

Tartu Ülikool

Sotsiaalteaduste valdkond

Psühholoogia instituut

Helen Hallik

**Objektide keskmise asukoha eristamine**

Uurimistöö

Juhendajad: Jüri Allik (PhD), Aire Raidvee (PhD), Richard Naar (MA)

Läbiv pealkiri: Asukoha keskmistamine

Tartu 2023

## Objektide keskmise asukoha eristamine

### Kokkuvõte

Keskmise asukoha eristamist on seni vähe uuritud. Uurimistöö eesmärk oli välja selgitada, kas ja kuidas erinevad eristustäpsused i) ühe vs mitme objekti, ning ii) staatilise vs liikuva asukohanihke määramisel. Kuigi ansamblitaju põhireegli järgi peaks eristustäpsus objektide lisandumisel paranema (või püsima üksikobjektiga vähemalt samal tasemel), oli osadel katseisikutel mitme objekti üheaegsel esitamisel asukoha määramine raskendatud, viidates vaatlejate staatilise asukoha keskmistamise võime puudumisele. Liikumise ansamblitaju oli samas kõikidel vaatlejal säilinud. Saadud tulemuste põhjal võib järeldada, et statistilise keskmise arvutamine ei ole universaalne võime, mis rakenduks automaatselt kõikide tajutunnuste suhtes. Samuti näivad keskmise asukoha määramises olevat üsna olulised individuaalsed erinevused.

*Märksõnad:* keskmine asukoht, keskmistamine, ansamblitaju

## **Perception of the mean position of objects**

### **Abstract**

Very few studies have addressed positional averaging. Here, the aim was to quantify the differences (if any) in discrimination accuracies of i) a single vs multiple, and ii) static vs moving positional shifts. Despite the central rule of ensemble perception – discrimination accuracy should improve (or at least stay the same) with increasing ensemble size – in several participants the accuracy deteriorated when two positions rather than one were to be estimated, indicating that some observers lack the ability to pool static positions. Pooling of positions of moving targets was intact in all the observers. It is concluded that positional averaging is not a universal capability applicable to any perceptual feature, and that it entails significant individual differences.

*Keywords:* mean position, averaging, ensemble perception

## Sissejuhatus

Nägemismeel on inimese igapäevaelus oluline roll, võimaldades meil eristada valgusintensiivsust, värve, esemete vormi, suurust, nende liikumist ja paiknemist ruumis. Sensorsetest modaalsustest hõlmavad ajukoos just nägemisega seotud alad enda alla suurima osa (Hess et al., 2003; Van Essen et al., 1992). Visuaalsel süsteemil on hämmastav võime stiimuleid suure hulga objektide lõikes kiirelt organiseerida ning neid tõlgendada hoolimata tähelepanu ja mälu piiratusest. Juba aastakümneid on taju-uurijaid köitnud küsimus, kuidas ja mis alustel meie tajusüsteem niivõrd kiireid ja täpseid üldistusi teeb. Teema püsib aktuaalsena ja pakub üha põnevamaid avastusi tänu tehnoloogia jõulisele arengule, mis võimaldab teostada aina keerukamaid ja täpsemaid visuaalse taju uuringuid (Hutmacher, 2019).

Ansamblitaju (*ensemble perception*) ehk lihtsamalt öeldes statistiliste omaduste nagu keskmiste hindamine või keskmistamine viitabki nägemissüsteemi võimele eraldada väga kiiresti kokkuvõtlikku teavet sarnaste objektide rühmadest ehk ansamblistest (Whitney & Leib, 2018), olles nägemissüsteemi piirangutega toimetulemise aluseks ja parandades meie visuaalset tunnetust (Alvarez, 2011). Teisisõnu võimaldab sarnaste objektide tajumine ansamblitena meil keerulises ja inforikkas maailmas edukamalt navigeerida (Chong & Treisman, 2003, 2005a) ning sissetulevat teavet efektiivsemalt töödelda (Alvarez, 2011). Ansambli võivad moodustada objektide rühma keskmine suurus, asukoht, orientatsioon, liikumissuund, arv või värvitoon, aga ka keskmine emotsionaalne näoväljendus või perekondlik sarnasus, mida vaatlejad kokkuvõtliku statistikuna tajuvad (Whitney & Leib, 2018).

Keskmistamise peamine eelis seisneb objektide omaduste kohta täpsema ja kiirema hinnangu saamises kui iga üksik mõõtmine seda võimaldaks, kuna suure hulga objektide keskmistamisel taandub välja iga üksiku objekti tajus sisalduv müra (Alvarez, 2011). Seega võib iga üksiku vaatluse puhul olla eksimus suurem veast, mille teeksime lähtudes vaatluste keskmisest. Sir Francis Galton märkas juba 1906. aastal härja kaalu ennustusvõistluse tulemusi analüüsides, et 787 vastaja antud keskmine hinnang erines vaid ühe naela võrra härja tegelikust kaalust, kuigi mitte ükski võistleja nii täpset vastust anda ei suutnud (Galton 1907; viidatud Allik et al., 2013; viidatud Alvarez, 2011).

Ansamblitaju uurijate eesmärgiks ongi avastada tajumehhanisme, mis seesugust kiiret ja automaatset keskmiste väärtuste "arvutamist" võimaldavad (Allik et al., 2022; Alvarez, 2011) ning välja selgitada, kuidas täpselt neid esitusi arvutatakse, miks neid arvutatakse ja

kus need ajus kodeeritakse (Alvarez, 2011). Uurijad otsivad vastuseid küsimustele, kas erinevate tajutunnuste puhul toimib protsess sarnaselt ning mis põhjustab erinevuse üksikute objektide ja hulkade tajumisel.

Ansamblitaju uurimise nurgakiviks võib lugeda 1969. aastal ilmunud Arthur Milleri ja Richard Sheltoni tööd keskmise suuruse ja orientatsiooni tajumisest (Miller & Sheldon, 1969; viidatud Allik et al., 2013). Autorid leidsid, et mitme objekti suuruse ja kalde hindamise psühhofüüsikaline funktsioon ei erine üksiku stiimuli omast ehk sarnaselt ühele objektile suudab inimene probleemideta hinnata ka mitme objekti keskmist.

Visuaalse ansamblitaju aluseks olevate mehhanismide uurimise buum vallandus aga 2000-ndate aastate alguses, mil ilmusid järjest mitmed mõjukad keskmise suuruse hindamise tööd. Nii Ariely (2001) kui Chongi ja Treismani (2003, 2005a, 2005b) uuringutes väideti, et meie visuaalne süsteem suudab näiliselt piiramatus mahus sarnaste objektide omaduste statistilisi keskmisi automaatselt ja kiiresti “välja arvutada”. See näis võimaldavat mööda minna tahtliku tähelepanu piiratud pudelikaelast, mistõttu saab objektide hulka üksikutest objektidest kvalitatiivselt erineval viisil representeerida. Selgus, et keskmist suurust on võimalik teada ilma iga üksiku keskmise arvutamiseks vajaliku elemendi väärtusi teadvustamata (Allik et al., 2014; Ariely, 2001). Esmastes uuringutes leiti, et keskmise suuruse hinnanguid ei mõjuta kuvamise kestus (Chong & Treisman, 2003), tihedus, suurus (Chong & Treisman, 2005a) ega objektide arv (Chong & Treisman, 2005b). Ariely (2001) näitas enda katsetega, et erineva suurusega ringide kuvamisel tajutakse mitme ringi keskmist suurust üksikust ringist paremini, kusjuures korruga kuvatavate ringide arv ei mõjuta oluliselt hinnangu täpsust (Allik et al., 2013, 2014, 2022; Chong & Treisman, 2005b). Eristusvõime sõltumatus hinnatavate elementide arvust saigi üheks peamiseks argumendiks uue ja seni tundmatu mehhanismi olemasolu kohta, mis suudab tahtest sõltumatult ja automaatselt analüüsida praktiliselt piiramatu arvu elementide keskmist suurust (Allik et al., 2013, 2014; Alvarez, 2011; Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2005b). Teadmine, et olemas võivad olla üksikute objektide hindamisest erinevad spetsiaalsed ansamblitöötlusmehhanismid, tõstis uurijate huvi antud teema vastu veelgi (Alvarez, 2011).

Kui algselt keskenduti peamiselt suuruse ja orientatsiooni uurimisele, siis tänaseks on mitmesuguste psühhofüüsikaliste tehnikate abil eksperimenteeritud ka teiste visuaalsete tajutunnustega nagu liikumise suund, kiirus, asukoht, värvid ja isegi näoväljendused (Whitney & Leib, 2018). Ansamblite tajumise täpseid mehhanisme on seni aga veel vähe uuritud. Esialgu pidasid uurijad võimalikuks, et erinevaid tajutunnuseid rühmitatakse sarnaselt, kuid hetkel peetakse ühe ühtse mehhanismi olemasolu pigem ebatõenäoliseks.

Erinevate meetodite ja stiimulitega saadud psühhofüüsikalised tõendid viitavad järjest enam asjaolule, et ansamblite töötlemiseks võivad rakenduda mitmed üksteisest sõltumatud mehhanismid paljudel visuaalse töötlemise tasemetel (Allik et al., 2022; Whitney & Leib, 2018). See võib selgitada ka asjaolu, miks objektipõhise töötlemise häiretega patsientidel (näiteks autistidel, keda iseloomustavad ebatüüpilised aistingud ja tajud) on säilinud või oodatust vähem häirunud ansamblipõhine töötlemine (Karaminis et al., 2018). Olemas on ka mõningaid füsioloogilisi ja neurokuvamise tõendeid ansambli representatsiooni mitme etapi kohta (Whitney & Leib, 2018).

Enim uuritud tunnuse – suuruse – puhul toimub praeguste teadmiste põhjal protsess kohustusliku keskmistamisena, mille käigus ei lähe individuaalsete suuruste info kaduma ning eristusvõime säilib hoolimata hinnatavate elementide lisandumisest (Allik et al., 2013, 2014). Fouriezos koos kolleegidega (2008) sõnastas statistilisest seaduspärasest lähtudes  $\sqrt{N}$ -i teooria, mille järgi  $N$  muutuja keskmise väärtuse eristamise täpsus suureneb elementide arvu  $N$  kasvades proportsionaalselt  $\sqrt{N}$ -ga.

Hiljuti valminud orientatsiooni keskmistamise töös (Allik et al., 2022) jõuti tähelepanuväärse avastuseni, et erinevates orientatsiooni hindamise ülesannetes võivad kehtida erinevad summeerimise reeglid. Mõnel juhul võidi kasutada aritmeetilist keskmist, teistel maksimaalse hälbe reeglit. Autorid järeldasid läbiviidud katsetele tuginedes, et orientatsiooniteabe koondamine on suhteliselt ebatäpne protsess, mille puhul saab kasutada erinevaid tajuvihjeid ja nende kombineerimise reegleid. Seega selgus üllatuslikult, et keskmist orientatsiooni ei suuda inimene kuigi hästi hinnata.

Ansamblitaju on tänaseks uuritud küll paljudel visuaalsetel tunnustel, kuid positsiooni keskmistamist on senini põhjendamatult vähe käsitletud. Teadaolevalt ainsana on küsimust, kas inimene on korraga võimeline täpselt tajuma ühte või mitut ruumilist asukohta, uurinud Hess kolleegidega (2003). Erinevalt varasematest tähelepanekutest ansamblitaju omaduste kohta märkasid autorid, et kui katseisikute ülesandeks on hinnata mitme asukohta keskmist positsiooni, suudetakse tüüpilise tajutöötlusaja ehk 500 ms jooksul korraga täpselt määrata vaid ühte asukohta eelmääratletud võrdlusaluse suhtes. Aja pikendamise korral sekundite ajaskaalale läks täpsus paremaks. Autorid tõdesid, et täiendavaid asukohahinnanguid saab aja jooksul küll järjestikku koondada, kuid see töötlemine on aeglane, viidates protsessi kognitiivsele olemusele ja teadliku tähelepanu kaasamisele. Hess ja kolleegid järeldasid, et asukohtade hindamise puhul ei toimu suurusele iseloomulikku automaatset keskmistamist, vaid nägemissüsteemi piirangute tõttu on tajusüsteem suuteline määrama vaid ühte asukohta korraga.

## Uurimistöo probleem

Hess ja kolleegid (2003) avastasid, et kui inimeste ülesandeks on hinnata üheaegselt mitme objekti keskmist positsiooni, väheneb eristustäpsus võrreldes ühe asukoha määramisega. Uuringust ei selgu, kas sama tulemust võiks oodata ka juhul, kui mitmes asukohas samaaegselt esitatavad stiimulid on täpselt ühesuguse tsentrinihkega. Kas identsete objektide kuvamine mitmes asukohas muudab hindamise hõlpsamaks, ei avalda eristustäpsusele mingit mõju või ilmneb uuringus avastatud mitme asukoha keskmistamisele sarnane piiratuse efekt?

Ansamblitaju uuringutes valitakse tavaliselt objektide tunnuste väärtused üksteisest sõltumatult juhusliku jaotuse alusel. Kui aga tahetakse kontrollida, kas tajutud tunnuseid liidetakse või summeeritakse mõnel muul viisil, tuleb tunnuse väärtuste jaotumise mustrit elementide vahel süstemaatiliselt varieerida (Allard & Cavanagh, 2012; Allik et al., 2014, 2022). Kõige sagedamini varieeritavaks tajutunnuseks on elementide arv. Peamiselt keskmise suuruse määramise uuringute põhjal on seni valitsenud arvamus, et eristusvõime muutumatus elementide arvu suurenedes ongi märk sellest, et ansamblitaju suudab haarata väga suurt arvu objekte korraga (Allik et al., 2013). Antud teooria paikapidavusel ei tohiks inimese tajus olla raskusi kahe, kolme ja paljude asukohtade omavahelisel liitmisel ja keskmise asukoha leidmisel. Ometi näitasid Hessi ja tema kolleegide (2003) tulemused, et vaatlejad on raskustes mitme objekti keskmise asukoha määramisega. See ootamatu avastus läheb vastuollu üldise arvamusega, et statistikute arvutamine on taju universaalne võime, mis rakendub erinevatele tunnustele.

Ükski olemasolevatest ansamblitaju teooriatest, mille aluseks on sensoorses süsteemis tekkinud kujutiste omavaheline liitmine, ei ole siiani suutnud seletada eristustäpsuse halvenemist elemendi lisamisel. Ariely (2001) arvates jääb eristamise täpsus elementide  $N$  arvu lisamisel konstantseks. Fouriezose (2008) teooria põhjal eeldab juhuslike suuruste liitmine hindamise täpsuse paranemist proportsionaalselt  $\sqrt{N}$ -ga. See tähendaks ühtlasi, et Ariely (2001) poolt välja pakutud eristusvõime konstantsus viitab hoopis täpsuse langusele või sisemise vea suuruse kasvule. Psühhomeetrilise kõvera tõusunurga samaks jäämine elementide lisamisel väljendab sel juhul hoopis eristustäpsuse halvenemist.

Hessi ja kolleegide töös (2003) kasutati asukohtade keskmistamise stiimulitena kolmikuid (*triplets*) ehk mitmest elemendist koosnevaid kujundeid, mis paiknesid neljas positsioonis ja mida varieeriti juhuslikult. Vaatlejate ülesandeks oli määrata kolmikute keskmine asukoht fikseerimiristi läbiva mõttelise vertikaali suhtes. Katses ei selgu, kas sama tulemust oleks oodata ka juhul, kui kolmiku asemel oleks igas erinevas vaatlusalas esitatud

üksik element – näiteks ring, mille keskel paikneb üks tsentrist nihkes olev täpp. Ühe asukoha hindamise katse võimaldaks teha ennustusi mitme erinevas vaatlusalas kuvatud asukoha määramise kohta. Juhul, kui ringi läbimõõt, mille keskkoha suhtes täpi asukohta määratakse, pole liiga suur (alla ühe nurgakraadi), on seda võimalik teha suure täpsusega. Seda kutsutakse ka ülinägemisteravuseks (*hyperacuity*), kuna nihe on väiksem kahe retseptori keskmisest vahemaast (Westheimer, 1981).

### **Uurimistöö eesmärk ja uurimisküsimus**

Käesoleva uurimistöö eesmärk on katseskeemi abil välja selgitada, kas ja kuidas toimub mitme asukohanihke keskmise määramine võrreldes ühe ainsa asukohanihke eristamisega. Kuna oletatava asukohtade representatsioonide liitmise seisukohalt pole oluline, millised on liidetavad väärtused, kasutati selles töös kahe stiimuli identseid nihkeid. Ühesuguste asukohanihete kasutamine tähendab sisuliselt stiimulite dubleerimist, mida ei ole keskmise asukoha katsetes varem kasutatud. Kui oletada, et stiimulite sisemisi müraga täiendatud representatsioone või kujutisi on võimalik omavahel liita, siis dubleeritud stiimuli eristusvõime peaks paranema ruutjuur kahest korda (Corbett & Smith, 2017). Äärmisel juhul saab ühte dublantidest ignoreerida ja eristusvõime on võrdne ühe stiimuli eristamisega. Juhul, kui eristusvõime muutub dubleerimisega halvemaks, tuleb summeerimise asemel rääkida stiimulite vahelisest pidurdamisest või koguni halvamisest.

Uurimisküsimuseks on kahe (või enama) objekti keskmise asukoha määramine võrreldes üksiku objekti asukoha eristamisest. Eesmärk on välja selgitada, kuidas toimub asukoha eristamine ja mis juhtub siis, kui ülesandeks on korrigeerida mitme erineva ruumilise asukoha määramine.

Töö autori panuseks oli taustakirjanduse analüüsimine, arvuti ja katseprogrammide seadistamine, katsetes katseisikuna osalemine, katseisikule katsete ettevalmistamine ja tutvustamine, andmete kogumises ja analüüsis osalemine ning tulemuste raporteerimine ning nende üle arutlemine.

## **Meetod**

### **Valim**

Katse valim koosnes viiest katseisikust, kellest neli olid naised (vanusega 27, 33, 44 ja 63) ning üks mees (vanus 69). Katseisikute hulka kuulusid ka töö autor ja üks juhendajatest. Katseisikute nägemisteravus oli katse sooritamisel normaalseks korrigeeritud.



Katses osalemisega ei kaasnenud ohtu osalejate vaimsele või füüsilisele tervisele. Katseisikute andmeid salvestati isikute identifitseerimist mittevõimaldaval moel. Katsete läbiviimine ei vajanud eetikakomitee kooskõlastust.

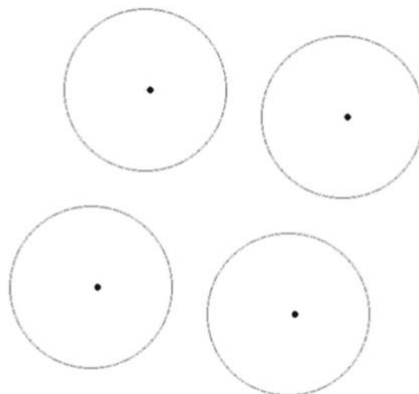
### Materjalid ja mõõtevahendid

Katseprogrammi koostamiseks, jooksutamiseks, andmete talletamiseks ning analüüsimiseks kasutati MATLABi versiooni 2014b (MathWorks, Inc.) ja Psychophysics Toolbox (Brainard, 1997). Katsed viidi läbi selleks eelnevalt ettevalmistatud arvutites, kus olid tagatud sarnased tingimused kõikidele katseisikutele. Katsetes kasutati kahes suuruses monitore: ekraaniosa laius ja kõrgus vastavalt  $31 \times 17,5$  cm ja  $51,2 \times 28,8$  cm, monitori kaadrisagedus 60 Hz. Katseisiku vaatekaugus monitorist määrati selliselt, et üks piksel moodustaks ühe nurgaminuti tervest nägemisväljast (vastavalt 65 cm või 90 cm).

### Stiimulid

Katses kasutati kahte erinevat stiimulitüüpi: mustal taustal hallide ringide sees paiknevad valged täpid esitati kas staatilise või hüppavana. Staatilise esitluse korral paiknes ringi keskel olev täpp kujuteldaval horisontaalteljel ringi keskkohast vasakul või paremal. Täpi asukoha määramist ringi keskkoha suhtes nimetatakse ka härjasilma (*bull's eye*) nägemisteravuse ülesandeks (Legge & Campbell, 1981).

Ringi diameeter oli alati 200 px ja täpi diameeter 8 px. Stiimuli näidis on toodud Joonisel 1. Täpp oli ringi keskkohast staatiliste seeriate puhul 2, 4, 6 või 8 px, hüpete ja viivisega seeria puhul 1, 2, 3 või 4 px nihkes.



*Joonis 1.* Näidis staatilise tsentrinihkega stiimulist neljas võimalikus asukohas. Katses kuvati korraga üks kuni kaks stiimulit ühes või kahes asukohas neist neljast.

## Protseduur

Katse koosnes kolmest erinevast etapist (vt Tabel 1), kus katseisikutel tuli hinnata samaaegselt esitatavaid staatiliste tsentrinihetega asukohti, järjestikusest esitatud staatiliste tsentrinihete asukohti või samaaegselt esitatavaid liikuva tsentriga asukohti. Iga etapp sisaldas omakorda mitmeid seeriaid. Katse etapid keskendusid informatiivsete elementide proportsioonile: staatiliste asukohtade ühes seerias kuvati korraga ainult üks ring, teises seerias kaks identse tsentriga ringi, mille(de) sees olev täpp oli nihkes kas vasakule või paremale (kahe ringi puhul täpselt ühe palju). Staatiliste asukohtade etapp sisaldas ka ühte sellist seeriat, kus korraga kuvati kaks ringi, millest ühe tsepter oli nihkes, kuid teisel täpp puudus. Järjestikusest esitatud staatilise asukoha puhul kuvati kõigepealt üks stiimul (250 ms), teine identse tsentriga ring esitati pärast 400 ms viivist samuti 250 ms-ks. Liikuvate tsentritega asukohtade etapis hüppas ringi sees olev täpp (või täpid) peale 100 ms esitust kas paremale või vasakule.

Tabel 1

### Ülevaade katseseeriastest

Seeria nimetus	Tingimuste arv	Korduste arv	Kokku ühes seerias
<b>Samaaegselt esitatavad staatilise tsentriga asukohad</b>			
Staatiline täpp ühes ringis, kuvamisaeg 250 ms	32	13	416
Staatilised täpid kahes ringis, kuvamisaeg 250 ms	48	9	432
Staatiline täpp ühes ringis, kuvamisaeg 1000 ms	32	13	416
Staatilised täpid kahes ringis, kuvamisaeg 1000 ms	48	9	432
Staatiline 1 ring informatiivne, 1 ring tühi, kuvamisaeg 250 ms	96	5	480
<b>Järjestikusest esitatud staatilise tsentriga asukohad</b>			
Staatilised täpid kahes ringis, kuvamisaeg 250 ms, viivis 400 ms	96	9	864
<b>Samaaegselt esitatavad liikuva tsentriga asukohad</b>			
Hüppav täpp ühes ringis, kuvamisaeg 250 ms	32	13	416
Hüppavad täpid kahes ringis, kuvamisaeg 250 ms	48	9	432

Selleks, et täpid ei asuks ühel horisontaal- või vertikaalteljel, esitati ringid erinevatel kõrgustel, nii erinevatel horisontaalidel kui vertikaalidel (vt Joonis 1). Ühe ringi esituse puhul paiknes see ühes, kahe ringi puhul kahes võimalikust neljast positsioonist. Konkreetsete asukohad olid määratud seadistusfailiga selliselt, et kõik asukohtade (ja tsentrinihke suuruste) kombinatsioonid esineksid võrdselt.

Enne katse käivitamist seadistati katseprogramm ekraani mõõtudele vastavaks ja kontrolliti programmi soovitudele tuginedes katseisiku õiget kaugust ekraanist.

Staatilise asukoha katseseerias oli vaatlejate ülesanne paremat ja vasakut hiireklahvi vajutades hinnata, kas täpi (või täppide) asukoht ringi (või ringide) sees on keskmiselt nihkes vasakule või paremale (vastavalt vasak või parem hiireklahv). Enne katse alustamist kuvati ekraanil järgnevad juhised: „Ülesanne: hinnata, kas täppide kaugus ringide keskpunktidest on keskmiselt ringi keskmest vasakule või paremale. Vastamiseks palun vajutada kas hiire vasakut või paremat klahvi“. Katseseerias, kus kaks staatilist asukohta esitati järjestikku (viivisega), kuvati enne katse alustamist ekraanil järgnevad juhised: „Katses kuvatakse järjestikusest kaks ringi. Iga ringi keskel on täpp, mis on nihkunud ringi keskkohast kas vasakule või paremale. Ülesanne: hinnata, kas need täpid on keskmiselt nihkunud pigem vasakule või paremale“.

Liikuva tsentriga asukoha ülesannetes tuli katseisikul hinnata, kas hüppava täpi (või hüppavate täppide) liikumissuund ringi sees on vasakule või paremale (vastavalt vasak või parem hiireklahv). Enne katse alustamist kuvati ekraanil järgnevad juhised: „Ülesanne: hinnata, kas täppide hüpete suund on keskmiselt vasakule või paremale. Vastamiseks palun vajutada kas hiire vasakut või paremat klahvi“.

Iga tehtud valiku järel anti katseisikule helisignaali märku, kas tema vastus on õige või vale (õige vastuse korral 400Hz ja vale vastuse korral 600Hz signaal). Kui katseisik ei vastanud hiirevajutusega 20 sekundi jooksul, korraldati esitust hiljem uuesti. Esitusevaheline aeg oli 1 sekund.

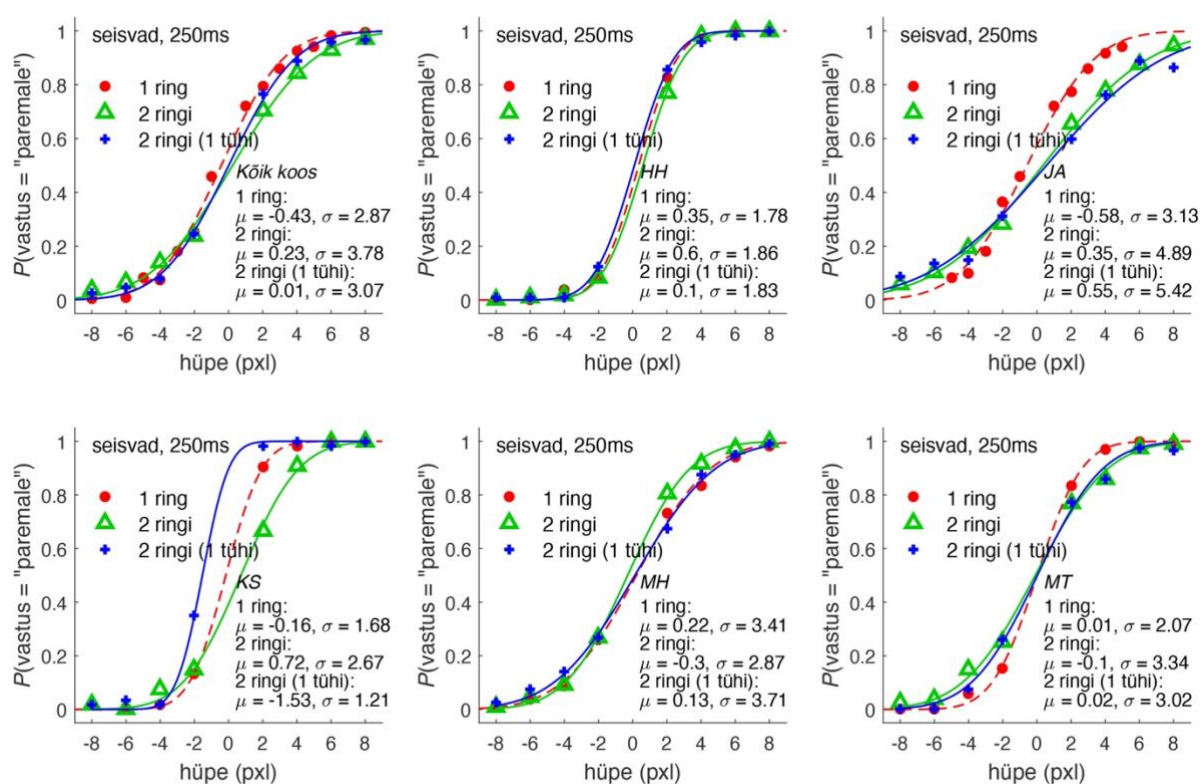
Kõikides katseseeriates kuvati enne stiimuli(te) igakordset esitamist fikatsioonirist, mis paiknes täpselt ekraani keskkohas. Risti suurus oli 31 x 31 px (iga risti haar oli 15 pikslit pikk). Igas plokis esitati järjest 20 ekspositsiooni, peale mida oli katseisikul võimalik teha soovitud pikkusega paus ja silmi puhata. Jätkamiseks vajutas katseisik vabalt valitud klahvi. Üks seeria koosnes kokku 416-864 ekspositsioonist. Katseseeria lõppemisest andis märku vastav kiri ekraanil. Iga katseisik tegi kõik erinevad seeriad läbi vähemalt kaks korda juhuslikus järjekorras.

### **Andmeanalüüs**

Iga katseisiku konkreetse katsetingimuse andmetele vastavaid empiirilisi vastustõenäosusi lähendati (mittelineaarse vähimruutude meetodiga) kumulatiivse normaaljaotusega ning leiti seeläbi keskmise ( $\mu$ ) ja standardhälbe ( $\sigma$ ) väärtused, mis antud psühhomeetrilist eristusfunktsiooni kõige paremini kirjeldavad.

## Tulemused

Joonisel 2 kajastuvad viie katseisiku tulemused, mis näitavad, kuidas erineb ühe ringi keskkoha eristamistäpsus kahe ringi keskmise tsentri eristamistäpsusest. Joonisel on näidatud vastuse „keskkohast paremale“ andmise tõenäosus sõltuvalt täpi keskmisest füüsilisest nihkest ringi keskkoha suhtes. Lisaks kahele ringile, mille keskel oli täpp, oli veel tingimus, kus kahest ringist ühel täpp puudus. Vastuste tõenäosused on kujutatud sümbolitega (ringid, kolmnurgad ja ristid). Joonisele on paigutatud ka vastustega paremini sobivad kumulatiivse normaaljaotuse kõverad, mida iseloomustab keskväärtus  $\mu$  ja standardhälve  $\sigma$  pikslites. Kõverate tõusunurk  $1/\sigma$  iseloomustab iga vaatleja eristamistäpsust.

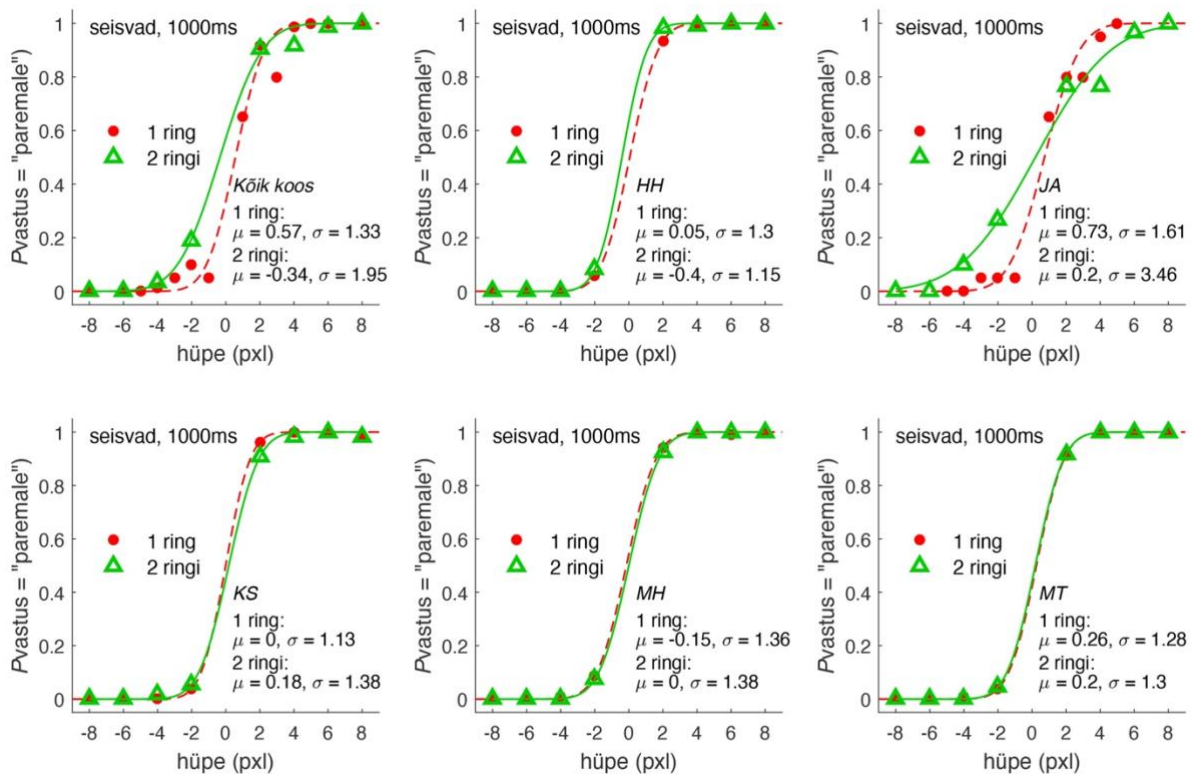


Joonis 2. „Paremale“ vastuse tõenäosus 250 ms kuvamisajaga staatilise tsentriga asukohtade eristamisel. Seeriad: 1 ring, 2 ringi ja 2 ringi, millest üks tühi.

Kolmel vaatlejal (JA, KS ja MT) on ühe ringi keskkoha määramine (punased ringid ja kõver) täpsem kahe ringi (rohelistes kolmnurgad ja kõver) keskmise keskkoha määramisest. Vaatleja HH puhul on eristustäpsus ühe ja kahe ringi keskkoha määramisel sarnane. Seevastu vaatlejal MH on kahe ringi keskmise keskkoha määramise viga ( $\sigma=2.87$ ) väiksem ühe ringi keskkoha määramisest ( $\sigma=3.41$ ).

Ühes katseseerias oli hindamiseks küll kaks ringi, kuid ühes neist täpp puudus (vt Joonis 2). Vaatleja HH puhul oli tulemus sarnane kahe täpi määramisega. Sarnane tulemus oli ka vaatlejal JA ja MT, kuid nende mõlema puhul oli eristamistäpsus halvem ühe ringi keskkoha määramisest. Seega oli nende kahe vaatleja puhul teise ringi olemasolu segavaks teguriks isegi juhul, kui ringis täpp puudus ja selle asukohta ei olnud tarvis määrata. Teistest erinevad olid vaatleja KS tulemused, mis läksid tühja ringi lisamisel paremaks (viga läks väiksemaks  $\sigma=1.21$ ) kui olid ühe ringi puhul ( $\sigma=1.68$ ). Tuleb tähele panna, et KS-il kaasnes sellega psühhomeetrilise kõvera keskmise nihe. Tühja ringi lisamine nihutas näiva keskkoha tegelikust keskkohast vasakule, samal ajal kui ühe ringi esituse korral oli see üsna tegeliku tsentri ligidal.

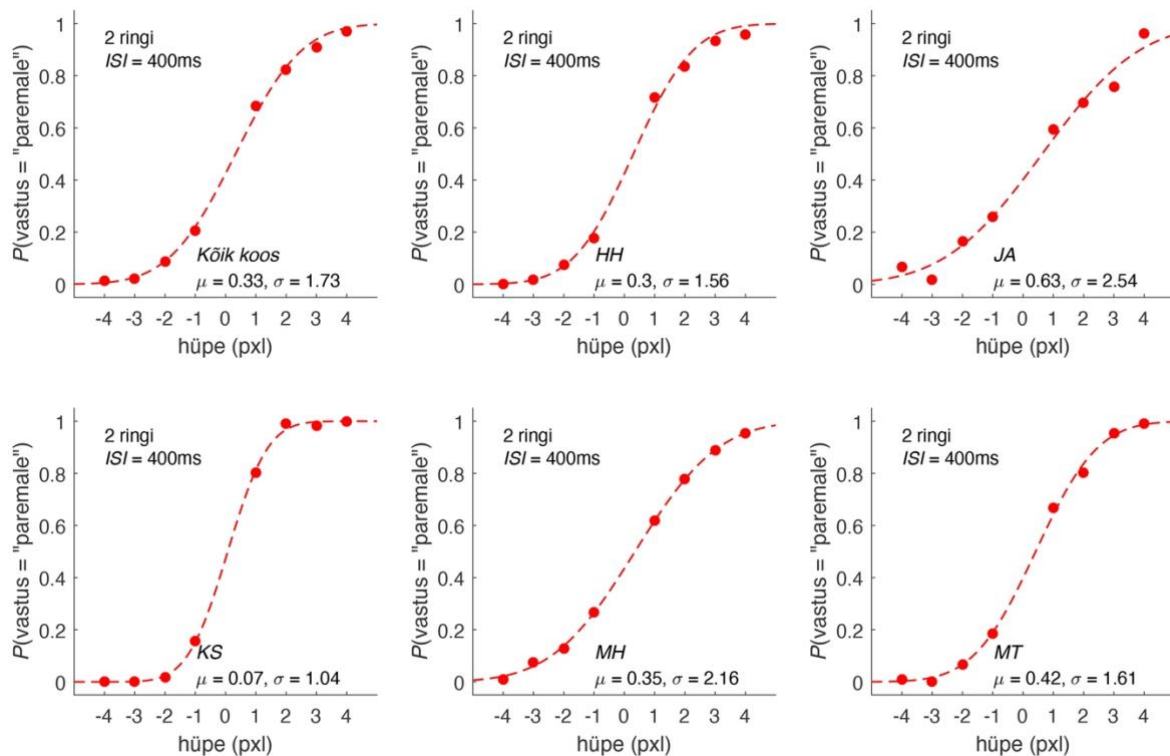
Joonisel 3 on näidatud ühe ja kahe keskmise asukohta eristuskõverad pikema, 1000 ms, esitusaja korral.



Joonis 3. „Paremale“ vastuse tõenäosus 1000 ms kuvamisajaga staatilise tsentriga asukohtade eristamisel. Seeriad: 1 ring ja 2 ringi.

Täiendava vaatlusaja andmine (terve sekund) kaotas ära praktiliselt kõik ühe ja kahe ringi keskmise keskkoha tajumise erinevused (kui need varem olid) kõikidel katseisikutel peale JA. Vaatlejal JA ei aidanud pikem vaatlusaeg muuta 2 ringi keskmise asukohta määramist paremaks võrreldes 250 ms kuvamisajaga.

Kuna üheks põhjuseks, miks kahe objekti keskmise asukoha eristamistäpsus võib olla halvem ühe asukoha määramisest, on nende üheaegsus, kasutasime stiimulite järjestikust esitust piisavalt suure – 400 ms – intervalliga nende vahel. Joonisel 4 on kujutatud tulemused olukorras, kus kaks määratavat asukohta ei ole ekraanil samaaegselt, vaid on eraldatud 400 ms intervalliga. Juhul, kui ühe asukoha eristamine on häiritud põhjusel, et samaaegselt tuleb tegeleda teise asukoha määramisega, peaks piisavalt pika ajalise vahega esitamine selle häirituse ära kaotama või seda vähemalt olulisel määral kahandama.

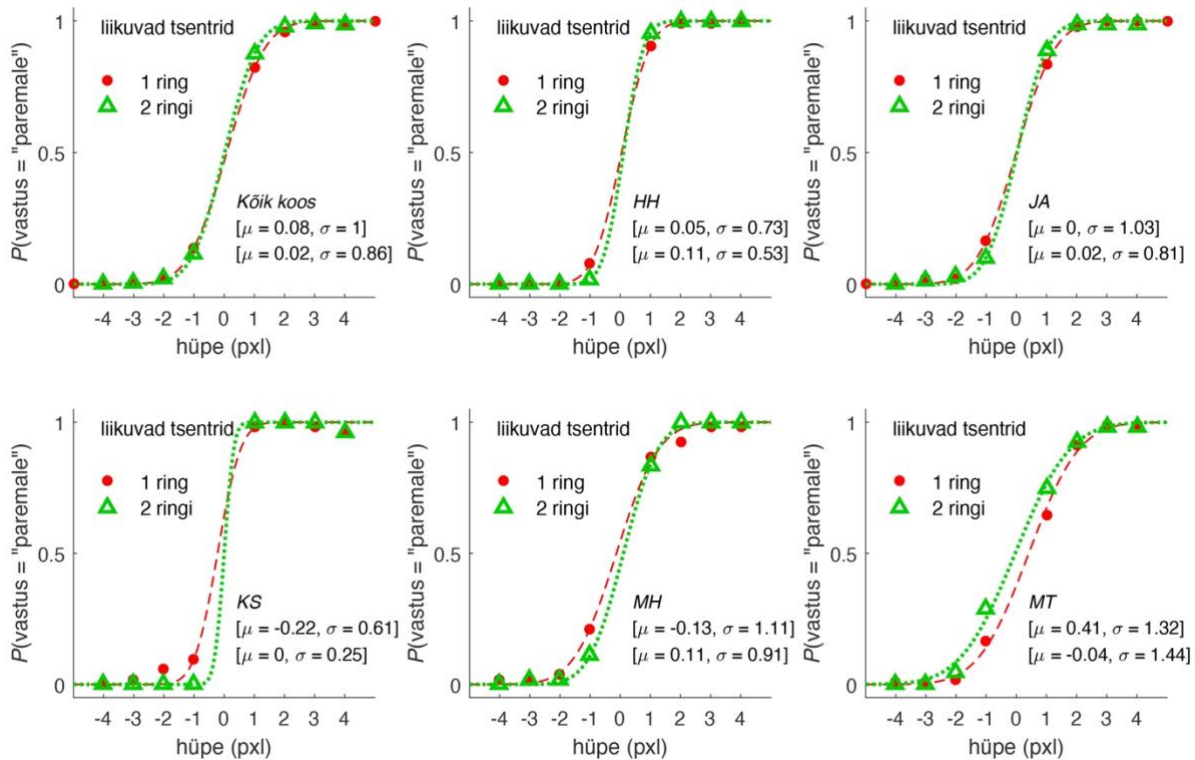


Joonis 4. „Paremale“ vastuse tõenäosus staatilise tsentriga 2 ringi kuvamisel 400 ms viivisega. Mõlema stiimuli kuvamisaeg 250 ms.

Teistest erineva tulemuse said vaatlejad JA ja MT, kellel oli märgatav halvenemine kahe ringi asukoha määramisel. Vaatlejal JA oli 400 ms intervalliga esitatud kahe asukoha määramise täpsus  $\sigma=2.54$ . Kuna ühe ringi keskkoha eristamise ebatäpsus oli  $\sigma=3.41$  ja kahe üheaegselt esitatud ringi puhul  $\sigma=4.89$  (vt Joonis 2), siis kahe stiimuli järjestikune esitamine muutis eristustäpsuse isegi ühest ringist paremaks. Sarnane tulemus oli vaatlejal MT, kes 400 ms stiimulite vahelise intervalli korral sai eristusveaks  $\sigma=1.61$ , mis on isegi parem ühe asukoha eristamistäpsusest ( $\sigma=2.07$ ) rääkimata kahe asukoha üheaegselt määramisest ( $\sigma=3.34$ ). Teistel vaatlejatel (KS ja MH) muutis intervall stiimulite vahel asukoha eristamise

veidi täpsemaks kui üheaegse esituse korral oli. Vaatleja HH oli aga silmapaistvalt stabiilne, kelle tulemused tingimuste muutmisel praktiliselt ei muutunud.

Joonisel 5 on näidatud liikumise (täpi hüpe vasakule või paremale) avastamine ühes ringis võrdluses kahe üheaegse hüppe avastamisega kahes erinevas ringis.



Joonis 5. „Paremale“ vastuse tõenäosus 250 ms kuvamisajaga liikuva tsentriga asukohtade eristamisel. Seeriad: 1 ring ja 2 ringi.

Esimene silmatorkav omadus on liikumise (hüpete) suurem eristusvõime võrreldes staatiliste nihete eristamisega. Näiteks vaatleja JA suutis eristada ringi staatilist keskkoha nii suure veaga kui  $\sigma=3.41$ . Ringi keskkoha liikumist aga ligi kolm korda väiksema veaga  $\sigma=1.03$  ja kahe ringi keskkoha üheaegset hüpet veelgi väiksema veaga ( $\sigma=0.81$ ). Ka kõigil teistel vaatlejatel oli liikumise avastamine suurema täpsusega staatiliste nihete eristamisest. Mis puudutab ühe ja kahe samaaegse hüppe eristamist, siis vaatlejatel HH, JA, KS ja MH oli topelthüppe eristamistäpsus suurem (psühhomeetrilise kõvera standardhälve  $\sigma$  on väiksem). Ainult vaatlejal MT polnud suurt erinevust ühe ja topelthüppe vahel.

## Arutelu

Käesoleva uurimistöö eesmärk oli välja selgitada, kas ja kuidas toimub mitme asukohanihke keskmise määramine võrreldes ühe asukohanihke eristamisega. Tulemused näitasid, et mitme staatilise objekti asukohta on raskem hinnata kui ühte. Selgus, et staatilise asukoha määramine erineb liikumise või asukoha muutuste hindamisest ja toimub teistsuguse mehhanismi alusel.

Tulemus kinnitab Hessi ja kolleegide (2003) arvamust, et ruumilise asukoha määramisel on suuremad piirangud kui näiteks keskmise suuruse eristamisel, milles vaateleja suudab kasutada liitmistehet (Allik et al., 2014). Summeerimisel põhineva Ariely (2001) teooria järgi oleks pidanud objektide lisandudes eristustäpsus konstantne püsima, Fouriezose (2008)  $\sqrt{N}$  teooria põhjal aga suurenema.

Erinevate ansamblitaju mehhanismide olemasolule viitavad ka Eesti teadlaste hiljutised avastused (Allik et al., 2014, 2022). Suuruse keskmistamise töö (Allik et al., 2014) tulemustest selgus, et keskmise suuruse arvutamine on tahte kontrollile mittealluv protsess ja nägemissüsteem teeb seda peaaegu automaatselt, pidades rangelt kinni aritmeetika aksioomidest. Orientatsiooni keskmistamise katsed (Allik et al., 2022) näitasid aga üllatuslikult, et keskmise kalde eristamise täpsus sõltub etalonkaldega identselt samas kaldes olevate elementide arvust. Kallete aritmeetiline keskmine on tundetu selle arvu suhtes juhul, kui kõigi kallete summa ei muutu. Kuna etaloniga kokkulangevate elementide arv oli oluline, näitab see, et statistik, mida elementide kallete pealt arvutatakse, pole nende aritmeetiline keskmine. Ühe võimalusena pakkusid töö autorid välja variandi, et mingis osas katsetes ei arvutata kallete keskmist, vaid otsus langetatakse elemendi põhjal, mis omab etalonist suurimat hälvet.

Kuna summaarse kalde määramine erineb keskmise suuruse arvutamisest, tundub ansamblitaju taju laiendamine mistahes tajutavatele tunnustele ennatlik. Samale järeldusele jõudis Hess kolleegidega (2003), uurides mitme ruumilise asukoha keskmistamise võimet. *Google Scholar* i andmetel on seda tööd 20 aasta jooksul vaid 13 korda viidatud, kuigi selles on sensatsiooniline sõnum: inimene suudab korruga määrata vaid ühe objekti ruumilist asukohta. Teisisõnu tähendab see, et mitme objekti keskmist asukohta pole võimalik määrata. Sellisel juhul tuleb ansamblitaju võimekuse asemel rääkida pigem selle võimetusest ehk tajuvõime piiratusest.

Antud töö on esimene, mis kordab Hessi ja kolleegide (2003) peamist tulemust: inimene on üsna abitu korruga mitme objekti ruumilise asukoha määramisel. Kuid käesolev



töö seab kahtluse alla järeltule, et inimene suudab korraga määrata vaid ühe objekti ruumilist asukohta. Oluline on võrrelda ühe ringi keskkoha eristusvõimet kahe ringi omaga. Kui eeldada, et vaatleja suudab kahe asukoha kujutised nägemissüsteemis mingil viisil kokku liita, peaks  $\sqrt{2}$  reegli alusel kahe ringi keskkoha eristamise täpsus olema 1.42 korda parem ühe ringi eristustäpsusest. Tulemused aga näitavad, et neljal vaatlejal viiest oli ühe ringi keskkoha eristamise psühhomeetrilise kõvera standardhälve  $\sigma$  väiksem kahe ringi sigmast ning ka viienda vaatleja eristustäpsus ei paranenud 1.42 korda. Kui Hessil ja kolleegidel oleks õigus, peaks kahe keskkoha eristamise ebatäpsus  $\sigma$  olema sama suur ühe asukoha eristamise ebatäpsusega, kuna teist asukohta lihtsalt ignoreeritakse. Kahe asukoha ebatäpsem määramine võrreldes ühe asukoha eristamisega on märk sellest, et teise, isegi täiesti identse stiimuli lisamine muudab mõlema töötlemise halvemaks.

Käesolevas töös planeeriti mitu katset selleks, et selgitada välja peamine segamise põhjus. Kahe asukoha määramise täpsus paranes mõnevõrra vaatlusaja suurendamisega. Samuti eristati asukohti paremini juhul, kui stiimulite samaaegselt ekraanil olemise asemel esitati need järjestikku 400 ms intervalliga. Selgus, et kahe asukoha üheaegne eristamine lühikese aja jooksul on üheks interferentsi põhjuseks. On hästi teada, et staatilisi nihkeid ringi keskkohast tajutakse teise mehhanismi alusel kui hüppeid (liikumist) ühest kohast teise (Legge & Campbell, 1981). Kontrollkatsed, milles nihked olid asendatud hüpetega, näitasid, et erinevalt staatilistest nihetest oli kaksikhüpet üksikust hüpest lihtsam avastada. Järelikult kehtib ainult staatiliste nihete kohta reegel, et kahte asukohta korraga on raskem eristada.

Ruumilise asukoha eristamine näib erinevat keskmise suuruse (Allik et al., 2013, 2014) ja keskmise kalde (Allik et al., 2022) määramisest veel vaatlejate individuaalsete erinevuste poolest. Suuruse ja kalde statistikute arvutamisel näivad olevat üsna täpselt fikseeritud protseduurid, sest vaatlejate vahelised erinevused on väga väikesed. Keskmise asukoha määramisel tunduvad individuaalsed erinevused olevat oluliselt suuremad. Oli neid, kellele katsetingimuste muutmine ei avaldanud suurt mõju. Samas kahe vaatleja puhul vähendas teise ringi lisamine asukoha määramise täpsust märgatavalt. Seletamatul põhjusel parandas ühel vaatlejal teise ringi keskkoha eristamise täpsust tuntavalt hoopis tühja ringi lisamine. Üks võimalik seletus on see, et erinevalt suurusest ja kaldest on ruumilise asukoha määramine võimalik erinevate stiimulitunnuste põhjal. Näiteks ringi keskkoha võib leida ringi laiuse poolitamise teel, kuid võib hinnata ka horisontaalse peatelje suhtes. Stiimuli konfiguratsiooni muutused võivad mõne neist tunnustest paremini nähtavaks teha. Käesoleva töö üheks panuseks saab lugeda individuaalsete erinevuste teemat, mida ansamblitajus pole seni piisavalt käsitletud.

### **Tänuõnad**

Suur tänu võrratule juhendajate triole usalduse, abivalmiduse, lahkuse ja mulle pühendatud aja eest. Oli suur au kuuluda teie meeskonda ja anda oma panus esialgu küll väga keerulisena näiva, kuid äärmiselt põneva ja kiiresti areneva valdkonna uurimisse. Tänan teid rikkalike teadmiste ja kogemuste jagamise eest, õppisin teilt väga palju. Aitäh!

**Kasutatud kirjandus**

- Allard, R., & Cavanagh, P. (2012). Different processing strategies underlie voluntary averaging in low and high noise. *Journal of Vision*, 12(11).  
<https://doi.org/10.1167/12.11.6>
- Allik, J., Toom, M., Naar, R., Raidvee, A. (2022). How are local orientation signals pooled? *Attention, Perception, & Psychophysics*, 84(3), 981–991.  
<https://doi.org/10.3758/s13414-022-02456-9>
- Allik, J., Toom, M., Raidvee, A., Averin, K., & Kreegipuu, K. (2013). An almost general theory of mean size perception. *Vision Research*, 83, 25–39.  
<https://doi.org/10.1016/j.visres.2013.02.018>
- Allik, J., Toom, M., Raidvee, A., Averin, K., & Kreegipuu, K. (2014). Obligatory averaging in mean size perception. *Vision Research*, 101, 34–40.  
<https://doi.org/10.1016/j.visres.2014.05.003>
- Alvarez, G.A. (2011). Representing multiple objects as an ensemble enhances visual cognition. *Trends in Cognitive Sciences*, 15(3), 122–131.  
<https://doi.org/10.1016/j.tics.2011.01.003>
- Ariely, D. (2001). Seeing Sets: Representation by Statistical Properties. *Psychological Science*, 12(2), 157–162. <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00327>
- Brainard, D.H. (1997). The Psychophysics Toolbox. *Spatial Vision*, 10, 437–442.  
doi:10.1163/156856897X00357
- Chong, S. C., & Treisman, A. (2003). Representation of statistical properties. *Vision Research*, 43(4), 393–404. [https://doi.org/10.1016/S0042-6989\(02\)00596-5](https://doi.org/10.1016/S0042-6989(02)00596-5)
- Chong, S. C., & Treisman, A. (2005a). Attentional spread in the statistical processing of visual displays. *Perception & Psychophysics*, 67(1), 1–13.  
<https://doi.org/10.3758/BF03195009>
- Chong, S. C., & Treisman, A. (2005b). Statistical processing: computing the average size in perceptual groups. *Vision Research*, 45(7), 891–900.  
<https://doi.org/10.1016/j.visres.2004.10.004>
- Corbett, E. A., & Smith, P. L. (2017). The magical number one-on-square-root-two: The double-target detection deficit in brief visual displays. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 43(7), 1376–1396.  
doi:10.1037/xhp0000386

- Fouriezos, G., Rubenfeld, S., & Capstick, G. (2008). Visual statistical decisions. *Perception & Psychophysics*, *70*(3), 456-464. <https://doi.org/10.3758/PP.70.3.456>
- Galton, F. (1907). One Vote, One Value. *Nature*, *75*(1948), 414.  
<https://doi.org/10.1038/075414a0>
- 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*, 1575-1587.  
[https://doi.org/10.1016/S0042-6989\(03\)00122-6](https://doi.org/10.1016/S0042-6989(03)00122-6)
- Hutmacher, F. (2019). Why is there so much more research on vision than on any other sensory modality? *Frontiers in Psychology*, *10*.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02246>
- Karaminis, T., Neil, L., Manning, C., Turi M., Fiorentini, C., Burr, D., Pellicano, E. (2018). Investigating ensemble perception of emotions in autistic and typical children and adolescents. *Developmental Cognitive Neuroscience*, *29*, 97-107.  
<https://doi.org/10.1016/j.dcn.2018.02.003>
- Legge, G.E., & Campbell, F.W. (1981). Displacement detection in human vision. *Vision Research*, *21*(2), 205-213. doi:10.1016/0042-6989(81)90114-0
- Miller, A. L., & Sheldon, R. (1969). Magnitude estimation of average length and average inclination. *Journal of Experimental Psychology*, *81*, 16-21. doi:10.1037/h0027430
- Van Essen, D.C., Anderson, C.H., & Felleman, D.J. (1992). Information processing in the primate visual system: An integrated systems perspective. *Science*, *255*, 419-423.  
<https://doi.org/10.1126/science.1734518>
- Westheimer, G. (1981). Visual Hyperacuity. In H. Autrum, E. R. Perl, R. F. Schmidt, & D. Ottoson (Eds.), *Progress in Sensory Physiology* (pp. 1-30). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Whitney, D. & Leib, A.Y. (2018). Ensemble Perception. *Annual Review of Psychology*, *69*, 105-129. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044232>

*Käesolevaga kinnitan, et olen korrektselt 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.*

*Helen Hallik*