Tartu ülikool
Psühholoogia instituut

Mait Samuel

KESKMISE JA SUMMAARSE SUURUSE TAJUMEHHANISMIDEST TINGITUD VASTAMISAEGADE ERIPÄRAD

Seminaritöö

Juhendajad: prof. Jüri Allik, Kristiina Averin

Läbivpealkiri: Summa ja keskmise hindamismehhanismid

Tartu 2014

Kokkuvõte

Daniel Kahneman (Thinking Fast and Slow, 2011, lk. 92-93) tuli välja intrigeeriva ideega, et geomeetriliste objektide keskmist suurust saab hinnata kindla täpsuse ja kiirusega. Samas summeeritud suuruse puhul, seal juures, samade objektidega, on jõudlus vaesem. Kuna nende kahe süsteemi reaktsiooniajalist vahet pole süviti uuritud, siis selles uurimustöös keskendusingi nende kahe mudeli reaktsiooniajalisele vahele. Ühtlasi analüüsisin ka elementide mõju ülesandele. Et Kahneman'i ettepanekut testida hindasid vaatlejad N=1, 2, 3 või 7 testringi keskmist või summaarset suurust ning võrdlesid seda etaloniga. . Tulemused kinnitasid Kahneman'i hüpoteesi. Summa hindamisel olid vastamisajad pikemad kui keskmise hindamisel. Samas, intuitiivselt on see tõenäolisem, et mingit teist protseduuri kasutatakse korrutamise asemel. Lisaks leidsin, et õigete vastuste andmine oli negatiivses seoses reaktsiooniajaga. Samuti omas reaktsiooniaegadele mõju elementide arv.

Abstract

Cognitive differences with regards to response time in mean and sum estimation tasks

Daniel Kahneman (*Thinking Fast and Slow*, 2011, pp. 92-93) came out with an intriguing idea that the average size of geometric figures can be judged with a considerable accuracy but the summed size of the same figures cannot. While there isn´t a lot of research on the matter of response time between these two systems, so that is what we are going to focus on this paper. According to Kahneman, the sum estimation should be a lot slower, because it is done by System 2 (lk.92)To test this proposal the observers judged the mean or summed size of N = 1, 2, 3 or 7 randomly positioned spatially not overlapping test circles in relation to the reference circle whose size approximately corresponded either to the mean or summed size of these test circles. In accordance with Kahneman's hypothesis, the times for answefing were significally longer for summed size estimation than mean size estimation. However, it is intuitively more likely that some other procedures avoiding multiplication are used. In addition, I found that the likelyhood of giving a correct answer was in a negatiive relationship with the time needed for giving a response. Likewise, the number of elements had an effect on the response times.

Sissejuhatus

Uurijad on väitnud, et inimesed on võimelised hindama erinevaid keskmisi omadusi. Näiteks objektide keskmist heledust (Bauer, 2009), orientatsiooni(Dakin & Watt, 1997), aga ka globaalset liikumissuunda (Raidvee 2011). Ehk enim on uuritud geomeetriliste objektide keskmise suuruse hindamist. On leitud , et inimene on võimeline hindama geomeetriliste objektide keskmist suurust ning tegema seda seejuures võrdlemisi täpselt, kui selleks pidada 4%-7% täpsust (Allik, Toom, Raidvee, Averin, & Kreegipuu, 2013; Alvarez, 2011; Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003). Protseduurid nagu keskmise suuruse hindamine, võimaldavad seletada, kuidas visuaalne süsteem salvestab informatsiooni korduvaid elemente (näiteks raamatuid, lambaid, pigmendi laike jne) sisaldavate stseenide kohta (Chong & Treisman, 2003). Keskmise suuruse hindamist on sageli peetud automaatseks protsessiks, mis tähendab seda, et vaatleja ei pea selleks pingutama ja oma tähelepanu juhtima. Seda väidet näivad kinnitavat ka uurimused. Näiteks Allik jt (2013) leidsid, et keskmise suuruse hindamise täpsus ei sõltu sellest, kas väike osa elementide läbimõõdu juurdekasvust on lisatud kõikidele testelementidele või on muudetud ainult ühe elemendi läbimõõtu kogu juurdekasvu ulatuses. See tähendab seda, et kui ekraanil olevate elementide arv ei ole väga suur (neli või vähem), siis keskmise suuruse arvutamiseks hinnatakse kõigi elementide suurust, kuigi vaatlejal endal puudub täpsem informatsioon, milline oli iga konkreetse elemendi suurus. Seega oskab inimene päris hästi hinnata keskmist suurust, kuid ei tea milline oli iga üksiku elemendi suurus, mida kasutati keskmise arvutamiseks.

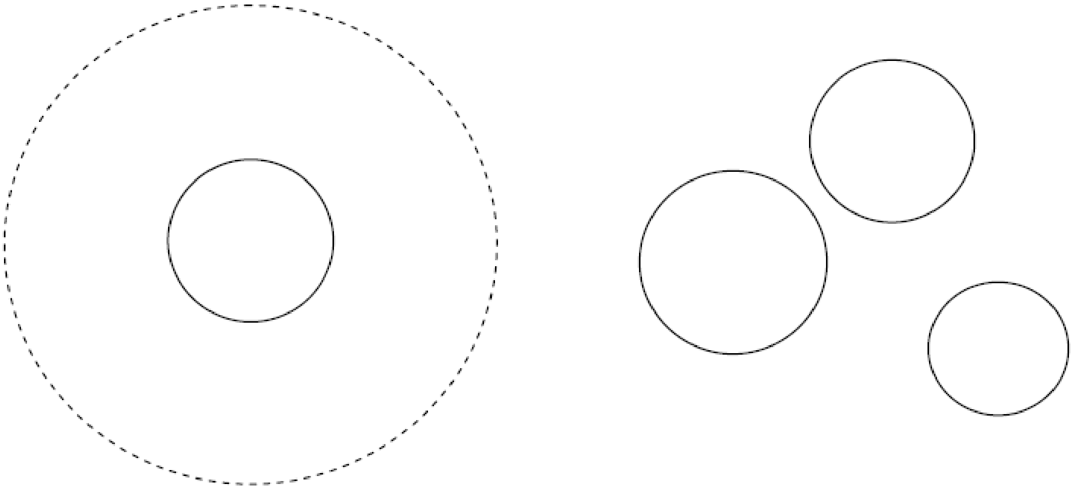
Arvamus, et keskmist suurust arvutab piiramatu töövõime ja mahuga „masin“ sai tugeva tagasilöögi sellega, kui Myczek & Simons (2008) ja Allik jt (2013) näitasid, et sarnaste elementide keskmise suuruse hindamisel ei võeta otsuste tegemiseks arvesse tingimata kõiki elemente. Allik jt (2013) esitasid müra ja valiku (*Noise and Selection, N&S)* mudeli, mis eeldab, et kui elementide arv kogumis ületab inimese töötluse oletatava piirarvu, siis kasutatakse kogu elementide hulga keskmise suuruse hindamiseks üksnes väikest alamhulka, mis tavaliselt ei ületa 4 elementi. Samuti eeldas antud mudel, et inimvaatlejad hindavad iga üksikelemendi suurust vältimatu juhusliku veaga, mille põhjustab töötlusele vältimatu sisemine müra, mida Thurstone (1927) nimetas diskrimineerivaks dispersiooniks.

Keskmine suurus ole ainuke statistiline suurus, mida on võimalik geomeetriliste objektide puhul hinnata. Lisaks keskmisele võime hinnata ka näiteks objektide summaarset suurust. Oma raamatus *Thinking Fast and Slow* (2011, e.k. 2013) kirjeldab Kahneman kahel eri liiki töötlusel põhinevaid protsesse. Näiteks kirjeldab ta seda, kuidas me teeme otsuse objektide kauguse kohta, äkitselt kostva heli suuna kohta, „a“ tähtede esinemiste arvu kohta ühel tekstileheküljel, või kuidas üritame keskenduda kellegi häälele suures rahvahulgas. Kahte esimest ühenda Kahnemani (2001) järgi võimalus rakendada paralleelsel ning automaatsel töötluses põhinevat mentaalse töötluse süsteemi ehk Süsteem 1. Süsteem 1 eeliseks on ülesannete kiire ja vähest ressurssi nõudev täitmine. Seevastu kaht viimast ülesannet iseloomustab Kahnemani järgi vajadus kasutada seriaalsel töötlusel põhinevat süsteemi, ehk Süsteem 2. Antud süsteem on evolutsiooniliselt uuem, võimaldab lahendada keerukamaid ülesandeid, kuid nõuab rohkem aega ning metaalset ressurssi. Kahneman (2011, pp. 92-93) väidab, et erinevalt automaatsest esimesel süsteemil põhinevast keskmise suuruse hindamisest, on summaarse suuruse hindamine mitteautomaatne ning keerukat töötlust nõudev teisel süsteemil põhinev protsess. Erinevus tundub Kahnemani järgi tulevat sellest, et summaarse suuruse hindamiseks leitakse esmalt objektide keskmine suurus ning seejärel korrutatakse see kõikide elementide arvuga.

Ettepanek, et summa on tuletatud keskmises on üsna ebatavaline. Keskmise matemaatiline definitsioon eeldab, et esmalt liidetakse väärtused kokku ning seejärel jagatakse saadud tulemus väärtuste arvuga. Seega pole päris lihtne aru saada, milleks on üldse tarvis summa leidmiseks keskmist korrutada, kuna selle arvutamine juba eeldab summa teadmist. Probleemiks on pigem see, et kuivõrd täpselt on inimene suuteline üldse korrutama ja jagama. Näiteks tajumuljete hindamisel võib inimese käest küsida küsimusi, mis eeldavad korrutamist või jagamist. Näiteks me võime küsida, kas mingi stiimul A on teisest stiimulist B mingi kindel *k* arv kordi suurem või väiksem. Seda ülesannet nimetatakse psühhofüüsikas fraktsioneerimiseks ja paljude uurijate arvates on see kõige usaldusväärsem meetod erinevate skaalade konstrueerimiseks. Kuid stiimulite fraktsioneerimisega (arvuliste suhete kindlakstegemisega) on see probleem, et see eeldab vaatlejalt võimet hinnata sensoorseid suhteid, mis põhineb korrutamislaadsetel operatsioonidel. Torgerson´i konjektuur näiteks väidab, et inimese nägemissüsteem ei ole võimeline suuruseid korrutama ning tõenäoliselt kasutatakse korrutamist nõudvates ülesannetes alternatiivseid strateegiaid, mis kõik taanduvad liitmisele või suuruste omavahelisele otsesele võrdlusele (Birnbaum & Veit, 1974). Summa ülesandes võib selles olla näiteks elementide reastamine kujuteldavale joonele ning seejärel äärmiste elementide välimiste servade vahele jääva vahemaa mõõtmine.

Kuna Kahneman ei pakkunud empiirilist tõendusmaterjali väitele, et keskmise ja summaarse suuruse hindamine käib erinevate töötluskiiruste eeldavate mehhanismide alusel, oleks loogiline võrrelda liitmise ja korrutamise ülesannet omavahel. Kuna korrutamine on aeglane, siis peaksid ülesanded, milles inimene peab mõttes korrutama, olema oluliselt ja võib olla isegi kordades aeglasem. Katse mõtteks on võrrelda kahte ülesannet, kus inimene peab otsustama täpselt sama arvu elementide puhul, milline on nende elementide **keskmine** suurus ja milline on nende elementide suuruste **summa**. Katses on kavas näidata vaatlejale erineva läbimõõduga ringide hulka (üks kuni 7 ringi) ning paluda vaatlejal hinnata nende keskmist või summaarset suurust ning võrrelda seda etaloni omaga (stiimuli skeem Joonisel 1.) Lisaks ülesande lahendamise täpsusele on võimalik registreerida aega, mis kulub stiimuli ilmumisest kuni vastuse andmiseni. Kahnemani oletuse kohaselt peaks summaarse suuruse hindamine oluliselt rohkem aega nõudma, kuna selle ülesande lahendamiseks on tema arvates tarvis korrutada, mida suudab teha vaid aeglane süsteem 2.

Eksperimendis ei rõhutatud, et katseisik peaks kiirelt vastama nii keskmise või summaarse suuruse hindamisel. Seega on ajad loomulikul teel tulnud, ilma eksperimentaatori mõjutuseta. Selles uurimustöös keskendutakse otsuse langetamise ajale keskmise ja summa hindamisel. Eeldades, et Kahneman´i oletus on õige, võib oodata kiiremat ja täpsemat tulemust keskmise hindamisel, kuid palju suuremat ajakulu summeeritud suuruste hindamisel. Lisaks on vaadeldud erinevate faktorite mõju vastamisaegadele. Võib näiteks oletada, et vaadeldavate elementide hulga suurenemine pikendab vastamiseks kulunud aega. Kõik teooriad, mis oletavad vaimsete operatsioonide järjestikulist sooritamist peaksid ennustama otsustusaja lineaarset kasvu sõltuvalt elementide arvu kasvust. Iga uue elemendi lisamine peaks kasvatama otsustusaja pikkust lisaja võrra, mis kulub selle elemendi töötluseks. Samuti võib oletada, et mida vähem on elementide keskmist või summat etaloniga võrreldes muudetud, seda rohkem kulub vastamiseks aega. Lisaks sai hinnatud õigete vastuste protsendi põhjal iga katsetingimuse üleüldist raskust ning uuritud selle mõju vastamisaegadele.



Joonis 1. Ülesanne on hinnata kolme testi ringi summat paremal võrdluses vasakul oleva etalon ringiga, mis vastab kas keskmisele (pidevjoon) või summale (katkendjoon).

Meetod

Katsealused.

Katses osalesid viis inimest, normaalse või korrigeeritud silmanägemisega inimest. Kõik osalejad olid nägemistaju katsetega eelnevalt tuttavad.

Seadmed.

Stiimulid esitati erinevatel LCD kuvaritel, mille resolutsioon oli vähemalt 1920 x 1080 pikselit. Katseprogramm oli seadistatud nii, et ta kohandaks stiimulite resolutsiooni ning arvutaks soovitusliku vaatamiskauguse vastavalt iga kuvari omadustele. Vaatamiskaugust kohandati iga kuvari jaoks nii, et 1 piksel vastaks 2 nurgaminutile. Eksperimente jooksutati MATLAB´is (The MathWorks, Inc.) kirjutatud programmis kasutades Cogent 2000 tarkvara. Viimane on John Romaya juhendatud tiimi Londoni Kolledži Ülikooli Neuroteaduse laboris arendatud tarkvara. (http://www.vislab.ucl.ac.uk/cogent.php).

Stiimulid ja protseduur.

Uuringu jaoks viidi läbi kaks eri seeriat, mis vastasid keskmise ja summaarse suuruse hindamisele. Stiimulite põhi konfiguratsiooni on näha Joonisel 1. Iga esitus koosnes kahest hallist, mustal taustal olevast horisontaalselt asetsevast kettast ehk stiimuli alast, mille vahele jäi 1.5º vahe. Mõlemad alad olid diameetriga 16.3º. Ühel kettal esitati testelementide hulk, teisel etalon. Testelementide ja etaloni esitamise alad määras programm iga testi alguses juhuslikult. Elementide kogum koosnes ühest, kahest, kolmest või seitsmest (N=1, 2, 3, või 7) erineva suurusega, juhuslike vahedega paigutatud, mitte kattuvatest, valgetest (täitmata) ringidest. Etalon koosnes ühest elemendist, mille diameeter oli olenevalt eksperimendist (keskmine või summa) lähedane testelementide keskmisele või summa suurusele.

Testelemendid koostati järgnevalt. Ühe elemendiga katsetingimuses varieerus ringi diameeter [9.5º; 10.5º]. Antud ringi diameeter jagati elementide arvule vastavalt võrdse pikkusega diameetriteks. Kahe elemendi korral olid elementide diameetrid kaks korda lühemad kui ühe elemendi korral ning kolme elemendi korral kolm ja seitsme elemendi korral seitse korda lühemad. Seejärel muudeti iga elementide hulga keskmist või summaarset suurust mingi kindla delta võrra. Selle vaavutamiseks kasvatati või kahandati üksikelementide diameetreid vahemikus[300/N x 0.95; 300/N x 1.05].

Delta väärtused pikslites, keskmise arvutamise ülesandes ja ühe elemendi summaarse suuruse hindamisel olid järgnevad -12, -8, -4, -2, 2, 4, 8 või 12. Summeeritud suuruse hindamise ülesandes, katsetingimuses kahe, kolme või seitsme elemendiga suurendati väärtused järgnevalt -36, -24, -12, -6, 6, 12, 24, 36. Iga elemendi asukoht testi stiimuli paneelil oli juhuslik. Kindlustamaks, et elemendid ei kattuks või ei ületaks stiimuli ala piire, lisati programmi tingimus, mis takistaas elementidel üksteisele ja stiimuli ala piiridele liiga lähedale minna. Erinev oli ühe elemendiga katsetingimus, kus element esitati alati halli ketta keskel. Iga katsekord algas 1 sekundilise etaloni ja testelementide esitlusega. Delta väärtus testelementide jaoks valiti igal katsel juhuslikult. Vaatljead pidid vastama, kas parema või vasaku hiireklõpsuga, viitamaks sellele, kummal pool olevad elemendid omasid suuremat (vastavalt tingimusele) keskmist või summaarset suurust. Samuti polnud ka öeldud Katseisikutele, et vastata tuleb võimalikult kiiresti. Kusjuures etaloni puhul esindas vastavat suurust alati üks element. Pärast vastamist sai katseisik automaatse tagasisideme osaks, õige vastuse puhul mängiti kõrge-toonilist heli ja vale puhul madalatoonilist. Kõik vastused, koos vastusteaegadega salvestati. Iga katseisik tegi elementide arvu (*N*) ja deltaga vähemalt 54 kordust.

Kaks erinevat eksperimentide seeriat;

1. Keskmise suuruse eksperiment

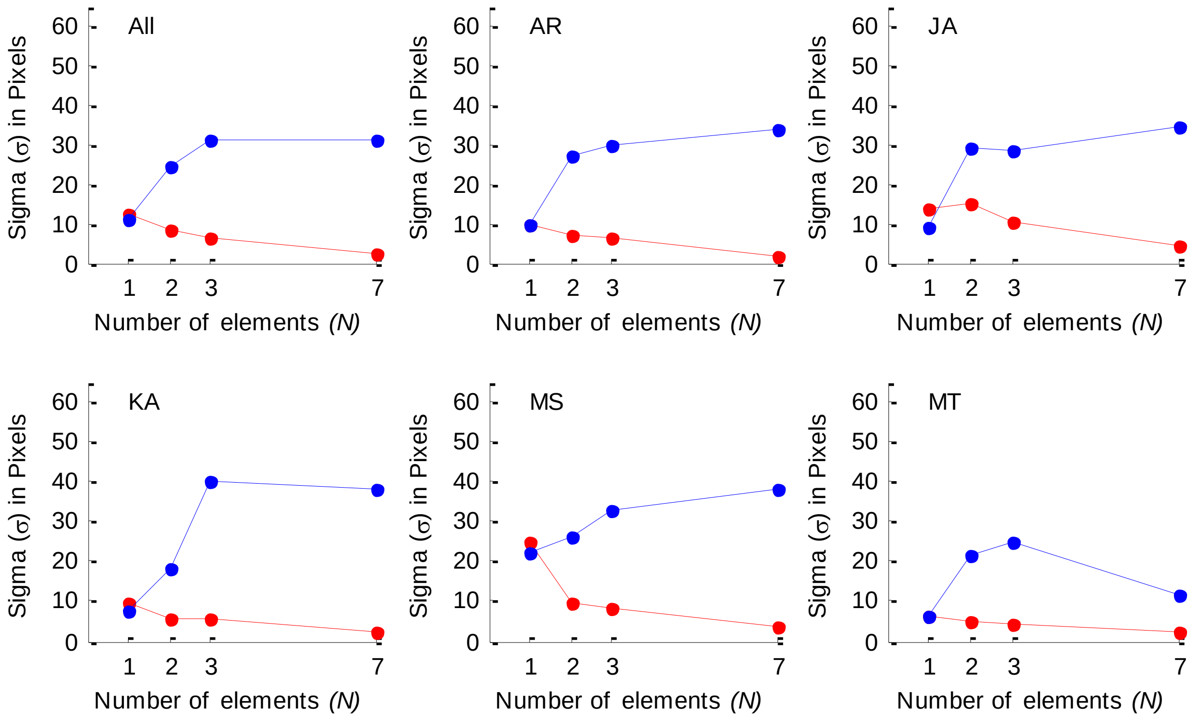
Osavõtjate ülesanne selles seerias oli hinnata testi elementide keskmist suurust ja näidata seda, vastates hiireklõpsuga, kummal pool, kas paremal või vasakul oli elementide keskmine suurus suurem. Etalonelemendi suurus ühe elemendi katsetingimuses tuletati jagades ühe elemendi tingimuse diameetrit displei elementide arvuga. Ühe elemendiga katsetingimuse korral avaldus nii teststiimuli kui etaloni keskmine suurus selle elemendi enda suuruse kaudu. Seega oli selles katsetingimuses tegemist tavapärase suuruse võrdlemise ülesandega.

2. Summeeritud suuruse eksperiment

Selles eksperimendi seerias anti katsealustele juhised, näidata, milline element stiimuli alal, kas vasakul või paremal, omab suuremat summeeritud suurust. Testhulga elemendid summeeritud suuruse eksperimendis jäid samaks, nagu keskmise suuruse eksperimendis. Vastupidiselt esimesele eksperimendile, ei sõltunud etalon elementide arvust ja varieerus [9.5º; 10.5º] vahel, igas katsetingimuses.

Tulemused

Ülesande lahendamise täpsus. Igale katseisikule leiti igale tingimusele (summa ja keskmise hindamise ülesanne ning 4 erinevat elementide arvu 1, 2, 3 ja 7) vastavad psühhomeetrilised vastuste kõverad. Igat vastuste kõverat lähendati normaaljaotusega, mille standardhälve pikselites iseloomustab täpsust, millega vaatleja on suuteline lahendama vastavalt keskmise või summaarse suuruse hindamise ülesannet. Need andmed on esitatud teises töös, mis on esitatud avaldamiseks (Averin jt. 2014). Summaarne pilt mõlema ülesande lahendamise täpsusest on toodud joonisel 2. Jooniselt on näha, et keskmist (punased sümbolid) hinnatakse oluliselt täpsemalt, kui elementide summat (sinised sümbolid). Ühe elemendi $N = 1$ korral langevad tulemused ootuspäraselt kokku, kuna mõlemal korral on tegemist kahe elemendi (test ja etalon) omavahelise võrdlusega.

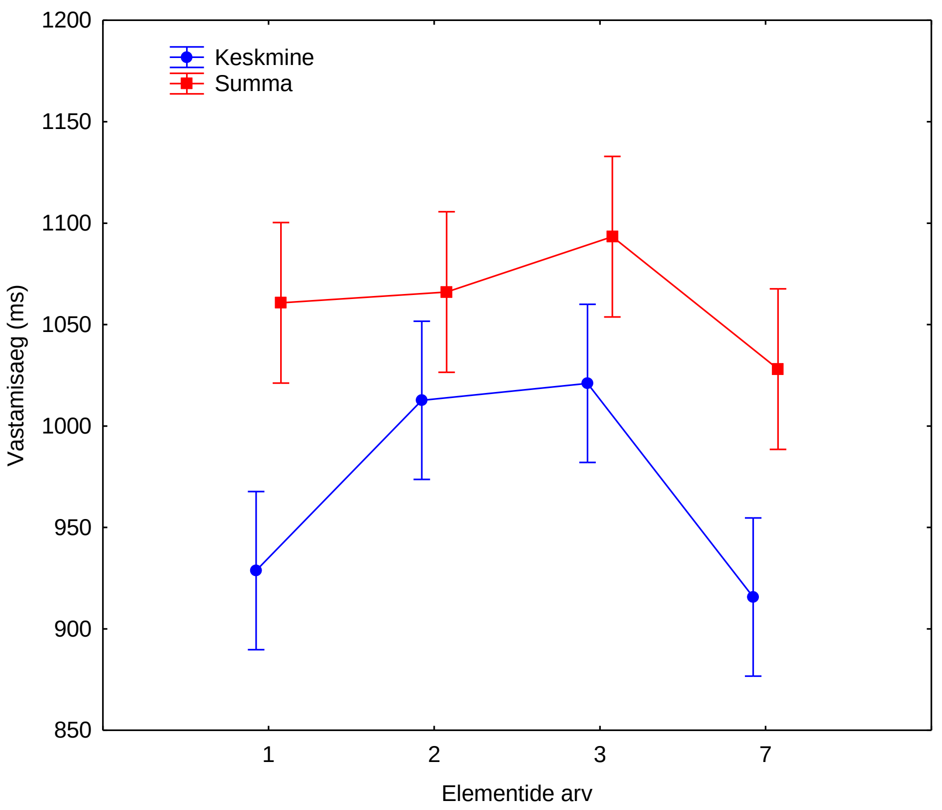


Joonis 2. Keskmise (punane) ja summa (sinine) hindamise täpsus (standardhälbe ühikutes) koos ja eraldi viile katseisikule sõltuvalt elementide arvust (Averin jt., 2014).

Keskmise ja summa leidmiseks kuluv aeg. Selle teadmisega, milline on mõlema ülesande lahendamise täpsus, võime asuda otsustamiseks kuluvate aegade analüüsi juurde. Analüüsist võtsin välja vastamisajad üle 2s, sest need on pigem tingitud välisest tähelepanu muutusest, kas prillide puhastamine, aknast välja vaatamine või midagi muud. Joonisel 3 on kujutatud keskmise ja summaarse suuruse hindamiseks kuluv aeg sõltuvalt elementide arvust (N = 1, 2, 3, 7) . Kuna ma hetkel ei ole huvitatud individuaalsetest erinevustes, siis vaatlen vaid kõigi 5 katseisiku summaarseid andmeid. Punaste joontega on märgitud keskmine vastamisaeg summa hindamisel ja sinisega keskmise hindamisel.

Tulemused näitavad seda, et suuruste summa hindamisel kulutati rohkem aega, kui keskmise suuruse hindamisel [$F(1,62) = 14.98$, $p < .001$]. Keskmiselt (üle kõigi elementide arvu) kulus summaarse suuruse hindamiseks 93 ms rohkem aega, kui keskmise suuruse üle otsustamiseks. Seega kulub elementide summa hindamiseks keskmiselt 9,5% rohkem aega, kui keskmise suuruse hindamiseks.

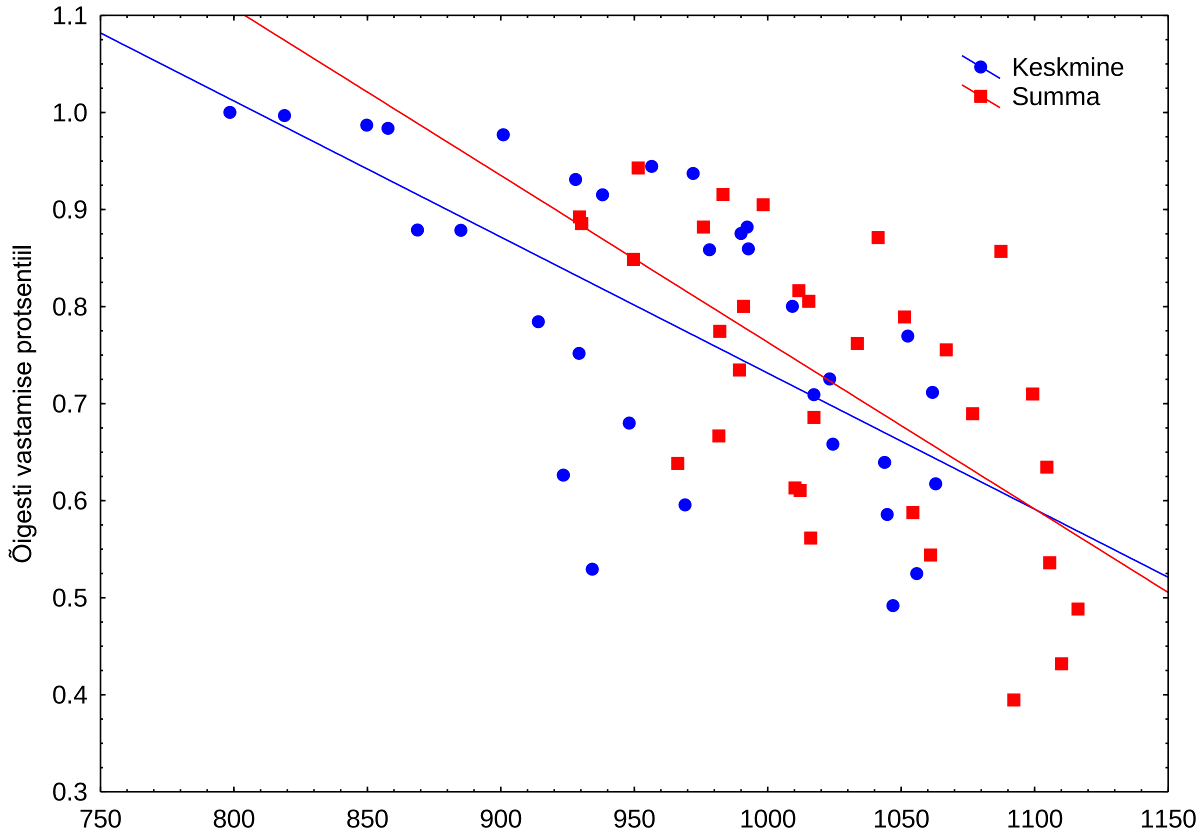
Elementide arv. Samuti vaatasin, kas elementide arv mõjutab vastamisaega. Leidsin, et elementide arv mõjutab nii summa [$F(3,28)= 8.65$, $p<.001$, $\eta^2=.481$] kui ka keskmise hindamise aega [$F(3,28)= 6.97$, $p<.001$, $\eta^2=.428$]. Üldine reegel näib olevat selles, et rohkem aega kulub 2 ja 3 elemendi keskmise ja summa hindamiseks kulub rohkem aega, kui 1 ja 7 elemendi hindamiseks.



Joonis 3 Keskmise ja summaarse suuruse vastamisajad vastavalt elementide hulgale.

Ülesande raskus. Järgmisena on mõte vaadata, kas ülesande raskus võiks mõjutada otsustamiseks kuluvat aega. Elementide suuruste keskmine ja summa absoluutväärtused erinesid etalonist Δ = 6, 12, 24 või 36 pikseli võrra. Kindlasti on raskem eristada 6 pikseli suurust erinevust, kui näiteks 36 pikseli suurust vahet. Vastuseks kuluvate aegade analüüs näitas, et suuruste summa hinnang ei sõltu Δ (delta) väärtusest: [$F(1, 30)= 0{,}273$, $p= .605$, $\eta^2= .009$]. Samuti ei mõjuta delta absoluutväärtus (Δ = 2, 4, 8 ja 12) keskmise suuruse hinnangut: $F(1,30)= 19.0$, $p<.001$, $\eta^2= 0.388$]. Seega ülesande raskus (eristatavus) ei näi mõjutavat ülesande lahendamise kiirust, kuigi loomulikult mõjutab see vastuste õigsust – mida suurem on Δ absoluutväärtus, seda suurem on õigete vastuste protsent.

Kuid ülesande raskust iseloomustab ka õigete vastuste protsent. Õigesti vastamise tõenäosust mingi konkreetse katsetingimuse korral, võib tõlgendada kui ülesande lahendamise lihtsust või raskust.



Joonis 4. Seos vastamisaja ja õigesti vastamise protsendi vahel keskmise (sinine) ja summa (punane) ülesandes.

Joonisel 4 näeme summaarse suuruse vastamisaja seost õigesti vastamise protsendiga (punased sümbolid ja sirge). Andmete kohaselt esineb summaarsel ülesandel õigesti vastamise protsendi ja vastamisaja vahel negatiivne seos. Õigesti vastamise tõenäosus omab mõju vastamisajale[$F(1,30)=20.3$, $p<.001$, $\eta^2=.405$]. See tähendab, et õigete vastuste andmiseks kulus vähem aega.

Samuti, nagu summa puhul, omab ka keskmise hindamise vastamisõigsus vastamisajaga negatiivset seost [$F(1,30)=24.0$, $p=0.001$, $\eta^2= .445$]. Õigesti vastamise tõenäosus omab mõju vastamisajale (sinised sümbolid ja sirge).

Selleks konstrueerisin üldine lineaarne mudeli (*General Linear Model* ehk GLM), mis võimaldab ennustada vastamisaegu kolme erineva muutuja – ülesande, elementide arvu, delta absoluutväärtuse ja õigete vastuste protsendi – põhjal.

Tabel 1. GLM vastamisaegade kirjeldamiseks

	F	p	η^2
Vabaliige	2443,358	0,000000	0,978377
Vastuse õigus	51,734	0,000000	0,489284
Delta absoluutväärtus	0,006	0,937365	0,000115
Ülesanne	14,652	0,000338	0,213429
Elementide arv	29,963	0,000000	0,624708
Ülesanne x Elementide arv	0,399	0,754433	0,021673

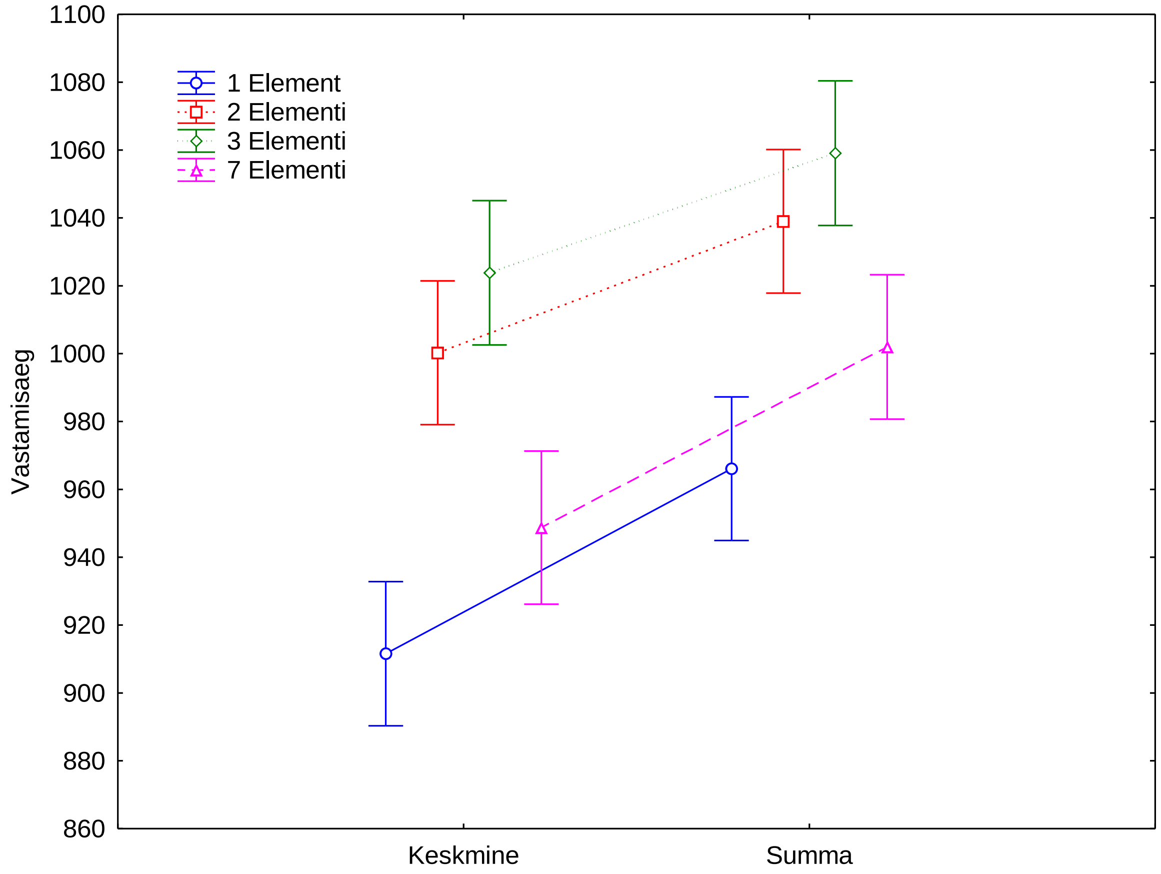
Mudeli järgi on näha, mis avaldas mõju vastamisajale. Nagu Tabelist 1 võib näha, ei oma delta absoluutväärtus olulist mõju vastamisaegade kirjeldamisel. Vastamisaega saab seletada, vastuse õigsuse, ülesande tüübi ja elementide arvu kaudu, mis kõik omavad statistiliselt olulist mõju katseisiku vastamisajale. Seletusprotsent on kõige kõrgem elementide arvul ja vastuse õigsusel. Nende seletusvõime vastamisajale on kõrgeim. Madalam aga ülesande tüübi puhul. Seega võib spekuleerida, et ülesande tüüp ei oma väga suurt mõju seletusele. Mudeli üldine seletusvõime on $R^2 = .818$, mis tähendab, et antud mudelit kasutades on võimalik ära seletada 82% vastamisaegade varieeruvusest [$F(8,55)= 37.2$, $p < .001$].

Seejärel proovisin koostada mudelit, jättes delta absoluutväärtuse ennustavatest muutujatest välja.

Tabel 2. GLM vastamisaegade ennustamiseks

	F	**P**	**η^2**
Vabaliige	3333,508	0,000000	0,983769
Vastuse õigus	101,996	0,000000	0,649674
Ülesanne	33,588	0,000000	0,379145
Elementide arv	36,001	0,000000	0,662583
Ülesanne X Elementide arv	0,416	0,742266	0,022182

Nagu näha Tabelist 2 ülejäänud ennustavate muutujate seletusprotsendid vastamisaja ennustamisel palju ei muutunud. Uue mudeli enda seletusvõime reaktsiooniaegade hindamisel on $R^2= 0.821$, mis tähendab, et seletusprotsent palju ei muutunud [$F(9,54)=35$.



Joonisel 5. Ülesande ja vastamisaja interaktsioon.

On näha, et ülesande ja elementide arvu vaheline interaktsioon puudub ja seega ülesanne ei mõjuta elementide arvu mõju vastamisajale nagu ka elementide arv ei mõjuta ülesande mõju.

Diskussioon

Testimaks Kahneman’i intrigeerivat ideed esitasime vaatlejatele erineva elementide arvu ja varieeruva suurusega katsetingimusi, kus nad pidid hindama kas keskmist või summaarset suurust. Sealjuures, oli neil vaba voli, vastamisaja suhtes. Kahneman´i hüpoteesi järgi, peaks olema kergem ja kiirem vastata objektide keskmise suuruse kohta, kui samade testiobjektide summaarse suuruse kohta. Eelkirejdatud eksperimendi tulemused demonstreerisid, et testiobjektide summaarse suuruse hindamine oli aeglasem kui keskmise suuruse hindamine. Saadud tulemused, kinnitavad Kahneman´i hüpoteesi, et visuaalsüsteem on aeglasem summeeritud suuruse hindamisel, isegi siis, kui tegemist on samade geomeetriliste objektidega, kui keskmise suuruse puhul. Üks võimalusi seletamaks seda vahet nende kahe süsteemi vahel on see, et visuaalsüsteemis on mehhanism, mis arvutab keskmise suuruse automaatselt (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003, 2005). Samal ajal puudub vaatlejal informatsioon iga üksikelemendi suuruse kohta (Allik jt., 2013; Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003; Corbett & Oriet, 2011). Summaarse suuruse hindamisel ilmnevad limitatioonid tekivad siis, kui vaatleja peab tegema ülesannet, millega visuaalsüsteem ei ole kohanenud (Morgan, Hole & Glennerster, 1990). Kahneman’i (2011) järgi peaks hindaja võtma arvesse kõigepealt keskmise ja seejärel korrutama selle elementide arvuga, et hinnata summaarset suurust. Seega on loogiline oletada, et korrutamisprotsess on just see, mille jagu vastamisaeg summa hindamisel pikeneb. Selle järgi tundub, et Kahneman’il oli õigus, et geomeetriliste objektide keskmist suurust saab üsna kiiresti hinnata, kuid summat mitte. See aga ei tõesta tingimata seda, et korrutamine on just see protsess, mis on aluseks geomeetriliste objektide summaarse suuruse hindamisele. Seega ei ole kindel, mis tekitab vastamisajalist erinevust summaarse ja keskmise hindamise vahel. Et teha täpsemat otsust, oleks vaja teha eksperimenti, kus saaks kas vältida, või kasutada korrutamise mehhanismi.

Lisaks nägime, et õigesti vastamise protsendi ja reaktsiooniaja vahel ilmnes negatiivne seos mõlema ülesande korral. Antud tulemus on loogiline, kui me vaatleme õigesti vastamise tõenäosust kui komplementi valesti vastamise tõenäosusele. Valesti vastamise tõenäosust võib tõlgendada kui ülesande raskust. Seega eeltoodud seosest ilmneb, et mida raskem oli ülesanne, seda rohkem kulus aega, et sellele vastus anda. Samuti nägime, et elementide arv stiimulil omas mõju reaktsiooniaegadele nii summa kui ka keskmise hindamise katses. Kahe ja kolme elemendi keskmise suuruse hindamiseks kulus oluliselt rohkem aega. Seega on tõenäoline, et antud elementide hulkade korral võib keskmise hindamine käia mõnevõrra erinevalt. Selge on see, et ühe elemendiga tingimuse korral sooritatakse võrdlust test- ja etalonelemendi vahel. Kahe ja kolme elemendi korral tuleb hakata elemente kokku liitma ning jagama ja see on üheks põhjuseks, miks vastamisaeg võib tõusta. Mõnevõrra üllatavalt hakkavad reaktsiooniajad seitsme elemendi korral jälle langema. Võimalik, et ülesanne muutub taas lihtsamaks ja sellega ka kiiremaks tänu elementide selekteerimisele Allik jt (2011) pakutud *Noise and Selection* mudeli järgi. Viimane väidab, et iga keskmise suuruse hindamisel kasutatavat elementi on võimalik mõõta vaid vältimatu veaga. Lisaks eeldab see, et kui elementide arv ületab teatava limiidi, hakatakse keskmist suurust hindama üksnes mingi elementide alamhulga põhjal. Vastamisaegades eksisteerib sarnane muster ka summa hindamise korral. Antud muster võib taaskord olla indikaatoriks, et näiteks kolme ja seitsme elemendi summa hindamisel rakendatakse erinevat mehhanismi. Samas, antud tulemuste puhul on oluline märgata, et summaarse suuruse hindamiseks kuluv aeg ei kasva koos elementide arvuga. Selle alusel võime öelda, et ülesande kognitiivne nõudlus elementide lisandumisel palju ei suurene. See vähendab võimalust, et elementide summa leitakse näiteks liitmisprotsessi abil, kuna kahe või kolme elemendi kokku liitmine tundub olevat kognitiivselt vähem nõudlik ülesanne kui seda on seitsme elemendi liitmine.

Tulemustest nägime ka seda, et delta absoluutväärtus avaldas mõju reaktsiooniaegadele keskmise kuid mitte summaarse suuruse hindamisele. Esimene tulemus on loogiline, sest suurt muutust elementide keskmises suuruses võiks olla võimalik kiiremini märgata kui väikest. Samas jääb delta absoluutväärtuse kirjeldusvõime alla ülesande raskuse kirjeldusvõimele. Järelikult võib väita, et reaktsiooniaja määrab pigem ülesande raskus kui muutus elementide keskmises suuruses. Summa hindamise puhul delta absoluutväärtus vastamisaegasid ei mõjutanud. Järelikult on ülesande sooritamiseks kulunud aeg kirjeldatav teiste muutujate abil. Osaliselt kindlasti ülesande raskuse abil.

Vastamiseks kuluva aja kirjeldamiseks konstrueerisin nelja sõltumatu muutujaga GL mudeli. Muutujateks olid sooritatav ülesanne (keskmine või summa), elementide arv, delta ehk muudu absoluutväärtus ning ülesande raskus. Tulemuseks oli mudel, mille ennustusvõime oli 82%. Selgus, et delta absoluutväärtus ei omanud olulist mõju reaktsiooniajale. Seega konstrueerisin uue mudeli, jättes välja delta absoluutväärtuse. Viimane ei parandanud oluliselt mudeli kirjeldusvõimet. Antud seletusprotsendist võib järeldada, et on lisaks mudelis kasutatud kolmele muutujale on veel tegureid, mis vastamisaega mõjutavad.

Arutelu

Testimaks Kahneman’i intrigeerivat ideed esitasime vaatlejatele erineva elementide arvu ja muutuva suurusega ringe, mille puhul tuli hinnata kas nende ringide keskmist või summaarset suurust. Sealjuures ei olnud vatjatel piiranguid ega kohustusi vastamisaja suhtes. Kahneman´i hüpoteesi järgi, peaks olema kergem ja kiirem vastata objektide keskmise suuruse kohta, kui samade testobjektide summaarse suuruse kohta. Selle eksperimendi tulemused demonstreerisid, et testiobjektide summaarse suuruse hindamine oli tõepoolest aeglasem kui keskmise suuruse hindamine, kuigi pole selge, kas 93 ms või 9.5% kiiruse vahe on piisav selleks, et oletada kahe põhimõtteliselt erineva süsteemi töökiiruste vahet.

Saadud tulemused näivad kinnitavat Kahneman´i hüpoteesi, et visuaalsüsteem on aeglasem summeeritud suuruse hindamisel, isegi siis, kui tegemist on samade geomeetriliste objektidega, kui keskmise suuruse puhul. Üks võimalusi seletamaks seda vahet nende kahe süsteemi vahel on see, et visuaalsüsteemis on mehhanism, mis arvutab keskmise suuruse automaatselt (Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003, 2005). Samal ajal puudub vaatlejal informatsioon iga üksikelemendi suuruse kohta (Allik jt., 2013; Ariely, 2001; Chong & Treisman, 2003; Corbett & Oriet, 2011). Summaarse suuruse hindamisel ilmnevad piirangud tekivad siis, kui vaatleja peab täitma ülesannet, millega nägemissüsteem ei ole kohanenud (Morgan, Hole & Glennerster, 1990). Kahneman’i (2011) järgi peaks hindaja võtma arvesse kõigepealt keskmise ja seejärel korrutama selle elementide arvuga, et hinnata summaarset suurust. Seega on loogiline oletada, et korrutamisprotsess on just see, mille jagu vastamisaeg summa hindamisel pikeneb. Selle järgi tundub, et Kahneman’il oli õigus, et geomeetriliste objektide keskmist suurust saab üsna kiiresti hinnata, kuid summat mitte. Vahe keskmise ja summa hindamisaja vahel on siiski suhteliselt väike ja pole kindel, kas 93 ms on realistlik aeg, mis võiks kuluda korrutamisele. Seega ei tõesta aegade erinevus tingimata seda, et korrutamine on just see protsess, mis on aluseks geomeetriliste objektide summaarse suuruse hindamisele. Samuti ei ole kindel, mis tekitab vastamisajalist erinevust summaarse ja keskmise hindamise vahel. Kaalutletud otsuse tegemiseks oleks ilmselt vaja teha eksperiment, mis kontrolliks otseselt, kas vaatleja kasutab korrutamise mehhanismi või mõnda muud protseduuri, mis on ainult väliselt sarnane korrutamsiega.

Lisaks nägime, et õigesti vastamise protsendi ja reaktsiooniaja vahel ilmnes negatiivne seos mõlema ülesande korral. Antud tulemus on loogiline, kui me vaatleme õigesti vastamise tõenäosust kui vastandit valesti vastamise tõenäosusele. Valesti vastamise tõenäosust võib tõlgendada kui ülesande raskust. Seega eeltoodud seosest ilmneb, et mida raskem oli ülesanne, seda rohkem kulus aega, et sellele vastus anda. Samuti nägime, et elementide arv stiimulil omas mõju reaktsiooniaegadele nii summa kui ka keskmise hindamise katses. Kahe ja kolme elemendi keskmise suuruse hindamiseks kulus oluliselt rohkem aega. Seega on tõenäoline, et antud elementide hulkade korral võib keskmise hindamine käia mõnevõrra erinevalt. Selge on see, et ühe elemendiga tingimuse korral sooritatakse võrdlust test- ja etalonelemendi vahel. Kahe ja kolme elemendi korral tuleb hakata elemente kokku liitma ning jagama ja see on üheks põhjuseks, miks vastamisaeg võib tõusta. Mõnevõrra üllatavalt hakkavad reaktsiooniajad seitsme elemendi korral jälle langema. Võimalik, et ülesanne muutub taas lihtsamaks ja sellega ka kiiremaks tänu elementide selekteerimisele Allik jt (2011) pakutud *N&S* mudeli järgi. Viimane väidab, et iga keskmise suuruse hindamisel kasutatavat elementi on võimalik mõõta vaid vältimatu veaga. Lisaks eeldab see, et kui elementide arv ületab teatava limiidi, hakatakse keskmist suurust hindama üksnes mingi elementide alamhulga põhjal. Vastamisaegades eksisteerib sarnane muster ka summa hindamise korral. Antud muster võib taaskord olla indikaatoriks, et näiteks kolme ja seitsme elemendi summa hindamisel rakendatakse erinevat mehhanismi. Samas, antud tulemuste puhul on oluline märgata, et summaarse suuruse hindamiseks kuluv aeg ei kasva koos elementide arvuga. Selle alusel võime öelda, et ülesande kognitiivne nõudlus elementide lisandumisel palju ei suurene. See vähendab võimalust, et elementide summa leitakse näiteks liitmisprotsessi abil, kuna kahe või kolme elemendi kokku liitmine tundub olevat kognitiivselt vähem nõudlik ülesanne kui seda on seitsme elemendi liitmine.

Tulemustest nägime ka seda, et delta absoluutväärtus avaldas mõju reaktsiooniaegadele keskmise kuid mitte summaarse suuruse hindamisele. Esimene tulemus on loogiline, sest suurt muutust elementide keskmises suuruses võiks olla võimalik kiiremini märgata kui väikest. Samas jääb delta absoluutväärtuse kirjeldusvõime alla ülesande raskuse kirjeldusvõimele. Järelikult võib väita, et reaktsiooniaja määrab pigem ülesande raskus kui muutus elementide keskmises suuruses. Summa hindamise puhul delta absoluutväärtus vastamisaegasid ei mõjutanud. Järelikult on ülesande sooritamiseks kulunud aeg kirjeldatav teiste muutujate abil. Osaliselt kindlasti ülesande raskuse abil.

Vastamiseks kuluva aja kirjeldamiseks konstrueerisin nelja sõltumatu muutujaga GLM mudeli. Muutujateks olid sooritatav ülesanne (keskmine või summa), elementide arv, delta ehk muudu absoluutväärtus ning ülesande raskus. Tulemuseks oli mudel, mille ennustusvõime oli 82%. Selgus, et delta absoluutväärtus ei omanud olulist mõju reaktsiooniajale. Seega konstrueerisin uue mudeli, jättes välja delta absoluutväärtuse. Viimane ei parandanud oluliselt mudeli kirjeldusvõimet. Antud seletusprotsendist võib järeldada, et on lisaks mudelis kasutatud kolmele muutujale on veel tegureid, mis vastamisaega mõjutavad.

Viited

Averin, K., Toom, M., Raidvee, A., Samuel, M., ja Allik, J. (2014). Perception of the mean and sum size of geometric forms. *Psychonomic Bulletin and Reviews* (käsikiri esitatud avaldamiseks).auer, B. (2009). Does Stevens's power law for brightness extend to perceptual brightness averaging? *Psychological Record*, 59(2), 171–185.

Chong, S. C., & Treisman, A. (2003). Representation of statistical properties *Vision Research*, 43(4), 393-404. doi: 10.1016/S0042-6989(02)00596-5

Dakin, S. C., & Watt, R. J. (1997). The computation of orientation statistics from visual texture. *Vision Research*, 37(22), 3181–3192.

Allik, J., Toom, M., Raidvee, A., Averin, K., & Kreegipuu, K. (2013). An almost general theory of mean size perception. *Vision Research*, 83, 25-39. doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.visres.2013.02.018

Alvarez, G. A. (2011). Representing multiple objects as an ensemble enhances visual cognition. *Trends in Cognitive Sciences*, 15(3), 122-131. doi: 10.1016/j.tics.2011.01.003Ariely, D. (2001). Seeing sets: Representation by statistical properties. *Psychological Science*, 12(2), 157-162. doi: 10.1111/1467-9280.00327

Birnbaum, M. H., & Veit, C. T. (1974). Scale convergence as a criterion for rescaling: Information integration with difference, ratio, and averaging tasks. *Perception & Psychophysics*, 15, 7-15.

Chong, S. C., & Treisman, A. (2003). Representation of statistical properties. *Vision Research*, 43(4), 393-404. doi: 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. doi: 10.1016/j.visres.2004.10.004

Corbett, J. E., & Oriet, C. (2011). The whole is indeed more than the sum of its parts: erceptual averaging in the absence of individual item representation. *Acta Psychologica*, 138(2), 289-301. doi: 10.1016/j.actpsy.2011.08.002

Kahneman, D. (2011). *Thinking Fast and Slow*. New York: Farrar, Straus and Giroux (eesti keeles 2013).

Morgan, M.J., Hole, G. J., & Glennerster, A. (1990). Biases and sensitivities in geometrical illusions. *Vision Research*, 30(11), 1793-1810. doi: 10.1016/0042-6989(90)90160-m

Myczek, K., & Simons, D. J. (2008). Better than average: Alternatives to statistikal summary representations for rapid judgments of average size. *Perception & Psychophysics*, 70(5), 772-788. doi: 10.3758/pp.70.5.772

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

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

Olen nõus oma töö avaldamisega Tartu Ülikooli digitaalarhiivis DSpace.

Mait Samuel
