

Homofilia, homologia ja kulttuurisen maun laajuus: miten sosiaaliset verkostot ovat yhteydessä makuun nyky-Suomessa?

Ossi Sirkka & Semi Purhonen



VERTAISARVIOITU
KOLLEGIALT GRANSKAD
PEER-REVIEWED
www.tsv.fi/tunnus

Abstrakti

Tarkastelemme kulttuurisosiologiaa ja verkostanalyysiä yhdistävässä artikkelissamme kulttuurimakua suomalaisessa sosiologiassa verraten vähälle huomiolle jääneen sosiaalisten verkostojen näkökulman avulla. Vastataksemme pääkysymykseemme, miten verkostot ovat yhteydessä makuun, on ensin selvittävä, kuinka suomalaisten verkostot jakautuvat sosiodemografisesti. Tätä koskien asetamme hypoteesin H1: mitä korkeampi sosioekonominen asema, sitä laajemmat ja heterogeenisemmät verkostot, tai – toisin sanoen – sitä heikommin statushomofilian periaatteen mukaisesti painottuneet verkostot. Verkostojen ja maun yhteyttä koskien asetamme kaksi hypoteesia. H2: Mitä laajemmat verkostot, sitä laajempi maku. H3: Mitä homogeenisemmät verkostot, sitä vahvempi vastaavuus sosiaalisen aseman ja kulttuurisen maun välillä. Käytämme positiogeneraattorimenetelmää, joka mittaa eri ammattiryhmien tuntemiseen perustuvia sosiaalisia verkostoja. Makua mittaamme musiikki- ja kirjagenreistä pitämisen avulla. Käytämme kahta vuonna 2018 kerättyä aineistoa, kansallisesti edustavaa elämäntyylikyselyä ja ammattien arvostusta koskevaa kyselyä. Rakenneyhtälömallinnukseen perustuva analyysimme vahvistaa kaksi ensimmäistä hypoteesia muttei kolmatta. Maun laajuuden selittäjänä sosiaalisilla verkostoilla on samaa suuruusluokkaa oleva selitysvaikutus kuin ammattiluokalla tai koulutuksella, mutta verkostot paremminkin kumuloivat kuin tasaavat kulttuurista eriarvoisuutta. Verkostot tulee siksi huomioida tutkittaessa elämäntyylien eriytymistä aina kuin mahdollista.

ASIASANAT: ammattiryhmät, homofilia, homologia, maku, positiogeneraattori, sosiaaliset verkostot

Johdanto

Sosiaaliset verkostot ovat jatkuvasti läsnä ihmisten arjessa. Viime vuosina sosiaalisen median korostunut merkitys ihmisten suhteiden välittäjänä on tuonut verkostot aiempaa näkyvämmiksi,

ja verkostosta on laajemminkin tullut keskeinen yhteiskunnallinen metafora (Eriksson 2015). Verkostoitumista ja suhteiden solmimista pidetään arkipuheessa tärkeänä esimerkiksi työnhaun kannalta, ja verkostojen hyödyllisyys onkin pystytty

vahvistamaan myös tutkimuksissa (Granovetter 1973; Trimble & Kmec 2011). Tästä näkökulmasta verkostot ovat resursseja, joiden kasvattamiseen kannattaa panostaa. Verkostoja voidaan hyödyntää esimerkiksi pääsemällä käsiksi verkostojen muiden jäsenten resursseihin, jotka eivät ole suoraan yksilön ulottuvilla mutta jotka ovat tavoitettavissa suhteiden kautta (Lin 2001, 6–7). Tästä seuraavat kysymykset siitä, millaiset verkostot sisältävät eniten resursseja ja kuinka verkoston määrällisten ja laadullisten ominaisuuksien suhde vaikuttaa näiden resurssien tavoitettavuuteen. Näkökulma verkostoista yksilötason resurssina tai sosiaalisena pääomana korostaa, että kuten mikä tahansa muukin niukka ja hyötyjä tuottava resurssi, verkostot jakautuvat yhteiskunnassa epätasaisesti (Bourdieu 1986; Lin 2001).

2000-luvulla sosiaalisista verkostoista on muodostunut yksi keskeisimmistä yhteiskuntatieteellisen tutkimuksen osa-alueista (Borgatti ym. 2009, 892). Yksi erityinen alue, jolla verkostonäkökulmaa on hyödynnetty, on maun tutkimus (Pachucki & Breiger 2010, 214–215). Pierre Bourdieun (1984) mukaan maulla on keskeinen rooli luokkarakenteen ja eriarvoisuuden uusintamisessa. Tämä näkökulma on innoittanut käsittelemään sekä maun muodostumisen alkuperää sosiaalisen rakenteen kannalta että maun vaikutuksia verkostoihin: kulttuurisen ja sosiaalisen pääoman vaihtoprosessin dynamiikkaa (Lewis & Kaufman 2018, 1684–1685). Verkostojen ja maun yhteyden kausaalisen suunnan on nähty olevan molemminpuolista. Verkostoissa olevien suhteiden kautta voidaan omaksua uusia tapoja kulluttaa kulttuuria, ja toisaalta jaetun maun kautta voidaan solmia uusia suhteita. Nämä mekanismit voivat johtaa sosiaalisen ja kulttuurisen pääoman kasautumiseen, mikä taas voi Bourdieun (1986, 252) mukaan johtaa myös taloudellisiin hyötyihin.

Verkostojen vaikutusta makuun ryhdyttiin tutkimaan jo 1980- ja 1990-luvuilla. Näissä tutkimuk-

sisia kulttuurinen kuluttaminen sekä maku on nähty verkostojen muodostamana ja määräämäänä (Lizardo 2006, 779). Paul DiMaggion (1987) mukaan ihmiset, joilla on laajimmat verkostot, kehittävät myös laajimman määrän makuja, sillä laajojen verkoston ylläpitämiseksi tarvitaan laajaa makua. Hänen mukaansa maku edustaa kommunikoinnin muotoa, joka on tärkeää kulttuurisen informaation vaihtamiseksi. (DiMaggio 1987, 444.) Bonnie H. Erickson (1996, 217–218) puolestaan argumentoi verkostojen olevan yksilölle vahvempi kulttuuristen resurssien lähde kuin luokka.

Vastakkaista näkemystä ovat tuoreemmissa tutkimuksissaan edustaneet esimerkiksi Omar Lizardo (2006) sekä Kevin Lewis ja Jason Kaufman (2018), joiden mukaan maun perusteella muodostetaan suhteita ja verkostoja. Lizardon mukaan yksilöiden erilaiset maut auttavat luomaan ja pitämään yllä erilaisia verkostoja. Populaarikulttuurin tuntemus johtaa paljon heikkoja suhteita sisältävään verkostoon ja korkeakulttuurin tuntemus tiiviimpään, vahvoja suhteita sisältävään verkostoon. (Lizardo 2006, 799–800.) Lewis ja Kaufman (2018, 1724–1725) puolestaan argumentoivat suhteiden muodostamisen olevan yksilöiden välillä sitä todennäköisempää, mitä useampia yhteisiä pitämisen ja ei-pitämisen kohteita heillä on.

Vaikka näkökannat kausaalisuuden suunnasta vaihtelevat, on verkostoilla sekä kulttuurisilla pitämällä, tietämyksellä ja asenteilla vahva yhteys. Sosiaaliset suhteet ovat kulttuurisesti muodostuneita, ja jaetut kulttuuriset merkitykset muotoilevat sosiaalista rakennetta (Pachucki & Breiger 2010, 219).

Tässä artikkelissa tarkastelemme aluksi yksilöiden verkostojen sosiodemografista jakautumista, mikä on välttämätön askel pystyäksemme tarkastelemaan artikkelin varsinaista kiinnostuksen kohdetta: sitä, miten verkostot ovat yhteydessä

yksilöiden makuun nykypäivän Suomessa. Pyrimme näin lisäämään ymmärrystä sosiaalisten verkostojen jakautumisen taustalla olevista mekanismeista sekä ennen kaikkea verkostojen yhteydestä makuun. Verkostojen ja maun yhteyden tematisoimme kansainvälisen aihetta käsittelevän keskustelunkin huomioiden uudella tavalla käyttäen verkostanalyysille tärkeää homofilian (McPherson ym. 2001) ja kulttuurisosiologialle tärkeää homologian (Bourdieu 1984) käsitettä sekä asettamalla kysymykseksi niiden keskinäisyyden.

Tutkimusaiheemme on yhteiskunnallisesti tärkeä, sillä sosiaalisen pääoman näkökulmasta verkostoihin sisältyy resursseja, jolloin yksilöiden välinen vaihtelu verkostojen koossa ja laadussa näyttäytyy myös eriarvoisuutena. Tämän rakenteellisen epätasa-arvoisuuden juurille päästäkseen tulee ymmärtää, mitkä tekijät ovat yhteydessä verkostoihin. Sama eriarvoisuusnäkökulma sisältyy myös verkostojen ja maun suhteeseen. Molemmat voidaan käsittää yksilöillä hallussaan oleviksi resursseiksi – sosiaalisiksi ja kulttuurisiksi pääomaksi – jotka paitsi synnyttävät itsessään etuja ja hyvinvointia voivat myös olla vaihdettavissa taloudelliseksi pääomaksi (Bourdieu 1986, 243). Verkostojen ja maun yhteyttä koskien artikkelimme paikkaa suomalaisessa sosiologiassa olevaa tutkimusaukkoa. Ylimalkaan voidaan sanoa, että suomalaisessa sosiologiassa verkostanalyttinen lähestymistapa on jäänyt kansainväliseen trendiin nähden melko vähälle huomiolle (ks. kuitenkin esim. Castrén 2001; Kouvo 2014; Lonkila 1999; Oinas ym. 2018; Salminen 2012). Tuoreessa tutkimuksessaan Tomi Oinas kumppaneineen on tarkastellut sosiaalista pääomaa verkostojen kautta välittyvänä resurssina, jonka avulla voidaan saavuttaa esimerkiksi taloudellisia hyötyjä (Oinas ym. 2018, 67). Käyttämäämme positiogeneeraattorimenetelmää on tiettävästi hyödynnetty vain kerran aikaisemmin suomalaisessa sosiolo-

giassa, Veli-Matti Salmisen sosiaalista pääomaa koskevassa väitöskirjassa (Salminen 2012, 21).

Artikkelimme etenee siten, että seuraavassa osiossa esitämme tutkimustamme ohjaavat hypoteesit. Tämän jälkeen kuvaamme empiirisen tutkimusasetelmamme ja etenemme analyysiosioon. Artikkelin päättyvät tulokset kokoavaan johdopäätösosaan.

Sosiaalinen pääoma ja kulttuuripääoma, verkostot ja maku: hypoteesit

Sosiaalisen pääoman käsite vakiinnutti asemansa sosiologiassa 1990-luvulla, jolloin käsitteellä alettiin viittaamaan sosiaaliin verkostoihin ja niissä muodostuviin normeihin ja luottamukseen, jotka edistävät verkostoon kuuluvien yksilöiden kykyä hyödyntää resurssejaan (Oinas ym. 2018, 65). Sosiaalinen pääoma voidaan määritellä yksilön sosiaaliseen verkostoon sisältyviksi resursseiksi, jotka ovat hyödynnettävissä toiminnassa (Bourdieu 1986; Lin 2001). Tässä artikkelissa keskeinen osa sosiaalista pääomaa on verkostojen kautta potentiaalisesti käytettävissä olevien resurssien tavoitettavuus (Lin ym. 2001, 58) eri ammatteja edustavien ihmisten tuntemisen kautta.

Sosiaalinen pääoma operationalisoidaan tässä artikkelissa ammatillisten verkostojen avulla. Ammatilliset verkostot ovat hyvä indikaattori yksilöllä käytettävissä olevista sosiaalisista resursseista, joiden on nähty olevan yhteydessä myös taloudellisiin, poliittisiin ja kulttuurisiin resursseihin (Van der Gaag & Webber 2008, 39). Verkostoihin sisältyvien resurssien yhteydestä positiivisiin tuloksiin esimerkiksi työnhaussa on vahva tutkimusnäyttö (Granovetter 1973; Lin 2001, 15; Trimble & Kmec 2011).

Sosiaaliseen pääomaan ja verkostoihin liittyy homofilian käsite, joka viittaa siihen, että kontaktit

ihmisten välillä tapahtuvat useammin samanlaisen kuin erilaisten ihmisten kanssa: ”satunnaiset” verkostot eivät vastaa todellista sosiaalista maailmaa, vaan ihmiset enemmän tai vähemmän ryhmittyvät statuksen ja arvojen mukaan. Homofiliaa voidaan tarkastella statushomofilian kautta, joka viittaa keskeisiin sosiodemografisiin tekijöihin, jotka vaikuttavat suhteiden ja verkostojen muodostumiseen, kuten etnisyys, ikä, uskonto, koulutus, ammatti ja sukupuoli. (McPherson ym. 2001, 415–416, 419.) Ammatillisiin suhteisiin perustuvassa verkostotutkimuksessa statushomofilia on keskeinen verkostojen jakaumaa muokkaava tekijä. Korkean ammattiaseman kanssa korreloivan korkean koulutustason on nähty johtavan heterogeenisempiin verkostoihin, sillä korkeasti koulutuneilla on sekä korkean statuksen mukaisia homofiilisiä suhteita että suhteita, jotka ulottuvat hierarkkisesti alempiin ammatti- ja koulutustasoihin (McPherson ym. 2001, 427).

Koska on perusteltua olettaa yhteys verkostojen laajuuden ja sosioekonomisen aseman välillä, niiden välillä tulisi olla positiivinen korrelaatio. Toisaalta, tämän pitäessä paikkansa, laajat ja heterogeeniset verkostot omaavien tulisi tuntea omaa korkeaa asemaansa vastaavien ihmisten lisäksi myös vähemmän arvostettujen ammattien edustajia. Sosioekonomisesti heikommasa asemassa olevien verkostojen tulisi koostua pääasiassa muista vähemmän arvostettujen ammattien edustajista. Tämän seurauksena muodostamme ensimmäisen hypoteesimme seuraavasti:

H1: Mitä korkeampi sosioekonominen asema, sitä laajemmat ja heterogeenisemmät verkostot.

Toisin sanoen hypoteesista seuraa, että mitä korkeampi sosioekonominen asema, sitä heikommin verkostot painottuvat statushomofilian periaatteen mukaisesti. Hypoteesin pitäessä paikkansa verkostojen epätasa-arvoa luova luonne vah-

vistuu, sillä jo valmiiksi paremmassa asemassa olevilla on käytettävissä verkostoissa olevia resursseja niin korkeista kuin matalammista yhteiskunnallisista asemista, mutta matalammassa asemassa olevien resurssit painottuvat itseään vastaavan viiteryhmän resursseihin.

Maun tutkimukselle keskeinen kulttuurinen pääoma on ruumiillistuneessa muodossaan henkilön ajan saatossa sisäistynyttä kulttuuria (toimintatapuuksia, asenteita ja arvostusten tapoja), joka kumuloituu ja kultivoituu yksilön habitukseen (Bourdieu 1986, 243–244). Ruumiillistunut kulttuurinen pääoma ilmenee makuina (esim. Bourdieu 1986; Purhonen ym. 2014). Maku on rituaalisen identifioinnin muoto ja keino luoda sosiaalisia suhteita (DiMaggio 1987, 443). Maun avulla yksilöt pystyvät yhtäältä liittymään samanarvoistensa seuraan, ja toisaalta sulkemaan alempiarvoistensa kulttuurisen kulutuksen valinnoillaan ulos (Simmel 2005, 103); makuja voidaan käyttää suhteiden siltoina tai aitoina (DiMaggio 1987, 443). Maun ja sen ohjailman kulttuurin kulutuksen on usein nähty ryhmittyvän korkea- ja populaarikulttuurin välisen jaottelun mukaisesti (Katz-Gerro 2002, 217–218; Lizardo 2006, 782). Suuri osa kulttuurin ja kulutuksen sosiologiasta onkin keskittynyt näiden suhteisiin ja keskinäisiin jakaumiin eri luokissa ja väestöryhmissä (Lizardo 2006, 782).

Kulttuurituotteiden tunteminen ja niiden arvostaminen auttavat verkostojen luomisessa ja ylläpitämisessä. Vuorovaikutuksessaan laajemmissa verkostoissa toimivien tulee tuntea kulttuuria laajasti ja vuorovaikutuksen seurauksena myös kehittää kulttuurista tuntemustaan vieläkin laajemmaksi. (DiMaggio 1987; Erickson 1996.) Staturukseen liittyvät kulttuurin osa-alueet voidaan nähdä sisä- ja ulkoryhmien erottelun keinona. Maun ja sosiaalisen epätasa-arvon yhteys välittyy maun vaikutuksesta verkostoihin kulttuurisen ja sosiaalisen pääoman vaihtoprosessissa (Lewis & Kaufman 2018, 1685–1688).

Tämä epätasa-arvo voidaan tiivistää toiseen hypoteesiimme:

H₂: Mitä laajemmat verkostot, sitä laajempi maku.

Hypoteesin mukaan kapeat verkostot omaavat yksilöt, joiden sosioekonominen asema on ensimmäisen hypoteesin mukaan matala, omaavat keskimääräistä useammin kapean, populaarikulttuuriin keskittyvän maun. Vastaavasti korkeammassa sosioekonomisessa asemassa olevat laajojen verkostojen yksilöt pitävät sekä populaari- että korkeakulttuurista: heidän makunsa on usein laaja.

Sosiaalisen ja kulttuurisen pääoman toisiinsa sitomiseen voidaan käyttää Bourdieun (1984) homologian käsitettä. Homologia viittaa siihen, että rakenteellinen vastaavuus vallitsee sekä maun ja sosiaalisten asemien että eri kentillä ilmenevien makujen välillä (Purhonen ym. 2014). Yhteiskunnallinen kerrostuneisuus on yhteydessä elämäntyyliin: korkeammassa sosiaalisissa asemassa olevat hyväksyvät perinteisesti korkeakulttuuriksi ymmärretyt kulttuurin muodot, jotka taas matalammassa sosiaalisissa asemassa olevat hylkäävät (Leguina 2015, 30). 2000-luvun Suomessakin on esitetty empiiristä näyttöä kulttuuristen makujen ja sosiaalisten asemien homologisen järjestyksen puolesta (esim. Purhonen ym. 2014). Viimeisen hypoteesimme mukaan homofilian ja homologian vahvuuden välillä on yhteys:

H₃: Mitä homogeenisemmat verkostot, sitä vahvempi vastaavuus sosiaalisen aseman ja kulttuurisen maun välillä – mitä vahvempi homofilia, sitä vahvempi homologia.

Hypoteesin mukaan yksilöillä, joilla on homogeeniset, kapeat verkostot, homologia on pääasiallinen makua muokkaava tekijä, jolloin yhteys sosiaalisen aseman ja maun välillä on keskimääräistä useammin vahva. Heterogeeniset verkostot sen sijaan altistavat moninaisille mauille oman

sosiaalisen aseman ulkopuolella (DiMaggio 1987), jolloin sosiaalisen aseman ja maun välinen yhteys heikkenee.

Tutkimuskysymykset

Kaksiosainen tutkimuskysymyksemme on seuraava: 1) Miten eri sosiodemografiset taustatekijät, kuten sukupuoli, ikä, koulutus, ammattiluokka ja tulotaso, ovat yhteydessä suomalaisten sosiaaliin verkostoihin? 2) Kuinka suomalaisten sosiaaliset verkostot ovat yhteydessä makuun?

Tutkimuskysymyksen ensimmäisessä osassa keskitymme sosiaalisiin verkostoihin selitettävänä tekijänä. Ovatko sosiodemografiset taustatekijät yhteydessä verkostojen laajuuteen, ja jos ovat, kuinka paljon ne siitä selittävät? Mitkä taustatekijät ovat tärkeimpiä yhteyden kannalta ja ovatko ne kaikki tilastollisesti merkitseviä? Ovatko verkostot erilaisia yhteiskunnalliselta statukseltaan eroavissa ryhmissä? Näihin kysymyksiin pyrimme vastaamaan vahvistamalla tai hylkäämällä ensimmäisen hypoteesimme (H₁).

Tutkimuskysymyksen toisessa, artikkelin kannalta keskeisimmässä osassa keskitymme verkostojen ja maun yhteyteen, jolloin verkostot ymmärretään makua selittävänä tekijänä. Tarkastelemme makua eri musiikki- ja kirjallisuusgenreistä pitämisen avulla. Pitävätkö ihmiset, joilla on laajat verkostot, useammista musiikki- ja kirjagenreistä? Onko statushomofilia yhteydessä homologiaan ja selittävätkö sosiaaliset verkostot vai yhteiskunnallinen asema paremmin populaari- ja korkeakulttuurimusiikista pitämistä? Näihin kysymyksiin pyrimme vastaamaan vahvistamalla tai kumoamalla kaksi jälkimmäistä hypoteesiamme (H₂, H₃).

Aineistot

Käytämme kahta kansallisesti edustavaa kyselyaineistoa, jotka on kerätty vuonna 2018. Ensimmäinen aineisto on Tilastokeskuksen keräämä

Kulttuuri ja vapaa-aika Suomessa 2018. Aineisto kerättiin Tampereen yliopiston tutkimusprojektin toimeksiantona suomen- ja ruotsinkielisinä postitus- ja verkkokyselynä. Otos on poimittu satunnaisotantana Tilastokeskuksen Suomea koskevasta tietokannasta, ja aineiston perusjoukkona ovat 18–74-vuotiaat suomalaiset (pois lukien Ahvenanmaa). Kyselyn otoskoko oli 3 500, joista hyväksytyt vastaukset palautui 1 425. Vastausprosentiksi muodostui näin 40,7. Kuten 11 vuotta aiemmin kerätyssä vastaavanlaisessa tutkimuksessa (Purhonen ym. 2014), kyselyssä tiedusteltiin laajasti vastaajien makua, kulttuurin tietämystä, kulttuurista osallistumista sekä erilaisia kulttuurituotteita ja -asenteita koskevia mielipiteitä. Lisäksi kyselyllä selvitettiin vastaajien sosiaalista pääomaa ammatillisia verkostoja mittaavilla kysymyksillä.

Toisena aineistonamme, positiogeneraattorimenetelmän käytön mahdollistamiseksi, käytämme *Ammattien arvostus 2018* -aineistoa, jossa on kartoitettu suomalaisten arvostusta eri ammatteja kohtaan. Aineiston on kerännyt Kantar TNS Oy *Suomen Kuvalehden* toimeksiantona (Lappalainen 2018). Aineiston perusjoukkona ovat 15–74-vuotiaat suomalaiset (pl. Ahvenanmaa), ja vastauksia aineistoon kertyi 2 375. Kyselyssä vastaajia pyydettiin ilmoittamaan taustatietojensa lisäksi, kuinka paljon he arvostavat kysytyjä ammatteja asteikolla yhdestä yhdeksään. Aineiston saimme haltuumme ottamalla yhteyttä *Suomen Kuvalehteen*.

Verkostoanalyysin viitekehyksessä on tärkeää huomata, että aineistot on kerätty yksittäisistä, toisistaan riippumattomista havaintoyksiköistä eli aineistot ovat niin sanotusti egosentrisiä. *Kulttuuri ja vapaa-aika Suomessa 2018* -aineistoa tarkastellessamme käytämme Tilastokeskuksen laskemaa painokerrointa, jolla pyritään korjaamaan iän, sukupuolen, koulutuksen ja asuinalueen mukaista epätasaista vastauskatoa ja näin ollen parantamaan otoksen kansallista edustavuutta perusjoukkoon nähden.

Menetelmät

Artikkelissamme keskeisessä asemassa on positiogeneraattorimenetelmällä (*position generator*; Lin & Dumin 1986) rakennettu verkostomuuttaja, joka paitsi mahdollistaa verkostojen ja maun välisen yhteyden tarkastelun myös verkostojen tarkastelun itsessään. Menetelmässä vastaajat sijoitetaan verkostoon hierarkkisesti yhteiskunnallisten arvostuksien mukaan ja sosiaalisen pääoman mittaaminen perustuu yksilön verkostossa olevien resurssien mittaamiseen (Lin 2001; Lin & Dumin 1986). Positiogeneraattoritutkimuksissa ammattien arvostuksia voidaan mitata eri tavoilla. Tässä käytettävä tapa on mitata ammattien subjektiivisia yhteiskunnallisia arvostuksia. Ammattien hierarkkisesti järjestäytynyt arvostus heijastelee yhteiskunnallisesti arvostettuja resursseja, kuten valtaa ja statusta (Verhaeghe & Li 2015, 168).

Positiogeneraattorimenetelmällä vastaajien ammattien tuntemista koskevista vastauksista pyritään aluksi mittamaan ainakin kolmea eri ulottuvuutta. Ensimmäinen ulottuvuus on verkoston määrällinen laajuus, eli kuinka monen eri ammattiryhmän edustajia vastaaja tuntee. Toinen ulottuvuus on arvostetuin ammattiryhmän edustaja, jonka vastaaja tuntee. Kolmas on vastaajan tuntemien vähiten ja eniten arvostettujen ammattiryhmien edustajien välinen etäisyys. (Lin 2001; Lin ym. 2001.) Arvostuspisteet eri ammattiryhmille saadaan suomalaisten ammattien arvostuksia kartoittaneen kyselyn aineistosta. Tämän jälkeen näistä kolmesta indikaattorimuuttujasta pystytään oletusten täytyessä muodostamaan faktorianalyysin avulla latenttia sosiaalista pääomaa kuvaava muuttuja, joka voidaan käsittää sosiaalisen pääoman teoreettisen sisällön mittarina. Tämän muuttujan on tarkoitus kuvata useaa sosiaalisen pääoman ulottuvuutta tarjoten moniulotteisen näkökulman sosiaalisten verkostojen resursseihin (Verhaeghe & Li 2015, 169).

Tärkeimpänä varsinaisena analyysimenetelmänä käytämme artikkelissa rakenneyhtälömallinnus-

ta (*structural equation modeling*, SEM; Bollen 1989; Hoyle 2012). Motiiveja rakenneyhtälömallinnuksen käyttöön tässä artikkelissa on kaksi. Ensinnäkin rakenneyhtälömalliella pystytään samanaikaisesti tarkastelemaan latentin positiogeneraattorimuuttujilla operationalisoidun verkostomuuttujan yhteyttä muihin sosiodemografisiin ja makua mittaaviin muuttujiin. Vastavaa rakenneyhtälömallinnusta ja positiogeneraattorimenetelmää yhdistävää lähestymistapaa on käyttänyt esimerkiksi Alireza Behtoui (2015). Toiseksi usein positiogeneraattorimenetelmää käytävissä tutkimuksissa muuttujista muodostetaan eksploratiivisen faktorianalyysin tai pääkomponenttianalyysin avulla komposiittimuuttuja, ja tätä muodostettua muuttujaa käytetään jatkoanalyysissä (Verhaeghe & Li 2015, 169). Jatkoanalyysissä käytettävässä komposiittimuuttujassa on mukana sekä muuttujien mittausrvirhe että se osuus varianssista, jota faktori ei selitä. Rakenneyhtälömallinnuksessa käytettävän konfirmatorisen faktorianalyysin avulla jokaisen indikaattorimuuttujan mittausrvirhe voidaan mallintaa erikseen, ja se osuus muuttujien varianssista, jota faktori ei selitä, sisällytetään indikaattorimuuttujien uniikkiin residuaalivarianssiin eikä osaksi latentin muuttujan varianssia (Bollen 1989, 12).

Positiogeneraattorimenetelmän ja rakenneyhtälömallinnuksen lisäksi käytämme analyysissä pääkomponenttianalyysiä sekä yksi- ja kaksisuuntaista varianssianalyysiä. Analyysi on suoritettu R-ohjelman (versio 4.0.0) paketeilla lavaan ja lavaan.survey, jotka mahdollistavat rakenneyhtälömallinnuksen painokertoimia käyttäen (Oberski 2014; Rosseel 2012).

Muuttujat

Verkostomuuttujat

Positiogeneraattorilla mitattavien verkostomuuttujien luominen tapahtuu yhdistämällä tietoja kahdesta käytössä olevasta aineistosta. Suoma-

laisten arvostuksia eri ammatteja kohtaan selvittäneestä kyselystä on poimittu 14 eri ammatin arvostuspisteet. Kyselyssä vastaajat ovat arvioineet asteikolla yhdestä yhdeksään, kuinka paljon he arvostavat kyseistä ammattia. Makuja ja elämäntyyliä kartoittaneessa kyselyssä vastaajilta oli kysytty, tuntevatko he jonkin tietyn ammatin edustajaa. Taulukossa 1 eritellään jokaisen kartoitetun ammatin saamat arvostuspisteet ensimmäisestä aineistosta sekä toisesta aineistosta osuus vastaajista, jotka tuntevat kyseisen ammatin edustajan.

Taulukosta 1 huomataan, että analyysissä mukana olevista ammasteista suomalaisten keskuudessa arvostetuimman ammatin asemaa pitää hallussaan lääkärit ja asianajajat, kun taas vähiten arvostetaan kaupan myyjiä ja viranhaltijoita. Useimmin suomalaiset tuntevat kaupan myyjiä ja asentajia sekä harvimmin pankkien johtajia sekä postinkantajia. Pieni osuus vastaajista ei tuntenut yhtäkään kartoitettujen ammattiryhmien edustajaa.

Tästä aineistosta muodostetut kolme muuttujaa – laajuus eli vastaajan tuntemien ammattien edustajien määrä, korkein arvostus eli arvostetuin vastaajan tunteman ammatin edustaja, sekä heterogeenisyys eli vastaajan tuntemien vähiten ja eniten arvostettujen ammattien edustajien etäisyys – ovat positiogeneraattorimuuttujia. Aikaisempi tällä menetelmällä tehty tutkimus antaa viitteitä siitä, että nämä muuttujat korreloivat vahvasti keskenään sekä muodostavat yhden latentin muuttujan faktorirakenteen (Lin 2001, 15). Muodostettujen muuttujien jakaumat on esitetty Liitekuviossa 1.

Jakaumien perusteella suomalaisten tuntemien ammattien edustajien määrän jakautuminen vinoutuu kohti nollaa eli pienemmät verkostot ovat laajoja verkostoja yleisempiä, verkostojen laajuutta kuvaavan keskiarvon ollessa 5,9 (keskihajonta 3,7). Vastaajien korkeimmin arvostettujen am-

TAULUKKO 1. Analysissa mukana olevat ammatit, ammattien arvostuspisteet sekä osuus vastaajista (n = 1338), jotka tuntevat kyseisen ammatin edustajan

AMMATTI*	ARVOSTUSPISTEET (1 - 9)	OSUUS VASTAAJISTA, JOTKA TUNTEVAT AMMATIN EDUSTAJAN (%)
Lääkäri	7,42	46,3
Asianajaja	6,38	29,0
Korkeakoulun opettaja (1)	6,24	24,5
Maanviljelijä	6,22	46,2
Sähköasentaja (2)	6,13	54,3
Bussinkuljettaja (3)	6,04	28,7
Kunnan- tai kaupunginvaltuutettu (4)	5,72	39,0
It-asiantuntija	5,67	47,7
Pankinjohtaja	5,48	17,5
Postinkantaja	5,45	24,1
Tehdastyöläinen (5)	5,38	46,1
Sihteeri	5,20	41,2
Kaupan myyjä (6)	5,09	57,0
Viranhaltija (7)	4,91	41,0
Ei mitään näistä		3,2
Puuttuva tieto		N = 87

* Ammatit kahden aineiston välillä eivät ole täysin yhteneviä. Taulukossa on esiteltyä ammatit, joiden edustajien tuntemista on kartoitettu Kulttuuri ja vapaa-aika Suomessa 2018 -aineistossa, ja seuraavassa niitä lähimpänä olevat vastaavuudet ammattien arvostusta käsittelevässä aineistossa: 1: Ammattikorkeakoulun lehtori, 2: Asentaja, 3: Autonkuljettaja, 4: Kunnanjohtaja, 5: Valimotyöntekijä, kokoonpanotyöntekijä (keskiarvo), 6: Myymäläkassa, 7: Verovirkailija.

mattien edustajien arvostuspisteiden keskiarvoa (6,5, keskihajonta 1,43) pudottavat ne vastaajat, jotka ilmoittivat, etteivät tunteneet ainuttakaan kysytyjen ammattien edustajaa (n = 46). Puolet suomalaisista tunsivat keskimäärin jonkin neljään korkeimmin arvostettuun ammattiin kuuluvan henkilön. Lähes puolet vastaajista (n = 698) ilmoittivat tuntevansa lääkärin, joka oli arvostetuin ammatti. Vastaajien verkoston heterogeenisyyden jakauma painottui korkeisiin arvoihin (keskiarvo 1,62, keskihajonta 0,85), joten suuri osa vastaajista on tuntenut sekä matalasti että korkeasti arvostettuja ammattien edustajia.

Kuten aiemmissakin menetelmää käyttävissä tutkimuksissa (esim. Lin 2001), positiogeneeraat-

torimuuttujat korreloivat vahvasti keskenään. Laajuuden ja korkeimman arvostuksen välinen Pearsonin korrelaatiokerroin on 0,55, laajuuden ja heterogeenisyyden välinen korrelaatiokerroin on 0,74, ja korkeimman arvostuksen ja heterogeenisyyden välinen korrelaatiokerroin on 0,73 (kaikki merkitseviä tasolla $p < 0,001$).

Muuttujien välisen korrelaatiomatriisin perusteella voidaan tarkastella ominaisarvoja, joiden perusteella pystytään päättämään, kuinka monen faktorin malli sopisi aineistoon parhaiten. Ensimmäisen pääkomponentin ominaisarvo on 2,36, kun toisen pääkomponentin ominaisarvo on vain 0,44. Kaikki kolme muuttujaa latautuvat vahvasti ensimmäiselle pääkomponentille. Vahvim-

min muuttujista latautui heterogeenisyys (0,93), laajuuden ja korkeimman arvostuksen latautuessa keskenään yhtä vahvasti (molemmat 0,86). Ensimmäinen pääkomponentti selittää muuttujien varianssista 78 prosenttia. Koska sekä ominaisarvotarkastelu, pääkomponenttianalyysi että aikaisempi tutkimus puoltavat yhden pääkomponentin mallia, käytämme analyysissä yhden latentin muuttujan mallia kuvaamaan vastaajien sosiaalista pääomaa. Lisäksi käytämme pääkomponenttianalyysin perusteella muodostettuja komponenttipisteitä myöhemmin analyysissä ryhmittelemään vastaajia heidän verkostojensa koon mukaan.

Makumuuttujat

Maun tutkimuksessa kulttuurinen pääoma ja maku on operationalisoitu useilla eri tavoilla ja indikaattoreilla (Robette & Roueff 2014). Tässä artikkelissa maku operationalisoidaan erilaisista musiikki- ja kirjallisuusgenreistä pitämisen avulla. Kirjallisuuden tyyppejä ja niistä pitämistä on käytetty myös aikaisemmissa tutkimuksissa maun indikaattorina (esim. Hanquinet 2016; Warde & Gayo-Cal 2009), ja musiikkigenreistä pitäminen on kenties kaikkein yleisin käytössä oleva tapa mitata makua (esim. Peterson & Kern 1996; Robette & Roueff 2014).

Tarkalleen ottaen makua mitataan kahdessa eri rakenneyhtälömallissamme eri tavoilla. Ensimmäinen tapa mittaa makua sen volyymin kautta: mitä useammin eri musiikki- ja kirjagenreistä vastaaja on pitänyt, sitä laajempaan hänen makuaan pidetään. Toinen tapa mittaa makua sen mukaan, kuinka paljon vastaaja on pitänyt populaarimusiikki- ja korkeakulttuurimusiikkigenreistä. Ensimmäinen tapa mittaa makua puhtaasti määrällisestä näkökulmasta, ja toinen tapa yhdistää määrälliseen mittaukseen myös kategorisen, hierarkkisen jaottelun. Nämä kaksi maun mittaamisen tapaa yhdistävät erilaisia kvantitatiivisen kulttuurisosiologian perinteitä.

Populaari- ja korkeakulttuurimusiikkigenrejen erottaminen toisistaan pohjautuu Bourdieun (1984) teoriaan homologiasta, jossa maun ja sosiaalisen aseman välillä tulisi olla vastaavuus. Korkeassa sosiaalisessa asemassa olevien tulisi pitää enemmän korkeakulttuurimusiikista ja toisaalta matalammassa asemassa olevien populaarimusiikista. Maun operationalisoiminen määränä liittyy sen sijaan keskusteluun kulttuurisesta kaikkiruokaisuudesta (esim. Peterson & Kern 1996). Sen mukaan Bourdieun homologia-teesi on jossain määrin menettänyt nykyisin merkitystään, sillä korkeassa sosiaalisessa asemassa olevat ryhmät kuluttavat muita enemmän paitsi korkeakulttuuria myös populaarikulttuuria (Peterson & Kern 1996, 900). Toisaalta maun operationalisointi määräksi johtuu artikkelissamme myös toisen hypoteesin kysymyksenasettelusta, jossa testataan, liittyykö laaja maku laajoihin verkostoihin.

Ensimmäisessä maun operationalisoinnin tavassa käytettiin kirja- ja musiikkigenreistä pitämistä koskevia kysymyksiä, joissa vastaajilta tiedusteltiin Likert-asteikolla, kuinka paljon he pitävät kyseessä olevasta lajityypistä. Vaihtoehtoista vastaus ”pidän erittäin paljon” sai arvon 1 ja vaihtoehto ”inhoan erittäin paljon” sai arvon 5. Vastaaja pystyi lisäksi ilmoittamaan, ettei tunne kyseistä genreä (arvo 6). Muuttujien jakaumat esitetään liitekuviossa 2. Kirja- ja musiikkigenreistä pitämistä kuvaavat muuttujat luokitellaan uudelleen niin, että mikäli vastaaja on pitänyt erittäin paljon tai jonkin verran kirja- tai musiikkigenrestä, hän saa arvon yksi ja muussa tapauksessa nollan. Nämä dikotomisat, pitämistä mittaavat muuttujat muodostavat maun laajuutta mittaavan summamuuttujan (Cronbachin alfa = 0,87). Muodostetun summamuuttujan jakauma lähentelee normaalijakautuneisuutta (ks. Liitekuvio 3). Sen perusteella useimpien vastaajien maun laajuus kysytyjen kirja- ja musiikkigenrejen kohdalla käsittää noin viidestä kolmeentoista genreä.

Toisessa operationalisointitavassa makua mitataan eri musiikkigenreistä pitämisellä, ja musiikkigenret on luokiteltu korkeakulttuuri- ja populaarimusiikkiin. Musiikkigenreistä pitäminen on luokiteltu uudelleen, aiemmin esitellyllä tavalla, dikotomiseksi. Luokittelemme korkeakulttuurimusiikkiin kuuluviksi genreiksi oopperan, klassisen musiikin ja modernin jazzin. Populaarimusiikiksi luokittelemme kaikki loput musiikkigenret, joiden pitämistä aineistossamme on mitattu, lukuun ottamatta maailmanmusiikkia ja etnoa sekä bluesia, joiden kohdalla luokittelu kumpaankaan musiikkityyliin ei ole kiistatonta. Populaarimusiikkia kuvaavat genret ovat näin ollen kotimainen iskelmä, kotimainen kansanmusiikki, rock, kantrimusiikki, elektroninen tanssimusiikki, hip hop & R'n'b, hevimetalli sekä hengellinen musiikki. Korkeakulttuurimusiikin kohdalla muuttajat sopivat hyvin summamuuttujaksi (Cronbachin alfa = 0,78), populaarimusiikin kohdalla mittarin ollessa vähemmän konsistentti (Cronbachin alfa = 0,56). Summamuuttujien jakaumat on esitelty liitekuviossa 4: korkeakulttuurimusiikkigenreistä pitäminen oli harvinaisempaa, ja populaarimusiikin kohdalla summamuuttuja on normaalisti jakautunut. Tekemämme sangen konventionaalisen korkea- ja populaarikulttuurimusiikin jaottelun rooli analyysissamme on instrumentaalinen, se mahdollistaa hypoteesin 3 testaamisen. Käyttämämme jaottelu vastaa aikaisemmissa tutkimuksissa yleensä – ja erityisesti hypoteesia 3 perustelevassa kirjallisuudessa – käytettyjä jaotteluita. Olemme tietoisia korkea- ja populaarikulttuurimusiikin väliseen yksioikoiseen jaotteluun liittyvistä sisällöllisistä ja metodologisista ongelmista (ks. esim. Robette & Roueff 2014; Purhonen ym. 2010).

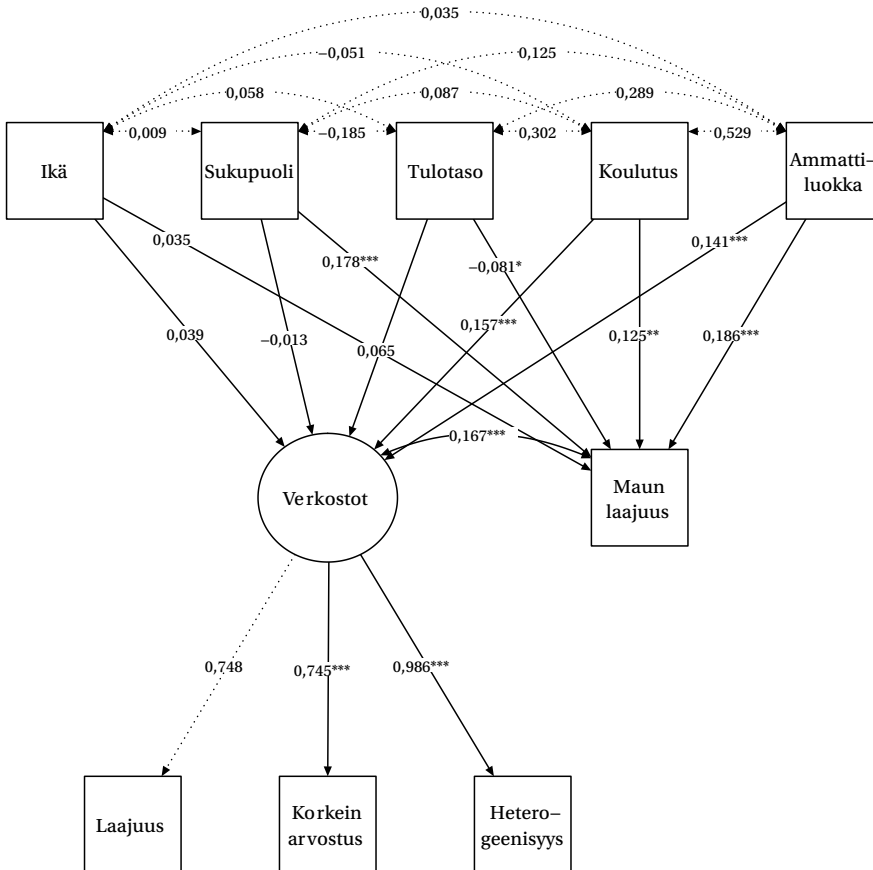
Sosiodemografiset muuttajat

Käytämme analyysissa sosiodemografisina taustamuuttujina vastaajien ikää, sukupuolta, koulutusta, tulotasoa sekä ammattiluokkaa. Koulutusta on mitattu kysymällä vastaajilta

heidän koulutustasoaan, vastausvaihtoehtoina ei ammatillista koulutusta, ammattikoulu tai ammattikurssi, opistotason koulutus, ammattikorkeakoulututkinto, korkeakoulututkinto tai akateeminen jatkotutkinto. Koska vain harvalla vastaajista oli akateeminen jatkotutkinto (2 %), nämä vastaajat on luokiteltu uudelleen korkeakoulututkinnon saavuttaneiden joukkoon. Vastaajien tulotasoa on mitattu kysymällä heidän henkilökohtaisia nettotulojansa kuukaudessa kymmenluokkaisella asteikolla (vaihteluväli alle 500 eurosta yli 10 000 euroon). Tämä muuttuja on luokiteltu uudelleen neliluokkaiseksi: alle 2 000 euroa, 2 000–2 999 euroa, 3 000–4 999 euroa ja yli 5 000 euroa kuukaudessa ansaitseviin. Vastaajat on luokiteltu ammatiltaan neljään ammattiluokkaan: työläisiin, keskiryhmään, johtavaan ryhmään sekä muihin. Muiden ammattiluokka poistetaan analyysistä sisällöllisen epäselvyyden vuoksi. Käyttämämme ammattiluokkamuuttuja perustuu alun perin Brigitte Le Rouxin ja kumppaneiden (2008) käyttämään luokitukseen, jota on käytetty myös Suomessa (Kahma 2011, 50; Purhonen ym. 2014). Muuttujien jakaumat tai keskiarvot esitetään Liitetaulukossa 1.

On huomattava, että molemmissa analyysiosamme rakenneyhtälömalleissa jatkuvina muuttujina ei käsitelty vain ikää vaan myös luokitteluasteikollista muuttujaa eli sukupuolta sekä järjestysasteikollisia muuttujia eli koulutusta, tulotasoa ja ammattiluokkaa. Sukupuolimuuttujassa miehet saivat arvon 1 ja naiset saivat arvon 2. Koulutusmuuttuja koodattiin niin, että arvon 1 sai luokka "ei ammatillista koulutusta" ja arvon 5 "korkeakoulututkinto tai akateeminen jatkotutkinto". Ammattiluokkamuuttuja koodattiin niin, että arvon 1 saa työläisten ryhmä ja arvon 3 johtava ryhmä. Tämän ratkaisun etuna on, että rakenneyhtälömalleissa jokainen eksogeeninen taustamuuttuja saa vain yhden estimaatin yhteydelleen toiseen muuttujaan (Lefcheck 2019). Järjestysasteikollis-

KUVIO 1. Ensimmäinen rakenneyhtälömalli: verkostojen ja maun sosioekonomisilla tekijöillä vakioitu yhteys (n = 1126) *



* Katkoviiva ilmaisee indikaattoria, josta latenti muuttuja saa skaalansa. Tämän muuttujan standardoimaton kerroin on 1, eikä sille lasketa tilastollista merkitsevyyttä. Mallin sopivuus (robustit arvot): $df = 12$; Satorra-Bentler korjatut $\chi^2 = 29,333$; $p = 0,004$; CFI = 0,991; TLI = 0,980; RMSEA = 0,036, 90 % CI 0,020 - 0,0055; SRMR = 0,015. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; ns. $p > 0,05$.

ten muuttujien käsitteleminen jatkuvina herättää tietysti kysymyksen siitä, onko ero esimerkiksi ryhmien ”ei ammatillista koulutusta” ja ”ammattikoulu tai ammattikurssi” välillä sisällöllisesti yhtä suuri kuin ero ryhmien ”ammattikorkeakoulututkinto” ja ”korkeakoulututkinto tai akateeminen jatkotutkinto” välillä. Koska käsittelemme koulutus-, ammatti- ja tulotasoja jatkuvina muuttujina, tekemissämme analyyseissä yhden yksikön muutos muuttujassa oletetaan samansuuruiseksi koko muuttujien asteikoilla.

Tulokset

Sosioekonomisten tekijöiden yhteys verkostoihin sekä verkostojen yhteys maun laajuuteen

Estimoimme rakenneyhtälömallimme keskiarvokorjatulla suurimman uskottavuuden menetelmän estimaattorilla (MLM). Suurimman uskottavuuden menetelmä on yleisesti rakenneyhtälömallinnuksessa käytetty estimaattori, joka tarjoaa vakaat estimaatit keskivirheille ja testisuureille myös silloin, kun muuttujat eivät

ole normaalijakautuneita. Positiogeneraattorimuuttujat ovat usein vahvasti vinoutuneita (Van der Gaag ym. 2008, 12; Verhaeghe & Li 2015, 184). Rakenneyhtälömalli keskeisine parametreineen sekä mallin testisuureet esitetään Kuviossa 1. Rakenneyhtälömallin tarkemmat tiedot löytyvät Liitetaulukosta 2.

Rakenneyhtälömallinnuksen tuloksista huomataan, että χ^2 -testin perusteella malli sopii aineistoon hyväksyttävästi ($\chi^2 = 29,333 < 3 * df = 3 * 12 = 36$). χ^2 -testin lisäksi CFI-, TLI-, RMSEA- ja SRMR-arvot kertovat erittäin hyvästä mallin sopivuudesta aineistoon, ja ne sisältyvät menetelmäkirjallisuudessa mainittuihin hyvän mallin kriteerinä pidettyihin viitearvoihin. (Schermele-Engel ym. 2003, 53.) Mallin hyvien testisuureiden perusteella myös sen tuottamia parametriestimaatteja voidaan pitää luotettavina.

Positiogeneraattorimuuttujat latautuvat mallissa vahvasti latentille, verkostoja kuvaavalle faktorille. Korkeimman latauksen saa heterogeenisyys, joka on ollut voimakkaimmin latautunut muuttuja myös muissa positiogeneraattoritutkimuksissa (esim. Lin 2001). Laajuus ja korkein arvostus latautuvat keskenään lähes yhtä voimakkaasti. Verkostoja kuvaava latentti muuttuja selittää verkostojen heterogeenisyydestä lähes koko sen varianssin, ja verkostojen laajuudesta sekä korkeimmin arvostetusta tuntemasta ammatin edustajasta yli puolet.

Taustamuuttujat selittävät verkostojen varianssista noin 8,5 prosenttia. Mallissa on huomioitu taustamuuttujien keskinäiset yhteydet. Iällä, sukupuolella tai tulotasolla ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta verkostoihin. Iän puolesta on hyvä muistaa, että aineisto koostuu vähintään täysi-ikäisistä vastaajista. Sukupuoli ei mallin perusteella vaikuta merkitsevästi sosiaalisiin verkostoihin, mutta on tietysti mahdollista, että miehet ja naiset tuntevat sellaisia eri ammattien edustajia,

jotka eivät tule esille mallin verkostojen operationalisointiin käytetyissä muuttujissa. Sekä koulutus että ammattiluokka ovat merkitsevästi yhteydessä verkostoihin, koulutuksen yhteyden ollessa vahvin. Sekä koulutustason että ammattiluokan kasvu ennustaa verkostojen kasvua. Rakenneyhtälömallin perusteella voidaan näin ollen vahvistaa ensimmäinen hypoteesi siitä, että heillä, joilla on parempi sosioekonominen asema, on myös laajemmat verkostot. Koulutuksen vahva yhteys verkostoihin on havaittu myös aikaisemmissa tutkimuksissa (esim. Behtoui 2015, 10), samoin kuin ammatillisen aseman (esim. Trimble & Kmec 2011).

Sosiodemografiset tekijät selittävät maun laajuuden varianssista noin 12 prosenttia. Selvimmin maun laajuuteen vaikuttavat sukupuoli, koulutus ja ammattiluokka. Korkea koulutustaso sekä ammattiluokka ovat yhteydessä laajaan makuun, ja naisilla on miehiä laajempi maku. Tulotason yhteys maun laajuuteen on negatiivinen. Ikä ei ole maun laajuuden kannalta merkitsevää.

Sosiodemografisten tekijöiden vaikutus molempiin latentteihin muuttujiin – verkostoihin ja maun laajuuteen – on vakioitu, kun tarkastellaan verkostojen yhteyttä maun laajuuteen. Verkostojen ja maun yhteys on vakioinnin jälkeenkin tilastollisesti erittäin merkitsevää. Näin ollen toinen hypoteesi vahvistuu: rakenneyhtälömallin perusteella laajat ja heterogeeniset verkostot ovat yhteydessä laajaan makuun.

Poikkileikkausaineistoille ominaisesti rakenneyhtälömallin yhteyksien kausaalinen tulkinta on hankalaa (Verhaeghe & Li 2015, 182). Aineiston ja mallin perusteella voidaan yhtä hyvin päätellä vastakkaisia mekanismeja. On yhtä uskottavaa väittää, että ihmiset, joilla on laajat verkostot, omaksuvat eri makuja verkostojensa kautta kuin että ihmiset, jotka pitävät erilaisista kulttuurituotteista, muodostavat verkostojaan näiden makujen avulla. Molemmat mekanismit ovat uskottavia

ja molemmille on myös löydetty näyttöä (esim. DiMaggio 1987; Lewis & Kaufman 2018; Lizardo 2006). Epävarmuus vaikutuksen suunnasta ei kuitenkaan poista mallin avulla löydettyä vahvaa yhteyttä verkostojen ja maun laajuuden välillä.

Tarkastelemme statushomofiliaa vielä lähemmin ensimmäisen hypoteesimme valossa. Edellä esitetty analyysi osoitti, että korkea koulutus ja ammattiluokka olivat yhteydessä verkostojen koon. Latenttia, verkostoja kuvaavaa muuttujaa heijasteli parhaiten verkostojen heterogeenisyys. Statushomofilian periaatteen mukaan heikoman aseman koulutuksen, ammattiluokan tai tulotason ryhmien tulisi tuntea lähinnä oman ammattinsa arvostuksen viiteryhmää vastaavia ammattien edustajia tai lähinnä korkeasti arvostettuja ammattien edustajia muttei molempia. Uskottavampi vaihtoehto lienee matalassa asemassa olevien verkostojen homogeenisyys.

Kun vastaajat luokitellaan ammattiluokan mukaan, voidaan tarkastella verkostoja kuvaavien indikaattorimuuttujien keskiarvoja yksisuuntaisen varianssianalyysin avulla (ks. Liitetaulukko 3). Analyysi osoittaa, että vastaajan oma ammattiluokka ennustaa sekä verkostojen laajuutta että ammatillisella arvostuksella mitattua laatua. Johtavan ammattiluokan jäsenet tuntevat kysytyn 14 ammatin joukosta keskimäärin noin 1,5 ammatin edustajaa enemmän kuin työläiset. Verrattuna keski- ja työläisasemien ammattiluokkiin, johtavan ammattiluokan vastaajat tuntevat keskimäärin arvostetumpia ammattien edustajia, ja heidän verkostonsa ovat heterogeenisempiä. Analyysin perusteella vastaajan ammattiluokka on kaikkiaan vahvasti yhteydessä verkostojen määrään ja laatuun.

Ammattiryhmien edustajien tunteminen jakautuu siis statushomofilian mukaisesti, ja lisäksi korkean ammattiluokan edustajat tuntevat usein sekä korkeasti että matalasti arvostettuja ammattien

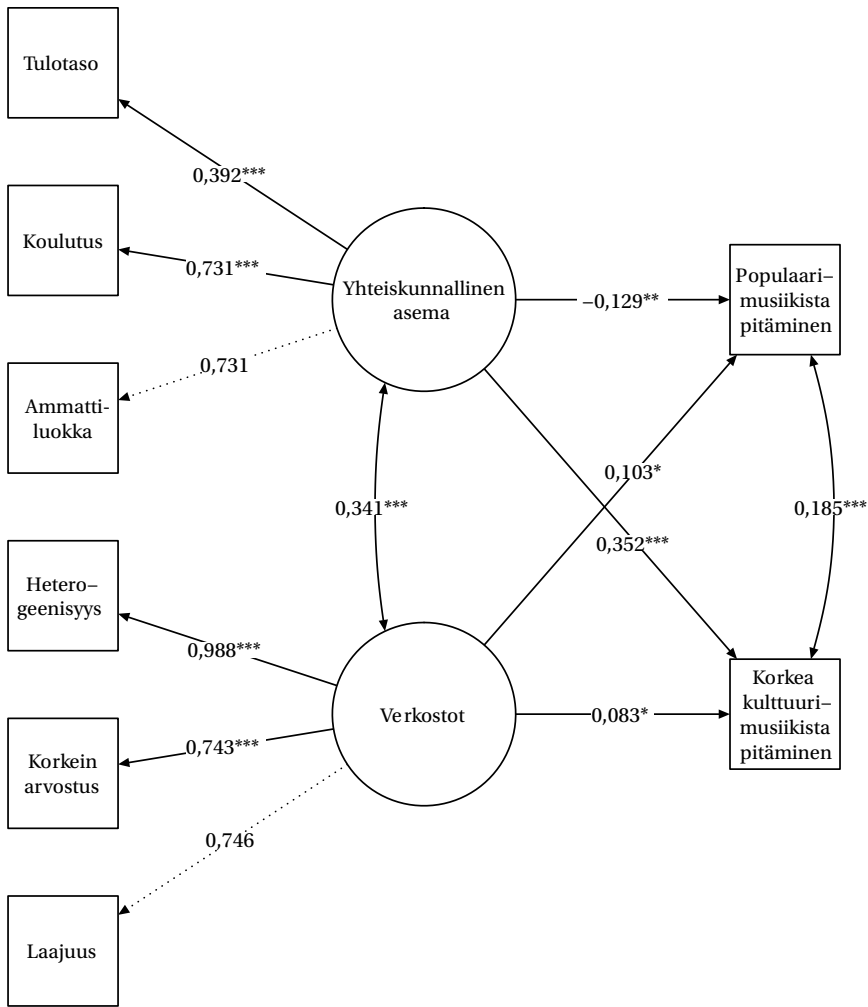
edustajia, kun taas matalampien ammattiluokien edustajat tuntevat harvemmin oman ammatillisen asemansa viiteryhmän ulkopuolisten ammattien edustajia. Näin ollen statushomofilia toteutuu vahvemmin matalamman kuin korkean ammattiluokan edustajien piirissä.

Homofilian ja homologian suhde: verkostot maun selittäjänä

Analyysimme toisessa osassa tarkastelemme yhteiskunnallisen aseman ja verkostojen suhdetta makua, etenkin korkeakulttuuri- ja populaarimusiikista pitämistä, selitettäessä. Rakenneyhtälömallinnuksessa toinen latentti muuttuja – yhteiskunnallinen asema – muodostetaan koulutuksen, ammattiluokan ja tulotason perusteella. Ikä ja sukupuoli on jätetty mallinnuksesta pois yksinkertaisuuden vuoksi. Latenttien muuttujien vakioiminen iällä ja sukupuolella heikensi mallin sopivuutta huomattavan paljon, mikä laski mallin estimaattien luotettavuutta. Toisaalta mielenkiinnon kohteena olevat yhteydet olivat iällä ja sukupuolellakin vakioidussa mallissa samansuuntaisia ja samaa kokoluokkaa kuin tässä esitetyssä mallissa.

Aiemmin analyysissä vahvistettujen hypoteesien perusteella korkea yhteiskunnallinen asema ennustaa verkostojen laajuutta, heterogeenisyyttä ja suhteellisen heikkoa statushomofilian toteutumista. Heterogeenisemmät verkostot puolestaan ovat yhteydessä laajempaan makuun, jolloin korkean yhteiskunnallisen aseman tulisi ennustaa maun ulottumista niin korkea- kuin populaarikulttuuriin. Koska populaarikulttuuri on yhteiskunnassa yleisesti jaettua, populaarikulttuurista pitämiseen yhteiskunnallisella asemalla tulisi olla vain pieni vaikutus, ja toisaalta verkostojen koon tulisi olla positiivisessa yhteydessä populaarikulttuurista pitämisen kanssa. Rakenneyhtälömalli keskeisine parametreineen sekä mallin testisuureet esitetään Kuviossa 2. Tarkemmat tiedot mallista löytyvät Liitetaulukosta 4.

KUVIO 2. Toinen rakenneyhtälömalli: yhteiskunnallisen aseman ja verkostojen yhteys korkeakulttuuri- ja populaarimusiikista pitämiseen (n = 1126) *



* Katkoviiva ilmaisee indikaattoria, josta latentti muuttuja saa skaalansa. Tämän muuttujan standardoimaton kerroin on 1, eikä sille lasketa tilastollista merkitsevyyttä. Mallin sopivuus (robustit arvot): $df = 16$; Satorra-Bentler korjatut $\chi^2 = 44,822$; $p < 0,001$. CFI = 0,986; TLI = 0,976; RMSEA = 0,044, 90 % CI = 0,029-0,059; SRMR = 0,024. *** < 0,001; ** < 0,01; * < 0,05; ns. > 0,05.

χ^2 -testin perusteella malli sopii aineistoon hyväksyttävästi ($\chi^2 = 44,822 < 3 * df = 3 * 16 = 48$). Myös mallin CFI-, TLI-, RMSEA- ja SRMR-arvot puoltavat mallin sopivuutta ollen kir-

jallisuudessa mainittujen raja-arvojen sisällä. (Schermele-Engel ym. 2003.) Testisuureiden perusteella malli vaikuttaa sopivalta ja estimaatit luotettavilta.

Kuviosta 2 nähdään, että yhteiskunnallista asemaa kuvaavalle latentille muuttujalle vahvimmin latautuvat koulutus ja ammattiluokka, kun taas tulotaso latautuu heikommin. Verkostoja kuvaavalle muuttujalle latautuu vahvimmin verkoston heterogeenisyys, kuten aikaisemmissakin analyysissä. Verkostot ja yhteiskunnallinen asema ovat vahvasti yhteydessä keskenään ($p < 0,001$). Koska malli sisältää tämän keskinäisyhteyden, mallista voidaan tulkita verkostojen ja yhteiskunnallisen aseman itsenäistä selitysvoimaa korkeakulttuuri- ja populaarimusiikista pitämiseen nähden.

Yhteiskunnallisella asemalla on merkitsevä yhteys sekä korkeakulttuuri- ja populaarimusiikista pitämiseen. Erityisen vahvasti yhteiskunnallinen asema ennustaa korkeakulttuurimusiikista pitämistä ($p < 0,001$), mutta myös yhteys populaarimusiikkiin on merkitsevä ($p < 0,01$): populaarimusiikista pitäminen vähenee yhteiskunnallisen aseman kasvaessa. Korkeasti koulutetut sekä korkeassa ammatti- ja tuloluokassa olevat pitävät korkeakulttuurimusiikista mutta vierastavat populaarimusiikkia, ja korkeakulttuurimusiikista pitäminen näyttää jakavan ihmisiä enemmän yhteiskunnallisen aseman mukaan kuin populaarimusiikista pitäminen, mikä on linjassa aiemman tutkimuksen kanssa.

Myös verkostojen laajuus selittää, yhteiskunnallinen asema vakioidenkin, sekä korkeakulttuuri- että populaarimusiikista pitämistä. Toisin kuin yhteiskunnallisen aseman kohdalla, verkostot ennustavat molemmista, korkeakulttuurimusiikista ($p < 0,05$) ja populaarimusiikista ($p < 0,05$), pitämistä lähes vastaavalla tavalla. Pitäen mielessä, että voimakkain verkostoja kuvaava indikaattori on niiden heterogeenisyys, yksi selitys näille yhteyksille voi olla, että laajat verkostot omaavien ihmisten tulee laajoja verkostoja ylläpitääkseen tuntea niin korkeakulttuuri- kuin populaarikulttuurimusiikkia, joista pitäminen on vahvasti yh-

teydessä myös yhteiskunnallisen aseman kanssa. Toisaalta he voivat myös tutustua näitä tyylejä edustaviin genreihin verkostojensa kautta.

Artikkelimme kolmannen hypoteesin mukaan vahvemmassa homofiiliasta tulisi seurata vahvempi homologia. Yhteiskunnallisen aseman noustessa korkeakulttuurimusiikista pitämisen tulisi lisääntyä ja populaarikulttuurimusiikista pitämisen vähentyä, kun taas matalan yhteiskunnallisen aseman tilanteessa yhteydet olisivat vastakkaisia. Samalla laajojen verkostojen tulisi tasoittaa näitä eroja lisäämällä molemmista musiikkityypeistä pitämistä. Kuviossa 2 esitetty malli on linjassa tämän hypoteesin kanssa.

Toisen rakenneyhtälömallimme perusteella emme kuitenkaan voi sanoa, ovatko yhteiskunnallisen aseman ja musiikkityypeistä pitämisen yhteydet *erilaisia* niiden keskuudessa, joilla verkostojen koko ja laatu poikkeavat toisistaan. Testataksimme kolmatta hypoteesia tarkemmin suoritamme kaksisuuntaisen varianssianalyysin, jossa testataan kolmiluokaisen, pääkomponenttianalyysin perusteella lasketun verkostomuuttujan ja kolmiluokaisen ammattiluokamuuttujan välistä interaktiota suhteessa kaikkiin kolmeen makumuuttujaamme: populaari- ja korkeakulttuurimusiikista pitämiseen sekä musiikki- ja kirjallisuustyypeillä mitattuun maun laajuuteen. Analyysin perusteella interaktiotermin ei ole merkitsevä yhdenkään näistä kohdalla ($F = 1,548$, $p = 0,186$ populaarimusiikista pitämistä selitettäessä; $F = 1,162$, $p = 0,326$ korkeakulttuurimusiikista pitämistä selitettäessä; ja $F = 2,307$, $p = 0,0563$ musiikki- ja kirjallisuuden laajuutta selitettäessä). Interaktioiden korkeista p-arvoista huolimatta vertailimme kolmen makumuuttujamme keskiarvoja eri verkosto- ja ammattiluokkien välillä täsmentääksemme entisestään vastaustamme suhteessa kolmanteen hypoteesiimme. Nämä tulokset on esitelty Taulukossa 2.

TAULUKKO 2. Populaari- ja korkeakulttuurimusiikista pitämisen sekä maun laajuuden keskiarvot verkostojen koon ja ammattiluokan mukaan (n = 745). Keskihajonnat on esitelty suluissa ja ryhmäkoot hakasuluissa.

	TYÖLÄINEN	KESKIRYHMÄ	JOHTAVA RYHMÄ	F-ARVO
KORKEAKULTTUURIMUSIIKKI				
Verkostojen pienin kolmannes	0,54 (0,84) [n = 120]	0,81 (0,95) [n = 189]	1,13 (1,06) [n = 61]	22,89***
Verkostojen suurin kolmannes	0,58 (0,82) [n = 57]	1,16 (1,09) [n = 184]	1,70 (0,97) [n = 134]	53,91***
t-arvo	-0,28	-3,33***	-3,454***	
POPULAARIMUSIIKKI				
Verkostojen pienin kolmannes	3,50 (1,64) [n = 120]	3,55 (1,65) [n = 189]	3,15 (1,47) [n = 61]	0,83
Verkostojen suurin kolmannes	3,60 (1,70) [n = 57]	4,00 (1,66) [n = 184]	3,35 (1,46) [n = 134]	2,37
t-arvo	-0,34	-2,60***	-0,83	
MAUN LAAJUUS				
Verkostojen pienin kolmannes	7,61 (3,63) [n = 120]	9,12 (3,93) [n = 189]	9,27 (3,37) [n = 61]	11,62***
Verkostojen suurin kolmannes	7,96 (3,71) [n = 57]	11,08 (4,36) [n = 184]	11,63 (3,67) [n = 134]	31,77***
t-arvo	-0,59	-4,59***	-4,30***	

*** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05.

Taulukon 2 perusteella niin populaari- ja korkeakulttuurimusiikista pitäminen kuin maun laajuuskin ovat yleisempiä laajojen verkostojen ryhmissä, mutta nämä yhteydet eivät ole yhtä vahvoja kaikissa ammattiluokissa. Ammattiluokaltaan työläisessä olevat eivät hyödy laajoista verkostoistaan, sillä verkostoiltaan laajimman ja suppeimman kolmanneksen ryhmät eivät työläisänsä omaavien keskuudessa eroa toisistaan tilastollisesti merkittävästi sen paremmin korke- tai populaarimusiikista pitämisen yleisyydessä kuin maun laajuuden osalta. Sen sijaan korkeammassa ammatillisessa asemassa olevien keskuudessa verkostoiltaan laajin kolmannes poikkeaa suppeimmasta kolmanneksista tilastollisesti merkittävästi korkeakulttuurisesta musiikista pitämisen ja maun laajuuden osalta. Laajat verkostot auttavat

siten kumuloimaan legitimiä makua – käsitetään se sitten konventionaaliseksi korkeakulttuuriseksi mauksi tai maun laajuudeksi – joka on homologiateesin mukaan kertynyt johtavalle ryhmälle ja keskiryhmälle jo ennestään. Populaarikulttuurisesta musiikista pitämisen osalta tilanne on toinen, sillä ammattiluokan ja verkostojen yhteydet siihen ovat alun alkaenkin heikkoja. Taulukon 2 perusteella verkostojen rooli ei Suomessa ole niinkään homologian eriarvoistavaa vaikutusta tasaava vaan ainakin joissain tapauksissa sitä lisäävä.

Analyysimme perusteella kolmas hypoteesimme, että vahvemasta homofiiliasta seuraa vahvempi homologia, jää siis vahvistamatta. Toisen rakenneyhtälömallinnuksen perusteella verkostot lisäävät niin populaari- kuin korkeakulttuurimu-

siikista pitämistä, mutta tämä yhteys on heikompi kuin homologian mukainen yhteys. Paljon sosiaalisia ja kulttuurisia resursseja omaavan ryhmän kohdalla verkostot voivat korostaa homologian mukaista maun jakautumista, sillä korkea yhteiskunnallinen asema on positiivisesti yhteydessä korkeakulttuurimusiikista pitämiseen mutta negatiivisesti yhteydessä populaarikulttuurimusiikista pitämiseen. Tällöin heikostikin statushomofiliaa noudattavissa laajojen verkostojen ryhmissä homologia voi olla vahva toisin kuin kolmannen hypoteesin mukaan oletettiin.

Yhteenvedo ja johtopäätökset

Olemme tässä artikkelissa tarkastelleet sosiaalisia verkostoja ammattiryhmien tuntemiseen perustuvaa positiogeneraattorimenetelmää käyttäen. Erityisenä kiinnostuksen kohteena on ollut verkostojen yhteys kulttuuriseen makuun, jota suomalaisessa sosiologiassa ei ole aikaisemmin tutkittu. Analyysimme perustui tuoreisiin, vuonna 2018 kerättyihin, kansallisesti edustaviin kyselyaineistoihin. Esitimme kolme aikaisempaan teoriaan pohjautuvaa hypoteesia, joihin pyrimme tutkimuskysymystemme ohella vastaamaan. Analyysimme vahvisti kaksi ensimmäistä hypoteesiamme mutta ei kolmatta. Kokoamme tuloksemme seuraavassa yhteen hypoteesi kerrallaan.

Ensimmäisen hypoteesimme mukaan yksilön sosioekonomisen aseman ja verkoston tulisi olla yhteydessä siten, että niillä, joilla on korkea asema, on myös laajat ja heterogeeniset verkostot. Hypoteesi voidaan vahvistaa tarkastelluista sosiodemografisista tekijöistä – sukupuoli, ikä, tulotaso, koulutus ja ammattiluokka – vahvimmin verkostojen selittävät korkea koulutus ja ammattiluokka. Tämä nyky-Suomea koskeva tulos on linjassa aikaisemman verkostojen koskevan kansainvälisen tutkimuksen kanssa, joiden mukaan laajat verkostot ja niissä sijaitsevat resurssit ovat yhteydessä esimerkiksi parempiin tuloksiin työmarkkinoilla

(Granovetter 1973; Lin 2001, 15; Trimble & Kmec 2011). Myös koulutus on nähty verkostoja kasvatavana tekijänä (McPherson ym. 2001, 427).

Korkeammassa sosiaalisessa asemassa olevien heterogeenisemmät verkostot johtuvat siitä, että heillä on sekä homofiilisiä korkean statuksen että hierarkisesti alempiin asemaan johtavia kontakteja (McPherson ym. 2001, 427). Vaikka verkostot tällöinkin painottuvat statushomofilian mukaisesti, korkeammassa asemassa olevat toteuttavat statushomofiliaa heikommin kuin alemmassa asemassa olevat. Samalla tämä on selitys myös sille, miksi koulutus ja ammattiluokka ovat yhteydessä laajoihin ja heterogeenisiin verkostoihin. Miksi korkeammassa asemassa olevilla on kontakteja matalammassa asemassa oleviin, mutta päinvastainen suhde on harvinaisempi? Kontaktit muihin korkeassa asemassa oleviin voivat tulla esimerkiksi korkeakoulutuksen aikana rakennetun korkean statuksen verkoston kautta, joka tietysti puuttuu niiltä ihmisiltä, jotka eivät hanki korkeakoulutusta. Matalamman aseman edustajia puolestaan tunnetaan tasaisemmin kaikissa yhteiskunnallisissa asemassa siksi, että heitä on enemmän, ja näin ollen heitä on todennäköisempää tunkea konteksteissa, joissa ammatillinen asema ei ole olennainen, kuten esimerkiksi sukulaissuhteiden tai harrastuspiirien kautta.

Toinen hypoteesimme koski sosiaalisten verkostojen ja maun yhteyttä. Verkostojen kautta voi altistua kulttuurituotteille, joihin muuten ei tutustuisi, jolloin verkostoissa toimiminen saattaa toimia makua laajentavana mekanismina. Toisaalta maun myötä tapahtuva kulttuuristen tuotteiden kuluttaminen saattaa mahdollistaa yhteyksien syntymisen ja verkostojen laajenemisen. Näistä mekanismeista johtuen niillä, joilla on laajat verkostot, tulisi olla myös laaja maku. Rakennetyhtälömallinnuksemme vahvisti tämän hypoteesin – senkin jälkeen, kun taustatekijöiden vaikutus verkostoihin ja makuun oli kontrolloitu: verkostojen laajuus on yhteydessä myös maun

laajuuteen. Laajoissa verkostoissa toimimista edesauttaa laaja kulttuurinen tuntemus, ja toisaalta laajojen verkostojen kautta tapahtuvan vuorovaikutuksen seurauksena tuntemus voi kehittyä vieläkin laajemmaksi (DiMaggio 1987; Erickson 1996). Erilaisista kulttuurituotteista pitäminen edellyttää niiden tuntemista, mikä selittää laajojen verkostojen yhteyttä niistä pitämiseen.

Kolmannen hypoteesimme mukaan vahvemmasta homofiiliasta tulisi seurata vahvempi homologia, jolloin vastaavuus sosiaalisen aseman ja maun välillä olisi sitä voimakkaampaa, mitä homogeenisemmästä ryhmästä verkostoiltaan on kysymys. Rakenneyhtälömallinnuksemme tuki tätä hypoteesia siinä mielessä, että verkostojen laajuus lisää sekä populaari- että korkeakulttuurista makua. Kapean verkoston omaamisen (vahvan statushomofilian) tapauksessa rakenteellinen vastaavuus sosiaalisen aseman ja maun välillä on voimakkaampi kuin laajojen verkostojen ryhmällä, joiden kohdalla oman sosiaalisen aseman ulkopuolisten maku välittyy verkostojen kautta heikentäen homologian mukaista yhteiskunnallisen aseman ja maun välistä rakennetta. Tämän yhteyden yksityiskohtaisempi tarkastelu kuitenkin paljasti, etteivät matalassa sosiaalisessa asemassa olevat hyödy verkostoistaan samalla tavalla kuin korkeammassa asemassa olevat, joilla laajemmat verkostot olivat vahvemmin yhteydessä korkeampaan määrään kumuloitunutta ruumiillistunutta kulttuurista pääomaa. Kolmas hypoteesimme jää näin ollen vahvistamatta, sillä homologia voi olla vahva myös heikosti statushomofilian periaatteen mukaisesti järjestyneiden verkostojen ryhmässä. Kääntäen: verkostojen makua selittävä rooli vaikuttaa olevan pienempi matalan kuin korkean sosiaalisen aseman ryhmässä. Verkostot eivät Suomessa onnistune kompensoimaan matalan sosiaalisen aseman tuottamaa kapeaa makua.

Näin ollen tutkimuksemme perusteella verkostot epätasaisesti jakautuneena resurssina ovat

ensisijaisesti kulttuurista eriarvoisuutta ylläpitäviä ja jopa sitä kumuloivia eivätkä niitä tasaavia rakenteita, mikä on linjassa myös aiemman verkostojen ja taloudellista pääomaa koskevan suomalaisen tutkimuksen kanssa (Oinas ym. 2018, 77). Verkostojen laajuudella mitattu sosiaalinen pääoma on yhteydessä kasvaneeseen taloudelliseen pääomaan tulotason muodossa. Kuten oma analyysimme on osoittanut, verkostojen laajuus on myös yhteydessä sekä institutionalisoituneeseen (koulutus) että ruumiillistuneeseen (maku) kulttuuriseen pääomaan. Niillä, joilla on laajemmat verkostot, on myös korkeampi koulutus mutta toisaalta myös laajempi kulttuurinen makurepertuaari. Näillä yksilöillä hallussa olevat sosiaaliset ja kulttuuriset resurssit auttavat kerryttämään toisiaan (DiMaggio 1987; Erickson 1996; Lewis & Kaufman 2018; Lizardo 2006) – tai taloudellista pääomaa (Bourdieu 1986; Lin 2001). Yksilön toiminta voi johtaa parempiin lopputuloksiin verkostojen välityksellä saavutettavissa olevien resurssien kautta, mutta toisaalta verkostojen puute jättää nämä resurssit saavuttamattomiin. Verkostojen ja niissä olevien kontaktien puute voikin olla yksi selittävä tekijä huono-osaisuuden kasautumisessa, jonka yksi elementti on kulttuurinen huono-osaisuus: vähäiset kulttuuriset resurssit ja sen ruumiillistuneen tason ilmaus, kapea makurepertuaari.

Analyysimme perusteella sosiaalisilla verkostoilla on maun laajuuden selittäjänä lähes yhtä vahva itsenäinen selitysvoima kuin ammattiluokalla, koulutuksella tai sukupuolella. Lukuisat tutkimukset ovat osoittaneet laajan maun liittyvän korkeaan sosiaaliseen asemaan (Peterson & Kern 1996), jonka tehokkaimpana mittarina Suomessa toimii koulutus (Purhonen ym. 2014). Olemme tässä artikkelissa kuitenkin osoittaneet, että makua, ja etenkin maun laajuutta, voidaan selittää myös verkostoilla riippumatta sosioekonomisesta asemasta. Tulevissa tutkimuksissa sosiaalisia verkostoja ei ole syytä jättää huomioimatta makua

ja elämäntyylien eriytymistä selittävänä tekijänä. Kuten tutkimuksilla yleensäkin, tutkimuksellamme on rajoitteensa, joista voimme tässä mainita vain osan. Yhtenä voidaan pitää käyttämämme *Suomen Kuvalehden* ammattien arvostuksia mittaavaa aineistoa. Osa taulukossa 1 esitellyistä ammattien arvostuspisteistä (kuten esimerkiksi maanviljelijän sangen korkea arvostus) antaa aihetta pohtia, kuinka kattavasti aineisto todellisuudessa mittaa erilaisten ammattien arvostuksia. Subjektivisten ammattiarvostusten tutkimisen jo vähintään puolen vuosisadan mittainen traditio on aina ollut altis kritiikille koskien sitä, missä määrin subjektiiviset arvostukset vastaavat yhteiskunnassa todella vallalla olevia ammattien arvostuksia (ks. Zhou 2005). Vaihtoehto ammattien arvostusten mittaamiseen olisi käyttää subjektiivisten arvostusten sijaan objektiivisia arvostuksia, kuten ammattiin vaadittavien koulutusvuosien määrää tai ammatille tyypillistä palkkatasoa (Van der Gaag ym. 2008), mikä voisi johtaa jossain määrin toisenlaisiin tuloksiin.

Toinen kysymys on, ovatko aineiston perusteella korkeasti arvostetut ammatit todella yhteydessä verkostojen kautta yksilöille potentiaalisesti saavutettavissa olevien resurssien kasvuun, mikä edellyttää ammatissa toimivien henkilöiden riittävän hyvää tuntemista, kuten positiogeneraattorimenetelmän keskeinen ennako-oletus kuuluu (Lin & Dumin 1986). Voidaan kyseenalaistaa, tunsivatko käytetyn elämäntyylikyselyn vastaajat joitain kysytyjä ammattien edustajia jopa epäilyttävän yleisesti. Esimerkiksi lääkärin (kaikkein arvostetuin analyysiin sisällynyt ammatti) ilmoitti tuntevansa lähes puolet vastaajista, vaikka aineiston kysymysmuodossa oli painotettu sanaa ”henkilökohtaisesti”. Tämänkaltaisella kyselytutkimuksella jää väistämättä epäselväksi, kuinka hyvin vastaajat oikeasti tunsivat ne ammattien edustajat, joita he ilmoittivat tuntevansa.

Kolmanneksi on syytä ottaa huomioon, oliko tammamme operationalisoida kulttuurinen maku mu-

siikki- ja kirjallisuusgenreistä pitämisten avulla paras mahdollinen, sillä käsitykset genreistä voivat olla epäselviä ja lajityyppien luokitukset alun alkaenkin karkeita (Robette & Roueff 2014). Huolimatta tämänkaltaisista tutkimusasetelmaamme lähes väistämättä liittyvistä metodologisista valinnoista – jotka ovat kritiikille alttiita mutta toisaalta omille, melko vankoilta tutkimustraditioilleen perustuvia – katsomme, että toteuttamamme analyysi onnistuu kuitenkin toimimaan aikaisemmista tutkimuksista johdetun teorian ja hypoteesien mukaisesti. Ainoan poikkeuksen tekee tuloksemme, joka korostaa vastoin odotuksiamme verkostojen roolia kulttuurisen eriarvoisuuden kasautumisessa. Jää myöhempien tutkimusten tehtäväksi koetella tuloksiamme vaihtoehtoisten tutkimusasetelmien ja menetelmällisten valintojen avulla.

Kiitokset

Artikkeli on osa Suomen Akatemian rahoittamaa *The Dynamics of Cultural Stratification: How Cultural Classifications, Hierarchies and Tastes Change* -hanketta (projektinumero 309181).

Kirjallisuus

- BEHTOUI, ALIREZA. 2015. “Beyond Social Ties: The Impact of Social Capital on Labour Market Outcomes for Young Swedish People.” *Journal of Sociology* 52:4, 711–724.
- BOLLEN, KENNETH. 1989. *Structural Equations with Latent Variables*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- BORGATTI, STEPHEN P., AJAY MEHRA, DANIEL J. BRASS & GIUSEPPE LABIANCA. 2009. “Network Analysis in Social Sciences.” *Science* 323, 892–895.
- BOURDIEU, PIERRE. 1984. *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*. London: Routledge.
- BOURDIEU, PIERRE. 1986. “The Forms of Capital.” Teoksessa *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, toim. J. G. Richardson. New York: Greenwood Press.
- CASTRÉN, ANNA-MAIJA. 2001. *Perhe ja työ Helsingissä ja Pietarissa. Elämänpäivät ja yhteiskunta opettajien sosiaalisissa verkostoissa*. Helsinki: Suomalaisen Kirjallisuuden Seura.
- DIMAGGIO, PAUL. 1987. “Classification in Art.” *American Sociological Review* 52:4, 440–455.

- ERICKSON, BONNIE H. 1996. "Culture, Class and Connections." *American Journal of Sociology* 102:1, 217–251.
- ERIKSSON, KAI (TOIM.). 2015. *Verkostot yhteiskuntatutkimuksessa*. Helsinki: Gaudeamus.
- GRANOVETTER, MARK S. 1973. "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology* 78:6, 1360–1380.
- HANQUINET, LAURIE. 2016. "Exploring Dissonance and Omnivorosity: Another Look into the Rise of Eclecticism." *Cultural Sociology* 11:2, 165–187.
- HOYLE, RICK H. 2012. *Handbook of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- KAHMA, NINA. 2011. *Yhteiskuntaluokka ja maku*. Helsinki: Helsingin yliopisto.
- KATZ-GERRO, TALLY. 2002. "Highbrow Cultural Consumption and Class Distinction in Italy, Israel, West Germany, Sweden and the United States." *Social Forces*, 81:1, 207–229.
- KOUVO, ANTTI. 2014. "Sosiaaliset verkostot". Teoksessa *Johdatus sosiologian perusteisiin*, toim. Jani Erola & Pekka Räsänen. Helsinki: Gaudeamus, 137–149.
- LAPPALAINEN, TUOMO. 2018. "Ammatit ykkösestä viimeiseen." <https://suomenkuvalehti.fi/jutut/kotimaa/onko-ammattisi-nousussa-vai-laskussa-katso-mita-ammatteja-suomi-arvostaa-ja-mita-ei/> (Luettu 3.6.2020)
- LE ROUX, BRIGETTE, HENRY ROUANET, MIKE SAVAGE & ALAN WARDE. 2008. "Class and Cultural Division in the UK." *Sociology* 42:6, 1049–1071.
- LEFCHECK, JONATHAN. 2019. *Structural Equation Modeling in R for Ecology and Evolution*. https://jslefc.github.io/sem_book/index.html (Luettu 26.8.2019)
- LEGUINA, ADRIAN. 2015. "Musical Distinctions in England – Understanding Cultural Homology and Omnivorism Through a Methods Comparison." *Bulletin de Méthodologie Sociologique* 126:1, 28–45.
- LEWIS, KEVIN & JASON KAUFMAN. 2018. "The Conversion of Cultural Tastes into Social Network Ties." *American Journal of Sociology* 123:6, 1684–1742.
- LIN, NAN. 2001. "Building a Network Theory of Social Capital." Teoksessa *Social Capital: Theory and research*, toim. Nan Lin, Karen S. Cook & Ronald S. Burt. New York: Aldine de Gruyter, 3–29.
- LIN, NAN & MARY DUMIN. 1986. "Access to Occupations Through Social Ties." *Social Networks* 8:4, 365–385.
- LIN, NAN, YANG-CHIH FU & RAY-MAY HSUNG. 2001. "The Position Generator: Measurement Techniques for Investigations of Social Capital." Teoksessa *Social Capital: Theory and Research*, toim. Nan Lin, Karen S. Cook & Ronald S. Burt. New York: Aldine de Gruyter, 57–81.
- LIZARDO, OMAR. 2006. "How Cultural Tastes Shape Personal Networks." *American Sociological Review* 71, 778–807.
- LONKILA, MARKKU. 1999. *Social Networks in Post-Soviet Russia: Continuity and Change in the Everyday Life of St. Petersburg Teachers*. Helsinki: Helsingin yliopiston verkkojulkaisu.
- MCPHERSON, MILLER, LYNN SMITH-LOVIN & JAMES M. COOK. 2001. "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology* 27:1, 415–444.
- OINAS, TOMI, PETRI RUUSKANEN, TOMI KANKAINEN, TIMO ANTILA & MARI KIVITALO. 2018. "Sosiaalinen pääoma ja yksilötason tulokehitys Suomessa." *Sosiologia* 51:1, 65–81.
- OBERSKI, DANIEL. 2014. "lavaan.survey: An R Package for Complex Survey Analysis of Structural Equation Models." *Journal of Statistical Software* 57:1, 1–27.
- PACHUCKI, MARK A. & RONALD L. BREIGER. 2010. "Cultural Holes: Beyond Relationality in Social Networks and Culture." *Annual Review of Sociology* 46, 205–224.
- PETERSON, RICHARD A. & ROGER M. KERN. 1996. "Changing Highbrow Taste: From Snob to Omnivore." *American Sociological Review* 61:5, 900–907.
- PURHONEN, SEMI, JUKKA GRONOW & KEIJO RAHKONEN. 2010. "Nordic democracy of taste? Cultural omnivorosity in musical and literature taste preferences in Finland." *Poetics* 38, 266–298.
- PURHONEN, SEMI, JUKKA GRONOW, RII HEIKKILÄ, NINA KAHMA, KEIJO RAHKONEN & ARHO TOIKKA. 2014. *Suomalainen maku: kulttuuripääoma, kulutus ja elämäntyylien sosiaalinen eriytyminen*. Helsinki: Gaudeamus.
- ROBETTE, NICOLAS & OLIVIER ROUEFF. 2014. "An Eclectic Eclecticism: Methodological and Theoretical Issues About the Quantification of Cultural Omnivorism." *Poetics* 47, 23–40.
- ROSSEEL, YVES. 2012. "lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling." *Journal of Statistical Software* 48:2, 1–36.
- SALMINEN, VELI-MATTI. 2012. *Verkostot, paikallisuus ja eriarvoisuus*. Jyväskylä: Jyväskylän yliopisto.
- SCHERMELLEH-ENGEL, KARIN HELFRIED MOOSBRUGGER & HANS MÜLLER. 2003. "Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Test of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures." *Methods of Psychological Research Online* 8:2, 23–74.
- SIMMEL, GEORG. 2005. *Suurkaupunki ja moderni elämä. Kirjoituksia vuosilta 1895–1917*. Helsinki: Gaudeamus.
- TILASTOKESKUS. 2010. Ammatiluokitus 2010. (<http://www.stat.fi/meta/luokitukset/ammatti/001-2010/index.html>) (Luettu 3.6.2020)
- TRIMBLE, LINDSEY B. & JULIA A KMEC. 2011. "The Role of Social Networks in Getting a Job." *Sociology Compass* 5:2, 165–178.
- VAN DER GAAG, MARTIN, TOM A. B. SNIJDERS & HENK FLAP. 2008. "Position Generator Measures and Their Relationship to Other Social Capital Measures." Teoksessa

- Social capital: An International research program*, toim. Nan Lin & Bonnie Ericson. New York: Oxford University Press, 27–48.
- VAN DER GAAG, MARTIN & MARTIN WEBBER. 2008. "Measurement of Individual Social Capital: Questions, Instruments and Measures." Teoksessa *Social Capital and Health*, toim. Ichiro Kawaschi, S.V. Subramanian & Daniel Kim. New York: Springer, 29–49.
- VERHAEGHE, PIETER-PAU & YAOJUN LI. 2015. "The Position Generator Approach to Social Capital Research: Measurements and Results." Teoksessa *Handbook of research methods and applications in social capital*, toim. Yaojun Li. Cheltenham: Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 166–186.
- WARDE, ALAN & MODESTO GAYO-CAL. 2009. "The Anatomy of Cultural Omnivorosity: The Case of the United Kingdom." *Poetics* 37:2, 119–145.
- ZHOU, XUEGUANG. 2005. "The Institutional Logic of Occupational Prestige Ranking: Reconceptualization and Reanalyses." *American Journal of Sociology* 111:1, 90–140.

Liitteet

LIITETAULUKKO 1. Kulttuuri ja vapaa-aika Suomessa 2018 -aineiston vastaajien iän, sukupuolen, koulutuksen, tulotason ja ammattiluokan jakaumat painotettuna (n = 1338). Prosenttiosuus tai keskiarvo.

MUUTTUJA	OSUUS (%) TAI KESKIARVO
Ikä	46,2
Sukupuoli, naisia	50,0
KOULUTUS	
Ei ammatillista koulutusta	13,8
Ammattikoulu tai ammattikurssi	34,7
Opistotason koulutus	16,6
Ammattikorkeakoulututkinto	17,0
Korkeakoulututkinto tai akateeminen jatkotutkinto	17,8
TULOTASO	
0 - 1999 euroa kuukaudessa	58,4
2000 - 2999 euroa kuukaudessa	27,2
3000 - 4999 euroa kuukaudessa	10,4
Yli 5000 euroa kuukaudessa	1,4
AMMATTILUOKKA	
Työläiset	31,0
Keskiryhmä	40,5
Johtava ryhmä	25,2
Muu	3,3

LIITETAULUKKO 2. Verkostojen ja maun laajuuden sosioekonomisilla tekijöillä vakioitua yhteydettä koskevan rakenneyhtälömallin standardoimattomat ja standardoidut beta-arvot, keskiarvot, z-arvot, tilastolliset merkitsevyydet ja selitysasteet (n = 1126)

	Standardoimaton beta	Standardoitu beta	Keski- virhe	z	Merkitsevyys	R ²
VERKOSTOJEN INDIKAATTORIT						
Laajuus	1	0,748	0,015	48,387	***	0,559
Korkein arvostus	0,425	0,745	0,011	7,184	***	0,555
Heterogeenisyys	0,332	0,986	0,007	142,661	***	0,971
VAIKUTUS VERKOSTOIHIN						
Ikä	0,006	0,039	0,032	1,197	ns	
Sukupuoli	-0,067	-0,013	0,035	-0,376	ns	
Tulotaso	0,219	0,065	0,035	1,843	ns	
Koulutus	0,301	0,157	0,041	3,857	***	
Ammattiluokka	0,510	0,141	0,042	3,341	***	
Yhteensä						0,085
VAIKUTUS MAUN LAAJUUTEEN						
Ikä	0,009	0,035	0,033	1,077	ns	
Sukupuoli	1,468	0,178	0,033	5,402	***	
Tulotaso	-0,446	-0,081	0,033	-2,421	*	
Koulutus	0,389	0,125	0,039	3,228	**	
Ammattiluokka	1,095	0,186	0,04	4,665	***	
Yhteensä						0,117
Verkostot - Maun Laajuus	1,717	0,181	0,035	5,115	***	

*** p < 0.001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ns. p > 0,05.

LIITETAULUKKO 3. Verkostojen laajuuden, korkeimman arvostuksen ja heterogeisyyden keskiarvot ammattiluokittain (n = 1243). Keskihajonnat on esitetty suluissa.

AMMATTILUOKKA	TYÖLÄINEN (N = 271)	KESKIRYHMÄ (N = 522)	JOHTAVA ASEMA (N = 450)	F-ARVO
Laajuus	5,3 (3,3)	6,0 (3,4)	6,8 (3,3)	29,10***
Korkein arvostus	6,3 (1,6)	6,5 (1,5)	6,9 (1,1)	30,45***
Heterogeisuus	1,3 (0,8)	1,6 (0,9)	2,0 (0,8)	76,08***

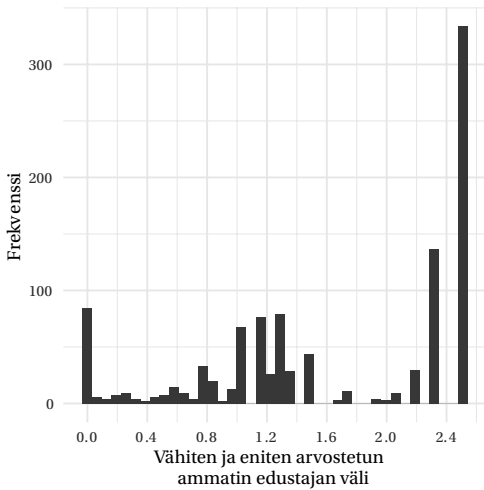
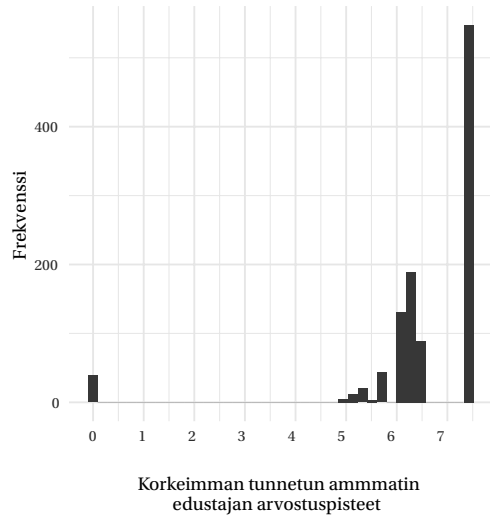
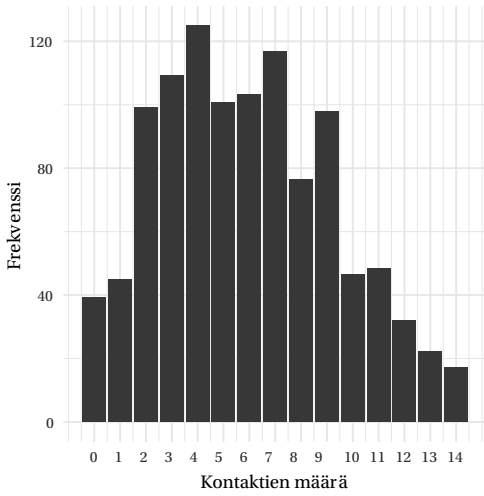
*** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ns. p > 0,05.

LIITETAULUKKO 4. Yhteiskunnallisten aseman ja verkostojen yhteyttä populaari- ja korkeakulttuurimusiikista pitämiseen koskevan rakenneyhtälömallin standardoimattomat ja standardoidut beta-arvot, keskiarvot, z-arvot, tilastolliset merkitsevyydet ja selitysasteet (n=1126)

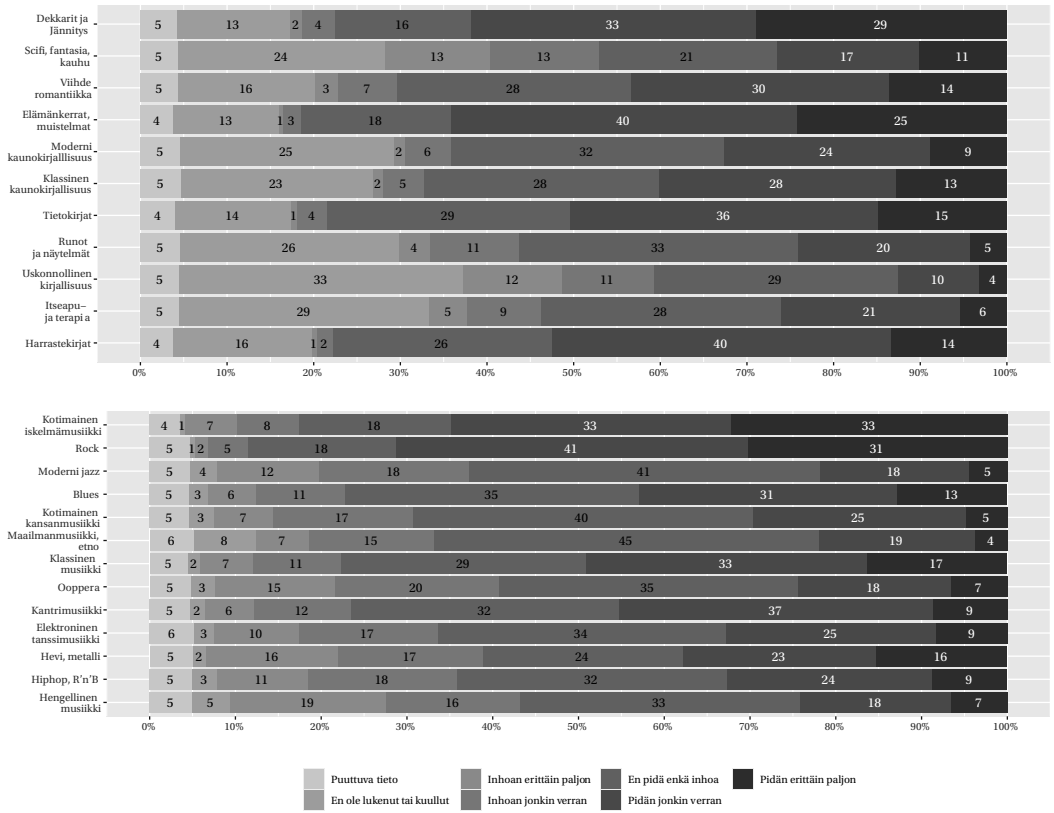
Muuttuja	Standardoimaton estimaatti	Standardoitu estimaatti	Keskiarvo	z	Merkitsevyys	R ²
VERKOSTOJEN INDIKAATTORIT						
Laajuus	1	0,746	0,016	47,891	***	0,557
Korkein arvostus	0,425	0,743	0,010	71,676	***	0,553
Heterogeenisuus	0,333	0,988	0,007	141,910	***	0,975
YHTEISKUNNALLISEN ASEMAN INDIKAATTORIT						
Ammattiluokka	1	0,731	0,028	26,440	***	0,535
Koulutus	10,887	0,731	0,030	24,311	***	0,545
Tulotaso	0,571	0,392	0,036	10,856	***	0,154
YHTEYS KORKEAKULTTUURI- MUSIIKISTA PITÄMISEEN						
Yhteiskunnallinen asema	0,706	0,352	0,038	9,249	***	
Verkostot	0,034	0,083	0,035	2,339	*	
Yhteensä						0,150
YHTEYS POPULAARI- MUSIIKISTA PITÄMISEEN						
Yhteiskunnallinen asema	-0,411	-0,129	0,042	-3,050	**	
Verkostot	0,067	0,103	0,040	2,549	*	
Yhteensä						0,02
Yhteiskunnallinen asema - verkostot	0,438	0,341	0,034	10,040	***	

*** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ns. p > 0,05.

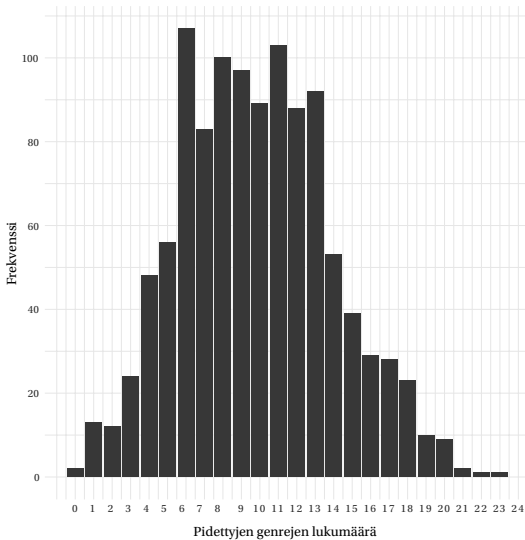
LIITEKUVIO 1. Kontaktien määrän, korkeimman tunnetun ammatin edustajan arvostuspisteiden sekä vähiten ja eniten arvostetun ammatin edustajan etäisyyden jakaumat (n = 1126)



LIITEKUVIO 2. Kirja- ja musiikkigenreistä pitämisen jakaumat (n = 1126), %



LIITEKUVIO 3. Musiikki- ja kirjagenrejen pitämisestä muodostetun summamuuttujan jakauma (n = 1126)



LIITEKUVIO 4. Korkea- ja populaarikulttuurimusiikista pitämisestä muodostettujen summamuuttujien jakaumat (n = 1126)

