

Tartu Ülikool
Psühholoogia instituut

Kristin Kurjama

**PROPORTSIOONIDE ERISTAMISE TÄPSUSE
SÕLTUVUS DIFERENTSEERIVA TUNNUSE TÜÜBIST
JA ERISTATAVATE ELEMENTIDE ARVUST**

Seminaritöö

Juhendajad: Aire Raidvee, *MSc*
Jüri Allik, *PhD*

Läbiv pealkiri: Proportsioonide eristamine

Tartu 2012

Sisukord

Kokkuvõte	3
Abstract	4
Sissejuhatus	5
Meetod	11
Tulemused ja arutelu	13
Tänu sõnad	21
Kirjanduse loetelu	22

Kokkuvõte

Seminaritöö eesmärgiks oli uurida inimese võimet eristada arvulisi proportsioone sõltuvalt eristatavate elementide arvust ja eristava tunnuse tüübist. Katseisikule esitati kaks ühisel alal läbisegi asuvat teineteisest värvi või orientatsiooni poolest eristuvate elementide hulka, paludes tal hinnata, millise hulga elemente on rohkem. Kõikide tulemuste tõenäosuste kirjeldamiseks rakendati uudset Bernoulli vastusmudelit (hüpergeomeetrilise jaotuse alusel) ühe vaba parameetriga K , mis tähistab uuritud elementide oletatavat arvu, mille põhjal otsus langetatakse. Bernoulli mudeli kohaselt valitakse need K elementi kõikide vaateväljal olevate elementide seast juhuslikult, olles arvuliselt piiratud taju mahu poolt. Loendatud elementide arv suurenes ebaproportsionaalselt kuvatud elementide koguarvu $N = 9, 13, 33, 65$ kasvades; värv oli tugevam eristamise faktor kui orientatsioon. Tulemustest järeldub, et Bernoulli mudel pakub alternatiivse viisi harjumuspärasele Thurstone'i mudelile, uurimaks inimese võimet eristada proportsioone.

Abstract

The aim of this study was to examine observers' ability to discriminate numerical proportions depending on the number and attributes of the elements. Observers' task was to decide which one of the two overlapping sets of elements, distinguished by colour or orientation, was more numerous. Bernoulli response model (based on hypergeometrical distribution) with a single free parameter K (the supposed number of inspected elements on which the choice was made) was applied to describe the choice probabilities. According to the Bernoulli model, these K elements are chosen randomly, their number limited by perceptual capacity. With the growth of the total number of displayed elements $N = 9, 13, 33, 65$, the number of accounted elements increased disproportionately, with colour being a stronger discriminating feature than orientation. It is concluded that the Bernoulli model is an alternative for the habitual Thurstonian-type model for examining observers' ability to discriminate proportions.

Sissejuhatus

Inimesel on oskus nägemise abil eristada erinevate hulkade proportsioone. Tajume ühte hulka olevat suurem kui teine, ilma et peaksime kõiki elemente ükshaaval üle loendama. Näiteks tajume, et klassis on poisse rohkem kui tüdrukuid, isegi kui me ei tea arvuliselt täpselt, kui palju poisse ja tüdrukuid on. Suhtelise arvukuse tajumine on vahel oluline oskus ka eluliselt kriitilises olukorras, kus peame kiirelt hindama kumba on rohkem: kas vaenlasi või omi. Meie konkreetne edasine tegutsemine (põgeneda või võidelda) oleneb sellest, kas tajume olevat vähemuses endid või vastaseid. Kui tegu on väikesearvulise hulgaga, on lihtne hulga elemendid ükshaaval üle lugeda ning seejärel otsus langetada. Kui aga elemente on hulgas palju ning meil napib aega või ressursse, teeme otsuse toetudes sellele, kuidas me nende hulkade suhtelist arvukust tajume.

Arvukuse tajumist võib kirjeldada kui protsessi, kus nägemise abil tehakse kiire hinnang elementide arvukuse kohta, ilma neid ükshaaval üle lugemata (Tokita & Ishiguchi, 2009). Kuni nelja elemendi puhul on proportsioonide arvukuse kindlaks määramisel tegu subiteerimisega, st kiirelt elementide arvukuse määramisega ilma vigadeta (Durgin, 1995). Kui elemente esineb rohkem, siis on kiire otsuse langetamisel tegu hinnanguga (ik *estimation*) ning see toob kaasa arvukuse täpsuse määramisel vigu (Burr, Turi, & Anobile, 2010). Kuigi inimesed eristavad suhtelisi proportsioone küllaltki hästi, kiputakse ajapuuduse või suure hulga elementide tõttu, nägemise abil proportsioone hinnates tihti langetama otsuseid rutakalt ning ilma sügavama tähelepanuta. Seepärast võime vastu võtta otsuseid, mis hiljem ei tundugi enam nii väga soodsad. Kuna proportsioonide arvukuse eristamine on igapäevaselt esinev ning oluline protsess, on tähtis seda fenomeni uurida ning püüda välja selgitada, millest ja kuidas see sõltub.

Varasemad tööd on näidanud, et inimese võime visuaalselt hinnata elementide suhtelist arvukust sõltub sellest, kuidas elemendid on pinnal jaotatud (Allik & Tuulmets, 1991; Durgin, 1995; Sophian & Chu, 2008). Allik ja Tuulmets (1991) näitavad oma katses, et üksteisega mitte kokkupuutuvate elementide (ik *inhibitory patterns*) puhul tajutakse rohkema-arvulisena seda hulka, milles elemendid on esitatud korrapärase muustrina, kui et jaotatud ebakorrapäraselt. Lisaks toovad autorid välja, et ebakorrapäraselt jaotatud üksteisega mitte kokkupuutuvaid elemente tajutakse rohkema-arvulisena kui kokkusurutud või osaliselt kattuvaid elemente (ik *satellite patterns*). Sophian ja Chu (2008) leidsid, et inimesed hindavad

elementide suure arvu puhul proportsioone, võttes arvesse ka elementide vahele jäävat ruumi. Nad võtsid katses vaatluse alla nii elementide kauguse teineteisest kui ka esitluspinna täitmise astme. Võrreldes kahte elementide hulka, peeti arvukamaks seda hulka, mis hõlmas enda alla suurema osa esituspinnast, st kus oli vähem tühja pinda.

On näidatud, et proportsioonide arvukuse hindamise võime sõltub esitatud tunnuse tüübist. Tokita ja Ishiguchi (2009) viisid läbi katseid, uurides nn „esile-hüppavate“ (ik *pop-out*) ja „mitte-esile-hüppavate“ (ik *non pop-out*) elementide suhtelise arvukuse eristamist. Nad toetusid oma eksperimendis varem tõestatud nähtusele, et olenevalt stiimuli omadustest võib ta käituda kas esile-hüppavana või mitte-esile-hüppavana. Esimesel juhul tajub inimene stiimulit automaatselt ilma teadlikult suunatud tähelepanuta, st stiimul paistab vaateväljas kiirelt silma. Teisel juhul peab inimene stiimuli märkamiseks oma tähelepanu teadlikult stiimulile suunama, sest seda ei tajuta automaatselt. Nad võtsid oma katses esile-hüppavaks stiimuleid eristavaks tunnuseks värvi, konstrueerides ühe hulga punast värvi elementidega ja teise rohelist värvi elementidega. Mitte-esile-hüppavaks valiti stiimuli orientatsioon, st konstrueeriti üks hulk vasakule kaldu olevate joontega ning teine hulk paremale kaldu olevate joontega. Katse tulemused näitasid, et sümmeetriliste hulgapaaride (st mõlemad hulgad sama tüüpi stiimulitega) suhtelise arvukuse hindamisel ei esinenud hindamisel kallutatust (ik *bias*) ühe kindla vastuse suunas, kuid ebasümmeetriliste hulgapaaride puhul (kumbki erinevast stiimulitüübist) esile-hüppavate elementide proportsioone ülehinnati ning mitte-esile-hüppavate stiimulhulkade arvukust alahinnati. Saadud tulemustest järeldub, et värviringide puhul on eristusprotsess tunduvalt automaatsem kui kaldjoonte puhul, mis omakorda näitab, et värvi põhjal eristatakse proportsioonide arvukust paremini kui orientatsiooni järgi.

Huvitav on leid, et proportsioonide arvukuse hindamise võime seostub tugevalt inimese matemaatilise võimekusega. Halberda, Mazzocco ja Feigenson (2008) näitasid, et mida parem on inimese matemaatiline võimekus, seda täpsem on võime hinnata arvukust. See fenomen viitab, et suhtelise arvukuse hindamine on tugevalt seotud numbrilise võimekusega (ik *number based capacities*) (Burr jt, 2010).

Varasemad uurimused näitavad, et inimese tähelepanumaht on üsnagi piiratud (Hess, Barnes, Dumoulin, & Dakin, 2003; Raidvee, Averin, Kreegipuu, & Allik, 2011). Hess jt (2003) näitasid oma katsetega, et inimese võime nägemisväljas hinnata suhtelisi asukohti (ik *relative position*) on limiteeritud ühe asukohaga, kuid lisahinnangud võivad välja kujuneda järk-

järgult aja jooksul, ning see protsess on aeglane ja loomult tõenäoliselt kognitiivne (Hess jt, 2003). Lisaks on uuritud proportsioonide arvukuse eristamist ka liikuvate stiimulite puhul ning on leitud, et inimese efektiivsus liikumissuuna hindamiseks on suhteliselt madal ega sõltu olulisel määral esitatavate elementide koguhulgast (Raidvee jt, 2011). Raidvee jt (2011) poolt läbi viidud katsed erineva arvulise suurusega vastassuunas liikuvate stiimulitega hulkadega näitasid, et vaateleja on suuteline arvesse võtma väga limiteeritud arvu elemente (mõnel juhul isegi vähem kui 0.5% koguhulgast), mille põhjal ta teeb otsuse, kummas suunas liikuvaid stiimuleid oli kuvatud rohkem. Teisisõnu, inimene suudab hindamisel arvesse võtta vaid väga väikese koguse nägemisväljas olevatest elementidest. Et uurida, kas leid taju ebaefektiivsuse kohta on üldistatav ka üle erinevate stiimulitüüpide, tuleks katse läbi viia ka staatiliste stiimulitega.

Proportsioonide suhtelist arvukust võib hinnata erinevate katseülesannetega: mitmed tööd on kasutanud suhtelise arvukuse hindamise uurimiseks kahte stiimulelementide hulka, mis on paigutatud teineteise kõrval asetsevatele taustaladele ning paludes katseisikul võrrelda nende arvukust (Burgess & Barlow, 1983; Durgin, 1995; Sophia jt, 2008). Samas on võimalik esitada mõlemad võrreldavad stiimulihulgad ühel alal segamini, võttes eristamise aluseks teatud omaduse nagu näiteks värv, orientatsioon (Tokita & Ishiguchi, 2009) või erinevas suunas liikumine (Raidvee jt, 2011).

Usutakse, et nagu mitmed teised visuaalsed omadused, halveneb ka kahe hulga suhtelise arvukuse hindamise võime, kui neis elementide arv suureneb (Ross, 2003). Varasemad tööd nii käitumuslikus kui neurobioloogises vallas on näidanud, et arvukuse võrdlemine allub Weberi seadusele, mis tähendab, et eristusvõime sõltub võrreldavate elementide arvukusest (Burgess & Barlow, 1983; Halberda & Feigenson, 2008; Tokita & Ishiguchi, 2010), ning on kirjeldatav Weberi fraktsiooniga ehk suhtega $k = \Delta N / N$, milles ΔN tähistab stiimuli N väärtuse vähimat muutust (nimetatakse ka stiimuli N vaevumärgatavaks erinevuseks (ik *Just Noticeable Difference*, JND), mida on võimalik usaldusväärse täpsusega märgata (levinumalt võetakse aluseks 75% tõenäosus). Katsed 20-400 elemendiga visuaalse numbrilise arvukuse eristamise kohta, on andnud Weberi fraktsiooni väärtusteks vahemiku 0.11-0.16 (Allik & Tuulmets, 1991; Burgess & Barlow, 1983), mis tähendab, et kui meil on vaateväljas näiteks hulk 100 elemendiga, siis 75% tõenäosusega oleme võimelised märkama hulga elementide arvu muutumist esialgselt hulgast, kui elemente on kuvatud mahus 111-116 või rohkem.

Samas on oluline välja tuua, et Weberi seadus ei võta arvesse stiimulite omadusi ja kuvamisviisi. Seepärast on erinevad katsed viinud erinevate Weberi fraktsiooni väärtusteni.

Traditsiooniline, Thurstone'i mudel arvukuse eristamise seletamiseks eeldab, et võrreldavad hulga tekivad meis ebatäpse sisemise representatsiooni ning inimese võime eristada kahte hulka paraneb, kui kattuvus nende kahe representatsiooni vahel väheneb (Thurstone, 1927). Ebatäpse sisemise tunnetusliku representatsiooni kaudu suhtelise arvukuse uurimist tuntakse kõige enam just Thurstone'i mudelina, mis näeb ette, et kahe hulga arvukuste eristamisel on stiimulid mõtteliselt esitatud kahe juhusliku muutujana, ning otsus tehakse neid omavahel võrreldes (Dzhafarov, 2003).

Proportsioonide suhtelise arvukuse eristamist saame analüüsida ka teistsugusel viisil kui sisemise juhusliku representatsiooni abil (Raidvee, Põlder, & Allik, 2012). Võime eeldada, et juhuslikkus ei peitu mitte stiimulitest sisemise kujutise moodustumises, vaid hoopis üksikute elementide valikul stiimulite koguhulgast. Mitmeid numbrilisi eristamise ülesandeid on võimalik käsitleda Jacob Bernoulli poolt välja pakutud urni skeemi põhimõttel. See võte on arendatud mõtteliste ülesannete jaoks, kus mitmed igapäevaelu nähtused ja asjad nagu inimeste hulgad, visuaalsed objektid, sündmuste toimumised jne tähistatakse värviliste kuulikestena. Inimene võtab teatud hulga kuulikesi ükshaaval urnist suvaliselt välja, eesmärgiga hinnata, millist värvi kuule on urnis rohkem. Ta registreerib endale mõttes kuulikeste värvi, ning langetab pärast kõikide kuulide uurimist nende põhjal otsuse, millist värvi kuulikesi on urnis tõenäolisest rohkem.

Pärast iga kuuli inspekteerimist on võimalik see kas urni tagasi panna (toob kaasa võimaluse, et sama kuuli võidakse uurida mitu korda) või mitte tagasi panna (igat valitud kuuli saab lugeda vaid ühe korra). See viib meid kahele erinevale korrektse vastuse leidmist kirjeldavale tõenäosusjaotusele: esimesel juhul on tegu binoomjaotusega ning teisel juhul hüpergeomeetrilise jaotusega. Igat olukorda, kus vaatlejale on antud ülesandeks eristada kahe hulga A ja B elementide suhtelist arvukus (elementide koguarv hulkades vastavalt N_A ja N_B), saab lahendada Bernoulli urni mudeli alusel. Seega on mudeli järgi võimalik leida, kui mitu elementi K on tarvis valida kõikidest vaateväljal olevatest elementidest $N = N_A + N_B$, et saaksime konstrueerida suhtelise arvukuse eristamise psühhomeetrilise funktsiooni, mis oleks võimalikult sarnane empiiriliselt saadud tulemustele (Raidvee jt, 2012).

Bernoulli urni skeemi järgi ei uuri vaatleja mitte kõiki urnis olevaid elemente, vaid teeb oma otsuse eeldatavalt nende K elemendi põhjal, mida ta on valinud suvaliselt kõigi võimalike elementide N seast. Seda mõistuspärase otsuse tegemise reeglit saab lahti seletada järgmiselt: kui valitud elementide K seas peetakse esimesse hulka kuuluvaid elemente $K_A \subset N_A$ rohkema arvuliseks kui teise hulka kuuluvaid elemente $K_B \subset N_B$ ($K_A > K_B$, kusjuures $K_A + K_B = K$), siis valitakse vastuseks A -tüüpi elemendid; vastupidisel olukorras valitakse aga vastus B -tüüpi elemendid. Kui arvesse võetud elementide suhe satub olema võrdne ($K_A = K_B$), siis langetatakse otsus mõlema vastuse vahel suvaliselt (mõlemad variandid võrdse tõenäosusega, eeldusel, et ei esine vastuse kallutatust). Seetõttu, arvesse võetud elementide K suhe tegelikult esitatud elementide N koguarvusse määrab lisaks suhtelise arvukuse eristamise psühhomeetrilise kõvera tõusule (standardhälbele), ka tehtud töö efektiivsuse ideaalvaatleja suhtes, kes erinevalt reaalsest vaatlejast suudab arvesse võtta kogu olemasoleva informatsiooni.

Kuigi proportsioonide eristamise küsimus on iidne ning üsna palju uuritud, on kirjeldatud lähenemismeetod täiesti originaalne ning teadaolevalt pole varasemalt täpselt sellist meetodit arvukuse eristamisele rakendatud (Raidvee jt, 2012). Käesoleva seminaritöö eesmärgiks on uudse meetodi kaudu saada infot selle kohta, kui efektiivselt inimene suudab proportsioone eristada erinevat tüüpi stiimulite ning elementide koguarvu puhul. Lisaks proovin kindlaks teha suhte otsuse tegemiseks arvesse võetud elementide K ja kõikide kuvatud elementide N vahel. Kuna ideaalne vaatleja on võimeline arvestama oma otsuse tegemisel absoluutselt kõiki elemente, siis saame reaalse vaatlejaga katse läbiviimisel kasutada ideaalse vaatleja tulemust kui etaloni. Analüüsides ideaalvaatleja ja reaalse vaatleja tulemusi, proovin leida, et mil viisil kodeeritakse inimese tajus informatsioon, kui elementide koguarv N kasvab.

Üldlevinud teooria ütleb, et suhtelise arvukuse eristamise täpsus väheneb kui uuritavate elementide arv suureneb. Samas pole teada, kas see seadus kehtib võrdselt kõigi visuaalsete tunnuste kohta. Varasemad tööd on näidanud, et proportsioonide eristamine on suhteliselt kehv kui võrreldakse elemente nende orientatsiooni (Tokita & Ishiguchi, 2009) või liikumissuuna alusel (Raidvee jt, 2011) ning märgatavalt parem, kui võrdluse aluseks on elementide värv (Tokita & Ishiguchi, 2009). Sellest johtuvalt valisin uurimiseks ühe kergesti eristatava (värv) ja ühe keerulisema tunnuse (orientatsioon), et viia läbi eksperiment proportsioonide eristamise kohta.

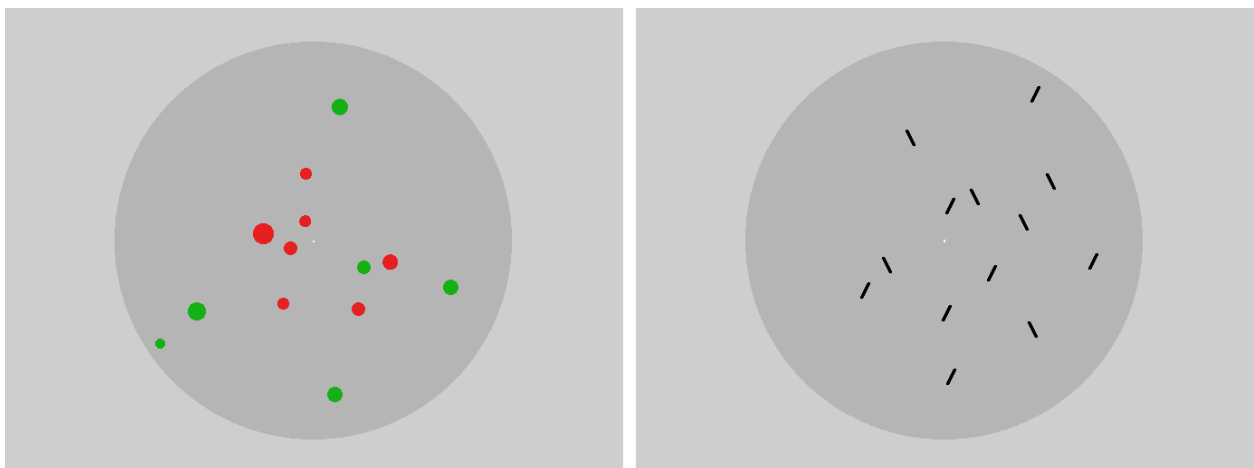
Selleks, et uurida, kuidas mõjutavad elementide koguarv ja omadused inimese proportsioonide eristamise võimet, viisin läbi eksperimendi erinevate stiimulitega, milleks olid kahte erinevat värvi ringid ja kahe erineva orientatsiooniga kaldjooned. Stiimulihulgad valisin suures arvulises ulatuses (väikseim hulk 9 elementi ja suurim 65 elementi), kusjuures elementide arvud olid valitud lähtuvalt sellest, et tegemist oleks paaritute arvudega, ning et oleks esindatud väiksemad ja suuremad koguarvud, et seeläbi uurida hinnangu sõltuvust elementide koguarvust. Varasemad tööd on tihti võtnud eksperimentides kasutusse 20 või rohkema elemendiga hulkasid, kuid väiksemaid koguseid nagu 5-15 pole eriti uuritud (Tokita & Ishiguchi, 2010). Samas on aga varem leitud, et elementide arv mõjutab arvukuse hindamise täpsust, uurides elementide hulka vahemikus 20-320 (Durgin, 1995). Kaasates eksperimenti ka väiksema hulgaga elemente, on võimalik uurida, kuidas elementide arv üldiselt mõjutab arvukuse tajumist ning kas väiksema arvu elemendite puhul on tulemused teistsugused kui suure arvu stiimulite puhul.

Meetod

Katseisikud. Katses osalesid normaalse või normaalseks korrigeeritud nägevusteravusega 4 naissoost üliõpilast vanuses 20 aastat, kellest kahel puudus varasem kokkupuude psühholoogiliste katsetega ning kes ei olnud eksperimendi eesmärkidest teadlikud.

Aparatuur. Stiimulid esitati Cambridge ViSaGe stiimuligeneraatoriga (Cambridge Research Systems Ltd.) Mitsubishi Diamond Pro 2070SB 22" monitoril (aktiivne ekraaniala 20", kaadrisagedus 140 Hz, ekraaniresolutsioon 1024×769 pikselit), mis vaatluskaugusel 170 cm moodustas nägemisvälja horisontaalse nurga 12.92° ja vertikaalse nurga 9.68°.

Vastamiseks oli osaleja kasutuses vastusepult kahe kõrvuti asetseva nupuga (mis olid tähistatud vastavalt stiimuli iseloomule).



Joonis 1. Värviliste ringide ja erineva orientatsiooniga kaldjoonte kuvamine arvutiekraanil. Näide hulkadest, kus $N = 13$.

Stiimulid. Katses kasutati kahte erinevat stiimulitüüpi: värvi alusel eristatavad ringid (punased vs rohelised); orientatsiooni alusel eristatavad kaldjooned („/“ vs „\“). Stiimulid olid juhuslikult kuvatud ekraanile koguarvus $N = 9, 13, 33$ või 65 (vastavalt Joonisele 1) ringikujulisele monokromaatilisele alale konstantse heledusega 54 cd/m^2 [mõõdetud elektroonilise fotomeetriga ColorCAL (Cambridge Research Systems)], mille diameeter moodustas 85% ekraani kõrgusest. Kogu ülejäänud ekraani täitis hall taust heledusega 64 cd/m^2 . Ekraanile kuvatud ringide diameeter varieerus juhuslikult vahemikus $11' - 24'$. Nii punaste kui roheliste ringide heledus oli ca 23.5 cd/m^2 . Kaldjoonte puhul oli heledus 0.3 cd/m^2

ning kalle vertikaalteljest vasakule või paremale 20° . Joone laius oli 2' ning pikkus oli 19' (vertikaalprojektsiooni kõrgus oli 16').

Vältimaks stiimulite kattuvust, oli iga elemendi ümber “nähtamatu” pidurdusala ning elementide minimaalne kaugus üksteisest oli 22'. Iga stiimulelement oli piisavalt kontrastne ning isolatsioonis esitatuna avastatav absoluutse täpsusega. Stiimulid esitati ekraanile 200 millisekundiks ning vastuse andmiseks oli 3 sekundit. Üksikkatsete vahel näidati neutraalset halli ekraani, mille heledus oli teststiimuli taustaga võrdne (64 cd/m^2).

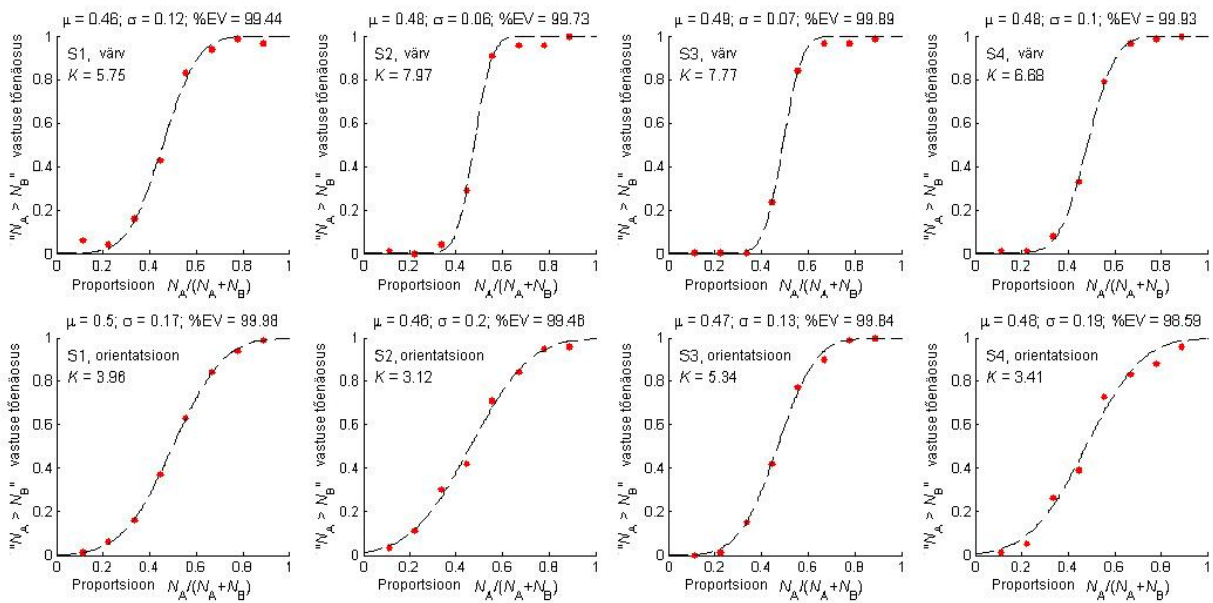
Katseplaan. Katseisik istus hämaras ruumis 170 cm kaugusel ekraanist. Tegu oli binokulaarse vaatlusega, kus katseisikule anti ülesandeks jälgida arvutiekraani ning stiimuli ilmudes 3 sekundi jooksul vajutada kas paremale või vasakule nupule, andes nii märku, milliseid stiimuleid oli rohkem. Parema nupu vajutamine tähendas, et vastavalt katse tüübile pidas katseisik ekraanil domineerivamaks punaseid ringe või paremale kaldus olevaid jooni. Vasaku nupu tähendus oli, et arvukamana tajuti rohelisi ringe või vasakule kaldus olevaid jooni. Iga katseisik osales kokku 8 katseseerias, millest neli olid katsed värvi stiimulitega (vastavalt elementide koguarvuga $N = 9, 13, 33$ või 65) ning ülejäänud neli orientatsiooni stiimulitega (vastavalt $N = 9, 13, 33$ või 65).

Erinevate stiimulitüüpidega katseseeriad (värv vs orientatsioon) esitati vaheldumisi, alustades kõige väiksema stiimulite koguarvuga tingimusest ($N = 9$) ja lõpetades suurima koguarvuga tingimusega ($N = 65$). Katseisikutel lasti teha enne päris katse algust 10 prooviharjutust. Stiimulite koguarv $N = N_A + N_B$ jagunes kahe erineva stiimulitüübi – punaste (N_A) vs roheliste (N_B) ringide või paremale (N_A) vs vasemale (N_B) kaldu joonte vahel, mille omavahelised proportsioonid katseseeria lõikes varieerusid. Stiimulite koguarvu $N = 9$ puhul oli proportsioonil 8 erinevat võimalikku väärtust (1:8, 2:7, 3:6, 4:5, 5:4, 6:3, 7:2, ja 8:1); stiimulite koguarvu $N = 13$ puhul 12 võimalikku väärtust (1:12, 2:11, 3:10, 4:9, 5:8, 6:7, 7:6, 8:5, 9:4, 10:3, 11:2, 12:1); stiimulite koguarvu 33 puhul 8 võimalikku väärtust (13:20, 14:19, 15:18, 16:17 ja vastupidi); stiimulite koguarvu 65 puhul 6 võimalikku väärtust (23:42, 26:39, 32:33, ja vastupidi). Mõlema stiimulitüübi puhul oli iga proportsiooni kohta 100 kordust.

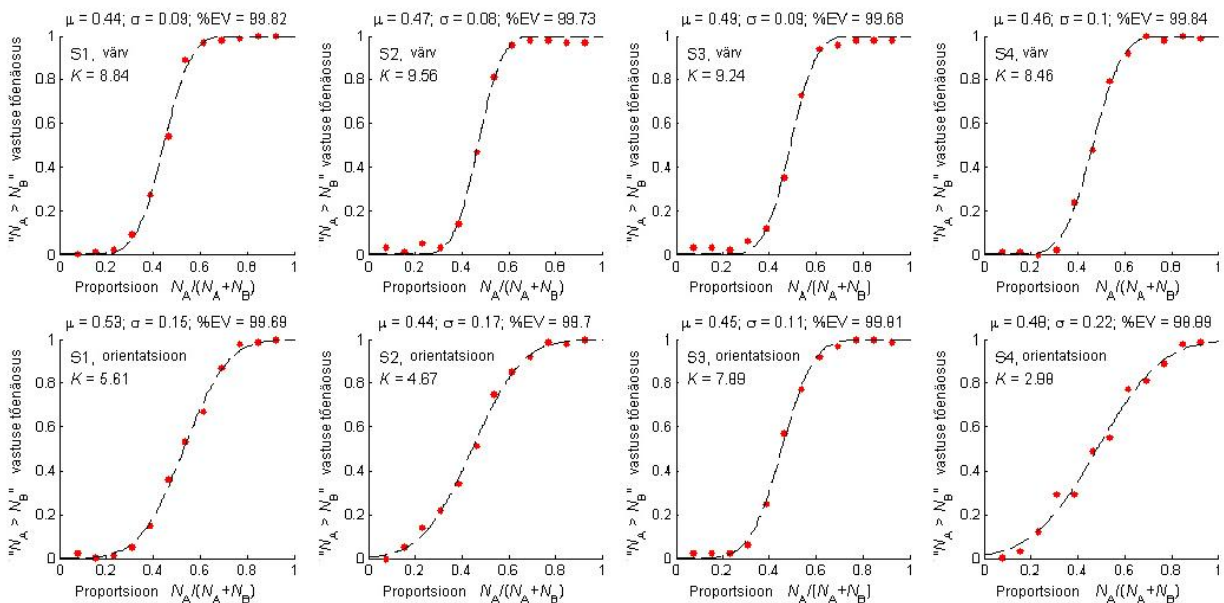
Tulemused ja arutelu

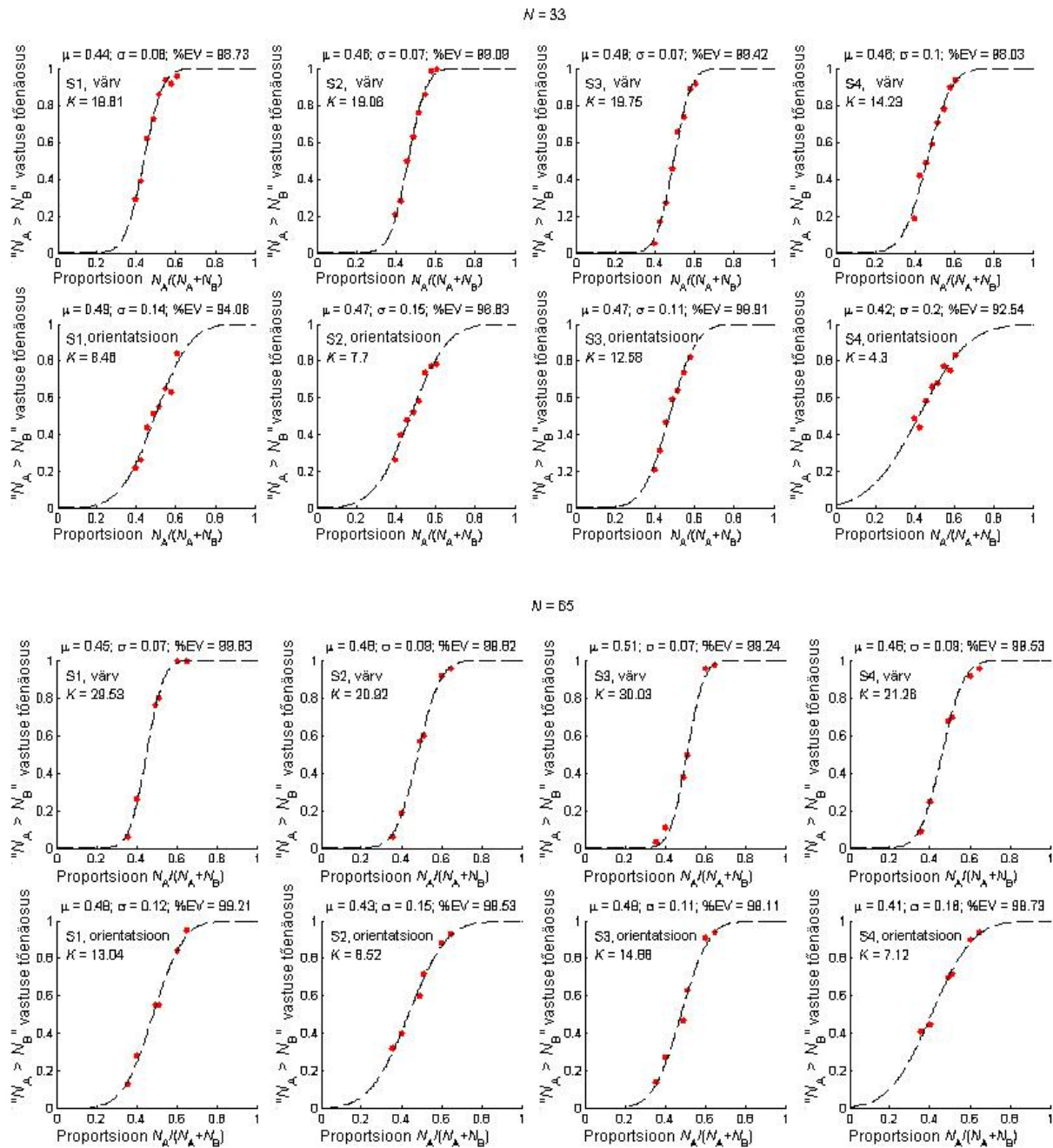
Tulemused. Saadud katseandmete põhjal leidsin A-tüüpi stiimuli vastuse tõenäosuse olenevalt selle stiimulitüübi proportsioonist kuvatud elementide koguarvu suhtes $N_A / (N_A + N_B)$. Saadud psühhomeetriselised funktsioonid on välja toodud Joonisel 2. Andmete analüüsimiseks kasutasin arvutiprogrammi Statistica mittelinearse lähendamise moodulit, mis lähendas igale empiirilisele psühhomeetriselisele funktsioonile teoreetilise kumulatiivse normaaljaotuse kõige paremini sobivate keskmise (μ) ja standardhälbe (σ) väärtustega.

N = 9



N = 13





Joonis 2. Nelja katseisiku psühhomeetriselised kõverad sõltuvalt punaste ringide või vasakule kaldu olevate joonte proportsioonist. Teoreetiline kumulatiivne Gaussi jaotus (katkendlik joon) vs empiirilised tulemused (punased punktid).

Märkused: S1, S2, S3, S4 = vaatlejad; N = kuvatud elementide koguarv; N_A = kuvatud A-tüüpi (punane või vasakule kaldu) elementide koguarv; N_B = kuvatud B-tüüpi (roheline või paremale kaldu) elementide koguarv; K = vaatleja poolt keskmiselt arvesse võetud elementide arv; μ = lähendatud psühhomeetriselise funktsiooni keskmine; σ = psühhomeetriselise funktsiooni standardhälve, mis kirjeldab psühhomeetriselise kõvera kallet; %EV = seletusprotsent (determinatsioonikordaja R^2).

Joonisel 2 olevad graafikud kirjeldavad värvi stiimulite katse puhul vastuse „punaseid ringe on rohkem“ ning orientatsiooni stiimulite katse puhul vastuse „vasakule suunatud kaldjooni

on rohkem“ esitamise tõenäosusi sõltuvalt punaste ringide või vasakule kaldu olevate elementide hulga N_A suhtest kõikide esitatud elementide hulka $N = N_A + N_B$, kus N_B tähistab vastavalt rohelistele ringide või paremale kaldu olevate joonte koguarvu.

Joonisel 2 on näidatud valikvastuse tõenäosus sõltuvalt vastava kategooria elementide proportsioonist kõigi nelja katseisiku kohta kahe arvukuse eristamise katse puhul (värv ja orientatsioon) ning nelja erineva elementide koguhulga puhul ($N = 9, 13, 33$ ja 65). Iga punkt tähistab tõenäosuse hinnangut, mis on arvatud 100 ekspositsiooni pealt. Katkendlik joon tähistab parimat teoreetilist lähendit (kumulatiivset Gaussi mudelit) parameetritega μ ja σ , mis on märgitud joonisel iga individuaalse vastusekõvera kohale. Parameeter %EV tähistab seletusprotsenti ehk determinatsiooni-kordajat R^2 , mis näitab, kui suur osa sõltuva tunnuse koguvariatiivsusest on kirjeldatav argument-tunnuse kaudu. Saadud mudelid seletasid koguvariatiivsust 92.54% kuni 99.98%. Seletusprotsendi mediaan oli värvi stiimuliga katses 99.71% ning orientatsiooni stiimuliga katse puhul 99.05%, mis tähtendab, et keskmine lähendusviga oli väiksem kui 1%. Nagu arvata võis, kõigi teoreetiliste lähendusfunktsioonide keskmised olid lähedased 0.5-le. Ainult mõnel üksikul juhul oli ühe vastusekategooria suhtes kalle suurem kui 4%. Lähendatud funktsioonide tõus sõltus elementide visuaalsetest omadustest. Nagu oli eeldatud, värvi järgi oli kergem proportsioone eristada kui orientatsiooni järgi. Lisaks on ilmne, et mida suurem oli punaste ringide või vasakule kaldu olevate joonte proportsioon N_A kõikide kuvatud stiimulite hulgas N , seda suurem oli tõenäosus, et katseisik valis rohkema arvuliseks punaste ringide või vasakule kaldu olevate joonte hulga N_A .

Lisaks on Joonisel 2 välja toodud igale psühhomeetrilisele kõverale vastav parameetri K väärtus, mis peegeldab vaatleja poolt otsustusprotsessis arvesse võetud elementide keskmist arvu. See tähendab, et kui oletada, et inimene ei võta otsustamisel arvesse kõiki ekraanile kuvatud elemente, vaid täiesti juhuslikult valib nende seast K elementi, siis teeb ta otsuse, millise värvi või orientatsiooniga stiimuleid on vaateväljal rohkem, nende valitud K elemendi põhjal. Otsuse langetamiseks kasutab ta reeglit, et millist sorti elemente on K seas rohkem, selline on ka vastus. Kui stiimuleid tajutakse olevat võrdselt, siis vastatakse suvaliselt ehk pooltel juhtudel ühe stiimulitüübi ja pooltel juhtudel teise stiimulitüübi kasuks.

Raidvee jt (2011) püstitasid funktsionaalse suhte normaaljaotuse ja binoomjaotusel põhineva vastusmudeli vahel. Viimane eeldab, et kõik uuritud elemendid pannakse urni tagasi ning seetõttu võidakse neid sealt korduvalt välja võtta ja uuesti uurida. Antud funktsionaalsest

seosest tuleneb, et väga järsu kallakuga psühhomeetiline funktsioon ($\sigma = 0.06$, mis on vaateleja S2 tulemus 9 elemendiga katses, kus eristavaks tunnuseks oli värv) vastab järjestikusele Bernoulli katsete seeriale pikkusega $K = 68$. See on äärmiselt ebarealistlik, et nii väikese arvu nagu 9 elemendi puhul uuritakse elemente ühekaupa umbes 70 korda. See viitab tugevalt asjaolule, et vaateleja on võimeline hoidma juba eelnevalt loetud elemendid mõtteliselt eraldi ülejäänutest, lugemist vajavatest elementidest. Sel juhul peame me kasutusele võtma hüpergeomeetrilise vastusmudeli, mis annab mõista, et juba loetud elemendid on märgistatud ning korduvalt neid arvesse ei võeta.

Oluline on siinkohal välja tuua ka see, et analüütilise suhte tuletamine normaaljaotuse standardhälvete σ ja hüpergeomeetrilise vastusmudeli parameetri K vahel ei ole triviaalne ülesanne, arvestades, et antud suhe sõltub ka elementide üldarvust N . Et sellest takistusest üle saada, lähendati kõikvõimalike N ja K kombinatsioonide hüpergeomeetrilisi vastustmudeleid normaaljaotusega (Raidvee jt, 2012), ning leiti, et psühhomeetrilise kõvera standardhälbe ja hüpergeomeetrilise vastusmudeli parameetri K suhe iga konkreetse N väärtuse puhul on kirjeldatav Cauchy jaotuse abil (Raidvee jt, 2012).

Tabelis 1 on välja toodud psühhomeetriliste funktsioonide standardhälbed (σ) ning hüpergeomeetrilise vastusmudeli alusel hinnatud elementide arv K , millega vaateleja otsustamisel arvestas. Tabeli 1 alumises pooles on välja toodud kumulatiivsete normaaljaotuse standardhälvete (ülemises paneelis) kaudu tuletatud K väärtused. Saadud K väärtused näitavad meile, kui mitu elementi peab vaateleja suvaliselt välja valima ja uurima, et oleks võimalik konstrueerida antud standardhällbega σ psühhomeetiline funktsioon.

Kuna hüpergeomeetrilise vastuse mudeli parameeter K saab olla vaid täisarv, siis Tabeli 1 murdarvud saab lahti seletada nii, et näiteks väärtus $K = 5.75$ võiks tähendada, et kõikidest vaadeldud katsetest 62.5% juhtudel vaateleja oma otsustuse tegemiseks uuris 6 elementi ning 37.5% juhtudel uuris 5 elementi.

Proportsioonide eristamise katses, kus eristus oli kindlaks määratud värvi järgi, toetusid katseisikud keskmiselt kaks korda rohkematele elementidele kui orientatsiooni järgi eristatavate stiimulitega katses. Seega sain kinnitust varem püstitatud hüpoteesile, et värvi stiimuleid eristatakse efektiivsemalt kui orientatsiooni stiimuleid, täpsemalt öeldes - kaks korda tõhusamalt.

Tabel 1. Psühhomeetriliste funktsioonide standardhälbed (σ) ning hinnanguline elementide arv K , mida katseisikud arvesse võtsid.

N	Katseisikud					K/N (%)
	S1	S2	S3	S4	Kõik	
σ (psühhomeetrilise kõvera standardhälve)						
Värv						
9	0.119	0.060	0.066	0.095	0.085	
13	0.092	0.081	0.086	0.098	0.089	
33	0.075	0.073	0.070	0.097	0.079	
65	0.067	0.088	0.066	0.087	0.077	
Orientatsioon						
9	0.171	0.201	0.130	0.190	0.173	
13	0.148	0.169	0.107	0.219	0.161	
33	0.140	0.148	0.107	0.200	0.149	
65	0.119	0.150	0.110	0.164	0.136	

K (juhuslikult valitud elementide arv hüpergeomeetrilise vastusmudeli põhjal)

Värv						
9	5.75	7.97	7.77	6.68	7.04	78.3%
13	8.84	9.56	9.24	8.46	9.03	69.4%
33	18.61	19.06	19.75	14.23	17.91	54.3%
65	29.53	20.92	30.03	21.26	25.44	39.1%
Orientatsioon						
9	3.96	3.12	5.34	3.41	3.96	44.0%
13	5.61	4.67	7.89	2.98	5.29	40.7%
33	8.46	7.70	12.58	4.30	8.26	25.0%
65	13.04	8.52	14.88	7.12	10.89	16.7%

Juhuslikult valitud elementide arv K polnud kõigi katsete puhul konstantne. Kui ekraanile oli kuvatud 9 elementi, siis katseisikud andsid oma vastuse keskmiselt 7 elemendi põhjal värvide eristamise katses ning keskmiselt 4 elemendi põhjal orientatsiooni eristamise katses. Kui oli esitatud 65 elementi, võeti uurimise alla umbes 11 elementi orientatsiooni määramise ülesandes ning umbes 25 elementi värvi eristamise katses. Oluline on tähelepanek, et uuritud elementide arvu K kasvamine oli aeglasem kui esitatud elementide koguhulga N kasv, mis andis tulemuseks efektiivsuse nõrgenemise. Vaatlejad olid suutelised arvesse võtma umbes 78% ja 44% vastavalt värvi ja orientatsiooni elementidest, kui ekraanile oli kuvatud 9 elementi. Need protsendid langesid 39-le (värvi katses) ja 17-le (orientatsiooni katses) kui

proportsioonide eristamiseks kuvatud koguhulgas oli 65 elementi. Vaadates kõiki katsetingimusi, kus elementide koguarv varieerus neljas suuruses (9, 13, 33, 65), oli K ja N suhe praktiliselt lineaarne. Kui N kasvas 10 elemendi võrra, kasvas arvesse võetud elementide K arv 3.2 või 1.2 võrra vastavalt värvi või orientatsiooni katses.

Arutelu. Selline lihtne ja müravaba mudel (vt Raidvee jt, 2012) ühe vaba parameetriga K (kirjeldab arvesse võetavate elementide arvu, mille põhjal eeldatavalt vastus antakse), oli võimeline suure täpsusega ennustama suhtelise arvukuse eristamist. Katse tulemused kinnitasid, et kui katseisikule on ette antud kaks hulka elemente ning palutud tal nende arvukust eristada, on võimalik proportsioonide eristamise võimet uurida ka teistsuguse võttega, kui seda on seni tavaks olnud teha. Käesolevas töös kasutusele võetud Bernoulli mudel pakub alternatiivi harjumuspärasele Thurstone'i mudelile, kus toetutakse ebatäpsete sisemiste tunnetuslike representatsioonide võrdlusele (Dzhafarov, 2003). Minu seminaritöös välja pakutud lähenemises on vaatelejal stiimulelementide täpsed sisemised representatsioonid, kuid piiratud on võimalus representeerida neist kõiki. Juhuslikud ehk stohhastilised ei ole sisemised representatsioonid, vaid hoopis valitud stiimulelemendid, mis moodustavad meis sisemise representatsiooni. Bernoulli-tüüpi mudeli kasutamine oletab, et elementide alamhulga valik kõikide kuvatud elementide hulgast on täiesti juhuslik.

Kuigi psühhomeetrilise funktsiooni tasandil ei ole Thurstone'i ja Bernoulli-tüüpi mudelid formaalselt eristatavad (Raidvee jt, 2011), on teisel meetodil ilmselged eelised diskreetsete suuruste juhul. Mis on eriliselt silmapaistev Bernoulli-tüüpi analüüsi juures, on selle väga selge seos Ideaalse Vaatleja Analüüsiga (ik *Ideal Observer Analysis*). Ideaalne vaatleja on teoreetiline kujund, kes on võimeline tegema oma otsuseid võttes arvesse kogu olemasolevat informatsiooni. Reaalse vaatleja efektiivsus on defineeritud kui reaalse vaatleja poolt arvesse võetud informatsiooni mahu suhe ideaalse vaatleja poolt arvesse võetud mahusse sarnases katses (Rose, 1948). Katsetes, kus tuleb kahe hulga elementide suhtelist arvukust hinnata, võtab ideaalne vaatleja arvesse kõik vaateväljal olevad elemendid, samal ajal kui reaalne vaatleja suudab registreerida ning kindlaks määrata vaid vähese arvu elemente koguhulgast.

Seminaritöö tulemused kinnitavad varasemaid eksperimente, kus on leitud, et suhtelise arvukuse eristamisel on värv tugevam stiimuli omadus kui orientatsioon (Tokita & Ishiguchi, 2010; Raidvee jt, 2012). Värv põhjal objektide arvukuse üle otsustamine on eeldatavalt suure

töötlusmahuga, spontaanne ja tahtest sõltumatu protsess. Orientatsiooni põhjal otsustamine on aga pigem mahult piiratud, tähelepanust ja tahtest sõltuv protsess.

Tihti arvatakse, et arvuliste proportsioonide eristamise täpsus kasvab, kui suureneb elementide koguarv. Varasemad tööd on näidanud, et arvukuse minimaalselt vajalik juurekasv (ik *Just Noticeable Difference, JND*), mille korral kaks arvukuse väärtust on eristatavad, suureneb koos elementide koguhulga suurenemisega (Allik & Tuulmets, 1991; Burgess & Barlow, 1983; Halberda & Feigenson, 2008). Mainitud artiklid näitavad, et Weberi fraktsiooni põhjal tehtud järeldused efektiivselt kasutatud informatsiooni koguse kohta võivad olla ekslikud. Sõltumata elemente iseloomustavatest tunnustest nagu värv või orientatsioon, tõuseb loendatud elementide arv ebaproportsionaalselt koos elementide koguarvu tõusuga. Võibolla et kõige intrigeerivam on käesoleva eksperimendi juures tulemus, et vaatlejad olid suutelised tähelepanu osutama absoluutarvult rohkematele elementidele, kui neile oli ette kuvatud suuremal hulgal elemente. Huvitav on ka see, et saadud tulemus erineb varem läbi viidud sarnase eksperimendi tulemustest, kus uuriti vastassuunas liikuvate elementide proportsioonide eristamist (Raidvee jt, 2011). Viidatud katse puhul ei ilmnenud sellist tõusu arvessevõetud elementide arvu K ja elementide koguarvu N seose puhul. Vaatlejad eristasid kahte vastassuunas liikuvate stiimulitega hulka elementide arvuga vahemikus 12 – 800, suutes arvesse võtta umbes 4 ± 2 elementi (Raidvee jt, 2011). Erinevalt liikumiskatses, suurenes käesoleva seminaritöö eksperimendi puhul inimese võime arvesse võtta värvi ja orientatsiooni elemente, kui suurenes stiimulite koguarvu. Üks võimalik seletus on, et elementide koguarvu kasvades suureneb ka tõenäosus, et inimene liidab mõned elementid ühesuguse tunnuse (nagu nt värv või orientatsioon) alusel üheks rühmaks (Allen, Baddeley, & Hitch, 2006). See näitab, et selle asemel, et elemente ükshaaval kokku lugeda, võtab vaatleja uurimise alla ühiste tunnustega elementide paarid, kolmikud, jne. Kui see vastab tõele, siis viitab kirjeldatud fenomen sellele, et värvil on suurem potentsiaal elementide grupeerimiseks kui orientatsioonil. Kuid need ideed jäävad hetkel veel oletusteks ja vajavad edaspidiseid uurimusi kinnituste saamiseks.

Varem on näidatud, et elementide arvukuse eristamisel on värv tugevam tunnus kui orientatsioon (Tokita & Ishiguchi, 2009). Seepärast pole selles midagi uut, et käesoleva katse tulemused näitasid, et vaatlejad tuginevad suuremale elementide arvule siis kui proportsioonide arvukuse eristamine toimus värvi põhjal, täpsemalt, värvi elemente loeti umbes 2 korda rohkem kui orientatsiooni elemente. Siinkohal tasuks märkida, et suurim

erinevus elementide hindamisel värvi ja orientatsiooni tunnuse alusel seisnes vaatleja võimes elemente mõtteliselt eraldada juba arvesse võetud ning veel arvesse võtmata hulkadesse (Raidvee jt, 2012). Tunnetuslikul tasemel võib olla keeruline igat objekti pärast tema loendamist ära märgistada, et niiviisi vältida tema uuesti arvesse võtmist. Kui otsitaval objektil puudub selge struktuur, on keeruline järke pidada, et millist objekti juba loendati ja millised veel ootavad loendamist. Kuna ühte objekti saab loendada kaks korda ainult erinevatel ajahetkedel, siis üks-ühele ära märgistamise printsiibi rikkumine on indikaatoriks, et vähemalt mõned mentaalsed operatsioonid viiakse läbi seriaalses järjestuses ehk üksteise järel. Raidvee jt (2012), kes kasutasid minu seminaritööga osaliselt kattuvat testmaterjali, demonstreerisid saadud tulemuste abil, et orientatsiooni stiimuli elemente loendatakse mõnel juhul kaks või enam korda. Aga see, et värvi stiimuli elemente loendatakse kaks või rohkem kordi, on väga ebatõenäoline. Kuigi erinevused olid vaevu märgatavad, näitavad tulemused ikkagi, et eksisteerib printsiipiaalselt erinev mentaalne ülesehitus värvi ja orientatsiooni tüüpi informatsiooniliikide uurimiseks.

Tänuõnad

Suured tänu- ja kiidusõnad minu tublidele juhendajatele, Airele ja Jürile, kelle piiritu huvi antud teema kohta äratas ka minus suure soovi asjasse rohkem süveneda ja uurida, mis laias maailmas teada on saadud proportsioonide eristamise võimekuse kohta ning kuidas seda teemat oleks veel edasi võimalik uurida.

Kirjanduse loetelu

Allen, R. J., Baddeley, A. D., & Hitch, G. J. (2006). Is the binding of visual features in working memory resource-demanding? *Journal of Experimental Psychology-General*, 135(2), 298-313.

Allik, J. & Tuulmets T. (1991). Occupancy model of perceived numerosity. *Perception and Psychophysics*, 49(4), 303–314.

Burgess, A. E., & Barlow, H. B. (1983). The precision of numerosity discrimination in arrays of random dots. *Vision Research*, 23(8), 811-820.

Burr, D. C., Turi, M., & Anobile, G. (2010). Subitizing but not estimation of numerosity requires attentional resources. *Journal of Vision*, 10(6): 20, 1–10.

Dzhafarov, E. N. (2003). Thurstonian-type representations for "same-different" discriminations: Deterministic decisions and independent images. *Journal of Mathematical Psychology*, 47(2), 184-204.

Durgin, F. H. (1995). Texture density adaptation and the perceived numerosity and distribution of texture. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception & Performance*, 21, 149-169.

Halberda, J. & Feigenson, L. (2008). Developmental change in the acuity of the "Number sense": The approximate number system in 3-, 4-, 5-, and 6-year-olds and adults. *Developmental Psychology*, 44(5), 1457-1465.

Halberda, J., Mazocco, M. M. M., & Feigenson, L. (2008). Individual differences in non-verbal number acuity correlate with maths achievement. *Nature*, 455, 665-668.

Hess, R. F., Barnes, G., Dumoulin, S. O., & Dakin, S. C. (2003). How many positions can we perceptually encode, one or many? *Vision Research*, 43(14), 1575–1587.

Rose, A. (1948). The sensitivity performance of the human eye on an absolute scale. *Journal of the Optical Society of America*, 38, 196-208.

Ross, J. (2003). Visual discrimination of number without counting. *Perception*, 32(7), 867-870.

Raidvee, A., Averin, K., Kreegipuu, K., & Allik, J. (2011). Pooling elementary motion signals into perception of global motion direction. *Vision Research*, 51, 1949–1957.

Raidvee, A., Pölder, A., & Allik, J. (2012) A new approach for assessment of mental architecture: Repeated tagging. *PLoS ONE* 7(1): e29667. doi:10.1371/journal.pone.0029667.

Sophian, C. & Chu, Y. (2008). How do people apprehend large numerosities? *Cognition*, 107, 460-478.

Thurstone, L. L. (1927). A law of comparative judgments. *Psychological Review*, 34, 273-286.

Tokita, M. & Ishiguchi, A. (2009). Effects of feature types on proportion discrimination. *Japanese Psychological Research*, 51(2), 57-68.

Tokita, M. & Ishiguchi, A. (2010). How might the discrepancy in the effects of perceptual variables on numerosity judgment be reconciled? *Attention, Perception, & Psychophysics*, 72(7), 1839-1853.

Käesolevaga kinnitan, et olen korrekselt viidanud kõigile oma töös kasutatud teiste autorite poolt loodud kirjalikele töödele, lausetele, mõtetele, ideedele või andmetele.

Olen nõus oma töö avaldamisega Tartu Ülikooli digitaalarhiivis DSpace.

Kristin Kurjama