

Tartu Ülikool

Sotsiaalteaduste valdkond

Psühholoogia instituut

Helen Hallik

MITME RELATIIVSE ASUKOHA ERISTAMINE:

ANSAMBLITAJU PARADOKS

Magistritöö

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

Tartu 2026

Mitme relatiivse asukoha eristamine: ansamblitaju paradoks

Kokkuvõte

Käesolev magistritöö uuris, miks ei järgi mitme relatiivse asukoha üheaegne töötlemine klassikalise ansamblitaju ennustust, mille kohaselt peaks täiendavate elementide lisamine tajutäpsust parandama. Psühhofüüsikalises eksperimendis hindasid kuus vaatlejat ühe või kahe täpi summaarset nihet ringi keskpunkti suhtes, kus varieeriti süstemaatiliselt ringide arvu, teise täpi informatiivsust ning tähelepanu suunamist järelosuti abil. Tulemused näitasid kolme originaalset leidu. Esiteks halvendas mitteinformatiivne lisaring märgatavalt eristustäpsust, viidates referentsraamide vastastikusele häirumisele. Teiseks ületas kahe identse nihkega täpi eristuslävi statistiliselt optimaalse summeerimise teoreetilise ennustuse, mida selgitas representatsioonide vaheline positiivne kovariatsioon (vastav korrelatsioon $r = 0.28$). Kolmandaks ilmnes tsentris paikneva täpi kontrastiefekt: tsentris paiknevat täppi tajuti süstemaatiliselt segaja nihkele vastassuunas ($r = -0.24, p < .001$). Järelosutiga tähelepanu suunamine parandas osaliselt sooritust, kuid ei taastanud eristustäpsust ühe objekti baastingimuse tasemele, viidates sellele, et vähemalt osa häirumisest ei ole tähelepanu abil kõrvaldatav. Tulemused viitavad, et relatiivne asukoht kujutab endast ansamblitaju erijuhtumit, kus referentsraamide konkurents kaalub üles statistilise summeerimise kasu.

Märksõnad: relatiivne asukoht, ansamblitaju, psühhofüüsika

Discriminating multiple relative positions: the paradox of ensemble perception

Abstract

This master's thesis examined why the simultaneous processing of multiple relative positions does not align with the prediction of classical ensemble perception, which holds that adding more elements should improve perceptual accuracy. In a psychophysical experiment, six observers evaluated the summed displacement of one or two dots relative to the center of the circle, with systematic variation of the number of circles, the informativeness of the second dot, and attentional allocation using a post-cue. The results revealed three key findings. First, a non-informative additional circle significantly reduced discrimination precision, indicating mutual interference between reference frames. Second, the discrimination threshold for two dots with identical displacement exceeded the theoretical prediction of statistically optimal summation, which was explained by a positive covariance between representations (correlation $r = 0.28$). Third, a contrast effect emerged for a centrally positioned dot: the dot at the center was systematically perceived as shifted opposite to the displacement of the distractor ($r = -0.24, p < .001$). Directing attention with a post-cue partially improved performance but did not restore discrimination precision to the level of the single-object baseline, suggesting that at least part of the interference cannot be eliminated through attentional allocation. The results suggest that relative position represents a special case of ensemble perception in which competition among reference frames outweighs the benefits of statistical summation.

Keywords: relative position, ensemble perception, psychophysics

Ansamblitaju kui visuaalse infotöötuse ökonoomne mehhanism

Inimese nägemissüsteemi üks fundamentaalsemaid väljakutseid on äärmiselt rikkaliku visuaalse sisendi töötlemine olukorras, kus kognitiivsed ressursid on rangelt piiratud.

Klassikalised uurimused on näidanud, et teadliku tähelepanu fookuses suudetakse korraga aktiivsena hoida vaid ligikaudu kolme kuni nelja objekti (Cowan, 2001) ning ka visuaalses töömälus säilib kõrge eraldusvõimega representatsioonina sarnane arv elemente (Zhang & Luck, 2008). Ometi tajume ümbritsevat maailma sujuva ja terviklikuna, haarates vaevata isegi sadadest objektidest koosnevaid stseene (Alvarez, 2011; Baek & Chong, 2020).

Kuna iga üksiku objekti detailne kodeerimine on ressursimahukas ja aeganõudev protsess, peab süsteemi tõhusus tuginema täiendavatele mehhanismidele, mis võimaldavad visuaalset informatsiooni kiiresti ja efektiivselt integreerida (Whitney & Leib, 2018).

Vastuolu rikkaliku sensoorse sisendi ja piiratud töötlusressursside vahel aitab lahendada ansamblitaju (ingl *ensemble perception*) – mehhanism, mis koondab suure hulga objektide sarnased omadused ühtseks statistiliseks kokkuvõtteks (Alvarez, 2011; Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003, 2005a, 2005b). Töötuse tulemusena moodustub mitmetest mürarikastest lokaalsetest signaalidest usaldusväärne üldistus kogu rühma kohta, mis võimaldab keskkonnast kiiresti ja vähese ressursikuluga käitumiseks vajalikku informatsiooni eraldada (Alvarez, 2011; Whitney & Leib, 2018). Just seetõttu on tegemist nägemissüsteemi ühe adaptiivseima ja evolutsiooniliselt olulisima omadusega (Haberman & Whitney, 2012; Whitney & Leib, 2018).

Ansamblitaju töömehhanismide täpsemaks mõistmiseks kasutatakse mitmeid lähenemisviise, sealhulgas neuroteaduslikke meetodeid (Lukashevich jt, 2025), arvutuslikke mudeleid (Robinson & Brady, 2023) ja psühhofüüsikat (Wichmann & Hill, 2001a). Käesolevas töös kombineeritakse psühhofüüsikalisi mõõtmismeetodeid teoreetiliste ennustuste ja statistilise andmeanalüüsiga, et mõõta eristuslävesid erinevates tingimustes ning hinnata, kas kahe relatiivse asukoha summeerimine toimub statistiliselt optimaalsel viisil.

Teoreetiline raamistik: statistiline keskmistamine ja summeerimine

Ansamblitaju tõhusust selgitab selle võime vähendada sõltumatute hinnangute kombineerimisel juhuslikust mõõtmisveast tulenevat müra. Kuna iga üksiku elemendi tajumine on seotud sõltumatu sensoorse müraga, taandab mitme sõltumatu representatsiooni ühendamine juhuslikke vigu (Alvarez, 2011; Galton, 1907). Vastavalt statistilise optimaalse summeerimise mudelitele on see kasu suhteline, mitte absoluutne. Näiteks kahe sõltumatu elemendi kombineerimisel suureneb eristuslävi ligikaudu 1.41 korda võrreldes ühe elemendi

hinnanguga, kuigi hindamisvigade dispersioonide liitmisel suureneb dispersioon tervelt kaks korda (Fouriezos jt, 2008). See kehtib üksnes juhul, kui kombineeritavad representatsioonid sisaldavad sama signaali ning nende mürakomponendid ei ole omavahel korreleeritud, sest vastasel korral võib dispersioon summaarses jaotuses olla veelgi suurem. Statistiline kasu eristab ansamblitajule omast töötlust selektiivse tähelepanu ja töömälu mehhanismidest, mille puhul piiratud töötlusressursside ületamine viib üldjuhul soorituse halvenemiseni (Cowan, 2001; Luck & Vogel, 1997; Treisman & Gelade, 1980).

Thurstone'i (1927) psühhofüüsika raamistikus tuleneb selline täpsuse kasv sõltumatute juhuslike suuruste dispersioonide liitmisest. Iga stiimuli representatsioon on visuaalses süsteemis seotud teatava hajuvusega, mida kirjeldab dispersioon σ^2 . Kahe sõltumatu juhusliku suuruse liitmisel on nende summaarse jaotuse dispersioon $2\sigma^2$ ning standardhälve $\sqrt{2}\sigma$. Kui mõlema representatsiooni signaalitugevus on üks ühik, siis summaarses representatsioonis on signaali suurus kaks ühikut. Seetõttu on ühe ühiku suurus signaali ühe σ taustal raskem avastada kui kahe ühiku suurus signaali $\sqrt{2}\sigma$ taustal. Teisisõnu suureneb juhuslike suuruste summeerimisel signaal kiiremini kui müra: signaal kahekordistub, kuid standardhälve suureneb vaid $\sqrt{2}$ ehk ligikaudu 1.41 korda. Sellest tulenevalt ennustab statistiliselt optimaalne mudel, et sõltumatute representatsioonide liitmisel suureneb summaarse representatsiooni standardhälve võrdeliselt elementide arvu ruutjuurega:

$$\sigma_{sum} = \sigma_{indiv} \times \sqrt{N}$$

Elementide keskmistamisel on vastav standardhälve:

$$\sigma_{mean} = \frac{\sigma_{indiv}}{\sqrt{N}}$$

Need seosed kehtivad juhul, kui üksikute elementide representatsioonid on teineteisest sõltumatud ehk nende kovariatsioon on null:

$$\text{Cov}(X, Y) = 0$$

Kui aga representatsioonid ei ole sõltumatud, vaid omavahel korreleeritud, lisandub dispersioonide summale kovariatsiooni liige:

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

Positiivne kovariatsioon – olukord, kus ühe elemendi tajuviga on seotud teise elemendi veaga – suurendab summaarse representatsiooni dispersiooni üle teoreetilise ennustuse ja vähendab täpsust. Negatiivne kovariatsioon võib seevastu täpsust parandada, näiteks olukordades, kus ühe representatsiooni viga kompenseerib teise oma. Kovariatsiooni suurus võimaldab seega hinnata, mil määral on üksikute objektide representatsioonid üksteisest sõltumatud.

Erijuhul, kui mõlema representatsiooni dispersioon on võrdne ja nende korrelatsioon täielik ($\rho = 1$), lihtsustub valem kujule:

$$\text{Var}(X + Y) = 4\text{Var}(X)$$

Sellisel juhul on summaarse representatsiooni standardhälve kaks korda suurem kui üksiku elemendi oma, määrates positiivse kovariatsiooni mõju teoreetilise ülemise piiri. Tegelik kovariatsiooni suurus jääb tavaliselt sõltumatu summeerimise ennustuse ja täieliku korrelatsiooni ennustuse vahele.

Kuigi enamik ansamblitaju uuringuid on keskendunud tunnuste keskmistamisele, eeldavad nii keskmistamine kui summeerimine mitme sensoorse representatsiooni kombineerimist. Seetõttu võivad keskmistamist käsitlevad leiud aidata mõista ka relatiivsete asukohtade summeerimise mehhanisme. Mitme objekti keskmise suuruse tajumist uurides leidis Allik kolleegidega (2013, 2014) tõendeid selle kohta, et üksikelementide väärtused liidetakse kokku vastavalt aritmeetika seadustele. Seejuures ei ole oluline üksikute suuruste jaotumine objektide vahel, vaid nende summaarne väärtus. Näiteks nelja arvu summa $2 + 2 + 2 + 2 = 8$ jääb samaks ka siis, kui arvud on teisiti jaotunud: $3 + 3 + 1 + 1 = 8$. Lisaks selgus, et nägemissüsteem liidab näivaid suurusi automaatselt ja kohustuslikult isegi olukordades, kus oleks otstarbekam tugineda vaid ühele elemendile, näiteks suurimale objektile (Allik jt, 2014). See tekitab paradoksaalse olukorra, kus vaatleja suudab küll üsna täpselt hinnata rühma keskmist suurust, kuid mitte üksikute objektide suurusi, millest statistiline kokkuvõtte moodustus. Teisisõnu hindab inimene summaarset või keskmist suurust täpsemalt kui üksikuid väärtusi, millest see koosneb. Selline efektiivne statistiliste kokkuvõtete

moodustamine ei tähenda siiski tingimata, et mitme elemendi kombineerimine järgiks alati statistiliselt optimaalse summeerimise ennustusi.

Empiirilised andmed näitavad, et ideaalne \sqrt{N} mudel ei kehti universaalselt kõigi tajutunnuste puhul. Keskmise suuruse puhul on leitud, et eristusjäpsus ei pruugi elementide arvu suurenedes vastavalt \sqrt{N} reeglile paraneda, vaid jääda ligikaudu konstantseks (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2005a, 2005b; Alvarez, 2011). Eristusläve püsimist elementide lisandumisel on ekslikult tõlgendatud kui piiranguteta keskmistamist, kuigi tegelikult viitab see eristusvõime halvenemisele (Fouriezos jt, 2008). Ühe võimaliku seletusena on välja pakutud, et nägemissüsteem ei võta arvesse kõiki elemente, vaid tugineb piiratud hulga elementidele (Allik jt, 2013; Myczek & Simons, 2008). Sellise alakasutuse põhjuseks võib olla tähelepanematusepimedus (ingl *inattentional blindness*) — nähtus, mille korral osa visuaalseid elemente jääb tähelepanu puudumise tõttu töötlemata (Myczek & Simons, 2008). Ainuüksi eristusläve põhjal on sellist elementide alakasutust keeruline eristada närvisüsteemi sisemisest müra, mis kaasneb iga tajuobjekti representeerimisega (Allik jt, 2013, 2022). Selle probleemi lahendamiseks töötas Raidvee kolleegidega (2021) välja meetodi, milles ainult üks element sisaldas kogu ülesande lahendamiseks vajalikku informatsiooni. Kui vaatlaja ei märka informatiivset elementi isegi siis, kui see on selgelt nähtav, võimaldab elemendi avastamise sagedus määrata tähelepanematuse indeksi λ (ingl *lapse rate*).

Lisaks elementide alakasutuse küsimusele viitavad uuemad ansamblitaju uuringud üha selgemalt, et erinevate tunnuste kombineerimine ei järgi ühte universaalset reeglit. Näiteks on leitud, et mitme orientatsiooni või kallete keskmist ei arvutata liitmisreegli alusel (Allik jt, 2022). See viitab, et aritmeetiline keskmine ei pruugi olla ainus viis, kuidas nägemissüsteem statistilisi kokkuvõtteid moodustab. Ühe võimaliku seletuse pakub Hölder (1889) üldistatud keskmise (ingl *generalized mean*) kontseptsioon, mis võimaldab kirjeldada väga erinevaid keskmise arvutamise viise, sealhulgas harmoonilist, geomeetrilist ja ruutkeskmist, aga ka miinimumi ja maksimumi. Näiteks on leitud, et orientatsioonide keskmistamine on lähemal ruutkeskmisele (Allik jt, 2022; Hölder, 1889). Sellised tulemused viitavad võimalusele, et ansamblitaju ei tugine ühele universaalsele mehhanismile, vaid kasutab erinevate tunnuste korral paindlikke ja tunnusespetsiifilisi töötlusstrateegiaid (Allik jt, 2022).

Küsimus, kas sama kehtib ka ruumiliste asukohtade puhul, on seni veel vastuseta. Ruumiline asukoht on nägemissüsteemi üks kesksemaid omadusi, mängides otsustavat rolli sihtmärkide lokaliseerimisel, tähelepanu suunamisel ja liikumise jälgimisel (Posner, 1980; Treisman & Gelade, 1980). Ruumiliste asukohtade, eriti relatiivse asukoha koondamist on

ansamblitaju kontekstis seni võrdlemisi vähe uuritud. See on üllatav, kuna nägemissüsteem suudab üksiku visuaalse elemendi asukohta määrata erakordselt suure täpsusega. Sellist nähtust nimetatakse ülinägemisteravuseks (ingl *hyperacuity*) ning lokaliseerimistäpsus võib seejuures ületada isegi võrkkesta retseptorite minimaalset omavahelist kaugust (Westheimer, 1981). Märkimisväärseks erandiks relatiivse asukoha uurimisel on Hess kolleegidega (2003), kes leidsid, et ühe asukoha puhul saavutatav kõrge täpsus ei laiene mitme asukoha üheaegsele hindamisele. Autorid järeldasid, et inimene suudab korraga täpselt määrata vaid ühte relatiivset asukohta.

Tähelepanu roll ansamblite tajus

Kuigi varem peeti ansamblitaju tähelepanust sõltumatuks, on viimasel ajal üha enam märke tähelepanu rollist ansamblitajus. Kui selektiivne tähelepanu suurendab üksikute elementide tajumise täpsust, siis hajutatud tähelepanu soodustab statistiliste kokkuvõtete tegemist (Baek & Chong, 2020). Vaatleja võib keskenduda üksikutele elementidele, ent samaaegselt tajuda ka kogu rühma üldiseid omadusi (Allik jt, 2013). Mitmed uuringud viitavad, et keskmisi omadusi, nagu suurust (Chong & Treisman, 2005b), orientatsiooni (Alvarez & Oliva, 2009) ja punkt pilvede keskmist asukohta (Alvarez & Oliva, 2008; Khayat jt, 2024) on võimalik tajuda ka ilma otseselt suunatud tähelepanuta. Samas on leitud, et tähelepanu jagamine mitme objektihulga vahel vähendab ansamblitaju ülesannetes eristustäpsust, mis viitab, et ansamblitaju ei ole täielikult automaatne ega tähelepanust sõltumatu protsess nagu varem arvati (Ariely, 2001), vaid kasutab ressursse paindlikult ja kontekstist lähtuvalt (Huang, 2015; Baek & Chong, 2020; Whitney & Leib, 2018).

Tähelepanu mõju võib lisaks käsitleda representatsioonide sõltumatuse perspektiivist, kuna nii keskmistamine kui summeerimine eeldavad mitme sensoorse representatsiooni kombineerimist. Statistiline kasu ehk täpsuse paranemine sõltub sellest, mil määral on üksikute objektide representatsioonid üksteisest sõltumatud. Kui representatsioonide vahel esineb positiivne kovariatsioon, väheneb sõltumatute hinnangute kombineerimisest saadav teoreetiline täpsuse kasv sõltumata sellest, kas hinnatakse keskmist või summat (Thurstone, 1927). Sellest vaatenurgast võib tähelepanu mõjutada ansamblitaju mitte üksnes informatsiooni valiku, vaid ka representatsioonide vastastikuse sõltumatuse kujundamise kaudu. Ressursside jagamine mitme objekti vahel võib suurendada representatsioonide omavahelist sõltuvust ning vähendada statistilise integratsiooni efektiivsust.

Tähelepanu roll on osaliselt ebaselgeks jäänud ka ruumilise asukoha määramisel. Uuringud viitavad, et tähelepanu suunamine võib parandada lokaliseerimistäpsust, kuigi

asukoha hindamine on võimalik ka ilma otseselt suunatud tähelepanuta (Tsal & Bareket, 2005). Samas osutavad mitmed uuringud, et tähelepanu jagamine mitme objekti vahel võib ruumilise asukoha määramist oluliselt häirida, avaldades eriti just lühikeste esitusaegade korral (Adam jt, 2008). Tähelepanu jagamise negatiivset mõju ei toeta siiski kõik uurimused, sest näiteks Newby ja Rock (2001) leidsid, et tähelepanu jagamine kahe asukoha vahel ei pruugi lokaliseerimistäpsust märkimisväärselt vähendada. Olukord muutub veelgi keerukamaks, kui iga objekt vajab eraldi asukoha määramist, nõudes rohkem tähelepanu ja kognitiivseid ressursse (Baek & Chong, 2020; Treisman & Gelade, 1980). Kui vaatleja peab samaaegselt hindama mitme objekti asukohta, tuleb tähelepanuressursid nende vahel jaotada, mis võib vähendada iga üksiku representatsiooni täpsust (Luck & Vogel, 1997). Relatiivse asukoha puhul on ülesanne veelgi nõudlikum, sest iga objekt võib toimida eraldi võrdluspunktina. Seetõttu tuleb töödelda mitte ainult mitut asukohta, vaid ka mitut referentsraami, mis võib suurendada representatsioonide vastastikust mõjutamist ning muuta täpse lokaliseerimise keerukamaks.

Üheks võimaluseks tähelepanupõhise ja representatsioonilise häirumise empiiriliseks eristamiseks on kasutada järelotuti (ingl *post-cue*) meetodit (Posner, 1980; Sperling, 1960). Erinevalt eelotutist, mis suunab tähelepanu stiimulile juba selle esitamise eel või alguses, ilmub järelotuti alles pärast stiimuli kadumist, võimaldades tähelepanu suunata visuaalses lühimälus veel aktiivsele representatsioonile. Relatiivse asukoha kontekstis võimaldab selline lähenemine hinnata, mil määral on häirumine kõrvaldatav tähelepanu teadliku suunamisega ning mil määral peegeldab see sügavamalt representatsioonilist piirangut. See on küsimus, mis on seni veel vastuseta.

Relatiivse asukoha tajumise paradoks

Eelneva taustal tõstatub küsimus, millele on seni üllatavalt vähe tähelepanu pööratud: kuidas toimib ansamblitaju relatiivse asukoha puhul? Kuigi relatiivsete asukohtade töötlemine eeldab mitme representatsiooni kombineerimist, viitavad nii tähelepanu piirangud kui ka varasemad empiirilised leiud sellele, et integratsioon ei pruugi anda klassikalise ansamblitaju mudelite ennustatud statistilist kasu. Käesoleva töö autori varasem uurimus (Hallik, 2023) laiendas Hess jt (2003) leide ning tõstas küsimuse, millised mehhanismid võivad piirata mitme relatiivse asukoha samaaegset töötlemist.

Selle paradoksi mõistmiseks tuleb arvestada relatiivse asukoha eripära. Nimelt on tegemist suhtel põhineva tunnusega, mis eeldab kahe elemendi vahelise seose kodeerimist. Selle uurimiseks kasutatakse nn „härjasilma“ (ingl *bull's eye*) ülesannet (Legge & Campbell,

1981), kus vaatleja peab määrama täpi asukohta ringi geomeetrilise keskpunkti suhtes. Ülesanne nõuab seega mitte ainult täpi positsiooni määramist, vaid ka täpi ja ringi vahelise suhte kodeerimist. Kui ringe on mitu, lisandub täiendav keerukus – iga lisatud ring võib toimida täiendava lokaalse referentsraamina, mille suhtes asukohta määratakse ning mis omakorda võib raskendada informatsiooni efektiivset statistilist integreerimist.

Kuigi ansamblitaju peaks teoreetiliselt eristustäpsust parandama, leidsid nii Hess kolleegidega (2003) kui Hallik (2023), et täiendavate objektide lisamine hoopis halvendas sooritust. See ootamatu tulemus on vastuolus statistiliselt optimaalse summeerimise teoreetiliste ennustustega. Hess jt (2003) järeldasid, et mitme relatiivse asukohta samaaegne töötlemine on piiratud ning et erinevalt suurusest ei pruugi ruumilise asukohta puhul toimuda automaatset keskmistamist. Nende töö jäi siiski suhteliselt märkamatuks, osaliselt ka metodoloogiliste piirangute tõttu. Autorid kasutasid stiimulites välist ruumilist varieeruvust, mille sobivus relatiivsete asukohtade uurimiseks vajab täiendavat selgitust. Lisaks hinnati eristustäpsust psühhomeetrilise funktsiooni asemel kaudselt, matemaatiliselt tuletatud parameetri kaudu, raskendades võrdlemist teiste psühhofüüsikaliste uuringutega.

Halliku (2023) uurimistöö laienda Hess jt (2003) põhitulemust mitmes olulises aspektis. Selgus, et mitme staatilise asukohta eristamine oli märgatavalt raskem kui ühe asukohta määramine ning isegi mitteinformatiivne objekt langetas eristustäpsust. Tulemusi ei suutnud seletada pikem esitlusaeg, kuna ekspositsioonitaja pikendamine 250 ms-lt 1000 ms-ni parandas küll üldist täpsust, kuid suhteline erinevus ühe ja kahe objekti vahel jäi püsima. Täiendavalt ilmnis oluline kontrast staatilise asukohataju ja liikumistaju vahel. Kahe samaaegse stiimuli asukohahüppe eristamine paranes vastavalt ansamblitaju teoreetilistele ennustustele, mis on kooskõlas Exneri (1876) klassikalise seisukohaga, et liikumistaju ja staatiline asukohataju võivad tugineda erinevatele töötlusmehhanismidele.

Thurstone'i (1927) raamistikus võib relatiivse asukohta puhul positiivne kovariatsioon tekkida olukorras, kus kahe täpi representatsioonid ei ole visuaalses süsteemis sõltumatud. Sel juhul on ühe täpi tajuviga seotud teise täpi veaga, mistõttu suureneb summaarse representatsiooni dispersioon üle teoreetilise ennustuse ning statistiline kasu ei realiseeru. Positsioonide segunemise fenomen (ingl *mislocation*), mida Morgan jt (1990) on kirjeldanud geomeetriliste illusioonide kontekstis, võib relatiivse asukohta korral olla eriti tõenäoline, kuna mõlema täpi asukoht määratakse sama tüüpi lokaalse referentsi – ringi geomeetrilise keskpunkti – suhtes. See võib suurendada representatsioonide omavahelist sõltuvust ning halvendada eristustäpsust.

Töö eesmärk

Magistritöö jätkab varasemas uurimistöös (Hallik, 2023) esilekerkinud küsimuste käsitlemist, kasutades sarnast suhtelise asukoha eristamise ülesannet ning laiendades katseplaani uute seeriatega. Olulise metodoloogilise erinevusena hinnatakse keskmistamise asemel kahe täpi summaarset nihet, mis võimaldab otseselt testida statistiliselt optimaalse summeerimise ennustusi. Teise uuendusena kasutatakse katses järelosuti meetodit, mis suunab stiimuli kadumise järel tähelepanu visuaalses töömälus olevale aktiivsele representatsioonile. Selline lähenemine võimaldab empiirilisel lahutada tähelepanuressursside jagamisest tingitud soorituse languse ja representatsioonide tasandil tekkiva süsteemse häirumise.

Töö eesmärk on välja selgitada, miks ei allu relatiivse asukoha tajumine tavapärastele ansamblitaju ennustustele, lahutades kaks võimalikku häirumise allikat – tähelepanuga seotud ja tähelepanuga mitteseletatava komponendi – empiirilisel mõõdetavateks suurusteks. Tähelepanuga seotud komponent võib tuleneda piiratud tähelepanuressursside jagamisest mitme referentsraami vahel ning peaks olema vähendatav tähelepanu teadliku suunamisega järelosuti abil. Tähelepanuga mitteseletatav komponent võib peegeldada representatsioonide vastastikust mõjutamist ehk kovariatsiooni ning püsida ka juhul, kui tähelepanu suunatakse ainult ühele objektile. Nende komponentide lahutamiseks varieeritakse süstemaatiliselt objektide arvu, teise objekti informatiivsust ning tähelepanu suunamist järelosuti abil.

Uurimisküsimused ja hüpoteesid

Uurimisküsimus 1. Kas kahe relatiivse asukoha üheaegne töötlemine parandab eristustäpsust vastavalt statistiliselt optimaalse summeerimise ennustustele?

Hüpotees H1a: Kahe võrdse nihkega relatiivse asukoha üheaegsel esitamisel (seeria B1) ületab summaarse nihke eristuslävi statistiliselt optimaalse summeerimise ennustuse:

$$\sigma_{B1} > \sigma_{A1} \times \sqrt{2}.$$

Thurstone'i (1927) raamistikus peaks sõltumatute representatsioonide summeerimisel eristuslävi suurenema vaid $\sqrt{2}$ korda. Ennustatud läve ületamine viitaks positiivsele kovariatsioonile representatsioonide vahel, mille korral ühe täpi tajuviga on süsteemselt seotud teise täpi veaga, suurendades summaarse representatsiooni dispersiooni üle teoreetilise ennustuse.

Hüpotees H1b: Kahe asukoha üheaegsel esitamisel (seeriad B1 ja B2) ei anna sama summaarne nihe samaväärset eristustäpsust sõltumata nihke jaotusest objektide vahel:

$$\sigma_{B1} \neq \sigma_{B2}.$$

Kui asukohtade koondamine järgiks aritmeetika reegleid ja optimaalse summeerimise põhimõtteid sarnaselt suuruse keskmistamisele (Allik jt, 2013, 2014), peaks sama summaarne nihe (Δs) andma sarnase eristustäve sõltumata sellest, kas nihe on jaotatud võrdselt kahe täpi vahel (seeria B1) või koondatud peamiselt ühele täpile (seeria B2). Erinevus lävedes viitaks mitteoptimaalsele integratsioonile.

Urimisküsimus 2. Kas mitteinformatiivne lisaring (seeria A2) mõjutab relatiivse asukoha hindamist?

Hüpotees H2a: Mitteinformatiivne lisaring (seeria A2) vähendab ühe relatiivse asukoha eristustäpsust võrreldes ühe ringi tingimusega (seeria A1): $\sigma_{A2} > \sigma_{A1}$.

See tulemus kinnitaks referentsraamide vastastikust mõju, kus täiendava taustobjekti olemasolu muudab lokaliseerimise ebatäpsemaks isegi juhul, kui teine ring ei nõua asukoha määramist.

Hüpotees H2b: Mitteinformatiivne lisaring (seeria A2) põhjustab väiksema häirumise kui informatiivne lisaring (seeria B1): $\sigma_{A2} < \sigma_{B1}$.

Hüpoteesi kinnitumine viitaks, et häirumine süveneb koos töödeldava ruumilise informatsiooni hulgaga, mitte ei piirdu vaid teise referentsraami lisandumisega. See kinnitaks tausta automaatset konkurentsi kui asukohataju piiravat põhimehhanismi, kus täiendav nihe suurendab representatsioonilist häiritust veelgi.

Urimisküsimus 3. Kas selektiivse tähelepanu suunamine ühele objektile mõjutab eristustäpsust ja mil määral?

Hüpotees H3a: Selektiivse tähelepanu suunamine järelosuti abil ühele täpile (seeriad C1 ja C2) parandab eristustäpsust võrreldes järelosutita tingimustega (seeriad B1 ja B2): $\sigma_{C1} < \sigma_{B1}$ ja $\sigma_{C2} < \sigma_{B2}$. Kuna osuti suunab tähelepanu visuaalses töömälus olevale representatsioonile, peegeldaks tähelepanuga seotud komponent ressursside jagamist ning oleks mõõdetav eristustävede vahena: $\sigma_{B1} - \sigma_{C1}$ ja $\sigma_{B2} - \sigma_{C2}$.

Hüpotees H3b: Eristustäpsuse langus ei kao täielikult ka suunatud tähelepanu korral (seeriad C1 ja C2): $\sigma_{C1} > \sigma_{A1}$ ja $\sigma_{C2} > \sigma_{A1}$.

Hüpoteesi kinnitumisel viitaks jääkerinevus ($\sigma_{C1} > \sigma_{A1}$ ja $\sigma_{C2} > \sigma_{A1}$) tähelepanuga mitteseletatavale komponendile, mis peegeldaks võimalikku fundamentaalset piirangut mitme relatiivse asukoha samaaegsel kodeerimisel. See tulemus näitaks, et isegi selektiivse tähelepanu korral ei taastu sooritus ühe objekti baastingimuse (seeria A1) tasemele, kuna teise referentsraami olemasolu põhjustab püsivat representatsioonilist häiritust.

Meetod

Valim

Katses osales kuus vabatahtlikku täiskasvanut (vaatlejad V1–V6), kellest üks oli töö autor. Ülejäänud osalejad ei olnud katse eesmärkidest ega hüpoteesidest teadlikud. Vaatlejate vanus jäi vahemikku 18–54 aastat ($M = 35.17$, $SD = 15.97$). Valim koosnes kolmest naisest ja kolmest mehest. Kõikide vaatlejate nägemisteravus oli normaalne või normaalseks korrigeeritud.

Katsete läbiviimine kooskõlastati Tartu Ülikooli teaduseetika komiteega (protokoll 4/M-3). Kõik osalejad andsid enne katsetega alustamist informeeritud nõusoleku, osalemine oli vabatahtlik ja katkestatav igal ajahetkel. Isikuandmeid ei kogutud ning katsetulemused salvestati anonüümselt. Enne andmekogumise algust läbisid vaatlejad harjutusfaasi, et tagada ülesandega kohanemine ja vähendada harjutamisest tingitud varieeruvust.

Psühhofüüsikaliste mõõtmiste usaldusväarsuse tagamiseks koguti iga vaatleja kohta suur hulk kordusmõõtmisi. Iga nihkeväärtuse kohta koguti vähemalt 60 kordust ning sõltuvalt seeria tingimuste arvust 600–2880 mõõtmist seeria kohta. Selline korduste arv võimaldab psühhomeetrilisi funktsioone usaldusväärselt hinnata ning erinevate katsetingimuste tulemusi võrrelda. Kõik vaatlejad läbisid seeriad vähemalt kolm korda tasakaalustatud järjekorras (ladina ruut), et vähendada harjutamis- ja järjestusefekte. Varasemad simulatsiooniuuringud on näidanud, et psühhomeetriliste funktsioonide usaldusväärne sobitamine eeldab piisavat kordusmõõtmiste arvu ja sobivat stiimulite jaotust (Wichmann & Hill, 2001a, 2001b).

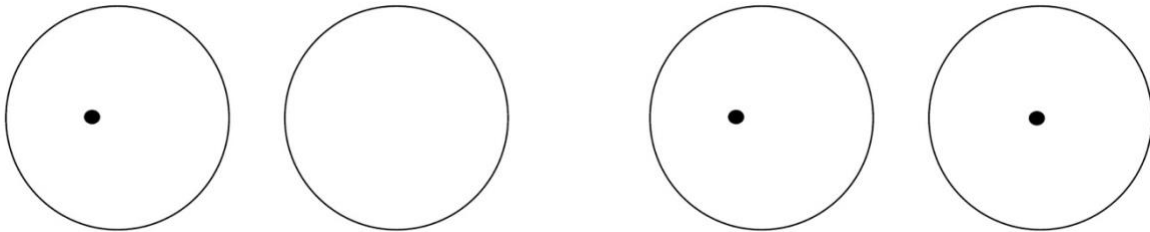
Materjalid ja mõõtevahendid

Katseprogrammi koostamiseks, läbiviimiseks, andmete salvestamiseks ning analüüsimiseks kasutati MATLABi tarkvara versiooni 2014b (MathWorks, Inc) ja Psychophysics Toolbox (Brainard, 1997). Katsed viidi läbi hämaras ruumis, kus kõikidele vaatlejatele olid tagatud sarnased tingimused. Kasutati Samsungi LCD-monitori lahutusvõimega 1920×1200 pikslit, kaadrisagedusega 60 Hz. Ekraani kuvaala mõõtmed olid 512×288 mm. Vaatekaugus fikseeriti 89 cm-le, mille korral üks piksel vastas ühele nurgaminutile. Pea asend stabiliseeriti lõuatoe abil.

Stiimulid

Stiimuliteks olid tumedal taustal esitatud valge raamiga ringid ($d = 200$ px), mille sees paiknes ühes või mõlemas ringis valge staatiline täpp ($d = 8$ px). Täpp võis asuda ringi sees kujuteldaval horisontaalteljel kas ringi keskkohast vasakul, paremal või keskel. Korruga

esitati üks või kaks ringi, mis paiknesid võrdsel kaugusel fikatsiooniristi vasakul ja/või paremal pool (vt Joonis 1). Seerias A2 sisaldas üks ring täppi ja teine ring oli tühi. Täpi nihked Δs olid seeriates A1, A2, B2, C1 ja C2 vahemikus ± 2 , ± 4 , ± 6 , ± 8 ja ± 10 px. Seerias B1, kus kahe täpi nihked moodustasid sama summaarse nihke, olid nihked ringi kohta ± 1 , ± 2 , ± 3 , ± 4 ja ± 5 px.



Joonis 1. Näidis „härjasilma“ ülesande stiimulitest seerias A2 (vasakul) ja seerias B2 (paremal).

Protseduur

Täpi asukoha määramist ringi keskpunkti suhtes nimetatakse „härjasilma“ (ingl *bull's eye*) nägemisteravuse ülesandeks (Legge & Campbell, 1981). Relatiivsete asukohtade eristamiseks pidid vaatlejad otsustama, kas täpi või täppide summaarne nihe oli ringi keskpunkti suhtes vasakule või paremale. Stiimulite esitusaeg oli 200 ms, mis on lühem kui tüüpiline sakaadi latentsusaeg ning võimaldab vähendada silmaliigutuste mõju stiimulite töötlemisele (Allik jt, 2003). Vastamistäpsuse suurendamiseks ja vastamiskallete vähendamiseks anti helilist tagasisidet: õige vastuse korral esitati madalam 400 Hz toon ja vale vastuse korral kõrgem 600 Hz toon.

Enne katse algust kohandati programm monitori mõõtudele vastavaks ja kontrolliti vaatleja vaatekaugust. Ekraanil kuvati lühike juhise, milles selgitati vaatleja ülesannet hinnata ühe või kahe täpi summaarset nihet ringi keskpunkti suhtes. Kõikides katseseeriates algas iga ekspositsioon fikatsiooniristi kuvamisega ekraani keskosas kestusega üks sekund. Risti mõõtmed olid 31×31 px ning iga haar oli 15 px pikk. Seejärel esitati üks või kaks ringi kestusega 200 ms. Täppide asukohad ja nihked olid seadistusfailiga määratud nii, et kõik kombinatsioonid esinesid võrdselt.

Pärast stiimuli kadumist vastas vaatleja vasaku või parema hiireklahviga, märkides tajutud nihke suuna. Seeriates C1 ja C2 kuvati vahetult pärast stiimuli kadumist ($ISI = 0$ ms) järelosuti, mille laius oli 23 px ja kõrgus 14 px. Järelosuti kuvati kas vasakul pool vasakut ringi või paremal pool paremat ringi, paiknedes noole teravast, ringipoolsest tipust

mõõdetuna ringi keskpunktist 102 px kaugusel. Nool jäi ekraanile kuni vastuse andmiseni. Kõikides seeriates esitati sama nihe hiljem uuesti, kui vaatleja ei vastanud 20 sekundi jooksul. Ekspositsioonide vaheline intervall oli üks sekund.

Ühes plokis esitati 100 ekspositsiooni, mille järel võimaldati paus. Katse jätkamiseks vajutas vaatleja vabalt valitud klahvi. Katseseeria lõppemisest anti märku tekstiga ekraanil. Kõik vaatlejad läbisid kõik seeriad vähemalt kolm korda tasakaalustatud järjekorras (ladina ruut).

Katseseeriad

Kasutati kolme katseseeriat (A, B ja C), millest igaüks sisaldas kahte alaseeriat.

Seeria A1 – baastingimus

Seeria A1 eesmärk oli mõõta ühe täpi relatiivse nihke eristamise täpsust. Ühes ringis esitati täpp nihkega Δs pikslit ($\pm 2, \pm 4, \pm 6, \pm 8, \pm 10$ px), teist ringi ei kuvatud. Seeria A1 standardhälve σ_{A1} oli võrdlusaluseks järgnevatele seeriatele.

Seeria A2 – tühi lisaring

Seeria A2 eesmärk oli testida, kas tühi lisaring mõjutab relatiivse asukoha hindamist. Ühes ringis esitati täpp nihkega Δs pikslit ($\pm 2, \pm 4, \pm 6, \pm 8, \pm 10$ px), teine ring oli tühi. Võrreldes seeriaga A1 lisandus teine visuaalne referentsraam.

Seeria B1 – kaks samasuunalise nihkega täppi

Seerias B1 esitati kaks ringi, millest mõlemas paiknes täpp identse samasuunalise nihkega Δs pikslit ($\pm 1, \pm 2, \pm 3, \pm 4, \pm 5$ px). Ülesandeks oli hinnata kahe täpi summaarset nihet.

Seeria B2 – üks täpp nihkes, teine tsentris või vastassuunalises nihkes

Seerias B2 oli ühes ringis täpp nihkes Δs pikslit ($\pm 2, \pm 4, \pm 6, \pm 8, \pm 10$ px), teises ringis paiknes täpp kas keskpunktis või 2 px vastassuunalises nihkes. Ülesandeks oli hinnata kahe täpi summaarset nihet.

Seeria C1 – kaks samasuunalise nihkega täppi, järelosutiga

Seeria C1 stiimulid olid identsed seeriaga B1, kuid kohe pärast stiimuli kadumist ilmus järelosuti, mis viitas ühele kahest ringist. Vaatleja pidi hindama ainult osutatud ringis paiknenud täpi nihet.

Seeria C2 – üks täpp nihkes, teine tsentris või vastassuunalises nihkes, järelosutiga

Seeria C2 stiimulid olid identsed seeriaga B2, kuid pärast stiimuli kadumist ilmus järelosuti, mis viitas ühele kahest ringist. Pooltel ekspositsioonidel suunas osuti nihkes täpiga ringile ja pooltel tsentris või vastassuunalises nihkes täpiga ringile. Vaatleja pidi hindama ainult osutatud ringis paiknenud täpi nihet.

Andmeanalüüs

Eksperimendi sõltumatuteks muutujateks olid stiimulite konfiguratsioon (ringide arv, teise täpi informatiivsus ning järelosuti olemasolu) ning täppide nihke suurus ja suund. Peamiseks sõltuvaks muutujaks oli vaatleja otsus selle kohta, kas täpi või täppide summaarne nihe paiknes ringi keskpunkti suhtes vasakul või paremal. Kogutud vastuste põhjal hinnati erinevate katsetingimuste psühhomeetriliste funktsioonide parameetreid: keskväärtust μ (vastamiskallutatus) ja standardhälvet σ (eristustäpsus). Selleks lähendati iga vaatleja katsetingimuse andmetele vastavaid empiirilisi vastustõenäosusi mittelineaarse vähimruutude meetodi abil kumulatiivse normaaljaotusega $\Phi(\Delta s; \mu, \sigma)$. Sobitamise käigus leitud μ ja σ väärtused kirjeldasid vastavat psühhomeetrilist funktsiooni kõige paremini. See meetod võimaldas mõõta, mil määral mõjutasid erinevad stiimulite omadused taju täpsust ja mil määral kaldus vaatleja vastus süstemaatiliselt kas vasakule või paremale.

Lisaks psühhomeetriliste funktsioonide sobitamisele uuriti seeria C2 andmete põhjal representatsioonide vahelist kovariatsiooni. Analüüsi kaasati vaid need tulemused, kus vaatleja pidi vastuse andma tsentris paiknenud täpile (objektiivne nihe 0 px). See võimaldas kontrollida, kas vaatleja vastused sõltusid süstemaatiliselt ignoreeritava täpi nihke suunast, pakkudes otsest empiirilist testi positsioonide segunemisele (ingl *mislocation*) ja kontrastiefektile.

Kovariatsiooni statistiliseks hindamiseks kasutati punkt-biseriaalset korrelatsiooni iga vaatleja kohta eraldi ning üldistatud lineaarset segamudelit (GLMM, ingl *generalized linear mixed-effects model*) koondandmete põhjal, kus vaatleja oli mudelisse lisatud juhusliku efektina. Mudeli seletusvõimet ja faktorite mõju suurust hinnati marginaalse ja tingimusliku seletatud hajuvuse näitaja (*%EV*) abil, kus marginaalne näitaja väljendab segaja nihke seletusvõimet ning tingimuslik kogu mudeli, sealhulgas vaatlejate individuaalsete erinevuste poolt seletatud hajuvust. Hindamaks, kas segaja nihke ja tsentris asuva täpi kohta antud hinnangu vaheline seos on monotoonne (lineaarne) või mitte, võrreldi tõepärasuhte testiga (ingl *Likelihood Ratio Test*) omavahel kahte mudelit: ühes oli mudeli argumentiks segaja nihked kategooriaalse tunnusega, teises pideva lineaarse tunnusega.

Andmeanalüüsid viidi läbi MATLABi (MathWorks, versioon 2014b) ja R tarkvara abil, kasutades RStudio arenduskeskkonda (Posit Team, 2024).

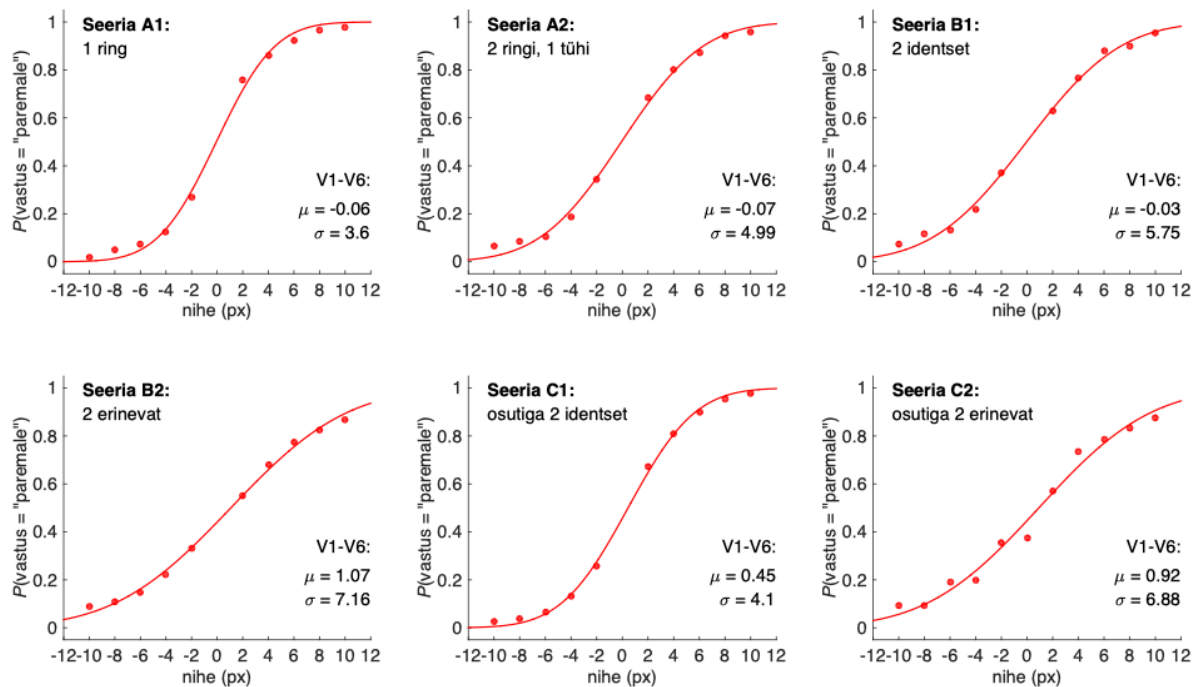
Töö autori panus

Töö autori panuseks oli kirjanduse analüüs; katseidee väljatöötamine; katse- ja analüüsiprogrammide loomisel osalemine ja nende seadistamine; pilootkatsetesse osalejate leidmine ja katsete läbiviimine; katsetes vaatlejana osalemine; vaatlejate leidmine, katsete ettevalmistamine, tutvustamine ja läbiviimine; andmete korrastamine ja analüüsimine; jooniste valmistamine; tulemuste raporteerimine ning töö kirjutamine.

Töö koostamisel kasutati tehisintellektipõhiseid tööriistu Notebook LM (Google, 2026) ja ChatGPT (OpenAI, 2026) ideede arendamiseks, teaduskirjanduse süstematiseerimiseks ning MATLAB-i tehniliste probleemide lahendamiseks, sealhulgas koodi tööpõhimõtete selgitamiseks ja veateadete tõlgendamiseks. Kõik töö sisulised otsused, analüüsid, tõlgendused, sõnastused ja järeldused pärinevad töö autorilt.

Tulemused

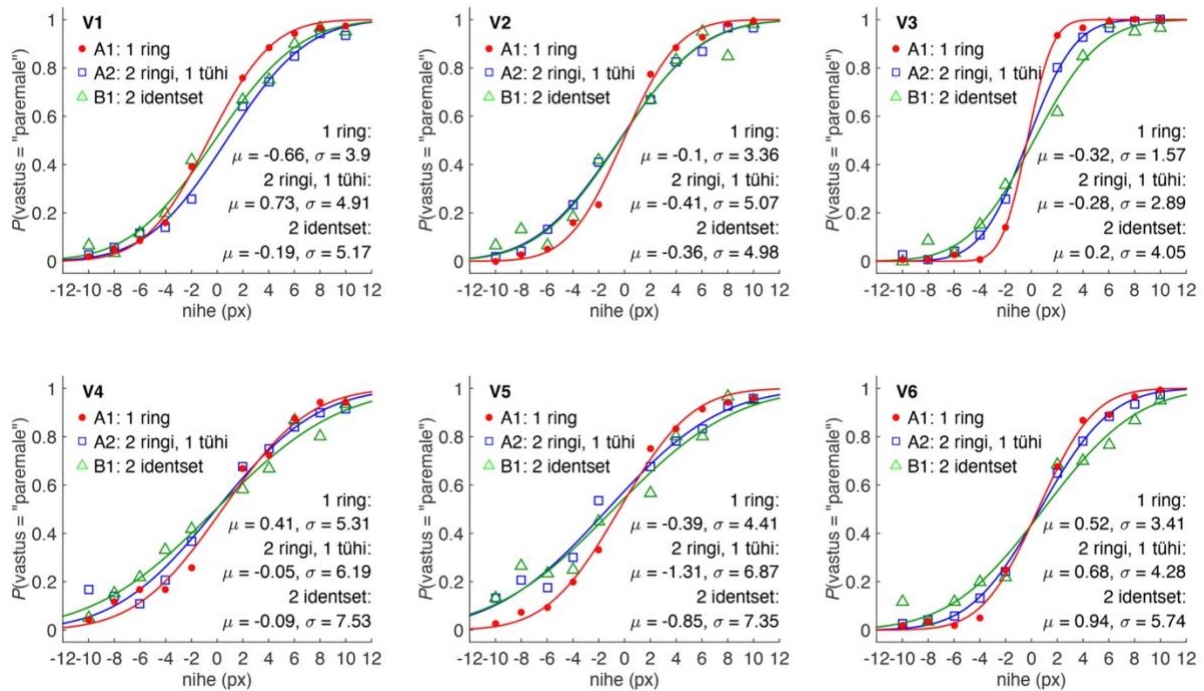
Joonisel 2 kajastuvad kuue vaatleja koondandmed katseseeriade lõikes, mis näitavad, kuidas erineb ühe ringi (seeria A1) keskkoha eristamistäpsus järgmistes tingimustes: üks nihkega ring ja üks tühi ring (A2), kaks samasuunalise nihkega ringi (B1), kaks erineva nihkega ringi (B2), kaks samasuunalise nihkega ringi järelosutiga (C1) ning kaks erineva nihkega ringi järelosutiga (C2). Iga paneel kujutab vastuse „keskkohast paremale“ andmise tõenäosust sõltuvalt täpi nihkest ringi keskpunkti suhtes. Empiirilistele andmepunktidele on sobitatud kumulatiivse normaaljaotuse funktsioonid, mida kirjeldavad keskväärtus μ ja standardhälve σ pikslites. Keskväärtus μ näitab vastamiskallutatust – nullist erinev väärtus viitab süstemaatilisele kalduvusele vastata ühes suunas. Standardhälve σ aga eristustäpsust – väiksem σ vastab järsemale psühhomeetrilisele funktsioonile ja paremale eristustäpsusele. Nihked Δs on tähistatud punaste punktidega.



Joonis 2. Vastuse „paremale“ andmise tõenäosus relatiivsete asukohtade eristamisel seeriates A1–C2 kõikide vaatlejate koondandmete põhjal, $n = 54720$.

Kõikide vaatlejate koondandmete põhjal oli ühe nihkega ringi tingimuses (seeria A1) relatiivse asukoha eristusläävi $\sigma_{A1} = 3.60$ px. Tühja ringi lisamine (seeria A2) halvendas eristustäpsust märgatavalt ($\sigma_{A2} = 4.99$ px), mis viitab, et isegi mitteinformatiivne lisaring mõjutab relatiivse asukoha representatsiooni. Kahe identse nihkega täpi üheaegsel esitamisel (seeria B1) halvenes eristustäpsus veelgi ($\sigma_{B1} = 5.75$ px), ületades statistiliselt optimaalse summeerimise teoreetilise ennustuse ($\sigma_{A1} \times \sqrt{2} = 5.09$ px), mis on kooskõlas hüpoteesiga H1a, et representatsioonide vahel esineb positiivne kovariatsioon. Kõige madalam eristustäpsus ilmnes erinevate nihetega tingimustes ($\sigma_{B2} = 7.16$ px ja $\sigma_{C2} = 6.88$ px), mille psühhomeetriselised kõverad jäid lamedaks isegi ± 10 px nihete juures. Järelosutiga tähelepanu suunamine ühele täpile seerias C1 ($\sigma_{C1} = 4.10$ px) parandas eristustäpsust võrreldes kahe identse nihkega täpi tingimusega seerias B1 ($\sigma_{B1} = 5.75$ px), kuid ei taastanud seda täielikult ühe ringi baastingimuse tasemele ($\sigma_{A1} = 3.60$ px).

Seeriates A1, A2 ja B1 võrdlus



Joonis 3. „Vastuse „paremale“ andmise tõenäosus relatiivsete asukohtade eristamisel vaatlejate lõikes seeriates A1, A2 ja B1.

Ühe nihkes täpiga ringi tingimuses (seeria A1) oli kõikide vaatlejate koondandmete põhjal eristuslävi $\sigma = 3.60$ px ning keskvärtus $\mu = -0.06$ px (vt Joonis 3). Kõikide vaatlejate μ väärtused jäid nulli lähedale, mis viitab süstemaatilise vastamiskallutatuse puudumisele. Individuaalsed eristustäpsused varieerusid vahemikus $\sigma = 1.57 - 5.31$ px.

Mitteinformatiivse lisaringi tingimuses (seeria A2) suurenes psühhomeetrilise funktsiooni standardhälve väärtuseni $\sigma_{A2} = 4.99$ px ($\mu = -0.07$ px) võrreldes ühe ringi tingimusega $\sigma_{A1} = 3.60$ px. Kuna teine ring ei sisaldanud ülesande lahendamiseks vajalikku informatsiooni, viitab täpsuse langus sellele, et häirumine ei tulene üksnes täiendava ruumilise signaali töötlemisest, vaid piisab juba täiendava referentsraami olemasolust. Tulemus toetab hüpoteesi H2a, mille kohaselt võivad relatiivse asukoha töötlemisel erinevad referentsraamid üksteist mõjutada. Võrreldes seeria A1 tingimusega halvenes eristustäpsus kõikidel vaatlejatel. Suurim täpsuse langus ilmnis vaatlejatel V3 ($\sigma_{A1} = 1.57$ px, $\sigma_{A2} = 2.89$ px; suhtarv = 1.84) ja V5 ($\sigma_{A1} = 4.41$ px, $\sigma_{A2} = 6.87$ px; suhtarv = 1.56). Kõige väiksem eristustäpsuse langus oli vaatlejal V4 ($\sigma_{A1} = 5.31$ px; $\sigma_{A2} = 6.19$ px, suhtarv 1.17).

Kahe samaväärse nihkega täpi üheaegsel esitamisel (seeria B1) oli koondtulemusena eristuslävi $\sigma_{B1} = 5.75$ px ja keskvärtus $\mu_{B1} = -0.03$. Kui relatiivsete asukohtade

summeerumine toimuks Thurstone'i (1927) raamistikus statistiliselt optimaalselt ning kahe asukoha representatsioonid oleksid sõltumatud, peaks kahe samaväärse nihkega täpi korral summaarse nihke eristuslävi suurenema võrreldes ühe ringi tingimusega $\sqrt{2}$ korda. A1 seeria põhjal oleks seega oodatav lävi $\sigma_{AI} \times \sqrt{2} = 3.60 \times 1.41 = 5.09$ px. Oluline on märkida, et kahe sõltumatu suuruse summa standardhälve ei kahekordistu. Dispersioon küll kahekordistub, kuid kuna standardhälve on dispersiooni ruutjuur, kasvab see ainult $\sqrt{2} = 1.41$ korda. Seega on sõltumatu summeerimise korral oodatav $\sigma_{enn} = 3.60 \times 1.41 = 5.09$ px, mitte 7.20 px. Kõik, mis ületab antud piiri, on seletatav representatsioonide vahelise positiivse kovariatsiooniga. Tegelik koondtulemus ületas seda ennustust: $\sigma_{BI} = 5.75$ px, suhtarv $\sigma_{BI} / (\sigma_{AI} \times \sqrt{2}) = 1.13$, mis viitab positiivsele kovariatsioonile ehk sellele, et kahe täpi representatsioonid ei summeeru sõltumatult. Võrdluseks – kui kaks representatsiooni oleksid täielikult positiivselt korreleeritud ($r = 1$), kasvaks standardhälve võrreldes üksiku objektiga kahekordseks: $\sigma_{max} = 2 \times 3.60 = 7.20$ px. Tegelik tulemus ($\sigma_{BI} = 5.75$ px) jääb seega sõltumatu summeerimise alumise piiri (5.09 px) ja teoreetilise maksimumi (7.20 px) vahele, mis viitab mõõdukale kovariatsioonile.

Kovariatsiooni suurust on võimalik dispersioonivalemi abil otse katseandmetest hinnata. $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$, kus $\text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = 3.60^2 = 12.96$ ja $\text{Var}(X + Y) = 5.75^2 = 33.06$, saame $\text{Cov}(X, Y) = (33.06 - 12.96 - 12.96) / 2 = 3.57$. Korrelatsioonikordaja $r = 3.57 / (3.60 \times 3.60) = 0.28$. Seega ei pea representatsioonide segunemine olema eriti tugev, et põhjustada märkimisväärset täpsuse langust summaarse asukoha hindamisel.

Vaatlejate lõikes ilmnisid märkimisväärsed erinevused nii kovariatsiooni suuruse kui ka võimaliku suuna osas (vt Tabel 1). Kõige tugevamat positiivset kovariatsiooni näitas vaatleja V3, kelle puhul tegelik tulemus ületas teoreetilist ennustust ligi kahekordselt. Vaatleja V4 tulemus vastas teoreetilisele ennustusele peaaegu täpselt, mis viitab ligikaudu sõltumatule summeerimisele. Ainsaks erandiks oli vaatleja V1, kelle tulemus osutus teoreetilisest ennustusest paremaks, mis võib viidata negatiivsele kovariatsioonile ehk olukorrale, kus kahe täpi representatsioonid vähendavad teineteise viga.

Informatiivne lisaring ($\sigma_{BI} = 5.75$ px) häiris eristamist rohkem kui mitteinformatiivne lisaring ($\sigma_{A2} = 4.99$ px). Koondandmete põhjal oli $\sigma_{BI} / \sigma_{A2} = 1.15$, mis toetab hüpoteesi H2b.

Tabel 1*Empiirilised ja teoreetilised eristuslaved, kovariatsioon ja korrelatsioon seeriates A1 ja B1*

Vaatleja	σ_{A1}	σ_{ENN}	σ_{B1}	σ_{MAX}	Cov	r
V1	3.90	5.52	5.17	7.80	-1.85	-0.12
V2	3.36	4.75	4.98	6.72	1.11	0.10
V3	1.57	2.22	4.05	3.14	5.74	>1*
V4	5.31	7.51	7.53	10.62	0.15	0.01
V5	4.41	6.24	7.35	8.82	7.56	0.39
V6	3.41	4.82	5.74	6.82	4.85	0.42
<i>M</i>	3.60	5.09	5.75	7.20	3.57	0.28

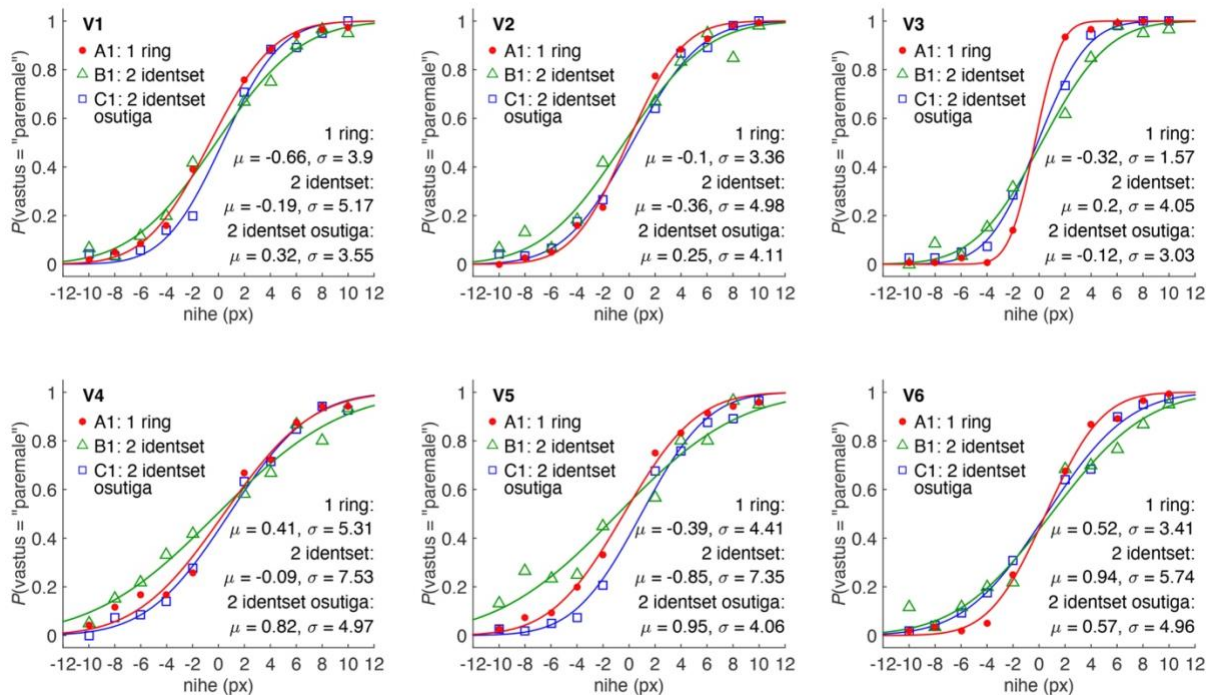
Märkus: σ_{A1} = eristuslävi ühe nihkega ringi tingimuses (seeria A1). $\sigma_{ENN} = \sigma_{A1} \times \sqrt{2}$ = teoreetiline eristuslävi sõltumatu summeerimise korral (alumine piir). σ_{B1} = tegelik eristuslävi kahe identse nihkega täpi tingimuses (seeria B1). $\sigma_{MAX} = 2 \times \sigma_{A1}$ = teoreetiline maksimaalne eristuslävi täieliku positiivse korrelatsiooni korral. Suhtarv = $\sigma_{B1} / \sigma_{enn}$. Suhtarv > 1 viitab positiivsele kovariatsioonile, suhtarv < 1 negatiivsele kovariatsioonile. Cov = kahe asukoha representatsioonide kovariatsioon, arvatud dispersioonivalemi põhjal. $r = \sigma_{A1}$ ja σ_{B1} representatsioonide vaheline korrelatsioonikordaja.

*Vaatleja V3 puhul ületab σ_{B1} teoreetilist maksimumi σ_{MAX} , mistõttu arvutuslik valem ei suuda seda korrektset hinnata.

Seeriade A1, B1 ja C1 võrdlus

Joonisel 4 on esitatud seeriade A1, B1 ja C1 tulemused vaatlejate lõikes.

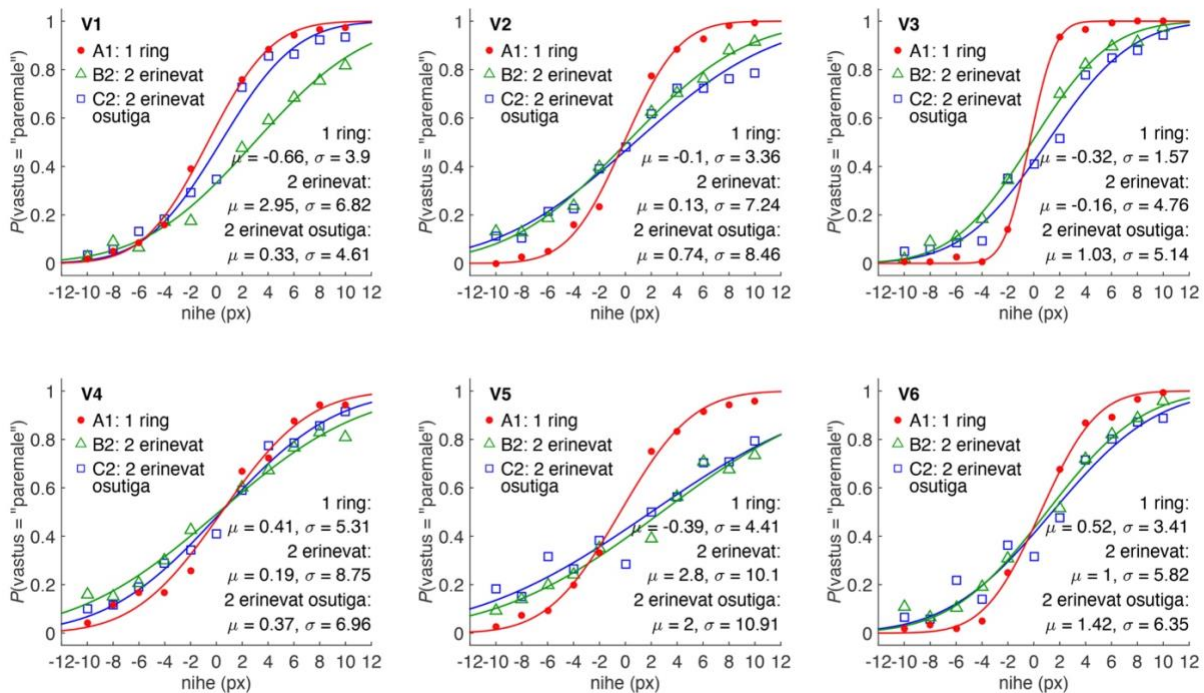
Järelosutiga tähelepanu suunamine ühele kahest samaväärse nihkega täpist (seeria C1) parandas eristustäpsust märgatavalt võrreldes osutita tingimusega B1. Koondandmete põhjal oli seerias C1 eristustäpsus $\sigma_{C1} = 4.10$ px võrreldes seeria B1 väärtusega $\sigma_{B1} = 5.75$ px, mis vastab suhtarvule 0.71. Tulemus toetab hüpoteesi H3a seeria C1 osas, mille kohaselt vähendab tähelepanu suunamine mitme relatiivse asukoha samaaegsel töötlemisel tekkivat häirumist. Tähelepanuga seotud komponent on mõõdetav suurusena $\sigma_{B1} - \sigma_{C1} = 1.65$ px. Tähelepanu suunamine ei taastanud siiski eristustäpsust täielikult ühe ringi baastingimuse tasemele. Ka suunatud tähelepanu korral jäi eristuslävi kõrgemaks kui ühe täpi hindamisel $\sigma_{C1} = 4.10$ px > $\sigma_{A1} = 3.60$ px. See tulemus toetab hüpoteesi H3b ning viitab tähelepanuga mitteseletatava komponendi olemasolule. Vastav jääkerinevus oli $\sigma_{C1} - \sigma_{A1} = 0.50$ px. Tähelepanuga seotud komponent (1.65 px) oli ligikaudu 3.3 korda suurem kui tähelepanuga mitteseletatav komponent (0.50 px), seega suurem osa häirumisest oli tähelepanu suunamise abil vähendatav, kuid täielikult seda neutraliseerida ei õnnestunud.



Joonis 4. Vastuse „paremale“ andmise tõenäosus relatiivsete asukohtade eristamisel vaatlejate lõikes seeriates A1, B1 ja C1.

Individuaalsel tasandil parandas tähelepanu suunamine eristustäpsust kõige enam vaatlejal V5 ($\sigma_{BI} = 7.35$ px, $\sigma_{CI} = 4.06$ px, erinevus = 3.29 px) ja V4 ($\sigma_{BI} = 7.53$ px, $\sigma_{CI} = 4.97$ px; erinevus = 2.56 px). Tähelepanuga mitteseletatava komponendi suurus varieerus vaatlejate vahel märgatavalt ning näis olevat seotud B1 seerias ilmnenud kovariatsiooni suunaga. Vaatlejal V3 ja V6, kelle B1 tulemused viitasid tugevamale positiivsele kovariatsioonile, jäi ka pärast tähelepanu suunamist alles suurem jääkerinevus (V3 = 1.46 px, V6 = 1.55 px) ehk teine täpp mõjutas eristustäpsust ka suunatud tähelepanu korral. Seevastu vaatlejal V1, V4 ja V5, kelle B1 tulemused viitasid negatiivsele või nullilähedasele kovariatsioonile, kehtis tingimus $\sigma_{CI} \leq \sigma_{AI}$, mis näitab, et tähelepanu suunamine vähendas häirumise täielikult või parandas tulemust isegi üle baastingimuse taseme. Seega ei olnud tähelepanuga mitteseletatava komponendi suurus kõikidel vaatlejal ühesugune, vaid sõltus individuaalsest kovariatsioonimustrist. Vaatlejad, kelle puhul ilmnis B1 seerias tugevam positiivne kovariatsioon, näitasid ka C1 seerias suuremat jääkhäirumist.

Seeriates A1, B2 ja C2 võrdlus



Joonis 5. Vastuse „paremale“ andmise tõenäosus relatiivsete asukohtade eristamisel vaatlejate lõikes seeriates A1, B2 ja C2.

Joonisel 5 on esitatud seeriates A1, B2 ja C2 tulemused vaatlejate lõikes. Erinevate nihetega tingimuses (seeria B2) oli eristustäpsus märkimisväärtalt kõrgem kui baastingimuses ($\sigma_{B2} = 7.16 \text{ px}$ vs $\sigma_{A1} = 3.60 \text{ px}$). Psühhomeetriselised kõverad jäid lamedaks isegi $\pm 10 \text{ px}$ nihete juures. See näitab, et erinevad nihked suurendavad representatsioonide vastastikust mõjutamist märkimisväärselt võrreldes ühe täpi baastingimusega, muutes integratsiooni vähem efektiivseks.

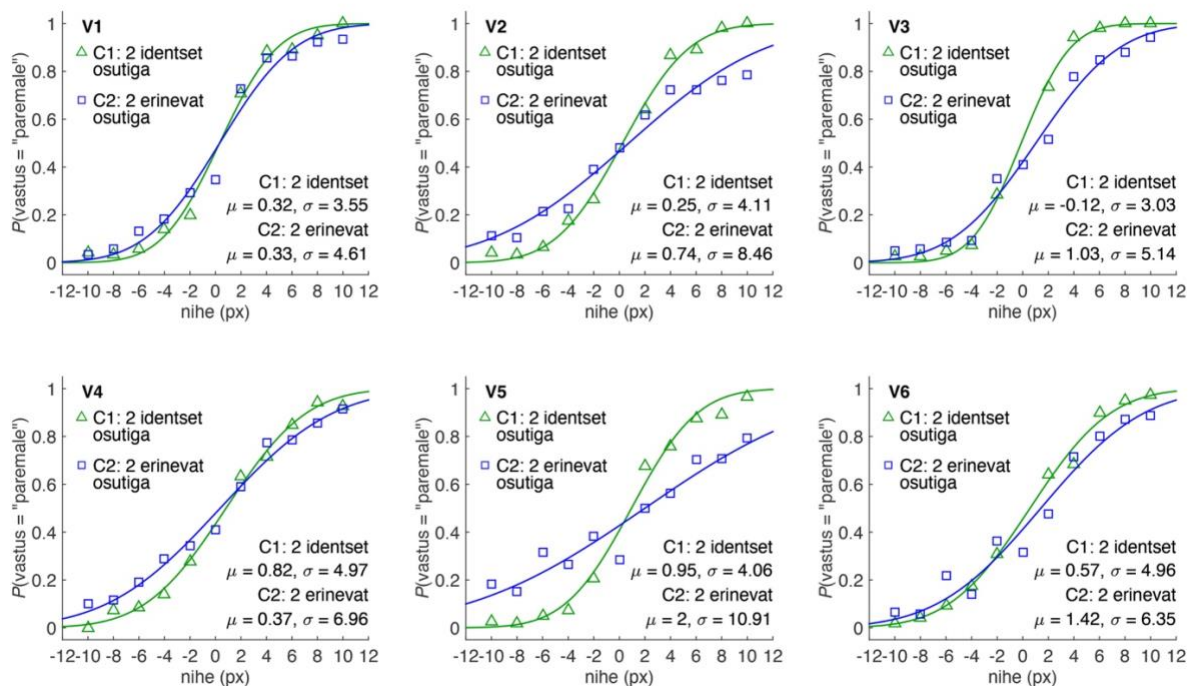
Järelosutiga erinevate nihete tingimuses (seeria C2) ei parandanud tähelepanu suunamine nihkes täpise eristustäpsust märkimisväärselt. Koondandmete põhjal oli seeria C2 eristustäpsus $\sigma_{C2} = 6.88 \text{ px}$, võrreldes osutita tingimuse väärtusega $\sigma_{B2} = 7.16 \text{ px}$, mis vastab suhtarvule 0.96. Tulemus erineb selgelt identse nihkega tingimusest (seeria C1), kus tähelepanu suunamine parandab eristustäpsust märkimisväärtalt (suhtarv = 0.71). Tähelepanuga seotud komponent oli C2 seerias väga väike: $\sigma_{B2} - \sigma_{C2} = 0.28 \text{ px}$. Võrreldes sama nihkega tingimusega $\sigma_{B1} - \sigma_{C1} = 1.65 \text{ px}$, oli see ligikaudu 6 korda väiksem. See viitab, et erinevate nihetega tingimuses ei olnud tähelepanu suunamine eristustäpsuse taastamiseks piisav. Tulemused on kooskõlas oletusega, et erinevad nihked põhjustavad tugevamat

representatsioonide vastastikust mõjutamist, mis püsib ka suunatud tähelepanu korral.

Keskväertuste μ analüüs toetab samuti kovariatsiooni hüpoteesi. Nii B2 ($\mu_{B2} = 1.07$ px) kui ka C2 tingimuses ($\mu_{C2} = 0.92$ px) esines süstemaatiline kallutatatus nihkes täpi suunas, mis viitab, et nihkes täpp mõjutas tsentris paiknenud täpi representatsiooni. Tähelepanu suunamine vähendas kallutatust vaid vähesel määral ($\mu = -0.15$ px), mis viitab, et positsioonide segunemine ei sõltu üksnes tähelepanu jaotusest.

Individuaalsed tulemused erinesid vaatlejate vahel märgatavalt. Vaatleja V1 puhul parandas tähelepanu suunamine eristustäpsust märkimisväärselt ($\sigma_{B2} = 6.82$ px, $\sigma_{C2} = 4.61$ px; erinevus = 2.21 px), mis on kooskõlas sama vaatleja B1 tingimuses ilmnenud negatiivse kovariatsiooniga. Ka vaatlejal V4 ilmnis mõõdukas tähelepanu efekt (erinevus = 1.79 px). Ülejäänud vaatlejatel ei toonud tähelepanu suunamine kaasa olulist paranemist või halvendas eristustäpsust vähesel määral. Nende vaatlejate puhul domineeris tähelepanuga mitteseletatav häirumine.

Seeriade C1 ja C2 võrdlus



Joonis 6. Vastuse „paremale“ andmise tõenäosus vaatlejate löikes seeriates C1 ja C2.

Seeriade võrdlus paljastas olulise erinevuse identsete ja erinevate nihetega tingimuste vahel (vt Joonis 6). Järelosutiga identsete nihete tingimuses (seeria C1) oli tähelepanuga seotud komponent märkimisväärne ($\sigma_{B1} - \sigma_{C1} = 1.65$ px), samas kui tähelepanuga

mitteseletatav komponent jäi väikeseks ($\sigma_{C1} - \sigma_{A1} = 0.50$ px). Järelosutiga erinevate nihete tingimuses (seeria C2) ilmnis vastupidine muster: tähelepanuga seotud komponent oli peaaegu olematu ($\sigma_{B2} - \sigma_{C2} = 0.28$ px), kuid tähelepanuga mitteseletatav komponent märgatavalt suurem ($\sigma_{C2} - \sigma_{A1} = 3.28$ px). See viitab, et identsete nihete korral oli suurem osa häirumisest vähendatav tähelepanu suunamise abil, samas kui erinevate nihete korral jäi häirumine püsima ka pärast tähelepanu suunamist.

Individuaalsed tulemused olid üldiselt kooskõlas sama muustriga. Vaatlejatest näitas kõige selgemat mustrit V4, kelle puhul ilmnis seerias C1 tugev tähelepanu efekt (2.56 px), samas kui seerias C2 jäi tähelepanuga mitteseletatav komponent suhteliselt väikeseks (1.65 px). Vaatleja V5 puhul ilmnis seerias C1 samuti suur tähelepanu efekt (3.29 px), kuid seerias C2 jäi tähelepanuga mitteseletatav häirumine siiski märkimisväärselt suureks (6.50 px), mis viitab, et erinevate nihete tingimuses ei suutnud tähelepanu suunamine häirumist vähendada. Erandiks oli vaatleja V1, kelle puhul suurenes tähelepanu efekt erinevate nihete tingimuses. Tulemus on kooskõlas V1 üldise muustriga, mille puhul ilmnis ka seerias B1 negatiivsele kovariatsioonile viitav tulemus, mis võib tähendada, et V1 puhul toimib representatsioonide vaheline mõju teistest vaatlejatest erinevalt.

Seeria C2 representatsioonide vahelise kovariatsiooni analüüs

Kovariatsiooni otsesemaks hindamiseks analüüsiti seeria C2 ekspositsioone, kus vaatleja pidi järelosuti abil hindama tsentris paiknenud täppi ($n = 3600$). Kuna tsentris täpi objektiivne nihe on null, oleks sõltumatute representatsioonide korral oodatav juhuslik vastamine ehk 50% tõenäosusega vastus „paremale“. Kui aga kõrvalasuv nihkes täpp mõjutab tsentris täpi representatsiooni, peaks vastus kalduma süstemaatiliselt nihkes täpi suunas (positsioonide segumine) või vastassuunda (kontrastiefekt). Seost hinnati punkt-biseriaalse korrelatsiooniga iga vaatleja kohta eraldi ning üldistatud lineaarse segamudeliga (GLMM) koondandmete põhjal, kus vaatleja oli mudelisse lisatud juhusliku efektina.

Tabel 2

Punkt-biseriaalse korrelatsiooni ja logistilise regressiooni statistilised näitajad tsentris täpi hinnangute ja nihkes täpi suuna vahel katseseerias C2.

Vaatleja	<i>n</i>	<i>r</i> [95% <i>CI</i>]	<i>p</i>	β (<i>SE</i>)	<i>OR</i>	% <i>EV</i>	μ	<i>p</i> (μ)
V1	600	-0.32 [-0.39; -0.25]	< .001	-0.10 (0.01)	0.90	11%	-0.10	.227
V2	600	-0.03 [-0.11; -0.25]	.451	-0.01 (0.02)	0.99	0%	1.46	< .001
V3	600	-0.21 [-0.29; -0.13]	< .001	-0.09 (0.02)	0.92	4%	1.55	< .001
V4	600	-0.17 [-0.25; -0.09]	< .001	-0.05 (0.01)	0.95	3%	0.07	.407
V5	600	-0.39 [-0.45; -0.32]	< .001	-0.13 (0.01)	0.88	15%	-0.09	.288
V6	600	-0.34 [-0.41; -0.27]	< .001	-0.11 (0.01)	0.89	11%	0.53	< .001
<i>M</i>	600	-0.24 [-0.27; -0.21]	< .001	-0.08 (0.01)	0.92	6%	0.33	< .001

Märkus: *n* = katsete arv, kokku 3600; *r* [95% *CI*] = punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja koos 95% usaldusvahemikuga; *p* = seose statistiline olulisus; β (*SE*) = logistilise regressiooni kalle (standardviga); *OR* = šansside suhe (*Odds Ratio*), %*EV* = selgitatud dispersiooni protsent; μ ja *p*(μ) – mudeli vabaliige (*Intercept*), mis tähistab vaatleja vastamiskallutatust ja selle olulisust. Seoste hindamiseks on kasutatud Pearsoni korrelatsioonikordajat *r*; *M* = vaatlejate keskmine.

Punkt-biseriaalse korrelatsiooni analüüs (vt Tabel 2) näitas, et viiel vaatlejal kuuest esines statistiliselt oluline negatiivne seos nihkes täpi suuna ja vaatleja vastuse vahel (V1, V3, V4, V5 ja V6), mis viitab kontrastiefektile. Korrelatsioonikordajad jäid neil vahemikku $r = -0.17$ kuni $r = -0.39$ ($p < .001$), viidates mõõdukale negatiivsele seosele teise täpi nihke ja antud vastuse vahel. Vaatlejal V2 statistiliselt olulist seost ei ilmnenud ($r = -0.03$, $p = .451$). Seda võib osaliselt seletada tugev vastamiskallutus ($\mu = 1.46$, $p < .001$), mis võis kontrastiefekti maskeerida, kuigi ei saa välistada, et V2 töötles asukohti häirimatult.

Logistilise segamudeli tulemused kinnitasid süsteemset kontrastiefekti. Nihkes täpi suund ennustas statistiliselt oluliselt vaatlejate vastuseid kõigil peale V2. Regressioonikordajad olid negatiivsed (β vahemikus -0.05 kuni -0.13) ning šansside suhte (*OR*) väärtused jäid vahemikku $0.88-0.95$. Näiteks vaatleja V5 puhul vähendas iga nihkepikslile paremale lisandumine tõenäosust vastata „paremale“ ($\beta = -0.13$, $OR = 0.88$), kusjuures nihkes täpi asukoht selgitas koguni 15% tema vastuste varieeruvusest (%*EV* = 15).

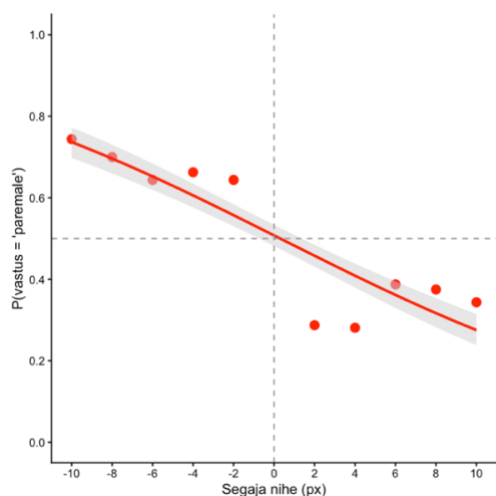
Koondandmete põhjal ilmnis statistiliselt oluline negatiivne korrelatsioon ($r = -0.24$, 95% *CI* [-0.27 ; -0.21], $p < .001$), mida kinnitas ka logistiline segamudel ($\beta = -0.08$, $SE = 0.01$, $z = -14.6$; $p < .001$; $OR = 0.92$). Mudeli seletusvõime jäi tagasihoidlikuks (marginaalne %*EV* = 6%), mis viitab, et nihkes täpi nihe mõjutas vastuseid süstemaatiliselt, kuid moodustas ainult osa kogu vastuste varieeruvusest. Vaatlejatevaheline varieeruvus algtasemes oli märkimisväärne ($SD = 0.71$), kinnitades individuaalseid erinevusi

kontrastiefekti tugevuses.

Psühhomeetrislike funktsioonide keskväärtused μ näitasid mitmel vaatelejal statistiliselt olulist vastamiskallutatust. Oluline nihe ilmses vaatelejal V2, V3 ja V6 ning koondandmete põhjal kokku (kõik $p < .001$), samas kui vaatelejal V1, V4 ja V5 keskväärtus nullist oluliselt ei erinenud. Positiivsed μ väärtused viitavad süstemaatilisele kalduvusele hinnata täppi paremale nihkununa.

Mudeli lineaarset sobivust kontrolliti tõepärasuhte testiga (*Likelihood Ratio Test*). Test näitas statistiliselt olulist kõrvalekallet lineaarsusest ($\chi^2(8) = 44.48, p < .001$), viidates sellele, et kategoriaalne mudel kirjeldas andmeid lineaarse mudeliga võrreldes statistiliselt oluliselt paremini. Hälve lineaarsusest võib peegeldada kontrastiefekti mittelineaarset iseloomu, näiteks efekti küllastumist äärmuslike nihkeväärtuste juures, kuid statistilist olulisust võis suurendada ka suur katsete arv ($n = 3600$), mis muudab testi tundlikuks ka väikeste kõrvalekallete suhtes.

Joonis 7 illustreerib mustrit visuaalselt. Kui segaja nihe oli -10 px (vasakul), tõusis tõenäosus vastata tsentris asuva täpi kohta „paremale“ ligikaudu 75%-ni juhtudest, samas kui +10 px (paremal) nihke korral langes see ligikaudu 30%-ni. Logistiline regressioonikõver on seega selgelt langev, kinnitades süsteemset negatiivset seost segaja asukoha ja sihtmärgi hinnangu vahel. Kõvera ümber kujutatud hall ala tähistab 95% ennustatud tõenäosuse usaldusvahemikku. Tulemused viitavad süstemaatilisele kontrastiefektile, kus nihkes täpp tõukab tsentris asuva täpi representatsiooni endast eemale ehk vastassuunda. See leid kinnitab, et tsentris paikneva täpi representatsiooni moonutab süstemaatiliselt kõrvaloleva nihkes täpi asukoht.



Joonis 7. Kovariatsiooni test: tõenäosus vastata tsentris paikneva täpi kohta „paremale“ sõltuvalt nihkes oleva täpi nihkest ($n = 3600$).

Arutelu

Käesoleva töö eesmärk oli uurida, miks ei allu mitme relatiivse asukoha samaaegne töötlemine tavapärasele ansamblitaju seletusele, mille kohaselt suudab inimene mitme objekti representatsioone omavahel kombineerida. Ansamblitaju uuringud on korduvalt näidanud, et sõltumatute representatsioonide koondamisel suureneb küll summaarse jaotuse dispersioon, kuid tegelikku eristustäpsust määrav standardhälve kasvab aeglasemalt, proportsionaalselt \sqrt{N} -ga (Alvarez, 2011; Fouriezos jt, 2008). Seetõttu peaks mitme sõltumatu representatsiooni kombineerimine võimaldama signaali suhteliselt täpsemat eristamist võrreldes üksiku representatsiooni põhjal tehtud hinnanguga. Seevastu nii Hess jt (2003) kui ka Halliku (2023) relatiivse asukoha eristamise katsed on näidanud teoreetilisest ennustusest oluliselt suuremat eristustäpsust tõusu ja soorituse halvenemist. Käesoleva töö tulemused kinnitavad sama mustrit – teise asukoha lisamine halvendas süstemaatiliselt eristustäpsust isegi tingimustes, kus statistiliselt optimaalne summeerimine oleks pidanud sooritust parandama. Tulemused viitavad, et relatiivsete asukohtade samaaegne töötlemine ei toimu sõltumatute representatsioonide summana. Selle asemel näivad erinevate asukohtade representatsioonid olevat omavahel sõltuvad, mistõttu ühe objekti tajuviga võib mõjutada teise objekti representatsiooni. Teisisõnu võib ühe objekti nihe mõjutada ka teise objekti tajutud asukohta isegi juhul, kui see paikneb objektiivselt ringi keskpunktis.

Referentsraamide konkurents kui häirumise allikas

Kahe identse nihkega täpi samaaegsel esitamisel (seeria B1) ületas eristustäpsuse statistiliselt optimaalse sõltumatu summeerimise mudeli põhjal ennustatava väärtuse, kinnitades hüpoteesi H1a. See on kooskõlas eeldusega, et representatsioonide vahel võib esineda kovariatsioon, mille korral ühe täpi tajuviga on seotud teise täpi veaga. Sellisel juhul ei realiseeru sõltumatute representatsioonide kombineerimisest tulenev statistiline kasu ning summaarse representatsiooni dispersioon suureneb üle teoreetilise ennustuse.

Seejuures on oluline, et häirumine ilmnes juba mitteinformatiivse lisaringi olemasolul (seeria A2). Kuna teine ring ei sisaldanud ülesande lahendamiseks vajalikku informatsiooni, ei saa täpsuse langust seletada üksnes täiendava ruumilise signaali töötlemisega. Tulemused viitavad, et juba täiendava referentsraami olemasolu mõjutab relatiivse asukoha representatsiooni ning muudab asukoha määramise ebatäpsemaks. Seega ei näi relatiivse asukoha tajumine toimuvat kontekstist sõltumatult. Tulemus toetab hüpoteesi H2a, kordab varasema töö (Hallik, 2023) leidu ning erineb klassikalisest ansamblitaju mustrist, kus

täiendavad elemendid sageli kas parandavad sooritust või ei mõjuta seda märkimisväärselt (Alvarez, 2011; Chong & Treisman, 2003, 2005a, Whitney & Leib, 2018).

Tulemused viitavad, et iga lisatud ring võib toimida täiendava referentsraamina, mis vähendab relatiivse asukoha kodeerimise täpsust isegi juhul, kui see ei sisalda ülesande lahendamiseks vajalikku informatsiooni. See eristab relatiivse asukoha tajumist paljudest klassikalistest ansamblitaju vormidest. Kui ekraanil on mitu ringi, tuleb töödelda mitut referentsraami samaaegselt, mis võib suurendada representatsioonide vastastikust mõjutamist, muutes skaala jaotuse ebatäpsemaks isegi siis, kui selle asukoha määramine pole ülesande seisukohalt vajalik.

Küsimus, miks tühja ringi lisamine eristustäpsust kahandab, on aga endiselt lahtine. Ühe võimaliku seletusena võib teine ring tähelepanu hajutada ning sundida ressursse kahe ruumilise asukoha vahel jagama, vähendades seeläbi asukoha määramise täpsust. Sellist tõlgendust ei toeta täielikult Newby ja Rocki (2001) tulemused, mille kohaselt tähelepanu jagamine kahe asukoha vahel ei vähendanud eristustäpsust märkimisväärselt. Teise võimaliku mehhanismina võib täiendav ring oma sümmeetrilisusega aktiveerida automaatse keskkoha otsimise protsessi, mis kulutab ressursse sihtringis paikneva täpi lokaliseerimise arvelt. Kumbki seletus ei ole praeguste andmete põhjal täielikult kinnitatav, mistõttu tähelepanu täpne roll ruumilise asukoha määramise täpsuses vajab edasist uurimist.

Eristustäpsus vähenes veelgi tingimuses, kus ka teine objekt sisaldas ruumilist informatsiooni, kinnitades hüpoteesi H2b. Kui mõlemad objektid sisaldavad nihet, peab nägemissüsteem samaaegselt kodeerima kahte relatiivset asukohta sarnaste tauststringide suhtes, mis suurendab representatsioonide vastastikuse mõjutamise võimalust. See viitab, et referentsraamide konkurents võib olla relatiivse asukoha töötlust piirav keskne mehhanism.

Representatsioonide vastastikmõju: kovariatsioon ja kontrastiefekt

Kinnitust leidis ka hüpotees H1a: kahe samaväärse nihkega täpi summeerimisel ületas tegelik eristuslävi Thurstone'i (1927) dispersioonide liitmise seadusest tuleneva teoreetilise ennustuse ligikaudu 13% võrra. See viitab, et kahe relatiivse asukoha representatsioonid ei summeeru sõltumatult, vaid nendevaheline kovariatsioon suurendab süsteemi müra. See tähendab, et ühe täpi tajuviga ei ole teisest sõltumatu ning võib olla seotud teise täpi representatsiooniga. Sarnast nähtust kirjeldasid ka Morgan jt (1990), kelle uuringus nihkus punkti tajutav asukoht ümbritseva punktiklastri keskpunkti suunas. Mõlemal juhul ei näi ühe objekti asukoha taju olevat täielikult sõltumatu, vaid sõltub osaliselt teiste objektide representatsioonidest.

Individuaalsed tulemused erinesid märkimisväärselt nii kovariatsiooni suuruse kui ka võimaliku suuna poolest. Enamikel vaatlajatest ilmnis positiivne kovariatsioon, kuid ühe vaatlaja tulemused viitasid negatiivsele kovariatsioonile, mille korral representatsioonide vead näisid teineteist osaliselt kompenseerivat. Selline varieeruvus viitab, et positsioonide segunemine ei ole kõikidel vaatlajatel ühesuguse tugevusega, vaid võib sõltuda individuaalsetest tajustrateegiatest või töötlusmehhanismidest.

Kinnitust leidis ka hüpotees H1b: erinevate nihetega tingimuses (seerias B2) oli eristuslävi märgatavalt kõrgem kui identsete nihetega tingimuses (seeria B1). See näitab, et relatiivsete asukohtade töötlemine ei sõltu üksnes nihke kogusummast, vaid ka sellest, kuidas nihe objektide vahel jaotub. Erinevad nihked suurendavad tõenäoliselt representatsioonide vastastikust mõjutamist ning muudavad integratsiooni vähem efektiivseks.

Seeria C2 andmete põhjal esines statistiliselt oluline negatiivne korrelatsioon, mida kinnitas ka logistiline segamudel. Tsentris paikneva täpi hinnangud sõltusid süstemaatiliselt nihkes täpi suunast, kuid vastassuunaliselt, viidates kontrastiefektile. Iga täiendava nihkepiksli korral vähenes tõenäosus vastata nihkes täpi suunas ligikaudu 8%. Objekti näiva asukoha muutumine teiste objektide mõjul ei ole tundmatu nähtus. Juba mainitud Morgan jt (1990) uuring näitas, et üksiku objekti tajutav asukoht võib nihkuda ümbritseva objektiparve keskpunkti suunas. Samuti on leitud, et lokaliseerimisülesannetes kalduvad hinnangud sageli lõigu keskpunkti suunas (Rauk & Luuk, 1980). Käesolevas töös ilmnenu kontrastiefekt on neile leidudele suunalt vastupidine, kuid teoreetiliselt sarnane, kuna viitab samuti sellele, et kahe täpi asukohti ei hinnata täielikult sõltumatult, vaid teineteise suhtes. Kui seeria B1 tulemused viitasid representatsioonide segunemisele (assimilatsioonile), siis seeria C2 analüüs näitas, et asukohtade vahel võib esineda ka aktiivset vastastikust tõrjumist.

Thurstone'i raamistikus vähendab negatiivne kovariatsioon $Cov(X, Y) < 0$ summaarse representatsiooni dispersiooni ning peaks teoreetiliselt eristuslävi ületas nii teoreetilise ennustuse kui ka tähelepanu suunamise järel saadud seeria C2 tulemuse. See viitab, et tausta konkurentsist ja representatsioonide segunemisest tulenev müratase kaalub üles negatiivse kovariatsiooni võimalikust statistilisest kasust tuleneva täpsuse paranemise.

Ka kovariatsiooni tugevuses ilmnemiseid märkimisväärsed individuaalsed erinevused. Samad vaatljad, kelle puhul ilmnis B1 tingimuses tugevam positiivne kovariatsioon, näitasid ka C2 tingimuses tugevamat representatsioonide vastastikust mõjutamist. See viitab võimalusele, et mõlema nähtuse taga võib esineda ühine alusmehhanism, mis avaldub eri vaatlajatel erineva tugevusega.

Tähelepanu roll ja representatsiooniline häirumine

Tähelepanu roll osutus relatiivsete asukohtade töötlemisel oluliseks, kuid tulemused viitavad, et tähelepanupõhised mehhanismid üksi ei suuda täheldatud häirumist täielikult seletada. Järelosuti abil tähelepanu suunamine ühele objektile parandas eristustäpsust seerias C1 märgatavalt, kinnitades hüpoteesi H3a. Tulemus on kooskõlas Baek ja Chongi (2020) leiuga, et selektiivne tähelepanu suurendab üksikute elementide tajumise täpsust, ning Lukashevich jt (2025) järeldusega, et ansambli töötlus ei ole sunduslik ja nõuab tähelepanu osalust. See tulemus eristab relatiivset asukohta suuruse tajumisest, mille puhul Allik kolleegidega (2014) on leidnud, et mitme objekti suuruse keskmistamine on sunduslik ning tajul puudub juurdepääs iga üksiku objekti suurusele eraldi, kuigi neid kasutatakse statistilise kokkuvõtte moodustamisel. Relatiivse asukoha – ja võimalik, et paljude teiste tunnuste – puhul näib olukord erinevat, kuna vaatlejad suutsid ühe täpi asukohta raporteerida küllalt suure täpsusega isegi siis, kui tähelepanu suunati sellele alles pärast stiimuli kadumist. See viitab, et relatiivse asukoha representatsioon püsib visuaalses lühimälus piisavalt kaua, võimaldades järelosuti abil sellele hiljem juurde pääseda. Järelosuti kasutamine on meetoodiliselt sarnane Sperlingu (1960) klassikalisele katsele, millega ta määras ikoonilise mälu kestuse. Küsimus, mitu positsiooni ja kui kaua suudab inimene säilitada sõltuvalt järelosuti ilmumise ajastusest, jääb tulevaste uuringute selgitada.

Hüpotees H3b leidis samuti kinnitust: eristustäpsus ei küündinud ühegi vaatleja puhul ühe ringi baastingimuse tasemele isegi tähelepanu suunamise korral. Tähelepanuga mitteseletatav komponent püsis sõltumata tähelepanu jaotusest, viidates sügavamale süsteemsele piirangule relatiivse asukoha määramisel. Eriti tähelepanuväärne oli selle komponendi seos seerias B1 ilmnenud kovariatsiooni suunaga. Vaatlejatel, kelle tulemused osutasid tugevamale positiivsele kovariatsioonile, jäi ka pärast tähelepanu suunamist alles suurem jääkhäirumine. Seevastu nullilähedase või negatiivse kovariatsiooniga vaatlejatel suutis tähelepanu suunamine häirumise peaaegu täielikult neutraliseerida. See muster viitab võimalusele, et tähelepanuga mitteseletatav komponent ja kovariatsioon võivad olla seotud ühise alusmehhanismiga.

Osutiga erinevate nihete tingimuses (seeria C2) ilmnes kvalitatiivselt erinev muster. Erinevalt seeriast C1 ei parandanud tähelepanu suunamine eristustäpsust märgatavalt, viidates tugevamale representatsioonilisele häirumisele. Nullnihkega ekspositsioonide analüüs näitas süsteemset kontrastiefekti: segaja nihke suurenedes kasvas tõenäosus tajuda sihtmärki vastassuunas nihutatuna. Iga täiendava nihkepiksli korral vähenes tõenäosus vastata segaja nihke suunas ligikaudu 8%. Seega ei toimunud representatsioonide lihtne segunemine, vaid

pigem nende vastastikune tõrjumine.

C1 ja C2 tingimuste võrdlus viitab olulisele asümmeeriale. Kui identsete nihete korral näis domineerivat tähelepanu jagamisest tulenev häirumine, siis erinevate nihete korral osutus määravamaks objektide representatsioonide vastastikune mõju. Kuigi negatiivne kovariatsioon peaks teoreetiliselt dispersiooni vähendama, näitavad tulemused, et referentsraamide konkurentsist tulenev müratase kaalub selle statistilise kasu üles. See võib selgitada, miks isegi täielik tähelepanu suunamine ei taastanud seerias C2 ühe objekti tasemele vastavat eristustäpsust.

Seos varasemate uuringutega ja teoreetiline tähendus

Magistritöö tulemused kinnitavad ja täiendavad Hess jt (2003) ja Halliku (2023) leide. Mõlemas varasemas uuringus täheldati paradoksaalset täpsuse langust objektide arvu suurenemisel. Käesolev töö pakub sellele nähtusele ühe võimaliku teoreetilise seletuse, lahutades häirumise kaheks empiiriliselt mõõdetavaks komponendiks. Samuti oli põhimuster reprodutseeritav – sarnaselt Halliku (2023) tulemustele halvenes eristustäpsus järjekorras A1, A2 ja B1.

Tulemused viitavad, et relatiivse asukoha määramine erineb paljudest teistest ansamblitaju vormidest. Näiteks keskmise suuruse ja orientatsiooni tajumisel (Allik jt, 2013, 2022) näivad üksikute objektide representatsioonid olevat suuremal määral üksteisest sõltumatud. Kuigi mõnede tunnuste, näiteks orientatsiooni puhul, on kirjeldatud kontekstuaalseid moonutusi, nagu kalde illusioon (ingl *tilt illusion*), mille korral ühe objekti näiv orientatsioon muutub läheduses olevate objektide orientatsioonist sõltuvalt, ei ole keskmise orientatsiooni uuringutes leitud samaväärseid tõendeid selle kohta, et ühe objekti orientatsioon süstemaatiliselt muudaks teise objekti tajutud orientatsiooni (Allik jt, 2022). Asukohtade tajumine näib seevastu olevat omavahel seotud. Selgeim näide sellest on tsentris täpi asukoha hindamine olukorras, kus teises ringis olev täpp on keskkohast nihkes. Seega näib ühe täpi nihe mõjutavat süsteemselt ka teise täpi tajutud asukohta.

Hölderit üldistatud keskmise valem kirjeldab kõikvõimalikke keskmistamise viise, kuid teadmine, et asukoha keskmine leitakse mingi n -astme keskmise alusel, ütleks väga vähe selle kohta, kuidas keskmist asukohta tegelikult töödeldakse (vrd Allik jt, 2022). Igale $\sigma_{A1} \times \sqrt{2}$ -st erinevale tegelikule tulemusele võib leida vastava n -astme keskmise Hölderit valemist ehk teisisõnu peaaegu iga empiiriliselt saadud tulemust on võimalik kirjeldada sobiva üldistatud keskmise parameetriga. Seetõttu on palju informatiivsem otseselt uurida,

kuidas mõjutavad eristustäpsust näiteks tühja ringi lisamine või järelosutiga tähelepanu suunamine ringile, milles asuva täpi asukohta on tarvis määrata.

Piirangud ja tulevikusuunad

Töö peamiseks piiranguks on suhteliselt väike vaatelejate arv ($n = 6$). Kuigi selline valimi suurus on psühhofüüsikalistes tajukatsetes tavapärase, ilmnesid asukoha tajumise kovariatsioonides märkimisväärsed individuaalsed erinevused, mistõttu oli see arv minimaalselt vajalik erinevate kovariatsioonimustrite tuvastamiseks. Piirangut kompenseerib osaliselt iga vaateleja kohta kogutud suur kordusmõõtmiste arv (Baker jt, 2021) ja vaatelejate lõikes ilmnenud suhteliselt järjekindel põhimuster. Siiski on tulemuste usaldusväärsuse ja üldistatavuse hindamiseks vajalikud edasised suurema valimiga uuringud.

Piiranguks on ka seeria B1 nihkevalimik, mis osutus osade vaatelejate puhul psühhomeetriliste funktsioonide asümptootide usaldusväärseks hindamiseks ebapiisavaks. Suhteliselt lamedate kõverate tõttu ei olnud tähelepanematuse otsene hindamine juhusliku vastamismäära parameetri λ abil piisavalt usaldusväärne. Tulevikus võiks laiendada nihkevahemikku, mis võimaldaks täpsemalt hinnata nii tähelepanematust kui ka võimalikke koondamisreegleid kirjeldavaid parameetreid.

Kolmandaks võimaldab käesolev töö teha järeldusi relatiivse asukoha töötlusmehhanismide kohta üksnes psühhofüüsikaliste ja arvutuslike meetodite põhjal. Representatsioonilise häirumise ja kovariatsiooni otsene valideerimine neurofüsioloogiliste meetoditega jääb tulevaste uuringute ülesandeks.

Lisaks ei võimalda kasutatud katseparadigma täielikult välistada tähelepanu spontaanse ümberjaotamise võimalust katse käigus. Seetõttu ei saa tähelepanuga seotud ja tähelepanust sõltumatut komponenti käsitleda täielikult sõltumatute protsessidena.

Kokkuvõte

Käesoleva magistr töö eesmärk oli uurida, miks mitme relatiivse asukoha samaaegne töötlemine ei allu klassikalistele ansamblitaju ennustustele. Tulemused näitasid, et täiendavate objektide lisamine halvendas süstemaatiliselt relatiivse asukoha eristamist isegi tingimustes, kus standardhälve oleks pidanud kasvama vaid $\sqrt{2}$ korda.

Töö peamiseks teoreetiliseks panuseks on võimalik seletus ansamblitaju paradoksile, mis aitab mõista, miks kahe täpi summaarse nihke avastamine osutub palju ebatäpsemaks üksiku täpi nihke eristamisest. Tulemused viitavad, et relatiivsete asukohtade representatsioonid ei ole omavahel sõltumatud, vaid nende vahel esineb positiivne

kovariatsioon, mille korral ühe objekti tajuviga on seotud teise objekti veaga. Sellisel juhul suureneb summaarse representatsiooni dispersioon ehk sisemine müra üle sõltumatu summeerimise mudelite poolt ennustatud taseme ning statistilise integratsiooni eeldatav kasu ei realiseeru. Seetõttu võib täiendavate objektide lisamine täpsust parandamise asemel hoopis langetada.

Empiirilisel ilmnes see mitmel erineval tasandil. Esiteks sai süsteemselt kinnitust unikaalne “tühja ringi efekt”: selgus, et isegi mitteinformatiivne tühi ring ehk objekt, mis ei sisaldanud ülesande lahendamiseks vajalikku informatsiooni, halvendas märgatavalt kõrvalringis asuva täpi asukoha määramise täpsust. See on ootamatu tulemus, mis viitab, et relatiivse asukoha töötlemisel piisab tajutäpsuse langetamiseks ainuüksi täiendava referentsraami olemasolust.

Teiseks tuvastati otsene tõend representatsioonide vastastikusest mõjust. Tsentris paikneva täpi asukohta hinnates sõltusid vastused süstemaatiliselt teise täpi nihke suunast. Kontrastiefekt tõestab, et asukohtade representatsioonid ei ole tajus üksteisest sõltumatud, vaid objektidevahelised suhted võivad süstemaatiliselt muuta tajutud positsioone.

Metoodiliselt tugines töö põhjalikule psühhofüüsikalisele lähenemisele, mille käigus koguti iga vaatleja kohta tuhandeid kordusmõõtmisi. Katseplaan võimaldas lahutada tähelepanuga seotud häirumise ja tähelepanust sõltumatu representatsioonilise komponendi. Tulemused näitasid, et kuigi tähelepanu suunamine parandas eristustäpsust, jäi oluline osa häirumisest püsima ka pärast tähelepanu kontrollimist. See viitab, et relatiivse asukoha piirangud ei tulene üksnes tähelepanuressursside jaotumisest, vaid peegeldavad sügavamaid representatsioonilisi piiranguid.

Käesolev töö seab kahtluse alla klassikalise ansamblitaju teooria keskse eelduse representatsioonide sõltumatusest ning näitab, et relatiivne asukoht kujutab endast tõelist ansamblitaju paradoksi – nähtust, kus objektidevahelised suhted ja referentsraamide konkurents kaaluvad üles statistilise summeerimise potentsiaalse kasu ning mille mehhanismid vajavad edasist uurimist.

Tänuõnad

Minu suur ja südamlük tänu kuulub teile, head juhendajad! See on olnud väga inspireeriv ja loominguine teekond, mis on tänu teile avanud minu ees uue ja võrratult põneva maailma.

Kasutatud kirjandus

- Adam, J. J., Davelaar, E. J., van der Gouw, A., Willems, P. (2008). Evidence for attentional processing in spatial localization. *Psychological Research*, *72*(4), 433-442. doi: 10.1007/s00426-007-0126-2
- Allik, J., Toom, M., Luuk, A. (2003). Planning of saccadic eye movements. *Psychological Research*, *67*(1), 10–21. <https://doi.org/10.1007/s00426-002-0094-5>
- 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>
- Alvarez, G. A., & Oliva, A. (2009). Spatial ensemble statistics are efficient codes that can be represented with reduced attention. *Proc Natl Acad Sci USA*, *106*(18). doi: 10.1073/pnas.0808981106
- Alvarez, G. A., & Oliva, A. (2008). The representation of simple ensemble visual features outside the focus of attention. *Psychological Science*, *19*(4), 392-398. doi: 10.1111/j.1467-9280.2008.02098.x
- Ariely, D. (2001). Seeing Sets: Representation by Statistical Properties. *Psychological Science*, *12*(2), 157–162. <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00327>
- Baek, J., & Chong, S. C. (2020). Ensemble perception and focused attention: Two different modes of visual processing to cope with limited capacity. *Psychonomic Bulletin & Review*, *27*, 602-606. doi: <https://doi.org/10.3758/s13423-020-01718-7>
- Baker, D. H., Vilidaite, G., Lygo, F. A., Smith, A. K., Flack, T. R., Gouws, A. D., & Andrews, T. J. (2021). Power contours: Optimising sample size and precision in experimental psychology and human neuroscience. *Psychological methods*, *26*(3), 295

- 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>
- Cowan, N. (2001). The magical number 4 in short-term memory: A reconsideration of mental storage capacity. *Behavioral and Brain Sciences*, *24*(1), 87-114.
doi:10.1017/S0140525X01003922
- Exner, S. (1876). Über das Sehen von Bewegungen und die Theorie des zusammengesetzten Auges. *Sitzungsberichte der Kaiserlichen Akademie der Wissenschaften. Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Classe.*, *72*, 150-190
- 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>
- Google. (2026). *NotebookLM* [Suur keelemudel]. <https://notebooklm.google.com/>
- Haberman, J., & Whitney, D. (2012). Ensemble perception: summarizing the scene and broadening the limits of visual processing. *From Perception to consciousness with Anne Treisman, Oxford Series in Visual Cognition*, 339-349.
<https://doi.org/10.1093/acprof:osobl/9780199734337.003.0030>
- Hallik, H. (2023). Objektide keskmise asukoha eristamine. TÕ psühholoogia üliõpilastööd.
<https://hdl.handle.net/10062/91839>
- 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)
- Huang, L. (2015). Statistical properties demand as much attention as object features. *PLOS ONE*, *10*(8). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0131191>

- Khayat, N., Pavlovskaya, M., & Hochstein, S. (2024). *Comparing explicit and implicit ensemble perception: 3 stimulus variables and 3 presentation modes*. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 86(2), 482–502. <https://doi.org/10.3758/s13414-023-02784-4>
- 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
- Luck, S. J., & Vogel, E. K. (1997). The capacity of visual working memory for features and conjunctions. *Nature*, 390(6657), 279-281. <https://doi.org/10.1038/36846>
- Lukashevich, A., Sigurdardottir, H. M., Kydravstsev, N., & Utochkin, I. (2025). The role of attention in basic ensemble statistics processing. *Neuropsychologia*, 208, <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2025.109086>
- Morgan, M. J., Hole, G. J., & Glennerster, A. (1990). Biases and sensitivities in geometrical illusions. *Vision Research*, 30(11), 1793–1810.
- Myczek, K., & Simons, D. J. (2008). Better than average: Alternatives to statistical summary representations for rapid judgments of average size. *Perception & Psychophysics*, 70(5), 772-788, doi: <https://doi.org/10.3758/PP.70.5.772>
- Newby, E. A., & Rock, I. (2001). Location and attention. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology Section A*, 54(1), 155-168. <https://doi.org/10.1080/02724980042000066>
- OpenAI. (2026). *ChatGPT* [Suur keelemudel]. <https://chat.openai.com/>
- Posit Team. (2024). *RStudio: Integrated development environment for R*. Posit Software, PBC. <http://www.posit.co/>
- Posner, M. I. (1980). Orienting of attention. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 32(1), 3-25. doi: 10.1080/00335558008248231
- R Core Team. (2024). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Raidvee, A., Toom, M., & Allik, J. (2021). A method for detection of inattentive feature blindness. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 83, 1282-1289. doi: <https://doi.org/10.3758/s13414-020-02234-5>
- Robinson, M. M., & Brady, T. F. (2023). A quantitative model of ensemble perception as summed activation in feature space. *Nature Human Behaviour*, 7, 1954–1969. [10.1038/s41562-023-01602-z](https://doi.org/10.1038/s41562-023-01602-z)

- Sperling, G. (1960). The information available in brief visual presentations. *Psychological Monographs: General and Applied*, 74, 1-29.
- Thurstone, L. L. (1927). A law of comparative judgment. *Psychological Review*, 34(4), 273–286
- Treisman, A. M., & Gelade, G. (1980). A feature-integration theory of attention. *Cognitive Psychology*, 12(1), 97-136. doi: [https://doi.org/10.1016/0010-0285\(80\)90005-5](https://doi.org/10.1016/0010-0285(80)90005-5)
- Tsal, Y., & Bareket, T. (2005). Localization judgments under various levels of attention. *Psychonomic Bulletin & Review*, 12(3), 559-566. <https://doi.org/10.3758/BF03193805>
- Westheimer, G. (1981). Visual Hyperacuity. In: Autrum, H., Perl, E.R., Schmidt, R.F., Ottoson, D. (eds) *Progress in Sensory Physiology*. Progress in Sensory Physiology, vol 1. Springer, Berlin, Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-66744-2_1
- Whitney, D. & Leib, A. Y. (2018). Ensemble Perception. *Annual Review of Psychology*, 69, 105-129. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044232>
- Wichmann, F. A., & Hill, N. J. (2001a). The psychometric function: I. Fitting, sampling, and goodness of fit. *Perception & Psychophysics*, 63(8), 1293–1313.
- Wichmann, F. A., & Hill, N. J. (2001b). The psychometric function: II. Bootstrap-based confidence intervals and sampling. *Perception & Psychophysics*, 63(8), 1314-1329
- Zhang, W., & Luck, S. J. (2008). Discrete fixed-resolution representations in visual working memory. *Nature*, 453(7192), 233-235.

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Helen Hallik,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Mitme relatiivse asukoha eristamine: ansamblitaju paradoks“, mille juhendajad on Jüri Allik, Aire Raidvee ja Richard Naar, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada Tartu Ülikooli digitaalarhiivi kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni;
2. annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi kaudu Creative Commonsi litsentsiga CC BY NC ND 4.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni;
3. olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile;
4. kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Helen Hallik

11.05.2026