa 0.9 prosenttia (raja-arvo 66/90) vastaajista täytti instrumentin kriteerit ongelmapelaamiselle. Hiljattain Männikkö, Ruotsalainen, Tolvanen ja Kääriäinen (2020) tutkivat vielä ammattikouluopiskelijoita IGDT-10-instrumentin avulla ( $N = 733$ ), ja ongelmia ennustivat muun muassa vähäinen ystävien määrä sekä kuuluminen uusperheeseen. Tässä tutkimuksessa ei raportoitu ongelmien yleisyyttä.

Toisaalla, Mikko Meriläinen (2020) suoritti hiljattain laajan katsauksen nuorten peliongelmiin. Katsauksen kaksi suurta aineistoa ( $N = 2703$  ja  $N = 584$ ) eivät sisältäneet videopeliongelmiä mittaavia instrumentteja, mutta 1.5 prosenttia ensimmäisen aineiston vastaajista oli kokenut videopelaamisesta johtuvia toistuvia psyykkisiä haittoja. Jälkimmäisessä aineistossa vain kaksi vastaajaa oli kokenut toistuvia videopelaamisesta johtuvia psyykkisiä haittoja, mutta 2.6 prosenttia koki opiskelun häiriintyneen videopelaamisen vuoksi toistuvasti ja 0.7 prosenttia koki ihmissuhteiden häiriintyneen toistuvasti videopelaamisen vuoksi.

Teemahaastatteluiden ( $N = 22$ ) ja kyselyaineiston perusteella Meriläinen toteaa, että videopelaaminen ei vaikuta olevan suomalaisille nuorille merkittävä riski ikäluokkatasolla, mutta yksilötasolla ongelmat voivat olla suuria. Lopuksi, Veli-Matti Karhulahti ja Raine Koskimaa (2019) raportoivat Terveystieteiden tutkimuslaitoksen (THL) keräämän laajan kansallisen kyselyaineiston ( $N = 4511$ ), jossa yhden videopelaamiseen liittyviä ongelmia kartoittavan kysymyksen perusteella 0.6 prosenttia vastaajista (15–74 v) oli kokenut kyseisiä ongelmia edellisen 12 kuukauden aikana usein. Pääosa ongelmia raportoineista vastaajista ilmoitti kuitenkin pelaavansa vain yhden tunnin tai vähemmän viikossa, mikä indikoi ongelmien ilmenevän syklisesti.

Kuvatun perusteella on huomattavaa, että viimeistä lukuun ottamatta kaikki edellä mainitut tutkimukset käsittelevät lapsia, nuoria tai nuoria aikuisia, ja kaikissa tutkimuksissa on käytetty erilaisia instrumentteja ongelmapelaamisen mittaamiseen. Tuoreimmassa Suomen väestöä edustavassa tutkimuksessa mitattiin ongelmapelaamista ainoastaan yhdellä kysymyksellä. Yhteenvetona voidaan todeta, että Suomessa on huomattava tarve ongelmapelaamista käsittelevälle avoimen tieteen tutkimukselle, a) joka käsittelee kattavasti koko väestöä, b) jossa ongelmapelaamista tutkitaan laaja-alaisesti käyttäen validoituja mittareita ja c) jossa käytetään rekisteröityä aineiston keruuta ja tutkimusprotokollaa, mikä tähtää metodologiseen avoimuuteen. Tässä artikkelissa raportoimme juuri näiden periaatteiden mukaan toteutetun tutkimuksen, jonka aineistot luovutetaan hankkeen päätyttyä avoimeen tieteelliseen käyttöön Tietoarkiston kautta.

## Videopelaaminen, työkyky ja työhyvinvointi

Työkyky määritellään henkilön omien voimavarojen ja työn vaatimusten tasapainosuhteena (Ilmarinen, 2009). Hyvä työkyky lisää työikäisen väestön hyvinvointia ja tukee myös työllisyyttä. Työkyky heikkenee iän myötä, ja siihen vaikuttavat vahvasti yksilölliset riskitekijät sekä työhön liittyvät piirteet (Gould, Ilmarinen, Järvisalo & Koskinen, 2008). Hyvän työkyvyn edistäminen on keskeistä kaikissa ikäluokissa, sillä väestön ikääntymisen vuoksi työmarkkinoilta poistuu runsaasti työvoimaa. Paremman työkyvyn on todettu olevan positiivisesti yhteydessä paitsi työntekijöiden tuottavuuteen (Chen ym., 2015) myös koettuun yrityksen suorituskykyyn (von Bonsdorff ym., 2018). Yksilöllisistä riskitekijöistä muun muassa fyysisen inaktiivisuuden, pitkittyneen kroonisen stressin, univaikeuksien ja ylipainon on todettu linkittyvän huonoon työkykyyn, sairauspoissaolojen lisääntymiseen ja heikompaan työssä suoriutumiseen (Andersen, Izquierdo & Sundstrup, 2017; Kanerva, Pietilainen, Lallukka & Rahkonen, 2017; Kivimäki ym., 2006). Kaikissa ikäryhmissä lisääntynyt sosiaalisen median käyttö ja videopelaaminen vaikuttavat työntekijöihin, mutta niiden laaja-alaisista vaikutuksista työkykyyn tai työn tuottavuuteen tiedetään vielä vähän. Erityisesti ongelmapelaamisen yhteyttä työkykyyn ja työhyvinvointiin ei ole tutkittu juuri lainkaan.

Suorittamamme haku tuotti viisi aiempaa psykologista tutkimusta, jotka ovat tarkastelleet videopelaamisen ja työnteon suhdetta. Ensimmäisessä Leonard Reinecke (2009) tutki kyselytutkimuksen avulla videopelaamisen mahdollisia vaikutuksia työstä palautumiseen peliharrastajien keskuudessa ( $N = 833$ ). Liki puolet vastaajista pelasi työaikana (46.6 %) ja koki sen palauttavaksi toiminnaksi (*recovery experience*). Tutkimuksen mukaan työaikana videopelaamista ennustivat työväsytys, itse koettu videopelaamisen palauttava vaikutus ja työnkuvaan liittyvä autonomia. Työyhteisön sosiaalinen tuki korreloi negatiivisesti työaikana videopelaamisen kanssa, ja työväsytys oli yhteydessä videopelaamisen koettuun palauttavaan vaikutukseen. Tuloksiin liittyen voidaan lyhyesti mainita myös tuore etnografinen tutkimus (Hommadova Lu & Carradini, 2020), joka ehdottaa tiettyjen uusien älypuhelinpelien mekaniikkojen kannustavan työntekijöitä pelaamaan videopelejä työaikana.

Toisessa löytämässämme psykologisessa tutkimuksessa Emily Collins ja Anna Cox (2014) tutkivat pelimäärien vaikutusta työstä palautumiseen. Kyselyn avulla ( $N = 491$ ) ja hyödyntäen Recovery Experience Questionnaire -mittaria tutkijat löysivät pelimäärien korreloivan koetun palautumisen kanssa. Videopelien lajityyppien välillä oli suuria eroja, ja eniten palautumista kokivat toimintapelien sekä ensimmäisen persoonan ammuskelupelien (FPS) pelaajat. Tämä korostaa sitä, että tutkijoiden tulisi kontrolloida vastaajien pelituntien lisäksi videopelaamisen tyyppi sekä muita videopelaamiseen liittyviä yksityiskohtia. On myös huomionarvoista, että kyseessä oli poikkileikkaustutkimus. Hyvin palautuvilla työntekijöillä voi jäädä enemmän aikaa ja motivaatiota videopelaamiseen, mikä saattaa selittää videopelaamisen ja työstä palautumisen yhteyden.

Kausaliiteetin tunnistamiseksi Collins, Cox, Wilcock ja Sethu-Jones (2019) suorittivat hiljattain kaksi koetta, joista ensimmäinen tehtiin laboratorio-olosuhteissa ja toinen kentällä. Ensimmäisessä he jakoivat osallistujat ( $N = 45$ ) kolmeen ryhmään, joista yksi käytti välittömään palautumiseen videopelejä, toinen mindfulness-

ohjelmaa ja kolmas (kontrolli) fyysistä lelua. Suoraa vaikutusta työstä palautumiseen ei löydetty. Toisessa kokeessa videopelaamista ja mindfulness-ohjelmaa käytettiin kokonainen työviikko jokaisen työpäivän jälkeen kotona. Merkittävää parannusta työstä palautumisen suhteen ei taaskaan löytynyt, mutta videopelaajien ryhmässä palautuminen nousi hieman päivä kerrallaan. Tulokset viittaavat siihen, että videopelaamisella ei ole selkeitä vaikutuksia työstä palautumiseen, mutta pitkällä aikavälillä kohtuullinen videopelaaminen saattaa epäsuorasti vaikuttaa positiivisesti myös palautumiseen.

Neljännessä löytämässämme tutkimuksessa Choi (2020) tarkasteli Etelä-Korean toimistotyöntekijöiden videopelaamista jälleen kyselytutkimuksen keinoin ( $N = 305$ ). Tutkimuksessa mitattiin ongelmapelaamista neljän itse rakennetun kysymyksen avulla. Tulosten mukaan työpaikalla koetut ongelmat olivat yhteydessä ongelmapelaamiseen, kun taas ongelmapelaaminen korreloi sosiaalisten konfliktien kanssa. Yleisesti ottaen tutkimuksen tulosten voidaan tulkita tukevan laajasti ehdotettua näkemystä siitä, että ongelmapelaaminen nivoutuu tavallisesti osaksi suurempaa ongelmien verkkoa, jossa videopelaamista käytetään lääkitsemään kovaa stressiä, sosiaalisia ongelmia tai mielenterveyden häiriöitä (esim. Brus, 2013; Jeong, Ferguson & Lee, 2019; Kardefelt-Winther, 2017).

Ainut Suomessa julkaistu tutkimus, joka selkeästi sivuaa mainittuja löydöksiä, on Työsuojelurahaston rahoittama raportti, jossa Vahlo, Ollila ja Koponen (2015) selvittivät Suomen työväestöä edustavan kyselytutkimuksen avulla ( $N = 689$ ) videopelaamisen yhteyttä työntekoon. Raportin mukaan noin 20 prosenttia työntekijöistä pelasi videopelejä työnteon aikana, ja videopelaamisen katsottiin tuottavan muusta taukotoiminnasta erillisen tavan irtautua työstä hetkeksi ja pitää yllä vireystilaa. Videopelaamisen koetut hyötyvaikutukset riippuivat vahvasti harrastuneisuudesta ja yleisestä mieltymyksestä videopelaamiseen; sen sijaan työtehtävä, ikä ja työntekijän suhtautuminen työhön eivät näyttäneet olevan yhteydessä koettuihin hyötyihin.

Lopuksi voidaan myös mainita, että Yhdysvaltojen taloustutkimuskeskus (Aguiar, Bills, Charles & Hurst, 2017) on hiljattain esittänyt videopelaamisen selittävän peräti 75 prosenttia maan 12 prosenttia laskeneesta miesten työajasta vuoden 2000 jälkeen. On mahdollista, että kiinnostavat työelämän ulkopuoliset aktiviteetit, kuten videopelaaminen, laskevat yksilön työnhakumotivaatiota. Videopelaamisen, työkyvyn ja työhyvinvoinnin yhteyksistä tiedetään kuitenkin vielä hyvin vähän kansainvälisesti – ja kansallisesti ei juuri lainkaan. Tulemme tässä artikkelissa tarkastelemaan eksplisiittisesti sekä työkyvyn että työstä palautumisen suhdetta videopelaamiseen ja ongelmapelaamiseen suomalaisten aikuisten työikäisessä väestössä.

## Tutkimuskysymykset ja hypoteesit

Seuraava laaja tutkimuskysymys kuvaa tutkimuksemme yleistä motivaatiota: mikä on videopelaamisen ja ongelmapelaamisen suhde työkykyyn sekä työstä palautumiseen?

Tarkastelemme suomalaista työikäistä väestöä kansallisesti edustavan ( $N \approx 8000$ ) kyselytutkimuksen avulla

(ikä  $\approx$  18–65). Aineiston laajuus soveltuu seuraavassa esitettyjen hypoteesien tutkimiseen, kuten tarkennamme myöhemmin. Johtuen mainituista ongelmapelaamisen mittaamista koskevista haasteista käytämme ilmiön mittaamiseen neljää itsenäistä instrumenttia (GAS7, IGDT-10, GDT, THL1). Videopelaamiseen liittyvää tietoa kartoitetaan kysymällä muun muassa viikoittaisia pelimääriä tietokoneella, konsolilla ja älylaitteilla. Rekisteröimme seuraavat hypoteesit.

H1: Oletamme, että ongelmapelaajien työkyky on heikompi kuin muulla väestöllä.

Vaikka ongelmapelaamisen ja työkyvyn suhdetta ei ole tietääksemme tutkittu aiemmin, on perusteita olettaa ongelmapelaamisen olevan yhteydessä heikompaan työkykyyn. Aiempi tutkimus on löytänyt ongelmapelaamisen olevan yhteydessä muun muassa ahdistukseen, masennukseen ja yksinäisyyteen (Snodgrass ym., 2018; vrt. Colder Carras, Shi, Hard & Saldanha, 2020), jotka vuorostaan ovat yhteydessä työkykyyn (van den Berg, Elders, de Zwart & Burdorf, 2009; Kessler ym., 2009; Nygård, Eskelinen, Suvanto, Tuomi & Ilmarinen, 1991). Oletamme, että ongelmapelaamisen raja-arvot ylittävien vastaajien työkyky on merkittävästi heikompi suhteessa muihin vastaajiin vähintään kahden instrumentin mukaan.

H2: Oletamme, että suuret pelimäärät ovat yhteydessä heikompaan työkykyyn.

Vaikka suuretkin pelimäärät voivat olla osa terveellisiä elämäntapoja (ks. Karhulahti, 2020) ja videopelaaminen saattaa toimia myös palauttavasti (Collins & Cox, 2014), ongelmapelaajien on toistuvasti todettu pelaavan keskimääräistä enemmän, myös Suomessa (esim. Männikkö, Demetrovics ym., 2020). Seuraten APA:n ehdottamaa ongelmapelaamisen alinta raja-arvoa (30 h/vko) oletamme, että yli 30 tunnin viikoittainen videopelaaminen on merkittävästi yhteydessä alhaiseen työkykyyn.

H3a: Oletamme, että ongelmapelaajien työstä palautuminen on huonompaa kuin muulla väestöllä.

H3b: Pelkästään suuret pelimäärät eivät liity heikompaan työstä palautumiseen.

Aiemman tutkimuksen mukaan (Reinecke, 2009; ks. Vahlo ym., 2015) aktiiviset pelaajat kokevat videopelaamisen toiminnaksi, joka on työstä palauttavaa. Videopelaamisen positiivisille vaikutuksille työstä palautumiseen ei ole kuitenkaan vielä vahvoja todisteita (Collins ym., 2019). Toisaalta ongelmapelaamisen määritelmässä sekä APA:n että WHO:n mukaan yhtenä oireena ovat työhön liittyvät ongelmat. Tämän perusteella oletamme, että ongelmapelaamisen raja-arvot ylittävien vastaajien työstä palautuminen on merkittävästi huonompaa suhteessa muihin vastaajiin vähintään kahden instrumentin mukaan – mutta ilman instrumenttien tunnistamia ongelmia aktiivisesti videopelejä pelaavien (yli 30 h/vko) keskuudessa merkittävää yhteyttä työstä palautumiseen ei ole.

Hypoteesit voidaan siis tiivistää seuraavasti: Ongelmapelaaminen korreloi sekä heikon työkyvyn että huonon työstä palautumisen kanssa. Myös suuret pelimäärät ilman ongelmia korreloivat heikon työkyvyn kanssa, mutta eivät (positiivisen tai negatiivisen) työstä palautumisen kanssa.

Kolmen edellä esitetyn hypoteesin lisäksi laskemme työväestön keskuudessa ongelmapelaamisen yleisyyden

kaikilla neljällä mittarilla. Emme ole tietoisia aiemmasta tutkimuksesta, joka olisi mitannut ongelmapelaamisen yleisyyttä työväestössä (Suomessa tai muissa maissa). Perustuen aiempaan aikuisväestön tutkimukseen asetamme kuitenkin Tilastolliset menetelmät -alaluvussa ennusteet jokaiselle instrumentille.

Osa vastaajista on samoja kuin yhdeksän kuukautta ennen pääaineiston keräämistä suorittamassamme pilotissa ( $N = 1000$ ). Emme tiedeet ennen pääaineiston keräämistä, kuinka moni vastaaja on sama. Eksploratiivisena analyysinä vertaamme samojen vastaajien tuloksia pitkittäisasetelman mukaan (9 kk) ja raporttoimme deskriptiivisesti ongelmapelaamisen stabiliteetin.

## Menetelmät

Tutkimus noudatti Helsingin julistuksen sekä Tutkimuseettisen neuvottelukunnan ohjeita, ja sille on saatu puoltava lausunto Jyväskylän yliopiston ihmistieteiden eettiseltä toimikunnalta. Tutkimuksen määrällinen osuus suoritettiin kyselytutkimuksena yhteistyössä markkinatutkimusyriitys Bilendin kanssa. Bilendillä on tällä hetkellä noin 2.2 miljoonan vastaajan paneeli, josta yritys kokosi vastaajajoukon vastaamaan tutkimusryhmän rakentamaan kysymysrunkoon keväällä 2022.

## Osallistujat

Tavoitteenamme oli tutkia noin 8 000 vastaajaa, jotka edustavat Suomea iän, sukupuolen ja asuinpaikan mukaan. Poimimme vastaajista työväestöön kuuluvat, jotka ovat kaikki täysi-ikäisiä. Koska olemme kiinnostuneet työväestöstä, osallistujat voivat olla vastaushetkellä lomautettuja tai työttömiä, mutta eivät päätoimisia opiskelijoita tai eläkeläisiä. Bilendin sisäinen laaduntarkkailu poisti vastaajista

- mahdolliset botit ja huolimattomat vastaajat (pictogram-tarkastus)
- liian nopeat vastaajat (alle puolet keskiarvoisesta vastausajasta)
- samaa linjaa toistavat vastaajat
- täysin ristiriitaiset vastaajat (omien kysymystemme ulkopuolinen kontrolli).

Näiden lisäksi käytimme kahta omaa kontrollikysymystä. Jos vastaaja epäonnistui molemmissa, poistimme vastaajan. Rekisteröimme myös seuraavat toimenpiteet: jos huomaamme mainittujen tarkistusten lisäksi toimenpiteitä vaativia ongelmia vastauksissa, a) perustelemme päätökset mahdollisiin poistoihin, b) jaamme



alkuperäisen aineiston, ja c) suoritamme analyysit niin, että poistetut vastaajat ovat sekä mukana että poistettuna. Toteamme nyt jälkeenpäin, että ylimääräisiä poistoja ei tarvinnut tehdä.

## Mittarit

Testaamme mainittuja hypoteeseja seuraavassa esitettyjen mittarien avulla. Pelimääriä mittaamme kysymyksellä: ”Kuinka paljon aikaa käytät seuraaviin asioihin viikon aikana keskimäärin? Mieti vastausta viikkotasolla, vaikka et pelaisikaan jokaisena viikkona.” (Vaihtoehdot: tietokoneella, pelikonsolilla, älypuhelimella). Lisäksi kontrolloimme vastaajien iän, sukupuolen, työtilanteen sekä muun videopelaamiseen käytetyn ajan (videot ja striimit).

## Ongelmapelaaminen

Game Addiction Scale (GAS7), alkuperäinen validointi englanniksi (Lemmens, Valkenburg & Peter, 2009) ja suomenkielinen versio testattu (Männikkö ym., 2015). Seitsemän kysymystä, raja-arvo 4/7 (vastausasteikko 1–5, vastaus 3 tulkitaan positiiviseksi).

Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10), alkuperäinen validointi englanniksi (Király ym., 2017) ja suomenkielinen versio testattu (Männikkö, Ruotsalainen ym., 2020). Yhdeksän kysymystä, raja-arvo 5/9 (vastausasteikko 1–3, vastaus 3 tulkitaan positiiviseksi).

Gaming Disorder Test (GDT), alkuperäinen validointi englanniksi (Pontes ym., 2019) ja käänsimme (sekä kontrollina takaisinkäänsimme) suomeksi tässä tutkimuksessa ensimmäistä kertaa. Neljä kysymystä, raja-arvo 4/4 (vastausasteikko 1–5, vastaus 4 tulkitaan positiiviseksi).

Terveysten ja hyvinvoinnin laitoksen (THL1) kehittämä ongelmapelaamista mittaava kysymys (Salonen & Raisamo, 2015), josta on aiempaa raportoitua tutkimusta Suomessa (Karhulahti & Koskimaa, 2019). Raja-arvo kaksi korkeinta vaihtoehtoa ”usein” ja ”jatkuvasti”.

## Työkyky ja työstä palautuminen

Työkykyindeksi (WAI), useita validointeja sekä suomeksi että muilla kielillä (Ilmarinen, 2007). Käytämme lyhyttä versiota, joka on todettu toimivaksi aiemmassa tutkimuksessa (esim. von Bonsdorff, Seitsamo, Ilmarinen, von Bonsdorff & Rantanen, 2012; Gould ym., 2008). Itsearvioitu työkyky arvioidaan asteikolla 0–10.

Työstä palautuminen (TP), kehitetty suomeksi (Kinnunen & Mauno, 2009; Mauno, Hirvonen & Kiuru,

2018). Työstä palautuminen arvioidaan asteikolla 1–5.

## Tilastolliset menetelmät

Suoritimme analyysit Stata/SE 16.1 -ohjelmistolla.

H1: Oletamme, että ongelmapelaajien työkyky on heikompi kuin muulla väestöllä.

Suoritamme jokaisen ongelmapelimitarin (GAS7, IGDT-10, GDT, THL1) sekä työkyvyn (WAI) välillä erillisen yksisuuntaisen varianssianalyysin (ANOVA). Käytämme aiempien tutkimusten tavoin GAS7:lle raja-arvoa 4/7, IGDT-10:lle raja-arvoa 5/9 ja GDT:lle raja-arvo 4/4. THL1:lle raja-arvon täyttää kaksi korkeinta vaihtoehtoa ”usein” ja ”jatkuvasti”. Jokaisen mittarin kohdalla raja-arvon mukaisesti tai sen yli vastaavat muodostavat joukon, jonka työkykymuuttujan keskiarvoa verrataan muiden vastaajien vastaavaan. Aiemmassa tutkimuksessa (von Bonsdorff ym., 2012; Gould ym., 2008) normaalin ja heikentyneen työkyvyn ero oli 8.8/6.4 (keskihajonta 3.3/3.1). Ottaen huomioon otosvaihtelun sekä hiljattain löydetyn ongelmapelaajien heikomman terveyden efektikoolla  $d = 0.67$  (Ballou & Zendle, 2022) määritämme hypoteesin tueksi, jos ongelmapelaajien sekä muiden vastaajien välillä on efektikoko  $g > 0.67$ .

Otamme huomioon Bonferronin korjauksen neljän testin mukaan (Armstrong, 2014). Tämän perusteella merkitsevä ero on  $p < 0.0125$ , jota käytämme jokaiseen testiin. Voimalaskelmiemme mukaan pienillekin ongelmapelaajaryhmille voidaan laskea luotettavasti efektikoko  $g = 0.67$ . Jos yksi tai useampi ongelmapelaajien ryhmä on kuitenkin niin pieni, ettei sille voi laskea luotettavasti efektikokoa  $g > 0.67$ , emme ota ryhmää huomioon hypoteesissa.

– Ero lasketaan jokaiselle instrumentille erikseen, ja vähintään kahden instrumentin tuottaman ongelmapelaajien joukon odotetaan erottuvan työkyvyn vertailussa edellä mainitulla tavalla. Jos pienin kiinnostava efektikoko  $g = 0.67$  ei ylitä, mutta ainakin kahden instrumentin 95 prosentin luottamusväli sisältää sen, tulkitsemme hypoteesin ratkaisemattomaksi. Jos vain yhden instrumentin 95 prosentin luottamusväli sisältää  $g = 0.67$  (tai ei yhdenkään), tulkitsemme nollahypoteesin (H0) tueksi.

H2: Oletamme, että suuret pelimäärät ovat yhteydessä heikompaan työkykyyn.

Asetamme APA:n alemman ongelmapelaamisen kynnyksen (30 h/vko) raja-arvoksi, jonka perusteella jaamme vastaajat kahteen ryhmään ja suoritamme näiden välillä työkyvyn varianssianalyysin. Tämän

perusteella määritämme hypoteesin tueksi, jos löydämme merkitsevän eron (vain yksi testi,  $p < 0.05$ ) alentuneen työkyvyn suhteen yli 30 tuntia viikossa videopelaavien sekä muiden vastaajien välillä ja efektikoon ollessa  $g > 0.67$ . Jos efekti jää alhaiseksi, mutta 95 prosentin luottamusväli ylittää  $g = 0.67$ , tulkitsemme hypoteesin ratkaisemattomaksi; jos luottamusväli ei ylitä  $g = 0.67$ , tulkitsemme nollahypoteesin ( $H_0$ ) tueksi. Lisäksi tutkimme regressioanalyysillä, ennustaako videopelaamiseen käytetty aika alenevaa työkykyä. Jos tilastollisesti merkitsevä yhteys löytyy, mutta odotettua efektikokoa edellä mainittujen ryhmien välillä ei löydy, tutkimme eksploratiivisesti, mikä videopelaamiseen käytetty tuntimäärä vertautuu ”ongelmallisen suureen” pelimäärään.

H3a: Oletamme, että ongelmapelaajien työstä palautuminen on huonompaa kuin muulla väestöllä.

H3b: Pelkästään suuret pelimäärät eivät liity huonompaan työstä palautumiseen.

Kuten ensimmäisessä hypoteesissa, suoritamme jokaisen ongelmapelimitarin (GAS7, IGDT-10, GDT, THL1) sekä työstä palautumisen (TP) välillä erillisen varianssianalyysin. Työstä palautumista mitataan asteikolla 1–5, minkä mukaan arvioimme heikentyneen palautumisen erottuvan samassa suhteessa (4.0–3.0). Tämän perusteella määritämme hypoteesin ensimmäisen osan tueksi, jos löydämme merkitsevän eron (Bonferronin korjaus neljällä testillä,  $p < 0.0125$ ) työstä palautumisen suhteen ongelmapelaajien ja muiden vastaajien välillä ja efektikoko on  $g > 0.67$ .

– Ero lasketaan jokaiselle instrumentille erikseen, ja vähintään kahden instrumentin tuottaman ongelmapelaajien joukon odotetaan erottuvan mainitusti. Jos pienin kiinnostava efektikoko  $g = 0.67$  ei ylity, mutta ainakin kahden instrumentin 95 prosentin luottamusväli sisältää sen, tulkitsemme tuloksen ratkaisemattomaksi. Jos vain yhden instrumentin 95 prosentin luottamusväli sisältää  $g = 0.67$  (tai ei yhdenkään), tulkitsemme nollahypoteesin ( $H_0$ ) tueksi.

Hypoteesin toisessa osassa jaamme aiemman mukaisesti vastaajat yli ja alle 30 tuntia viikossa videopelaavien ryhmiin ja suoritamme niiden välillä varianssianalyysin. Määritämme hypoteesin toisen osan tueksi, jos yli 30 tuntia viikossa videopelaavien sekä muiden vastaajien välillä efektikoon 95 prosentin luottamusväli ei ylitä  $g = 0.67$  ( $p < 0.05$ ) työstä palautumisen suhteen. Lisäksi suoritamme lineaarisen regressioanalyysin vastaajien pelimäärien ja työstä palautumisen kesken eksploratiivisesti ja tutkimme, heikentääkö lisääntynyt pelimäärä työstä palautumista. Jos yhteys löytyy, tutkimme tarkemmin, mikä pelimäärä on työstä palautumisen kannalta ongelmallinen.

Ongelmapelaamisen yleisyys lasketaan lisäksi seuraavassa mainittujen mukaisesti, ja niille raportoidaan luottamusväli.

GAS7. Perustuen aiempaan tutkimukseen (Festl, Scharnow & Quandt, 2014), joka raportoi ikävuodet 14–90

kattavan edustavan ( $N = 4382$ ) otoksen ongelmapelaamisen yleisyyden raja-arvolla 7/7 olevan 0.2 prosenttia [CI 95 % 0.1, 0.3] ja raja-arvolla 4/7 olevan 3.6 prosenttia [CI 95 % 3.1, 4.3], oletamme löytävämme luottamusvälien mukaiset yleisyydet.

IGDT-10. Mainitussa tutkimuksessa (Festl ym., 2014) alle 18-vuotiaiden keskuudessa ongelmapelaamisen yleisyys oli 4/7 raja-arvolla 7.6 prosenttia [95 % 5.6, 10.1], mikä on noin kaksinkertainen määrä suhteessa IGDT-10-instrumentilla mitattuun alle 18-vuotiaiden taiwanilaisten ongelmapelaamiseen (3.1 %). Oletamme tämän mukaan, että ongelmapelaamisen yleisyys IGDT-10:n mukaan tulee olemaan noin puolet GAS7:n yleisyydestä (1.5–2.2 %).

GDT. Hiljattain Montag ja kollegat (2019) mittasivat APA:n ja WHO:n kriteerien mukaisten ongelmapelaamisen yleisyyksien suhteen, ja löysivät APA-pohjaisten mittarien tuottavan noin 50 prosenttia suurempia lukuja ongelmapelaamisen yleisyydestä. Koska IGDT-10 seuraa APA:n kriteereitä ja GDT WHO:n kriteereitä, oletamme, että ongelmapelaamisen yleisyys GDT:n mukaan tulee olemaan noin puolet IGDT-10:n yleisyydestä (0.7–1.1 %).

THL1. Aiempi tutkimus (Karhulahti & Koskimaa, 2019) löysi Suomen edustavasta väestöstä 0.6 prosentin (15–74 v,  $N = 4511$ ) raportoivan videopelaamiseen liittyviä ongelmia usein tai jatkuvasti. Koska videopelaajien keski-ikä on Suomessa tällä hetkellä 38.9 vuotta (Kinnunen, Taskinen & Mäyrä, 2020), oletamme THL1:n yleisyyden olevan työväestössä samalla tasolla kuin GDT (0.5–1.1 %).

## Tulokset

Koko väestössä ( $N = 8217$ ) sekä työväestössä ( $n = 3921$ ) ongelmallisesti videopelejä pelaavien ("ongelmapelaajat") yleisyys on kuvattu neljän mittarin mukaan Taulukossa 1.

### TAULUKKO 1

H1. Kaikkien työväestöön kuuluvien vastaajien ( $n = 3921$ ) keskimääräinen itsearvioitu työkyky oli 7.59 (95 % CI = 7.55–7.67,  $KH = 1.89$ ), joka on alhaisempi kuin aiemmin raportoitu (von Bonsdorff ym., 2012; Gould ym., 2008).

Laskimme seuraavaksi yksisuuntaisen varianssianalyysin (ANOVA) jokaisen ongelmapelaamismittarin (GAS7, IGDT-10, GDT, THL1) sekä muiden vastaajien osalta itsearvioitun työkyvyn (WAI) suhteen. Otimme huomioon Bonferronin korjauksen, jonka perusteella tilastollisesti merkitsevän eron raja-arvoksi määrittyi  $p < 0.0125$ . Laskimme varianssianalyysien lisäksi  $t$ -testit Welchin korjauksella edellä mainittujen ryhmien välille, koska korjaus tuottaa tarkemman tuloksen vertailtaessa keskenään erikokoisia ryhmiä (Delacre, Lakens, Leys, 2017). Aiemman tutkimuksen perusteella määritimme hypoteesin tueksi, mikäli efektikoko  $g = 0.67$  (Ballou & Zendle, 2022) ylittyy vähintään kahden ongelmapelaajajoukon ja muiden vastaajien työkykyvertailun välillä.

Yksisuuntainen varianssianalyysi GDT-ongelmapelaajien ja muiden vastaajien itsearvioitun työkyvyn suhteen ei ollut tilastollisesti merkitsevä ( $F(1, 3919) = 4.86, p = 0.0276$ ). Myöskään  $t$ -testi Welchin korjauksella ei ollut tilastollisesti merkitsevä ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0849$ ), eikä tämän ryhmän suhteen näin ollen laskettu efektikokoa itsearvioitun työkyvyn osalta.

Kolmen muun mittarin mukaan määritettyjen ongelmapelaajaryhmien ja muiden vastaajien välillä oli merkitsevä ero  $p < 0.0125$  varianssianalyysillä mitattuna. IGDT-10-mittarin mukaan ongelmapelaajiksi määrittyneiden ja muiden vastaajien ( $F(1, 3919) = 13.36, p = 0.0003$ ) itsearvioitun työkyvyn välinen efekti oli  $g = 0.54$  (CI: 0.226–0.841), tilastollinen voima = 0.4841, mikä ei ylittänyt hypoteesin tukemiselle asetettua raja-arvoa  $g > 0.67$ . Myöskään  $t$ -testi Welchin korjauksella ei ollut tilastollisesti merkitsevä tämän ryhmän työkykyvertailun osalta ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0144$ ).

GAS7-instrumenttiin perustuva työkykyvertailu oli tilastollisesti merkitsevä sekä ANOVAn mukaan ( $F(1, 3919) = 101.61, p < 0.0001$ ) että Welchin  $t$ -testin mukaan ( $\Pr(|T| > |t|) < 0.0001$ ). Efekti GAS7-ongelmapelaajien ja muiden vastaajien itsearvioitun työkyvyn välillä oli  $g = 0.61$  (CI: 0.483–0.739), tilastollinen voima = 1.0000, joka jäi hieman alle raja-arvoksi asetetun efektikoon  $> 0.67$ . Myös THL1-mittarin osalta tilastollisesti merkitsevä ero löytyi sekä ANOVAn ( $F(1, 3919) = 11.6, p = 0.0007$ ) että Welchin  $t$ -testin mukaan ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0115$ ). Efektikoko tämän mittarin osalta ongelmapelaajien ja muiden vastaajien välillä oli  $g = 0.39$  (CI: 0.290–0.480), tilastollinen voima = 1.0000.

Ensimmäisen hypoteesin tarkastelun tuloksena voidaan todeta, että asetettu efekti  $g = 0.67$  ei ylittänyt yhdenkään ryhmän osalta. Tällä perusteella  $H_1$  ei saanut tukea tutkimuksesta. Kuitenkin sekä IGDT-10- että GAS7-ongelmapelaajien efektien tarkastelussa 95 prosentin luottamusväli sisälsi asetetun efektin  $g > 0.67$ , minkä perusteella  $H_1$  voitaisiin määrittellä ratkaisemattomaksi. Tässä kuitenkin tulee huomioida myös, että  $t$ -testi Welchin korjauksella ei ollut tilastollisesti merkitsevä IGDT-10-ongelmapelaajien osalta. Näin ollen  $H_0$  olisi myös perusteltua todeta tuetuksi.

$H_2$ . Työväestön ( $n = 3921$ ) joukossa oli 99 vastaajaa (2.5 %), jotka raportoivat pelaavansa videopelejä yli 30 tuntia viikossa. Yli 30 tuntia viikossa pelanneiden itsearvioitu työkyky oli 6.939 (CI 95 % 6.49–7.39), keskihajonta 2.258, ja muiden työssäkäyvien itsearvioitu työkyky oli 7.611 (CI 7.55–7.67), keskihajonta 1.873. Yksisuuntainen varianssianalyysi osoitti eron olevan tilastollisesti merkitsevä ( $F(1, 3919) = 12.26, p = 0.0005$ ), ja tilastollinen ero löytyi myös Welchin  $t$ -testillä ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0041$ ). Näiden kahden ryhmän työkyvyn välillä oli maltillinen efekti ( $g = 0.356$ , CI 95 % 0.15–0.56), tilastollinen voima = 0.6519), joka ei ylittänyt hypoteesin tukemiselle asettamaamme raja-arvoa  $g = 0.67$ . Myöskään 95 prosentin luottamusväli ei ylittänyt efektille asetettua rajaa  $g = 0.67$ , ja siten tulkitsemme  $H_0$ :n tuetuksi.

Jatkoimme pelaamiseen käytetyn ajan ja itsearvioitun työkyvyn välisen suhteen tarkastelua eksploratiivisesti järjestysasteikollisella logistisella regressiolla. Vakioimme regressiomallin iällä, iän neliöllä sekä sukupuolella. Raportoimme mallin tulokset Taulukossa 2. Peliajan ja työkyvyn välillä todettiin olevan negatiivinen yhteys, jossa korkeampi peliaika ennusti heikompaa työkykyä.

## TAULUKKO 2

Tutkimme seuraavaksi eksploraatiivisesti, vaikuttiko erittäin korkea pelimäärä itsearvioituun työkykyyn (efektikoko  $g > 0.67$ ). Tätä tarkoitusta varten määritimme kaksi pelaajaryhmää: ryhmä A:n, jonka vastaajat pelasivat viikoittain vähintään 40 tuntia eli normaalin työajan verran ( $n = 60$ ), sekä ryhmä B:n, joka koostettiin pelaajan mukaan ylimmästä senttielistä ( $n = 41$ , keskimääräinen viikoittainen peliaika 65.3 h). Ryhmä A:n ja muiden vastaajien välillä oli työkyvyn osalta tilastollisesti merkitsevä ero sekä ANOVAn ( $F(1, 3919) = 9.50, p = 0.0021$ ) että Welchin  $t$ -testin suhteen ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0157$ ). Efektikoko näiden kahden ryhmän välillä oli  $g = 0.40$  (CI: 0.13–0.66), tilastollinen voima = 0.6862. Ryhmä B:n ja muiden vastaajien välillä oli niin ikään tilastollisesti merkitsevä ero sekä ANOVAn ( $F(1, 3919) = 7.72, p = 0.0055$ ) että Welchin  $t$ -testin suhteen ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0256$ ). Efektikoko näiden ryhmien työkyvyn osalta oli  $g = 0.436$  (CI: 0.11–0.76), tilastollinen voima = 0.6179.

Kummankaan eniten pelaavan ryhmän ja muiden vastaajien osalta asetettu  $g > 0.67$  ei toteutunut, vaikka ryhmä B:n kohdalla luottamusväli ylittikin efektikoolle asetetun raja-arvon. Ottaen huomioon, että ryhmä B:n vastaajat käyttivät keskimäärin pelaamiseen yli yhdeksän tuntia päivässä, voidaan todeta, että aineistomme ei tue hypoteesia, jonka mukaan ajallisesti runsas pelaaminen vaikuttaa merkittäväällä työkykyä alentavalla tavalla työssäkäyvän väestön hyvinvointiin.

H3a. Yksisuuntainen varianssianalyysi ja  $t$ -testi Welchin korjauksella GDT-ongelmapelaajien ja muiden vastaajien välillä työstä palautumisen suhteen osoitti, että näiden ryhmien välillä ei ollut tilastollisesti merkitsevää eroa (ANOVA:  $F(1, 3919) = 1.47, p = 0.2256$  ja  $t$ -testi:  $\Pr(|T| > |t|) = 0.2517$ ), eikä tälle vertailulle siten laskettu efektiä. Sama tilanne toistui IGDT-10-ongelmapelaajien (ANOVA:  $F(1, 3919) = 5.89, p = 0.0152$  ja  $t$ -testi  $\Pr(|T| > |t|) = 0.0264$ ) sekä THL1-ongelmapelaajien (ANOVA:  $F(1, 3919) = 1.38, p = 0.2399$  ja  $t$ -testi  $\Pr(|T| > |t|) = 0.2354$ ) ja muiden työssäkäyvien työstä palautumisen vertailun osalta, kun merkitsevän eron  $p$ -arvon rajaksi oli asetettu 0.0125. GAS7-ongelmapelaajien ja muiden työssäkäyvien työstä palautumisen välillä oli merkitsevä ero ( $F(1, 3919) = 37.35, p < 0.0001$ ). GAS7-ongelmapelaajien ja muiden vastaajien välillä oli merkitsevä ero myös Welchin  $t$ -testin mukaan ( $\Pr(|T| > |t|) = 0.0000$ ), ja tälle erolle laskettu efekti oli  $g = 0.371$  (CI 95 % 0.25–0.49), tilastollinen voima = .999. Asetimme hypoteesin H3a tuetuksi tulemisen rajaksi sen, että efekti  $g > 0.67$  toteutuisi vähintään kahden ongelmapelaajajoukon ja muiden työssäkäyvien vastaajien välillä. Raja-arvoksi asetettu  $g > 0.67$  ei ylittynyt yhdenkään ryhmävertailun kohdalla 95 prosentin luottamusvälin osalta, ja vain GAS7-ongelmapelaajien ja muiden vastaajien välillä oli tilastollisesti merkitsevä ero. Näin ollen tulkitsemme nollahypoteesin tuetuksi H3a:n osalta.

H3b. Tämän hypoteesin osalta tarkastelimme pelaamisen määrän yhteyttä työstä palautumiseen käyttämällä lähtökohtana aiemmin määriteltyä yli 30 tuntia viikossa pelaamiseen käyttäneiden ryhmää. Tämän ryhmän ja muiden työssäkäyvien osalta työstä palautumisessa ei ollut tilastollisesti merkitsevää eroa ANOVA-testin perusteella ( $F(1, 3919) = 0.47, p = 0.4921$ ). Kuten H2:n kohdalla, tarkastelimme lisäksi eksploraatiivisesti järjestysasteikollisella logistisella regressiolla, oliko pelaamiseen käytetty aika yhteydessä huonompaan työstä palautumiseen. Regressiomallista on raportoitu Taulukossa 3.

### TAULUKKO 3

Videopelien pelaamiseen käytetyn ajan ja työstä palautumisen välillä ei ollut tilastollisesti merkitsevää eroa asetetulla  $p$ -arvon rajalla  $p < 0.05$ . Näin ollen tulkitsemme hypoteesin H3b tuetuksi.

Noin yhdeksän kuukautta aiemmin pilottikyselyyn (kevät 2021) vastanneista 1 000 vastaajasta yhteensä 492 (49.2 %) vastasi myös 8 217 vastaajan isoon kyselyyn (kevät 2022). Vertasimme pilottiaineistoa (T1) ja uutta aineistoa (T2) ja raportoimme Taulukossa 4 näiden vastaajien osalta ongelmapelaamisryhmiin kuulumisen stabiiliteetin noin yhdeksän kuukauden aikavälillä.

### TAULUKKO 4

GDT-ongelmapelaajia oli 492:n osa-aineistossa sekä T1- että T2-asetelmissa yksi, mutta tämä vastaaja ei ollut sama henkilö. IGDT-10-mittarin osalta ongelmapelaajia oli T1-aineistossa neljä henkilöä ja T2-aineistossa kaksi henkilöä, mutta kyseessä olivat tälläkin kertaa eri henkilöt. GAS7-ongelmapelaajia oli T1-aineistossa 29 henkilöä, ja 17 näistä henkilöistä määrittyi GAS7-ongelmapelaajiksi myös T2-aineiston analyysissä. T1-aineistossa oli lisäksi 12 henkilöä ja T2-aineistossa 22 henkilöä, jotka eivät määrittyneet ongelmapelaajiksi kuin vain toisessa kyselyaineistossa. THL1-mittarin mukaan ongelmapelaajia oli T1-kyselyssä kymmenen henkilöä ja T2-kyselyssä yhdeksän henkilöä. Näistä vastaajista yhteensä kolme henkilöä täytti THL1-kriteerin molemmissa kyselyissä. Taulukossa 4 raportoitujen tulosten perusteella ongelmapelaamismittarit eivät tuottaneet ajallisessa tarkastelussa kovin pysyviä tuloksia.

## Pohdinta

Tutkimuksemme päämääränä oli selvittää ongelmapelaamisen ja poikkeuksellisen suurten videopelaamisen määrien yhteyttä työkykyyn sekä työstä palautumiseen. Parhaan tietomme mukaan keräämämme data on laajin tähän saakka Suomessa kerätty edustava videopelaamiseen keskittyvä kyselyaineisto. Lisäksi mittasimme ongelmallisen videopelaamisen yleisyyttä neljällä erillisellä validoidulla mittarilla. Pienintä peliongelmiin yleisyys oli GDT-mittarin mukaan (0.4 % työväestöstä) ja korkeinta GAS7-mittarin mukaan (7.5 % työväestöstä). Jos nämä luvut suhteutetaan Suomen koko työväestöön (n. 3.4 M), tarkoittaa se noin 13 600–255 000 työssäkäyvän suomalaisen täyttävän ongelmapelaamisen kriteerit. Koska ero 13 600:n ja 255 000:n välillä on suhteellisen suuri, on ilmeistä, että tutkijoiden tulee suhtautua skeptisesti validoitujen kyselymittarien tuottamiin esiintyvyytlukuihin. On todennäköistä, että videopelaaminen on joillain työssäkäyvillä suomalaisilla yhteydessä terveysongelmiin, mutta tarkemman arvion rakentaminen tulevaisuudessa edellyttää uusien, kliinisesti, tilastoanalyttisesti sekä kulttuurisesti validoitujen mittarien kehittämistä.

Oletimme (H1), että ongelmapelaajien työkyky olisi huomattavasti heikompi kuin muulla väestöllä, mutta hypoteesi ei saanut tämän aineiston kohdalla tukea. Toisaalta sekä GAS7- että THL1-mittarin avulla

onnistuttiin löytämään merkitsevä ero, ja vaikka efektikoot näissä tapauksissa jäivät alle aiemman tutkimuksen mukaisen rajan ( $g > 0.67$ ), GAS7:n mukaisen efektin luottamusväli (0.48, 0.74) ylitti rajan. Tämä tulos antaa viitteitä siitä, että ongelmapelaamisen ja työkyvyn välillä voi olla merkittävä yhteys, mutta tarvitaan lisää tutkimusta ja ikäryhmittäistä tarkastelua. Tulokset olivat vastaavanlaisia vertailtaessa pelkästään suuria pelimääriä työkykyyn (H2): paljon pelaavien vastaajien työkyky oli heikompi kuin muussa väestössä, mutta niin vähän, että tulokset tukivat nollahypoteesia.

Vaikuttaa ilmeiseltä, että ainakin osa ongelmapelaamisen mittareista sekä korkeista pelimääristä on yhteydessä huonompaan itsearvioituun työkykyyn, mutta tavanomaisten kausaliitteitä koskevien huomioiden lisäksi nousee relevantiksi kysyä, kuinka suuri ero on merkityksellinen työkyvyn muutoksen kannalta. Määritimme tässä tutkimuksessa merkityksellisen efektikoon ( $g > 0.67$ ) aiemman henkistä terveyttä kartoittaneen kirjallisuuden perusteella (Ballou & Zendle, 2022), mutta työkyvyn osalta vastaavaa kirjallisuutta ei vielä ole. Tulosten tulkintaa vaikeuttaa myös se, että koko aineistomme keskimääräinen työkyky oli alhaisempi kuin aiemmassa tutkimuksessa, mikä vaikuttaa ryhmien välisen työkyvyn vertailuun. Luotettavien johtopäätösten tekeminen tulevaisuudessa edellyttää jatkotutkimusta, joka pureutuu työkyvyn tasoerojen konkreettiseen ymmärtämiseen, esimerkiksi hyödyntäen Delfi-metodia asiantuntijapaneelien kanssa.

Työstä palautumisen osalta oletimme (H3a), että ongelmapelaajien työstä palautuminen on huonompaa kuin muussa väestössä, mutta (H3b) pelkästään suuret pelimäärät eivät liity heikompaan työstä palautumiseen. Ainoastaan GAS7-mittarilla tunnistetulle ryhmälle löydettiin merkitsevä negatiivinen ero, mutta efekti jäi jälleen pieneksi ( $g = 0.37$ ) ja nollahypoteesi sai tukea. Suurilla pelimäärillä ei ollut odotustemme mukaisesti yhteyttä työstä palautumiseen.

Tulokset nostavat kaksi lisäseikkaa pohdittavaksi. Ensiksi, vaikka ryhmien väliset keskimääräiset erot eivät ole suuria, tämä ei vielä kerro yksittäisten henkilöiden välisistä eroista. Hyvinvoinnin psykologiassa on hiljattain noussut keskusteluun tilastollisten efektien heterogeenisuus (*effect heterogeneity*) eli se, miten erot jakaantuvat (ei pelkästään ryhmien välillä vaan myös) ryhmien sisällä (esim. Johannes, Masur, Vuorre & Przybylski, 2021). Tämä on tärkeää ottaa huomioon jatkotutkimuksessa. Toiseksi, on huomionarvoista, että neljän eri ongelmapelimitarin tuottamat tulokset erosivat esiintyvyyden suhteen huomattavasti toisistaan. Tulevassa tutkimuksessa, jossa ongelmallista videopelaamista mitataan kyselytutkimuksen keinoin, on tärkeää palata mittarien validiteetin ääreen ja varmistaa, että mittarit mittaavat tehokkaasti haluttua ilmiötä (Davidson, Shaw & Ellis, 2022; Karhulahti, ym. 2022).

Pitkittäinen asetelma mahdollisti lisäksi ongelmapelaamisen stabiliteetin mittaamisen 492 työväestön edustajan osalta noin yhdeksän kuukauden aikavälillä (2021 ja 2022). Mikään mittari ei tuottanut kovin pysyviä tuloksia (Taulukko 4). Tämä voi tarkoittaa, että ongelmapelaaminen on syklinen ilmiö, joka syttyy ja sammuu kuukausien mittaisina intervalleina. Vaihtoehtoisesti voi myös olla, että vaihtelevat tulokset heijastavat mittarien tai vastaajien epäluotettavuutta. Tulevassa tutkimuksessa näitä vaihtoehtoja tulisi vertailla tutkimusasetelmissa, jotka suunnitellaan nimenomaan tätä tarkoitusta varten. Esimerkiksi



yhdistämällä laadullisia metodeja sekä muiden terveyden ongelmien mittareita pitkittäiseen asetelmaan voisi tuottaa tietoja, joiden valossa väärin tulkintojen falsifiointi on tulevaisuudessa mahdollista.

## Tutkimuksen heikkoudet ja vahvuudet

Tämän kyselytutkimuksen vahvuutena oli kansallinen kattavuus: kohortissa oli mukana koko työikäinen väestö. Ongelmapelaamista selvitettiin neljällä itsenäisellä mittarilla. Tämä tiedonkeruuasetelma tarjosi mahdollisuuden vertailla erilaisten ongelmapelimitarien esiintyvyyden eroja. On kuitenkin todettava, että poikkileikkausasetelma ei mahdollista kausaaliyhteyksien tutkimusta ja käänteiskausaalisuus on myös syytä ottaa huomioon. Emme siis voi sulkea pois mahdollisuutta, että alentunut työkyky olisi vaikuttanut ongelmapelaamiseen ja mahdollistanut pitkät viikoittaiset peliajat. Arvioimme työkykyä (Ilmarinen, 2007) ja työstä palautumista (Kinnunen & Mauno, 2009) käyttäen luotettavia kansallisia mittareita. Tutkimuksen tuloksia tulkittaessa on syytä muistaa, että aineiston pilottiosa kerättiin keväällä 2021 ja varsinainen iso kyselyaineisto keväällä 2022, jolloin COVID-19-pandemiaan liittyviä rajoitteita ja vaikutuksia on vaikea määrittää. Lisäksi sota Venäjän ja Ukrainan välillä oli juuri alkanut, kun suuri kyselyaineisto kerättiin, ja se on saattanut jossain määrin vaikuttaa saatuihin kyselyn vastauksiin.

## Yhteenveto

Tämä tutkimus tarjoaa toistaiseksi laajimman tieteellisen katsauksen suomalaisen työväestön videopelaamiseen ja sen terveyden psykologiaan. Edustavan kyselyaineiston ( $n = 3921$ ) ja neljän itsenäisen ongelmapelimitarin perusteella 0.4–7.5 prosenttia Suomen työväestöstä täyttää ongelmallisen videopelaamisen kriteerit. Niiden vastaajien osalta, jotka täyttivät kyseiset kriteerit, pitkittäinen yhdeksän kuukauden mittainen jatkotutkimus osoitti ongelmien stabiliteetin olevan 0–59 prosentin luokkaa mittarista riippuen. Mittarien väliset valtavat erot sekä yleisyydessä että stabiliteetissa viittaavat siihen, että jatkotutkimuksen keskiössä tulisi olla uusien, luotettavien mittarien huolellinen kehittäminen sekä validointi. Testasimme kolme rekisteröityä hypoteesia koskien ongelmapelaamisen ja poikkeuksellisen suuren videopelaamiseen käytetyn ajan yhteyttä itsearvioituun työkykyyn sekä työstä palautumiseen. Ongelmapelaamisen ja alhaisen työkyvyn sekä työstä palautumisen välille löytyi useimmissa vertailuissa yhteys, mutta erot olivat niin pieniä, että tulokset tukivat nollahypoteesia. Poikkeuksellisen suurten peliaikamäärien ja alhaisen työkyvyn välille löydettiin vastaavasti heikko yhteys, mutta työstä palautuminen oli paljon pelaavilla samalla tasolla kuin muillakin. Näiden tulosten osalta voidaan todeta, että aktiivinen ja ongelmallinen videopelaaminen eivät näytä akuutilta, yhteiskunnallisesti merkittävältä riskiltä työkyvyn ja työstä palautumisen suhteen, mutta tulevan tutkimuksen olisi tärkeää pyrkiä paremmin ymmärtämään

alentuneen työkyvyn ja työstä palautumisen pitkittäisiä vaikutuksia. Jos esimerkiksi pienelle työkyvyn alentumiselle kyetään tulevaisuudessa osoittamaan huomattavia pitkän aikavälin seurauksia, tulee etenkin suurten peliaikamäärien ja työkyvyn kausaliteettia tutkia huolellisesti lisää.

Artikkeli on saatu toimitukseen 22.3.2021 ja hyväksytty julkaistavaksi 2.2.2023.

## Kiitokset

Tutkimus suoritettiin Työsuojelurahaston rahoittaman hankkeen (200349) sekä Suomen Akatemian rahoittaman huippututkimusyksikön (312397) avulla. Viimeisten korjausten aikana osa tutkijoista sai rahoitusta myös Euroopan tutkimusneuvostolta (ERC) Horizon Europe -ohjelman alla (101042052).

## Viitteet

<sup>1</sup>Ongelmallista videopelaamista ei tule sekoittaa rahapelaamiseen. Rahapelaamista on tutkittu verrattain paljon myös Suomessa, ja sillä on ollut oma luokituksensa jo aiemmissa DSM- sekä ICD-manuaaleissa. Videopelaaminen ja rahapelaaminen ovat joissain tapauksissa lähentyneet toisiaan. Videopeleihin voidaan sisällyttää virtuaalisia hyödykkeitä, joiden arvo määräytyy arpomalla ja joista voidaan käydä kauppaa oikealla rahalla. Kilpapelamisesta myös lyödään vetoa samaan tapaan kuin perinteisistä urheilutapahtumista. Aiheesta tarkemmin Macey (2021).

<sup>2</sup>GAS7 sisältää seitsemän kysymystä, joihin vastataan asteikolla 1–5. Jokainen 3–5 vastaus lasketaan pisteeksi kokonaispistemäärään, joka on näin ollen 0–7. Yleisin tutkijoiden suosima ongelmapelaamisen raja-arvo on 4/7, mutta myös 3/7 ja 7/7 on käytetty. Yksikään vastaaja Männikön ja kollegoiden (2015) tutkimuksessa ei täyttänyt raja-arvoa 7/7.

## Lähteet

Aarseth, E., Bean, A. M., Boonen, H., Colder Carras, M., Coulson, M., Das, D., ... & Haagsma, M. C. (2017). Scholars' open debate paper on the World Health Organization ICD-11 Gaming Disorder proposal. *Journal of Behavioral Addictions*, 6(3), 267–270.

Aguiar, M., Bills, M., Charles, K. K. & Hurst, E. (2017). *Leisure luxuries and the labor supply of young men*. No. w23552. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

Andersen, L., Izquierdo, M. & Sundstrup, E. (2017). Overweight and obesity are progressively associated

- with lower work ability in the general working population: Cross-sectional study among 10,000 adults. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 90, 778–787.
- Armstrong, R. A. (2014). When to use the Bonferroni correction. *Ophthalmic and Physiological Optics*, 34(5), 502–508.
- Ballou, N. & Zendle, D. (2022). “Clinically significant distress” in Internet Gaming Disorder: An individual participant meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 129, 107140.
- van den Berg, T., Elders, L., de Zwart, B. & Burdorf, A. (2009). The effects of work-related and individual factors on the Work Ability Index: A systematic review. *Occupational and Environmental Medicine*, 66, 211–220.
- von Bonsdorff, M. B., Seitsamo, J., Ilmarinen, J., von Bonsdorff, M. E. & Rantanen, T. (2012). Work ability as a determinant of old age disability severity: Evidence from the 28-year Finnish longitudinal study on municipal employees. *Aging Clinical and Experimental Research*, 24, 354–360.  
doi:10.1093/occmed/kqh005.
- von Bonsdorff, M. E., Zhou, L., Wang, M., Vanhala, S., von Bonsdorff, M. B. & Rantanen, T. (2018). Employee age and company performance: An integrated model of aging and human resource management practices. *Journal of Management*, 88(8), 3124–3150.
- Brus, A. (2013). A young people’s perspective on computer game addiction. *Addiction Research & Theory*, 21(5), 365–375.
- Chen, L., Hannon, P., Laing, S., Kohn, M., Clark, K., Pritchard, S. & Harris, J. (2015). Perceived workplace health support is associated with employee productivity. *American Journal of Health Promotion*, 29(3), 139–146.
- Choi, Y. (2020). Corporate psychopathy and internet video game addiction in the workplace. *International Journal of Gaming and Computer-Mediated Simulations*, 12(3), 18–36.
- Colder Carras, M., Shi, J., Hard, G. & Saldanha, I. J. (2020). Evaluating the quality of evidence for gaming disorder: A summary of systematic reviews of associations between gaming disorder and depression or anxiety. *PLoS One*, 15(10), e0240032.
- Collins, E. & Cox, A. L. (2014). Switch on to games: Can digital games aid post-work recovery? *International Journal of Human-Computer Studies*, 72(8–9), 654–662.
- Collins, E., Cox, A., Wilcock, C. & Sethu-Jones, G. (2019). Digital games and mindfulness apps: Comparison of effects on post work recovery. *JMIR Mental Health*, 6(7), e12853.
- Davidson, B. I., Shaw, H. & Ellis, D. A. (2022). Fuzzy constructs in technology usage scales. *Computers in Human Behavior*, 133, 107206.
- Delacre, M., Lakens, D., & Leys, C. (2017). Why psychologists should by default use Welch’s *t*-test instead of student’s *t*-test. *International Review of Social Psychology*, 30(1), Article 92-101.

- Festl, R., Scharnow, M. & Quandt, T. (2014). Problematic computer game use among adolescents, younger and older adults. *Addiction*, *108*, 592–599.
- Gould, R., Ilmarinen, J., Järvisalo, J. & Koskinen, S. (2008). *Dimensions of work ability: Results of the Health 2000 Survey*. Helsinki: ETK.
- Hatterer, L. J. (1982). The addictive process. *Psychiatric Quarterly*, *54*(3), 149–156.
- Hommadova Lu, A. & Carradini, S. (2020). Work–game balance: Work interference, social capital, and tactical play in a mobile massively multiplayer online real-time strategy game. *New Media & Society*, *22*(12), 2257–2280.
- Ilmarinen, J. (2007). The work ability index (WAI). *Occupational Medicine*, *57*(2), 160.
- Ilmarinen, J. (2009). Work ability – A comprehensive concept for occupational health research and prevention. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, *35*(1), 1–5.
- Jeong, E. J., Ferguson, C. J. & Lee, S. J. (2019). Pathological gaming in young adolescents: A longitudinal study focused on academic stress and self-control in South Korea. *Journal of Youth and Adolescence*, *48*(12), 2333–2342.
- Johannes, N., Masur, P. K., Vuorre, M. & Przybylski, A. K. (2021). How should we investigate variation in the relation between social media and well-being? PsyArXiv. Haettu osoitteesta <https://psyarxiv.com/xahbg>.
- Kanerva, N., Pietilainen, O., Lallukka, T. & Rahkonen, O. (2017). Unhealthy lifestyle and sleep problems as risk factors for increased direct employers’ cost of short-term sickness absence. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, *44*(2), 192–201.
- Kardefelt-Winther, D. (2017). Conceptualizing internet use disorders: Addiction or coping process? *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, *71*(7), 459–466.
- Karhulahti, V. M. (2020). *Esport play: Anticipation, attachment, and addiction in psycholudic development*. New York, NY: Bloomsbury Academic.
- Karhulahti, V. M. & Koskimaa, R. (2019). On the prevalence of addicted or problematic gaming in Finland. *Addictive Behaviors Reports*, *10*, 100225.
- Karhulahti, V., Martončík, M. & Adamkovic, M. (2021). Measuring internet gaming disorder and gaming disorder: Qualitative content validity analysis of validated scales. *Assessment*, *30*(2). doi:10.1177/10731911211055435.
- Karhulahti, V. M., Vahlo, J., Martončík, M., Munukka, M., Koskimaa, R., & von Bonsdorff, M. (2022). Ontological diversity in gaming disorder measurement: a nationally representative registered report. *Addiction Research & Theory*. doi: [10.1080/16066359.2022.2115033](https://doi.org/10.1080/16066359.2022.2115033)
- Kessler, R. C., Aguilar-Gaxiola, S., Alonso, J., Chatterji, S., Lee, S., Ormel, J., ... & Wang, P. S. (2009). The global burden of mental disorders: An update from the WHO World Mental Health (WMH) surveys. *Epidemiologia e psichiatria sociale*, *18*(1), 23.

- King, D. L., Chamberlain, S. R., Carragher, N., Billieux, J., Stein, D., Mueller, K., ... & Delfabbro, P. H. (2020). Screening and assessment tools for gaming disorder: A comprehensive systematic review. *Clinical Psychology Review, 77*, 101831. doi:10.1016/j.cpr.2020.101831.
- Kinnunen, U. & Mauno, S. (2009) (toim.). *Irtiottoja työstä. Työkuormituksesta palautumisen psykologia*. Tampere: Yliopistopaino.
- Kinnunen, J., Taskinen, K. & Mäyrä, F. (2020). *Pelaajabarometri 2020*. Tampereen yliopisto.
- Király, O., Slezka, P., Pontes, H. M., Urbán, R., Griffiths, M. D. & Demetrovics, Z. (2017). Validation of the Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) and evaluation of the nine DSM-5 internet gaming disorder criteria. *Addictive Behaviors, 64*, 253–260.
- Kivimäki, M., Leino-Arjas, P., Kaila-Kangas, L., Luukkonen, R., Vahtera, J., Elovainio, M., ... & Kirjonen, J. (2006). Is incomplete recovery from work a risk marker of cardiovascular death? Prospective evidence from industrial employees. *Psychosomatic Medicine, 68*(3), 402–407.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M. & Peter, J. (2009). Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology, 12*(1), 77–95.
- Macey, J. (2021). *A whole new ball game: The growing prevalence of video game-related gambling*. Väitöskirja. Tampereen yliopisto. Haettu osoitteesta <https://urn.fi/URN:ISBN:978-952-03-2191-8>.
- Mauno, S., Hirvonen, R., & Kiuru, N. (2018). Children's life satisfaction: The roles of mothers' work engagement and recovery from work. *Journal of Happiness Studies, 19*(5), 1373–1393.
- Meriläinen, M. (2020). *Kohti pelisivistystä*. Helsingin yliopisto.
- Montag, C., Schivinski, B., Sariyska, R., Kannen, C., Demetrovics, Z. & Pontes, H. M. (2019). Psychopathological symptoms and gaming motives in disordered gaming – A psychometric comparison between the WHO and APA diagnostic frameworks. *Journal of Clinical Medicine, 8*(10), 1691. doi:10.3390/jcm8101691.
- Männikkö, N., Billieux, J. & Kääriäinen, M. (2015). Problematic digital gaming behavior and its relation to the psychological, social and physical health of Finnish adolescents and young adults. *Journal of Behavioral Addictions, 4*(4), 281–288.
- Männikkö, N., Demetrovics, Z., Ruotsalainen, H., Myllymäki, L., Miettunen, J. & Kääriäinen, M. (2020). Psychometric properties of the Problematic Gaming Questionnaire used to assess Finnish adolescents. *International Journal of Mental Health and Addiction, 18*(1), 103–111.
- Männikkö, N., Ruotsalainen, H., Tolvanen, A. & Kääriäinen, M. (2020). Problematic gaming is associated with some health-related behaviors among Finnish vocational school students. *International Journal of Mental Health and Addiction, 18*(4), 993–1007.
- Nygård, C. H., Eskelinen, L., Suvanto, S., Tuomi, K. & Ilmarinen, J. (1991). Associations between functional capacity and work ability among elderly municipal employees. *Scandinavian Journal of Work,*

*Environment & Health*, 17, 122–127.

Pontes, H. M., Schivinski, B., Sindermann, C., Li, M., Becker, B., Zhou, M. & Montag, C. (2019). Measurement and conceptualization of gaming disorder according to the World Health Organization framework: The development of the Gaming Disorder Test. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19, 508–528. doi:10.1007/s11469-019-00088-z.

Reinecke, L. (2009). Games at work: The recreational use of computer games during working hours. *CyberPsychology & Behavior*, 12(4), 461–465.

van Rooij, A. J., Ferguson, C. J., Colder Carras, M., Kardefelt-Winther, D., Shi, J., Aarseth, E., ... & Przybylski, A. K. (2018). A weak scientific basis for gaming disorder: Let us err on the side of caution. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(1), 1–9.

Salonen, A. & Raisamo, S. (2015). *Suomalaisten rahapelaaminen 2015: rahapelaaminen, rahapeliongelmat ja rahapelaamiseen liittyvät asenteet ja mielipiteet 15–74-vuotiailla*. Helsinki: THL.

Snodgrass, J. G., Bagwell, A., Patry, J. M., Dengah II, H. F., Smarr-Foster, C., Van Oostenburg, M. & Lacy, M. G. (2018). The partial truths of compensatory and poor-get-poorer internet use theories: More highly involved videogame players experience greater psychosocial benefits. *Computers in Human Behavior*, 78, 10–25.

Tao, R., Huang, X., Wang, J., Zhang, H., Zhang, Y. & Li, M. (2010). Proposed diagnostic criteria for internet addiction. *Addiction*, 105(3), 556–564.

Vahlo, J., Ollila, J. & Koponen, A. (2015). *Digitaalinen pelaaminen työhyvinvoinnin edistämiseksi*. Sarja A Tutkimusraportteja. Turku: Turun yliopiston kauppakorkeakoulu.

Young, K. S. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *Cyberpsychology & Behavior*, 1(3), 237–244.