

Tartu Ülikool
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia Instituut

Liisa Aavik

OBJEKTIDE HULGA KESKMISE SUURUSE TAJUMINE

Magistritöö

Juhendajad: Jüri Allik (PhD), Aire Raidvee (PhD)

Läbiv pealkiri: HULKADE KESKMISTAMINE

Tartu
2019

Objektide hulga keskmise suuruse tajumine

LÜHIKOKKUVÕTE

Inimese tajusüsteem on võimeline kiirelt, automaatselt ja mitteteadlikult arvutama keskmist suurust, kasutamata selleks arve või matemaatilisi operatsioone. Uurijad on seni arvanud, et eristustäpsus (psühhomeetrilise kõvera tõusunurk) annab meile infot, kas keskmise suuruse töötlus arvestatakse osa või kõiki elemente. Eristustäpsuse muutuste hindamiseks kõvera tõusunurka vaadates pole aga tähelepanematus eristatav representatsiooni müra. Selles töös viidi need kaks faktorit uut meetodit kasutades lahku. Neli katseisikut pidid lahendama ülesande, kus tuli hinnata, kas kaheksa ringikujulise elemendi keskmine suurus on suurem või väiksem etalonstiimulist. Ühes tingimuses olid kõik kaheksa elementi etalonist erinevad ning teises erines ainult üks kaheksast. Seega, tekitati kaks tingimust, millest ühes olid kõik elemendid informatiivsed ja teises oli, juhul kui inimene arvestab vaid üksikuid objekte, võimalus olulist elementi mitte märgata. Saadud tulemuste põhjal koostati mõlema tingimuse kohta modifitseeritud psühhomeetrilised kõverad, milles kõvera asümptooti arvesse võttes viidi representatsiooni müra ja tähelepanematus lahku. Töö tulemuste põhjal polnud alust omistada eristusvõime muutusi tähelepanematuses tingitud pimedusele. Töö tulemused toetasid väidet, et vaatleja märkab ja võtab hinnangut andes arvesse kõiki kaheksat stiimulit.

Märksõnad: *keskmine suurus, keskmistamine*

Perception of the mean size of objects

ABSTRACT

The human visual system is able to calculate mean size of objects rapidly and automatically while not using numbers or mathematical operations. The researchers have so far thought that the slope of the psychometric curve provides information on whether some or all of the elements were taken into account in estimating the mean. In fact, the slope of the psychometric curve does not differentiate inattention from the noise of the representation. In this thesis, a new method was used to look at these two factors separately. Four test subjects had to solve a task where they had to estimate whether the mean size of eight elements was smaller or bigger than the reference circle. In one condition, all eight elements were different from the reference circle, and in the other condition only one element out of eight differed. This means that two conditions were created. In one of them, all elements were informative and, in the other, there was a possibility of not attending to the informative element (in case humans only consider a few elements). Based on the results of this experiment, modified psychometric curves were drawn for both conditions. Using the asymptote of the curve, the representational noise and inattention were factored apart. Thus, there was no basis to claim that variation in discrimination is related to inattentional blindness. The current results support the statement that the observer notices and uses all eight stimuli in mean size estimation.

Keywords: *mean size, averaging*

SISSEJUHATUS

Inimene statistikuna

Sir Francis Galton näitas, et kui liita laadarahva ennustusvõitluses silma järgi tehtud hinnangud härja kaalule kokku ja võtta neist keskmine, erines hinnang tegelikust kaalust vaid naela võrra ning oli täpsem kui ükski hinnang eraldi (Allik, Toom, Raidvee, Averin, & Kreegipuu, 2013; Galton, 1907). James Surowiecki (2004) kasutas seda oma tunnustust leidnud raamatus „Hulkade tarkus“ näitena, mis püüdis natukenegi rehabiliteerida rahvahulkade halba mainet. Gustav Le Bon kujutas meilgi populaarses raamatus „Hulkade psühholoogia“ (1936/1996) rahvahulkasid rumalate, sentimentaalsete ja hüsteerilistena.

Vähemalt pool sajandit on psühholoogid uurinud inimest kui intuiitivset statistikut (Peterson ja Beach, 1967). Selle vaate järgi suudab inimene „arvutada“ statistilisi näitajaid (keskmine, dispersioon jne) arvudeta ja matemaatiliste operatsioonideta, kasutades selleks vaid intuitsiooni või seda, mida Stanislas Dehaene (2011) nimetab intuiitivseks arvutajuks.

Statistikute „arvutamine“ otsustuse ja mõtlemise tasemel sai huvitava jätku siis, kui tajuurijad panid tähele, et mitme visuaalse objekti keskmise suuruse või orientatsiooni hindamise täpsus erineb väga vähe ühe ainsa elemendi suuruse või orientatsiooni hindamisest (Miller & Sheldon, 1969). Kuna oli raske näha arutleva mõtlemise osa selles protsessis, kasvas uurijate seas usk, et tajus endas võivad olla mehhanismid, mis suudavad ise ilma kõrgemate mehhanismide sekkumiseta arvutada näiteks keskmisi suurusi (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003). Keskmise suuruse hindamine toimub kiirelt ja automaatselt ning on üsna hea täpsusega, ilma et vaatelejal peaks olema teadmisi igast üksikust objektist. Näiteks kui vaatame poes õunakuhja, künka otsast metsa, pargis muru või rannal jalutavat linnuparve, tajume neid sarnaste objektide gruppidega. Meil pole tarvis säilitada eraldi infot iga õuna, puu, rohulible või linnu kohta (Chong & Treisman, 2005). Meie tajusüsteem on seega võimeline lisaks konkreetsetele füüsilistele tunnustele esindama ka abstraktseid tunnuseid (Aavik, 2017; Allik et al., 2013; Allik, Toom, Raidvee, Averin, & Kreegipuu, 2014). Küsimus on selles, kas lisaks konkreetsetele objektidele on võimalik näha ja säilitada stiimuli abstraktseid omadusi, nagu näiteks aritmeetiline keskmine.

Uurijad nägid siin võimalust suhteliselt madala taseme mehhanismide olemasoluks, mille peamine eesmärk on kompenseerida tähelepanu ja lühiajalise mälu mahu piiratud maksimaalselt nelja objektiga (Cowan, 2015). Kui nende piiratud arvu objektide hulgas oleks

objektide asemel juba nende statistilised kokkuvõtted, siis ilmselt õnnestuks oluliselt suurendada säilitatud informatsiooni hulka (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003).

Keskmise hindamine, mida kutsutakse ka ansamblitajuks (*ensemble perception*), muutus populaarseks teemaks, mille kinnituseks on hiljutine ülevaade ajakirjas *Annual Review of Psychology* (Whitney & Leib, 2018). Kuigi kõneldakse värvide ja isegi näoväljenduste keskmise arvutamisest, siis kõige usaldusväärsemaid andmeid keskmiste arvutamises on siiski lihtsate tajumaduste kohta, nagu suurus ja orientatsioon.

Keskmise hindamise täpsus

Esiialgu tundus, et keskmiste (või ansamblite) arvutamine nägemises on väga täpne. Näiteks võis välja arvutada, et vaatleja suudab hinnata liikumise keskmist suunda umbes 5–10% täpsusega (Chong & Treisman, 2003; Watamaniuk & Duchon, 1992; Watamaniuk, Sekuler, & Williams, 1989). Keskmiste suuruste hindamise täpsus oli tüüpiliselt 4–12% võrdluseks kasutatava etaloni läbimõõdust (Myczek & Simons, 2008). Kui mõned uurijad pidasid seda väljapaistvaks saavutuseks (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003), siis Myczek ja Simons (2008) panid tähele, et sellise täpsuse saavutamiseks piisaks, kui vaatleja nopiks juhuslikult välja vaid kaks-kolm elementi ja määraks täpselt kindlaks nende suuruse.

Myczeki ja Simonsi (2008) järeldus põhines arvutustel, mitte aga eksperimendil või selle tulemustel. See oli ka peamine põhjus, miks kiire ja paralleelse töötamise pooldajad võtsid kriitika vastu rahulikult, väites, et võimalusele osutamisest ei piisa nende teooria kummutamiseks (Ariely, 2008; Chong, Joo, Emmanouil, & Treisman, 2008).

Need uurijad, kes koostasid matemaatilisi mudeleid keskmise suuruse või orientatsiooni tajumise kirjeldamiseks, polnud Myczeki ja Simonsi (2008) kriitika suhtes nii tõrksad. Mudelid ei läinud kuigi palju keerulisemaks oletusest, et nägemine ei töötle kõiki ekraanil olevaid elemente, vaid kokkuhoiu huvides valib välja väiksema alamhulga elemente, mida analüüsida ja mille põhjal vastu võtta vastusevariant. Juba enne seda, kui Myczek ja Simons (2008) oma argumendid esitasid, kasutas Dakin (2001) keskmise orientatsiooni taju seletamiseks oletust, et vaatleja ignoreerib üsna suurt osa elemente ja kõik otsused tehakse oluliselt väiksema alavalimi põhjal. Solomon (2011) jõudis koos kolleegidega järeldusele, et keskmise suuruse hindamisel võetakse arvesse vaid \sqrt{N} suurune alamhulk, mis läheb arvesse keskmise suuruse tajumisel. Näiteks kui ühes katses näidatakse üheksat ringi, siis nende autorite väite järgi võetakse otsus vastu vaid kolme ringi läbimõõdu põhjal, mis on üsna lähedal sellele, mida Myczek ja Simons (2008) teoreetiliste arvutustega välja pakkusid.

Sarnasele järeldusele tulid ka Allik jt. (2013), kelle mudel näitas, et piisavalt hea ennustuse saab siis, kui näiteks kaheksa elemendi keskmise suuruse hindamise puhul arvestatakse vaid pooltega neist. Samuti ei näidanud mudel, et andmete kirjeldamiseks oleks kasu oletusest, et on olemas mingi piirväärtus, millest suuremat arvu elemente ei õnnestu ühekorraga töödelda. Näiteks nelja ringi keskmise suuruse hindamisel oli optimaalseks lahendiks see, kui otsus võeti vastu vaid kolme ringi suuruse põhjal.

Representatsiooni müra ja tähelepanematus

Kõigi taju seletuste aluseks on Thurstone'i (1927) teooria, mille järgi vaatleja teeb kõik oma otsused sisemise representatsiooni või kujutise alusel. Iga stiimuli element omab sisemist kujutist. Seletus, mis üritab selgitada, kuidas keskmist suurust tajutakse, peab pakkuma välja reegli, mille alusel üksikud kujutised kombineeritakse omavahel kokku summaarseks tajuks. Kõige üldisem ja lihtsam on mõelda igast representatsioonist (kujutisest) kui juhuslikust suurusel, mis langeb arvteljele. Kuna üks ja sama stiimuli väärtus langeb arvteljel erinevale kohale, siis positsioonide hajuvus (dispersioon) määrabki ära representatsioonimüra, mis on tajumise täpsuse peamiseks piiranguks.

Kui representatsioonimüra on vältimatu osa igas seletuses, siis tähelepanematuses põhjustatud pimedus (*inattentional blindness*) seda kindlasti ei ole. Pole mingit kahtlust tähelepanematuses põhjustatud pimeduse olemasolus, kuna on lihtne luua olukorda, kus inimene ei märka üsna pika aja jooksul objekti, mille mittenägemine tundub olevat lausa võimatu. Kõige kuulsam näide on nähtamatu gorilla, keda ligi pooled vaatajad ei märka, kui neil palutakse videolõigu jooksul kokku lugeda, mitu korda ühe ekraanil oleva meeskonna liikmed viskavad üksteisele palli (Simons & Chabris, 1999). Palju raskem on otsustada selle üle, kas vaatlejale jäi märkamatuks üks või mitu objekti, mis mitte millegi poolest ei erinenud ülejäänutest. Kuna tavalises keskmise suuruse tajumise katses on kõik objektid omavahel väga sarnased, siis ei saa küsida, kas mingi konkreetne objekt oli ekraanil või mitte. Üks võimalus oleks küsida elementide arvu. Teada olevalt on vaid ühes töös tähelepanematuses põhjustatud pimeduse uurimiseks kasutatud elementide arvu hindamise ülesannet (Raidvee, Averin, & Allik, 2012). See töö näitas, et elementide arvu hindamisel jääb tõepoolest teatud protsent elemente märkamata.

Juhul kui ei kasutata arvukuse ülesannet, on tähelepanematuses põhjustatud pimeduse kohta võimalik midagi ütelda vaid eristustäpsuse languse põhjal. Myczeki ja Simonsi (2008) töö näitabki seda, kui paljude elementide suhtes peaks vaatleja pime olema, et saavutada

katses ilmnenud eristamise ebatäpsus. Kuid täpselt sama suurt eristamisteravuse langust saaks seletada kõigi elementide representatsioonimüra (ebatäpsuse) suurenemisega, ilma et oleks vaja mõni element välja jätta. Allik jt. (2013) pakkusid välja keskmiste tajumise üldise teooria, kus nad märgivad valdkonna suurima väljakutsena representatsioonimüra ja tähelepanematuses põhjustatud pimeduse eristamise võimatust, kasutades mõlemale ühtemoodi mõjuvaid stiimulitunnuseid. Näiteks tavalisim viis representatsioonimüra ja tähelepanematuses põhjustatud pimeduse uurimiseks on elementide arvu N muutmine. Statistika teooria järgi peaks keskmise suuruse eristustäpsus paranema ruutjuur kaks ($\sqrt{2}$) korda (mõõdetuna näiteks psühhomeetrilise kõvera tõusunurga või standardhälbe pöördväärtuse kaudu), kui elementide arv suureneb kaks korda (Fouriezos, Rubenfeld, & Capstick, 2008). Katsetes ei jälgita tavaliselt sellist paranemist, mis kõneleb müra või tähelepanematuses põhjustatud pimeduse kasvust. Kuna aga mõlemad tegurid – representatsioonimüra ja pimedus – põhjustavad täpselt ühesuguse muutuse psühhomeetrilises kõveras, siis kõvera põhjal pole võimalik põhjust nimetada.

Tähelepanematuses põhjustatud pimeduse signatuur

Seni on uurijad arvanud, et eristustäpsus (psühhomeetrilise kõvera tõusunurk) ütleb midagi selle kohta, kas töötluses arvestatakse kõigi või ainult ühe osaga elementidest. See on aga vale arvamus, kuna seda pole võimalik eristada representatsioonimürast tingitud tagajärgedest. Seega on üheks olulisimaks ülesandeks leida näiteks tähelepanematuses tingitud pimedusele iseloomulik tunnus, mis eristaks seda representatsioonimürast.

Ühe vihje, kuidas sellist unikaalset tunnust (või signatuuri) leida, annab tagasivaade tajulävede uurimise ajaloole. Absoluutse tundlikkuse katsetes esitatakse vaatlejale vaevumärgatavaid signaale ülesandega ütelda, kas see signaal oli nähtav või mitte. Mõnikord on signaal liiga nõrk selleks, et tekitada taju. Sellele vaatamata võib vaatleja anda jaatava vastuse juhuslikult oletades, et signaal esitati. Mõõtmaks, milline on juhusliku oletamise mõju signaali avastamisele, tuldi mõttele jätta osa katseid tühjaks, s.t ilma stiimulita. „Jah“ vastuste arv tühjale stiimulile ongi juhusliku oletamise mõõduks. Blackwell (1952) pakkus välja valemi, kuidas korrigeerida õigete vastuste protsenti sellest juhusliku äraarvamise protsendi lahutamisega.

Blackwelli valem eeldab, et osades proovides signaali pole ja järelikult „jah“ vastus tekib juhusliku äraarvamise tulemusel. Keskmise suuruse hindamise katset võiks vaadata kui pöördülesannet, kus pole teada tühjade, ilma stiimulita katsete arvu. Keskmise suuruse

hindamise katses oleks tühi katse see, kui vaatleja jätab märkamata elemendi või elemendid, mis sisaldavad kogu kasutatavat informatsiooni ülesande lahendamiseks. Sellist olukorda ei saa tekkida siis, kui kõik elemendid on informatiivsed ehk kannavad teavet selle kohta, kas elementide keskmine on etalonist suurem või väiksem. Kogu kasutatav informatsioon saab kaduma minna, kui ainult väike osa ja ideaalsel juhul ainult üks element kannab endas informatsiooni, mida vaatleja saab ülesande lahendamiseks kasutada.

Seega on tähelepanematuses tingitud pimeduse uurimiseks parim olukord, kus ainult üks element N -st on informatiivne, see tähendab, et kannab endas kogu informatsiooni, mida saab ülesande lahendamiseks kasutada. Kui nüüd juhtub, et vaatleja ei märka seda ainsat informatiivset elementi, siis oleks tegu justkui tühja katsega, milles oluline stiimul üldse puudub. Kui vaatleja peab nüüd vastama küsimusele, kas keskmine suurus oli etalonist suurem või väiksem, siis ainus võimalus õigesti vastata on juhuslikult valida kahe vastusevariandi vahel. Niisiis, nendes katsetes, kus kogu kasutatav informatsioon läheb kaduma ja vastus valitakse juhuslikult, on 50% juhtudest vastus õige ja 50% juhtudest vale. See tähendab, et ükskõik, kui palju ainus informatiivne element erines etalonist, pole enam 100% juhtudest võimalik anda õiget vastust. Juhusliku äraarvamise üheks tagajärjeks on, et isegi väga suurte erinevuste korral etalonist ei saavuta vaatleja 100% õigeid vastuseid ja 0% valesid vastuseid. Empiirilist psühhomeetrilist eristuskõverat lähendatakse tavaliselt kumulatiivse normaaljaotusega $Prob = normcdf(\varphi, \mu, \delta)$, kus φ on keskmise stiimuli väärtuse erinevus etalonist ning μ ja δ on vastavalt normaaljaotuse keskmine ja standardhälve. Psühhomeetrilise kõvera üks iseloomulik omadus on vasakpoolse saba lähenemine nullile ja parempoolse lähenemine ühele.

Juhul kui on mingi protsent katseid, kus kogu kasutatav stiimulis sisalduv informatsioon läheb kaduma, siis peaks psühhomeetrilise funktsiooni amplituud olema väiksem, jättes nulli ja ühe vahele ribad laiusega α . Seega funktsiooni üks sabadest ei lähene nullile, vaid α -le. Teiseks asümptoodiks ei ole enam üks, vaid $1-\alpha$. Selline kõver tekiks juhul, kui 2α juhtudest vastus antakse mitte stiimulis sisalduva informatsiooni, vaid juhusliku äraarvamise tulemusel. Järelikult α vastab 50% juhtudest, kui juhuslikult antud vastus osutus juhuslikult õigeks. Modifitseeritud psühhomeetriline kõver, mis võtab arvesse võimalikku juhuslikku äraarvamist, on sellise kujuga: $Prob = (1-2\alpha)*normcdf(\varphi, \mu, \delta)+\alpha$.

Kui tavaline uurimisvõte on näiteks elementide arvu N muutmine lootuses, et psühhomeetiline kõver reageerib sellele oma tõusunurga muutusega, siis selles töös on jõutud järeldusele, et sellest pole palju kasu, et eristada representatsiooni müra tähelepanematuses põhjustatud pimedusega. Seni on peamine protseduur olnud optimaalsete kumulatiivse normaaljaotuse parameetrite – standardhälbe – otsimine. Kui ülaltoodud arutluskäigus ei ole vigu, siis tähendab hea sobivus tavalise normaaljaotusega seda, et tähelepanematuses tingitud pimedust ei õnnestunud avastada. Pimeduse iseloomulikuks tunnuseks või signatuuriks on erinevus tavalisest normaaljaotusest, mida põhjustab juhuslik vastuse äraarvamine. Kui pole juhuslikku äraarvamist, pole ka pimedust. Nii on selle uurimise üks kõige olulisem uuenduslik eesmärk luua maksimaalselt sobivad tingimused kogu kasutatava informatsiooni kadumaminekuks. Selleks on kogu kasutuskõlbliku informatsiooni omistamine ühele elemendile, mille vahelejätmise korral on ainsaks õige vastuse leidmise viisiks juhuslik äraarvamine. Selliste katsete olemasolu peaks muutma psühhomeetrilise vastuste kõvera kuju, mitte ainult tõusunurka. Kõvera kuju muutus – üldise amplituudi vähenemine ja sabade nihe α võrra – on tunnus või signatuur, mille põhjal saab tähelepanematuses põhjustatud pimedust avastada.

Töö eesmärgid

Töö eesmärk on välja pakkuda uus meetod, mille abil oleks võimalik eristada tähelepanematuses tingitud pimedust representatsioonimürast. Selleks tuleb luua sobivaim olukord, et kogu ülesande – elementide keskmise suuruse hindamine – lahendamiseks kasutatav informatsioon võiks kaotsi minna, kuna ainsat informatsiooni kandvat elementi ei märgata ega võeta vastuse andmisel arvesse. Selle meetodi abil peaks tekkima hulk katseid, kus vastus valitakse kahe variandi vahel juhuslikult, mitte stiimulis sisalduva informatsiooni põhjal. See peaks omakorda iseloomulikul viisil muutma empiirilise vastuste kõvera kuju, mida on võimalik eristada tavalisest kumulatiivsest normaaljaotusest.

MEETOD

Valim ja katse käik

Katses osales neli inimest, kellest üks oli töö autor ja üks oli juhendaja (vanused 22, 23, 23, 69; kaks meest ja kaks naist). Kõik katsealused olid normaalseks korrigeeritud nägemisega. Katseprogrammi koostamiseks, jooksutamiseks ning andmete talletamiseks

kasutati MATLABi ja Psychtoolboxi. Enne katse käivitamist seadistati katseprogramm vastavaks ekraani mõõtudele ning seati katseisik vastavalt programmi soovitudele ekraanist õigele kaugusele istuma. Katse koosnes ekraani keskkohas paiknevast standardsuurusega ringist ehk etalonstiimulist ($d = 100$ px) ning selle ümber mõttelisele ringjoonele ($d = 400$ px) paigutatud kaheksast ringikujulisest 45-kraadiste vahekaugustega stiimulist. Stiimulite paigutus oli sama, mida kasutasid Allik, Toom, Raidvee, Averin ja Kreegipuu (2013). Vaatlejate ülesanne oli hiireklahve vajutades hinnata, kas kuvatud kaheksa ringi keskmine suurus on etalonstiimulist suurem või väiksem (vastavalt parem ja vasak hiireklahv). Neile esitati alljärgnev juhispild: “Ülesanne: hinda, kas kaheksa ringi keskmine suurus on nende keskel asuvast ringist suurem või väiksem. Vastamiseks vajuta kas hiire vasakut (väiksem) või paremat (suurem) klahvi.” Ühele katseisikule esitati juhispild inglise keeles.

Stiimulid

Etalonstiimul püsis ekraani keskmises 600 ms ning teststiimulid esitati selle ümber 250 millisekundiks. Katseprogramm ootas katseisiku vastust kuni 20 sekundit. Katses oli 24 tingimust ning ühe tingimuse korduste arv oli 100. ITI (e *inter-trial interval* e katsekordade vaheline aeg) oli 600 ms ning see algas hetkest kui katseisik vastas. Ekspositsioonide arv ühes katseblokkis oli 100, mille järel oli katseisikul võimalik teha paus ning klaviatuurivajutusega anda märku soovist edasi liikuda. Stiimulpositsioonid olid segatud juhuslikult. Erines kas üks teststiimul või kõik teststiimulid. Kui teststiimulite seas oli üks erinev, oli see etalonist 36%, 30%, 24%, 18%, 12% või 6% suurem või väiksem. Kui tavaliselt erinevad stiimuli väärtused etalonist vaevumärgatavalt, siis siin katses oli oluline kasutada väga suuri erinevusi, mis nende märkamise korral ei jätaks mingit kahtlust, kas see element oli etalonist suurem või väiksem. See oli ka põhjus, miks kasutati nii palju erinevaid stiimuli väärtusi. Kasutatud ringide keskmine erinevus etalonist oli 4.5%, 3.75%, 3%, 2.25%, 1.5% või 0.75% suurem või väiksem. Kui kõik kaheksa ringi olid etalonist erinevad, olid need nii eraldivõetuna kui ka keskmiselt 12%, 10%, 8%, 6%, 4% või 2% etalonist suuremad või väiksemad.

TULEMUSED

Empiirilisi vastustõenäosusi lähendati tavapärase kumulatiivse normaaljaotusega, $Prob = normcdf(\varphi, \mu, \delta)$ (kahe-parameetriline mudel), ning võrdluseks modifitseeritud

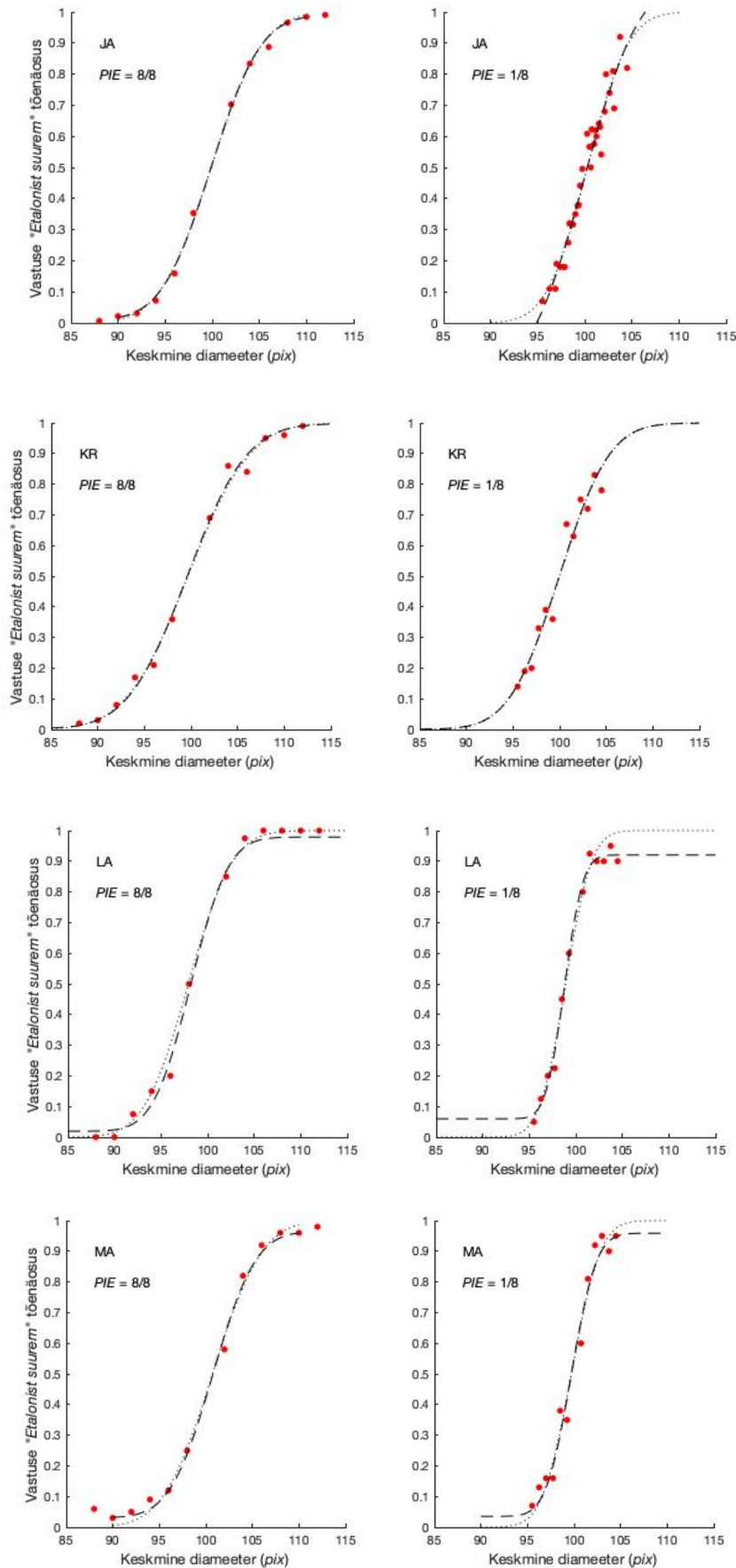
psühhomeetrilise kõveraga, mis võttis arvesse võimalikku juhuslikku ära arvamist, $Prob = (1 - 2\alpha) * normcdf(\varphi, \mu, \delta) + \alpha$ (kolme-parameetriline mudel).

Joonise 1 igal paneelil on toodud nii kahe- kui kolme-parameetrilise mudeli lähenduskõverad konkreetse katseisiku vastustõenäosustele tingimuses $PIE = 8/8$ (vasakpoolsel paneelil) ja tingimuses $PIE = 1/8$ (parempoolsel paneelil). Joonised peegeldavad vastuse “teststringide keskmine on etalonist suurem” tõenäosust sõltuvalt kaheksa ringi keskmise suuruse tegelikust erinevusest etalonist.

Kolme-parameetrilise (ära-arvamist arvestava) mudeli lähenduskõver on kujutatud katkendjoonega, ning kahe-parameetrilise mudeli kõver punktiirjoonega. Mitmetel juhtudel kõverad kattuvad täielikult (s.t ära-arvamist ei esinenud). Vastupidisest olukorrast – kahe mudeli lähenduskõverad ei kattu – ei järeldu aga automaatselt, et ära-arvamist esines. Tuvastamaks, kas ära-arvamist arvesse võttev mudel seletas andmeid statistiliselt oluliselt paremini kui traditsiooniline kumulatiivne normaaljaotus, viidi iga katseisiku iga tingimuse puhul mudelite võrdlemiseks läbi F -test, mille tulemused on toodud Tabelis 2. Tabelis 1 on toodud Joonisel 1 kujutatud vastuskõverate parameetrite väärtused kolme-parameetrilise, ning Tabelis 2 kaheparameetrilise mudeli puhul.

Tabel 1. Psühhomeetriliste vastuskõverate keskmised (μ), standardhälbed (σ), ning asümptoodid (α) koos 95% usalduspiiridega, ning seletatud hajuvuse protsendiga ($\%EV$ - ik *explained variance*) tingimusesti (PIE - ik *proportion of informative elements* ehk informatiivsete elementide osakaal).

Katseisik	PIE	$\%EV$	μ	μ (95% CI)	σ	σ (95% CI)	α	α (95% CI)
JA	1/8	95.29	100.16	99.75...100.56	2.74	1.61...3.88	0.08	-0.05...0.20
KR	1/8	97.06	99.4	98.68...100.12	2.55	1.42...3.69	0.14	-0.07...0.22
LA	1/8	99.3	98.79	98.58...98.99	1.56	1.19...1.93	0.07	0.04...0.10
MA	1/8	97.87	99.7	99.29...100.10	2.13	1.14...3.12	0.04	-0.06...0.14
JA	8/8	99.87	99.87	99.62...100.12	4.14	3.69...4.60	0.01	-0.01...0.03
KR	8/8	99.54	99.58	99.10...100.05	4.73	3.75...5.71	0.02	-0.02...0.06
LA	8/8	99.63	98.22	97.81...98.62	3.46	2.76...4.16	0	-0.03...0.03
MA	8/8	99.7	100.74	100.37...101.12	3.61	3.00...4.21	0.03	0.01...0.06



Joonis 1. „suurem“-vastuse tõenäosus ühe ja kaheksa informatiivse elemendiga tingimustes.

Tabel 2. Psühhomeetriliste vastuskõverate keskmised (μ) ja standardhälbed (σ) koos 95% usalduspiiridega ning seletatud hajuvuse protsendiga katseisikute ja tingimuste kaheparameetriselises mudelis. F -statistikud (koos vabadusastmetega) ja p -väärtus katseisikute ja tingimuste kaupa.

Katseisik	PIE	%EV	μ (95% CI)	σ (95% CI)	F(df)	p
MA	1/8	97.70	99.71 (99.35...100.07)	2.46 (1.99...2.94)	0.69 (1, 9)	0.43
JA	1/8	95.29	100.28 (100.09...100.47)	3.41 (3.05...3.77)	-0.004 (1, 30)	1
KR	1/8	96.08	99.97 (99.52...100.42)	4.27 (3.51...5.04)	2.99 (1, 9)	0.12
LA	1/8	98.68	99.29 (99.03...99.55)	2.00 (1.66...2.35)	6.96 (1, 9)	0.03
MA	8/8	99.43	100.72 (100.25...101.19)	4.19 (3.61...4.76)	8.10 (1, 9)	0.02
JA	8/8	99.85	99.88 (99.64...100.13)	4.31 (4.01...4.61)	1.02 (1, 9)	0.34
KR	8/8	99.49	99.60 (99.14...100.05)	5.14 (4.57...5.72)	0.97 (1, 9)	0.35
LA	8/8	99.90	98.60 (98.4...98.79)	3.29 (3.04...3.54)	1.32 (1, 9)	0.28

Olulisuse nivool $\alpha = 0.05$ esines ära-arvamist katseisiku MA puhul tingimuses $PIE = 8/8$ ning katseisiku LA puhul tingimuses $PIE = 1/8$. Samas, arvestades, et viidi läbi 8 ühetaolist testi, siis mitmese testimisega kaasneva I liiki vea tõenäosuse suurenemise vältimiseks rakendati Bonferroni korrigeerimist ning loeti statistiliselt oluliseks p -väärtused, mis jäid allapoole kriitilist väärtust $0.05 / 8 = 0.006$. Seda kriteeriumit arvesse võttes osutus, et mitte ühegi katseisiku puhul ei tuvastanud mudelite võrdlus ära-arvamist.

ARUTELU JA JÄRELDUSED

Sellest alates, kui Myczek ja Simons (2008) sõnastasid idee, et keskmise suuruse hindamise ebatäpsuse seletamiseks piisab täiesti oletusest, et vaatleja märkab ja võtab arvesse vaid osa kõigist esitatud elementidest, on tajuuurijad seda võimalust oma seletustes kasutanud. Selle töö eesmärk oli näidata, et uurijad on tähelepanematusel tingitud pimedust kuritarvitanud, kuna kindlaid tõendeid selle kohta, et osa elemente jääb sarnaselt nähtamatule gorillale märkamatuks, ei ole esitatud. Neid psühhomeetrilise kõvera tõusunurga muutusi, mida omistatakse ajutisele pimedusele, saab samasuguse edukusega seletada ka representatsioonimüra suurenemise või vähenemise kaudu.

Selles töös testiti ideed, et tähelepanematuses tingitud pimedus jätab endast iseloomuliku jälje või signatuuri, milleks on psühhomeetrilise kõvera kuju muutmine. Kuju muutus seisneb kõvera amplituudi (*maksimum* miinus *miinimum*) kokku surumises 2α korda ning kõvera all ja ülal tühja riba tekkimises, mille laius on α . Tegur 2α vastab üksikkatsete proportsioonile, milles vastust ei võetud vastu vastavalt stiimulis sisalduvale informatsioonile, vaid selle puudumisel vastavalt juhuslikule äraarvamisele. Kuna juhuslik äraarvamine on pooltel juhtudest õige ja pooltel juhtudest vale, siis α on selliste katsete proportsioon, mille korral õnnestus õige vastus ära arvata.

Tavaline kumulatiivne normaaljaotus seletas piisavalt hästi kõigi nelja katsealuse vastuseid. Modifitseeritud psühhomeetriline kõver, mis püüdis arvestada ka juhuslikku äraarvamist, ei teinud lähendust palju paremaks või, kui tegi, siis vaid üsna tühise seletusprotsendi paranemise võrra. Seega võib järeldada, et kui tähelepanematuses tingitud pimedust üldse esines, siis vaid mõnes üksikus katses. Kuid kuna pimedust ei ole võimalik eristada muud liiki hoolimatusest (näiteks vaatleja vajutas kogemata teisele klahvile), siis võib üsna kindlalt järeldada, et täielikku pimedust seda tüüpi katses esineb äärmiselt harva.

Nende tulemuste valguses tunduvad varem raporteeritud teated, et pooled või üle selle elemendid jäävad korrapäraselt igas üksikus katses märkamata (Allik jt. 2013; Solomon jt. 2011; Dakin, 2001), väga tugeva liialdusena. Nende katseandmete põhjal polnud mingit tõenduspõhist alust omistada eristusvõime muutusi tähelepanematuses tingitud pimedusele. Selles töös saadud tulemused toetavad rohkem väidet, et nendes katse tingimustes vaatleja märkab ja võtab arvesse kõiki kaheksat ringil asuvat stiimulit. Olukorda, et isegi ühe stiimuli suhtes jäädakse pimedaks, juhtub väga harva või üldse mitte. Kuigi nähtamatu gorilla on väga populaarne demonstratsioon, mille originaali¹ on vaadatud üle 21 miljoni korra, ei sobi see kõigi tajukatsete seletamiseks. Kui ekraanil näidatakse lühiajaliselt kaheksat ringi, mille keskmist suurust on vaja võrrelda etaloniga, siis ükski neist ringidest pole gorilla, mis pääseb kuidagi mööda tähelepanust. Ligilähedaselt 100% katsetes märgatakse kõiki ringe ja kui ka ainult üks neist on oluline keskmise suuruse määramisel, siis märgatakse ka seda.

¹ <https://www.youtube.com/watch?v=vJG698U2Mvo>

Tänuõnad

Täna suure kummardusega Jüri Allikut, kes aitas mind oma teadmistega psühholoogia ajaloost ning teooriatest, ja Aire Raidveed, kes oli pidevalt toeks katseprogrammide ja statistikaga ning alati valmis reageerima. Nende juhendamine arendas minu teadmisi ja huvi teadusliku psühholoogia vastu ning andis julgust. Lisaks soovin tänada Airika Harrikut ja Henry Metusat, kes kontrollisid suure hoolega minu töö õigekeelt.

Viited

- Aavik, L. (2017). *Silmade liikumised, keskmise suuruse hindamisel* (Bakalaureuseastme seminaritöö, Tartu Ülikool). http://dspace.ut.ee/bitstream/handle/10062/57225/Aavik_Liisa_uurimistoo.pdf
- 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>
- Ariely, D. (2001). Seeing sets: representation by statistical properties. *Psychological science*, *12*(2), 157–162.
- Ariely, D. (2008). Better than average? When can we say that subsampling of items is better than statistical summary representations? *Perception & Psychophysics*, *70*(7), 1325–1326. doi:10.3758/pp.70.7.1325
- Blackwell, H. R. (1952). Studies of Psychophysical Methods for Measuring Visual Thresholds. *Journal of the Optical Society of America*, *42*(9), 606–614. doi:10.1364/JOSA.42.000606
- Cowan, N. (2015). George Miller's Magical Number of Immediate Memory in Retrospect: Observations on the Faltering Progression of Science. *Psychological Review*, *122*(3), 536–541. doi:10.1037/a0039035
- 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. (2005). 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>
- Chong, S. C., Joo, S. J., Emmanouil, T. A., & Treisman, A. (2008). Statistical processing: Not so implausible after all. *Perception & Psychophysics*, *70*(7), 1327–1334. doi:10.3758/pp.70.7.1327
- Dakin, S. C., & Watt, R. J. (1997). The computation of orientation statistics from visual

- texture. *Vision Research*, 37(22), 3181–3192. [https://doi.org/10.1016/S0042-6989\(97\)00133-8](https://doi.org/10.1016/S0042-6989(97)00133-8)
- Dakin, S. C. (2001). Information limit on the spatial integration of local orientation signals. *Journal of the Optical Society of America a-Optics Image Science and Vision*, 18(5), 1016-1026.
- Dakin, S. C. (1997). The detection of structure in glass patterns: Psychophysics and computational models. *Vision Research*, 37(16), 2227–2246. [https://doi.org/10.1016/S0042-6989\(97\)00038-2](https://doi.org/10.1016/S0042-6989(97)00038-2)
- Dehaene, S. (2011). *The number sense: How the mind creates mathematics* (Revised and updated ed.). New York: Oxford University Press.
- Fouriezos, G., Rubenfeld, S., & Capstick, G. (2008). Visual statistical decisions. *Perception & Psychophysics*, 70(3), 456-464. doi:10.3738/pp.70.3.456
- Galton, F. (1907). One Vote, One Value. *Nature*, 75(1948), 414. <https://doi.org/10.1038/075414a0>
- Le Bon, G. (1936/1896). *Hulkade psühholoogia* (K. Martinson, Trans.). Tartu: Noor-Eesti.
- 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
- 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. <https://doi.org/10.3758/PP.70.5.772>.
- Peterson, C. R., & Beach, L. R. (1967). Man as an intuitive statistician. *Psychological Bulletin*, 68(1), 29-46.
- Raidvee, A., Averin, K., & Allik, J. (2012). Visibility versus accountability in pooling local motion signals into global motion direction. *Attention Perception & Psychophysics*, 74(6), 1252-1259. doi:10.3758/s13414-012-0314-z
- Simons, D. J., & Chabris, C. F. (1999). Gorillas in our midst: sustained inattentive blindness for dynamic events. *Perception*, 28(9), 1059-1074. doi:10.1068/p2952
- Simons, D. J., & Myczek, K. (2008). Average size perception and the allure of a new mechanism. *Perception & Psychophysics*, 70(7), 1335–1336.

<https://doi.org/10.3758/PP.70.7.1335>

- Solomon, J. A., Morgan, M., & Chubb, C. (2011). Efficiencies for the statistics of size discrimination. *Journal of Vision*, *11*(12), 13, 11-11. doi:doi:10.1167/11.12.13.
- Surowiecki, J. (2004). *The wisdom of crowds : why the many are smarter than the few and how collective wisdom shapes business, economies, societies, and nations*. New York: Doubleday.
- Thurstone, L. L. (1927). Psychophysical analysis. *American Journal of Psychology*, *38*, 368-389. doi:10.2307/1415006
- Watamaniuk, S. N. J., & Duchon, A. (1992). The human visual system averages speed information. *Vision Research*, *32*(5), 931–941. [https://doi.org/10.1016/0042-6989\(92\)90036-I](https://doi.org/10.1016/0042-6989(92)90036-I)
- Watamaniuk, S. N. J., Sekuler, R., & Williams, D. W. (1989). Direction perception in complex dynamic displays: The integration of direction information. *Vision Research*, *29*(1), 47–59. [https://doi.org/10.1016/0042-6989\(89\)90173-9](https://doi.org/10.1016/0042-6989(89)90173-9)
- Whitney, D., & Leib, A. Y. (2018). Ensemble Perception. *Annual Review of Psychology*, *69*, 105-129. doi:10.1146/annurev-psych-010416-044232

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Liisa Aavik,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose

_____,

(lõputöö pealkiri)

mille juhendajad on Jüri Allik (PhD) ja Aire Raidvee (PhD)

reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.

2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons'i litsentsiga CC BY NC ND 3.0, 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.

Liisa Aavik

20.05.2019