

Tartu Ülikool
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia instituut

Dagmar Rahula

ÄRATUNDMISOTSUSE TÄPSUS JA KINDLUSHINNANG

Uurimistöo

Juhendaja: Annegrete Palu (MA)

Jooksev pealkiri: Äratundmisotsuse kindlushinnang

Tartu 2020

Äratundmisotsuse täpsus ja kindlushinnang

Lühikokkuvõte

Politseipraktikas tuleb ette juhtumeid, kus puuduvad muud asitõendid peale pealtnägija tunnistuse. Selleks, et veenduda pealtnägija identifitseerimisotsuse õigsuses, kasutavad kohtunikud pealtnägija antud subjektiivset kindlushinnangut oma otsuse kohta. Käesoleva töö eesmärk oli uurida, kas pealtnägija pärast otsust antud kindlushinnang ennustab äratundmisotsuse täpsust. Eksperimendis osales 417 katseisikut, kelle keskmine vanus oli 25.55 aastat. Katses tehti kokku 3125 otsust. Eksperimendis vaatasid katseisikud viit videot, mis kujutasid vargust. Seejärel pidid katseisikud äratundmisreast identifitseerima kurjategija ning hindama, kui kindlad nad oma otsuses olid. Andmeid analüüsiti üldistatud lineaarse segamudeli, punkt-biseriaalse korrelatsioonikordaja, kalibreerimiskõvera ning kindlushinnangu ja äratundmistäpsuse vahelise seose analüüsi abil. Töö tulemustest selgus, et pärast otsust antud kindlushinnang ennustab äratundmisotsuse täpsust. Seega on kindlushinnang usaldusväärne indikaator otsuse täpsuse hindamiseks olukordades, kus muud asitõendid puuduvad.

Märksõnad: kindlushinnang, otsuse täpsus, kriminaalmenetlus

Eyewitness Identification Accuracy and Confidence

Abstract

In legal proceedings judges occasionally encounter cases where no other evidence is available than eyewitness testimony. To verify the identifications of eyewitnesses, judges use confidence ratings. The aim of this study was to examine whether eyewitness confidence postdicts identification accuracy. The study involved 417 participants (average age 25.55 years) and a total of 3125 decisions were made in the experiment. Participants were instructed to watch five videos of theft, identify the thieves from lineups and rate how confident they were in their decision. Data was analysed using generalized linear mixed-effects model, point-biserial correlation, calibration curve and confidence-accuracy characteristic. The results of the study showed that eyewitness confidence postdicted identification accuracy. Thus, confidence ratings are reliable indicators of eyewitness identification accuracy.

Keywords: confidence, identification accuracy, criminal proceedings

Sissejuhatus

Sageli kasutatakse kohtus kuriteos süüdimõistmisel ainult pealtnägija tunnistust, sest osade juhtumite puhul muud tõendid puuduvad (Deffenbacher, 1980; Sauerland & Sporer, 2007; Woocher, 1976). Pealtnägija tunnistus tähendab, et politsei palub kuriteo tunnistajatel kirjeldada sündmust või uurida kahtlusaluste rivistust või nende fotosid, et teha kindlaks, kas neil on võimalik süüdlane tuvastada (Brewer & Wells, 2006). Selleks, et tõendada pealtnägija tunnistuse õigsust, kasutavad kohtunikud pealtnägija antud subjektiivset kindlushinnangut oma otsuse kohta (Brewer & Wells, 2006; Deffenbacher, 1980; Sauerland & Sporer, 2007). Näiteks on kindlushinnang üks viiest pealtnägija täpsuse hindamise kriteeriumitest Ameerika Ühendriikide Ülemkohtus (Brewer & Wells, 2006).

Pealtnägijapoolne subjektiivne kindlushinnang jaotub kaheks: enne ja pärast otsuse langetamist antud kindlushinnang otsuse kohta. Enne antud hinnang viitab selle, kui kindel on pealtnägija, et suudab kahtlusaluste rivistusest või fotode seeriast valida välja nähtud isiku. Pärast otsuse langetamist antud hinnang tähendab, kui kindel on pealtnägija, et tehtud otsus konkreetse isiku osas on õige. Pärast otsust antud kindlushinnangu ja täpsuse vahel on leitud tugevamaid seoseid kui enne otsuse langetamist antud kindlushinnangu ja täpsuse vahel (Sporer, Penrod, Read & Cutler, 1995), mistõttu keskendutakse käesolevas töös pärast otsuse langetamist antud kindlushinnangule.

Pärast otsuse tegemist palutakse anda kindlushinnang kas kohe peale otsuse langetamist või hiljem kohtusaalis. Hilisemad hinnangud kindlusele ei pruugi olla enam täpsuse usaldusväärsed näitajad, sest inimese mälu on mõjutatav. On tõestatud, et kuriteo pealtnägijate ootusärevus enne tunnistuse andmist ja teiste inimeste julgustus, et nad paneksid end valmis küsitlemiseks, suurendab pealtnägijate kindlust (Garry, Manning, Loftus & Sherman, 1996). Seega annab usaldusväärsemat informatsiooni kindlushinnang, mis on antud kohe peale otsuse langetamist.

Wise ja Safer (2004) sõnul usuvad mitmed kohtuametnikud, seal hulgas kohtunikud, et pealtnägija antud kindlushinnang oma otsusele on hea indikaator antud tunnistuse täpsuse hindamiseks. Seda toetavad Brigham ja Wolfskeil (1983) poolt läbi viidud uuringu tulemused, mille järgi ligikaudu 73% õiguskaitseametnikest, 75% prokuröridest ja 40% advokaatidest usuvad tunnistaja kindlushinnangu ja tunnistuse õigsuse vahelist seost. Näib, et kohtuametnike uskumusel on alust, sest mitmed uurijad (Bothwell, Deffenbacher, & Brigham, 1987; Sauerland & Sporer, 2007; Sporer jt, 1995; Wells & Quinlivan, 2009) on leidnud otsuse täpsuse ja pärast

otsust antud kindlushinnangu vahel positiivse seose. See tähendab, et mida suurem on pealtnägija kindlushinnang, seda kõrgem on ta otsuse täpsus.

Vastupidiselt nendele tulemustele on suur osa uurimustest leidnud, et kindlushinnangu põhjal ei saa teha järeldusi tunnistuse täpsuse kohta (Berger & Herringer, 1991; Penrod & Cutler, 1995; Tomes & Katz, 1997). Wells ja Murray (1984) on leidnud 31 uurimuse põhjal, et keskmine korrelatsioon otsuse täpsuse ja kindlushinnangu vahel on nõrk ($r = .07$). Seejuures varasemalt mainitud Bothwell jt (1987) uuringus leitud otsuse täpsuse ja kindlushinnangu vahelist korrelatsiooni ($r = .25$) on Krug (2007) tõlgendanud kui nõrka seost. Lisaks on Garret (2011) välja selgitanud, et ligi 70% pealtnägijate valedest tunnistustest kohtus on antud kõrge kindlushinnanguga. Kui selliseid tulemusi arvestada koos teiste töödega, mis näitavad, et eksperimentaalselt on võimalik esile kutsuda valesid mälestusi sündmustest, mida pole kunagi juhtunud (Loftus, 2005; Roediger & Gallo, 2002), on ilmselge järeldus see, et pealtnägijate kindlushinnangud oma tunnistuste kohta ei ole piisavalt usaldusväärsed.

Sporer jt (1995) eristavad tunnistajaid identifitseerimisotsuse põhjal: valijad ja mitte-valijad (ingl *choosers* ja *nonchoosers*). Valijad on pealtnägijad, kes valivad kahtlusaluste rivistusest või fotode seeriast kellegi välja (Sporer jt, 1995). Mitte-valijad on pealtnägijad, kes lükkavad kahtlusaluste rivistuse tagasi ehk ütlevad, et kurjategijat reas ei ole (Sporer jt, 1995). Politseipraktikas on olulised just sellised juhtumid, kus kuriteo pealtnägijad valivad kahtlusaluse välja, sest vaid valijad satuvad kohtusse tunnistust andma (Wixted, Mickes, Clark, Gronlund & Roediger, 2015). Väiksema olulisusega on need tunnistused, kus pealtnägijad lükkavad rivistuse tagasi.

Valijate ja mitte-valijate eristuse alusel kindlushinnangu ja täpsuse vahelise seose leidmine on võimalik eksperimentaalsetes uuringutes, kus kasutatakse sihtmärk olemas (ingl *target-present*, edaspidi lüh TP) ja sihtmärk puudu (ingl *target-absent*, edaspidi lüh TA) äratundmisridasid (Sporer jt, 1995). Eksperimendis tähendab TP rida, et sihtmärk on reas olemas. Reaalses elus tähendab TP rida, et reas on kahtlusalune, kes on ka kurjategija. TA rida tähendab reaalses elus, et reas on kahtlusalune, kes pole tegelikult kurjategija. Teda nimetatakse eksperimendis sihtmärgi asenduseks, sest sihtmärk ise puudub. Valijate ja mitte-valijate eristus on võimalik ka eluliste andmetega, ent sellisel juhul ei ole teada, kas pealtnägijate tehtud valikud on õiged.

Valijate ja mitte-valijate eristusest tulenevalt on Sporer jt (1995) leidnud mõõduka seose nendel katseisikutel, kes valisid äratundmisreast kellegi välja ($r = .41$) ning nõrgema seose nendel, kes seda ei teinud ($r = .12$). Sarnaseid tulemusi kinnitavad ka mitmed teised uuringud (Brewer, Keast & Rishworth, 2002; Brewer & Wells, 2006; Weber & Brewer, 2003, 2006). Selle põhjal

on Sporer jt (1995) välja pakkunud, et kindlushinnangu ja täpsuse suhet väljendab paremini korrelatsioon, mis on leitud eraldi valijate puhul, kui valijaid ja mitte-valijaid kombineerides.

Kuna otsuse täpsus on dihhotoomne muutuja, kasutatakse korrelatsiooni leidmiseks punkt-biseriaalset (ingl *point-biserial*) korrelatsioonikordajat (Rosnow, Rosenthal & Rubin, 2000). Seega toimib punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja nagu standardne efektisuuruse statistik, mille järgi jääb Sporer jt (1995) leitud korrelatsioon suurusega .41 tavapärase keskmise (.30) ja suure (.50) efektisuuruse määratlemise vahemikku. Selle järgi näitab Wixted jt (2015) arvates korrelatsioon .41 mõõdukat seost otsuse täpsuse ja pärast otsust antud kindlushinnangu vahel.

Veidi hiljem selgitasid Juslin, Olsson ja Winman (1996), et Sporer jt (1995) kasutatud punkt-biseriaalne korrelatsioon sõltub sellest, kuidas jagunevad vastused erinevate kindlushinnangu kategooriate vahel. Wixted ja Wells (2017) on käsitlenud seda teemat põhjalikumalt ja nende sõnul võib korrelatsioon olla väike isegi siis, kui kindlushinnangu ja täpsuse vahel on täiuslik kalibreerimine. Wixted ja Wells (2017) sõnul tähendab täiuslik kalibreerimine, et pealtnägija kindlushinnang on võrdne sama kindlushinnangu andnud pealtnägijatest õigesti vastanute osakaaluga (Juslin jt, 1996). Näiteks esineb täiuslik kalibreerimine siis, kui tunnistajad, kes annavad kindlushinnangu 60, vastavad õigesti 60% juhtudest, ja tunnistajad, kes annavad kindlushinnangu 80, vastavad õigesti 80% juhtudest (Juslin jt, 1996).

Wixted ja Wells (2017) arvates ei anna punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja kohtunikke huvitavat informatsiooni, sest selle abil ei ole võimalik leida, kui täpne on tunnistaja otsus, teades tema antud kindlushinnangut oma otsusele (Juslin, 1996). Seevastu on Wixted ja Wells (2017) arvates võimalik seda hinnata hoopis kalibreerimiskõvera (ingl *calibration curve*) abil, mille puhul on y-teljel keskmine täpsus ja x-teljel kindlushinnangu kategooriad (Juslin jt, 1996).

Mitmed uuringud (Brewer jt; 2002; Brewer & Wells, 2006; Horry, Palmer & Brewer, 2012; Juslin jt, 1996; Sauerland, Sagana & Sporer, 2012; Sauerland & Sporer, 2009) on kalibreerimiskõverat kasutades tõestanud, et otsuse täpsuse ja pärast otsust antud kindlushinnangu vahel on tugev seos. See on tugev selles mõttes, et analüüsides kalibreerimiskõveraid, on märgatav, et madala kindlushinnanguga tehtud otsuseid seostatakse madala täpsusega (üldiselt 40% või vähem) ja kõrge kindlushinnanguga otsuseid kõrge täpsusega (üldiselt 80% või rohkem) (Wixted jt, 2015).

Ent Wixted ja Wells (2017) sõnul ei ole kalibreerimiskõvera abil siiski võimalik saada seda informatsiooni, mis huvitab kohtunikke, kuna kalibreerimiskõverat koostades kasutatakse ka kohatäitjaid (ingl *fillers*) valinute andmeid. Reaalsetes olukordades on kahtlusaluste rivistuses

või fotode seerias üks kahtlusalune ja ülejäänud kohatäitjad. Kuna politseile on teada, kes antud rivistuses või fotode seerias on süütu, ei anna kohatäitjate väljavalimine neile kasulikku informatsiooni, sest kohatäitjate valimisel ei esitata süüdistust mitte kellelegi antud rivistuses (Wixted jt, 2015). Seega tuleks analüüse tehes kaasata ainult nende tunnistajate otsused, kes valivad välja kahtlusaluse (Wixted jt, 2015; Wixted & Wells, 2017). Seesugust analüüsi nimetavad Wixted ja Wells (2017) kindlushinnangu ja äratundmistäpsuse vahelise seose (ingl *confidence-accuracy characteristic*, edaspidi lüh CAC) analüüsiks. CAC analüüs võimaldab vastata küsimusele, kui suure tõenäosusega on kahtlusalune süüdi, kui tunnistaja on kahtlusaluste rivistust või fotode seeriast valinud kahtlusaluse välja ja andnud otsuse kohta konkreetse kindlushinnangu.

Wixted jt (2015) sõnum on tähelepanuväärne, sest nad on välja selgitanud, et isegi madala kindlushinnanguga tunnistajad, kes valivad välja kahtlusaluse, on üsna suure tõenäosusega täpsed (ligi 83% täpsed). Kõrge kindlushinnanguga tunnistajad, kes valivad välja kahtlusaluse, on peaaegu 98% täpsed (Wixted jt, 2015). Seega leidub mitmeid vastakaid arvamusi, kas kindlushinnang on usaldusväärne indikaator otsuse täpsuse hindamiseks. Küll aga on pealtnägija antud kindlushinnangu ja otsuse täpsuse suhte uurimine ajas muutunud ja on võimalik, et eespool välja toodud vastakad tulemused võisid tuleneda erinevatest analüüsimeetoditest.

Käesoleva töö eesmärk on tuua selgust vastakate arusaamade osas, kas kindlushinnang on usaldusväärne indikaator äratundmiseks esitamise korral tehtava otsuse täpsuse hindamiseks. Eesmärk on välja selgitada, kas pärast otsust antud kindlushinnang otsuse kohta ennustab kurjategija äratundmise täpsust. Ühtlasi viiakse töös läbi eelpool kirjeldatud kolm analüüsi, et uurida otsuse täpsuse ja pärast otsust antud kindlushinnangu vahelist seost. Üritatakse välja selgitada, millised varasemad tulemused leiavad kinnitust. Varasemate uurimistulemuste põhjal püstitatakse käesolevas töös järgmised hüpoteesid: (1) Kindlushinnang ennustab ette äratundmisotsuse täpsust; (2) Kõrge kindlushinnangu andnud tunnistajad on otsuses täpsemad, kui madala kindlushinnangu andnud tunnistajad.

Meetod

Valim

Valim koosnes 417 katseisikust, kellest 255 olid naissoost ja 162 meessoost. Katseisikud olid vanusevahemikus 18-52 aastat, keskmine vanus oli 25.55 aastat ($SD = 7.20$). Naissoost katseisikute keskmine vanus oli 25.89 aastat ($SD = 7.84$) ja meessoost katseisikutel 25.01 ($SD = 6.05$). Valim moodustati mugavusvalimi põhimõttel. Katseisikud said soovi korral katses osalemise eest 2 katsepunkti. Katses osalejad jaotati kaheksasse gruppi, vastavalt grupile nägid nad videoid ühe või kahe kurjategijaga, ohvri või pealtnägija vaatepunktist ning otsused langetati samaaegse või järjestikuse äratundmisreaga. Katseisikusiseselt varieeriti TA ja TP ridasid.

Katseisikud tegid kokku 3125 otsust. Seejärel võeti välja 157 otsust, kus videos oli keegi katseisikule isiklikult tuttav. Allesjäänud 2968 otsusega viidi läbi andmeanalüüs.

Käesoleva töö katsed viidi läbi ja andmed koguti uuringu „Silmaliigutused kui markerid eristamiseks varem nähtud ja mitterahuldavalt nähtud nägusid kurjategijate äratundmisel“ raames. Käesoleva töö autori panus uuringusse oli katse läbiviimine 30 katseisikuga. Andmete analüüsis kasutatakse kogu uuringu andmebaasi.

Katsematerjal

Katses esimeses osas kasutati kokku 20 videot, milles esitati viis erinevat stsenaariumi. Videote keskmine pikkus oli 30 sekundit. Fotod, mida kasutati kõigis kolmes osas ja äratundmisriidades, olid 285*315 pikslit ning nendel kujutatud inimesed olid helehallil taustal, juuksed kinni, otsevaates ja kandes musta särki.

Äratundmisriidades valiti iga sihtmärgi ehk videos nähtud isiku kohta kuus kohatäitjat. Nendest tehti TP ja TA read iga sihtmärgi kohta. Sihtmärgi asendus TA reas oli alati üks ja sama foto. Kokku oli nii sihtmärk olemas kui ka sihtmärk puudu ridasid iga sihtmärgi kohta 720 ehk kõik olid eri positsioonidega kaetud. Äratundmisriidade headus ja ausus on valideeritud (Voo, 2018). Teise osa katsematerjalid olid samad äratundmisread, aga fotod olid kuvatõmmised videost, taust oli ära kaotatud ja nägu suurendatud.

Aparatuur

Katse esitati programmiga Tobii Studio, silmaliigutusi mõõtis Tobii X120 Eye Tracker. Eksperiment viidi läbi arvutiga Dell Precision M6500 ning katseisikutele näidati videoid, fotosid ja instruktsioone eraldi ekraanilt LG Flatron, 23 tolli, ekraani sagedusega 60 Hz. Katse toimus pimedas ruumis, mis oli valgustatud lauavalgustiga. Katses kasutatavad vahendid olid elektrooniline küsimustik isikuandmete kohta, nõusolekuleht, vastusteleht ja küsimustik katses osalemise kogemuse kohta.

Protseduur

Katseisikutel paluti enne katsesse tulekut täita küsimustik, milles päriti katseisiku ees- ja perekonnanime, telefoninumbrit, vanust, sugu, kõige kõrgemat omandatud haridust, omandamisel olevat haridust, lühi- või kaugnägelikkuse esinemist, nägemise korrigeeritust prillide, läätsede või millegi muuga ning teiste nägemishäirete diagnoosi nagu strabism, amblüopia, nüstagmus jms. Eksperiment võttis aega ligikaudu üks tund. Katseisikud osalesid eksperimendis individuaalselt ning katsele eelnevalt allkirjastasid informeeritud nõusolekulehe. Alustuseks fikseeriti peaasend lõuatoega ning kalibreeriti silmade liikumine silmaliigutuste mõõtmise vahendiga. Katse koosnes kolmest osast ja silmaliigutuste kalibreerimine toimus iga osa alguses uuesti. Käesolev töö ei hõlma endast silmaliigutuste uurimist.

Esimese osa alguses paluti katseisikutel hinnata oma nägude äratundmisoskust vastavalt: alla keskmise, keskmine või üle keskmise. Järgnevalt näidati neile viit videot, millest neli kujutasid vargust ning üks oli ilma varguseta. Iga video vaatamise järel küsiti, kas videos nähtud isikutest oli keegi katseisikule isiklikult tuttav. Seejärel esitati katseisikule äratundmisrida, mis võis olla olenevalt katsetingimusest järjestikune või samaaegne rida. Järjestikuse puhul esitati kuus fotot ühe kaupa üksteise järel ekraani keskel ja iga foto juures pidi katseisik tegema otsuse, kas tegu oli videos nähtud isikuga. Katseisik sai valida fotode seeriast välja ainult ühe inimese pildi, võimalik oli ka vastata, et isikut ei ole fotode seerias. Otsuse langetamisel tuli vajutada ühte hiireklahvi ning samal ajal oma otsus selgelt välja öelda. Samaaegse rea puhul esitati kuus fotot korraga, millest moodustus ekraani keskel oleva musta risti ümber ring. Katseisik pidi tegema valiku, kas fotode seerias oli tegu videos nähtud isikuga. Samaaegse rea puhul oli otsuse langetamisel vajalik katseisikul kõvasti välja öelda vastava foto number, mis oli lisatud iga pildi kõrvale, ja samal ajal teha hiireklikk. Võimalik oli ka vastata, et isikut ei ole fotode seerias.

Vahetult pärast otsuse langetamist paluti katseisikutel hinnata skaalal 0-100, kui kindlad nad

oma otsuses olid. 0 tähendas, et katseisik oli veendunud, et tegi vale valiku, 50 tähendas, et katseisik lihtsalt pakkus vastuse ning 100 tähendas, et ta oli täiesti veendunud, et tegi õige valiku. Eksperimentaator ei andnud tagasisidet vastuse õigsusele. Kui katseisik nägi kahe kurjategijaga videoid, esitati talle ühe äratundmisrea asemel kaks äratundmisrida ning ta pidi vastama mõlemal korral, kumba videos nähtud naist ta identifitseeris. Peale seda küsiti, kas fotode seerias nähtud inimestest oli keegi talle isiklikult tuttav, ning paluti katseisikul kirjeldada, mis videos toimus. Esimese osa lõpus vastas katseisik samale küsimusele, kui heaks ta nägude äratundmise oskust hindab nagu katse alguses.

Teises osas näidati katseisikutele videotest nähtud kurjategijate pilte kuue sekundi vältel ning seejärel äratundmisridasid, mis olid identsed esimese osaga. Kurjategijate fotod olid välja lõigatud videotest ning fotod esitati samas järjekorras nagu videod esimeses osas. Otsustusprotsess oli identne esimese osaga. Pärast valiku tegemist tuli katseisikutel taaskord anda kindlushinnang tehtud otsuse kohta.

Kolmas osa koosnes kahest faasist: õppimise faas ja testifaas. Õppimise faasis näidati katseisikutele kokku 32 fotot, mis esitati kaheksas ploki, igas ploki oli neli fotot. Katseisikud nägid iga fotot kolme sekundi vältel. Poolte fotode puhul suunas küsimus pindmisele töötlusele ja poolte fotode korral sügavale töötlusele. Iga foto järel pidid katseisikud vastama ühele küsimusele. Esimese puhul oli katseisikul ülesanne vastata, mitmes foto antud ploki oli ja teise puhul, mis erialal võiks fotol olev isik katseisiku arvates töötada või õppida. Vastusevariantidena oli toodud jurist, näitleja, geenitehnoloog, hambaarst ja õpetaja. Kolmanda osa teises pooles, mis oli testifaas, selgitati katseisikule, et talle esitatakse veel fotosid ning iga foto juures peab ta tegema otsuse, kas ta oli selle inimese nägu varem katse kolmanda osa vältel näinud. Selles pooles esitati katseisikule 64 fotot, millest pooled olid uued ja pooled olid varem esitatud. Katseisik langetas otsuse hiireklahvi vajutusega ning sellele järgnevalt tuli tal põhjendada, kas ta mäletas seda nägu või teadis, et nägu esitati talle varem. Nende erinevus seisnes selles, et mäletamine hõlmab endast konkreetselt mälestust. Kui katseisik nägu ei mäletanud, tuli tal valida „tean“ variant, sest sellisel juhul puudus konkreetne mälestus sellest näost. Kolmanda osa lõpus küsiti, kas fotodelt nähtud isikutest oli keegi katseisikule isiklikult tuttav.

Eksperimendi lõpus paluti katseisikul täita küsimustik katses osalemise kogemuse kohta, milles oli võimalik nõustuda katse kohta käiva tagasisidega. Katseisikutele tutvustati pärast küsimustiku täitmist katse sisu ja eesmärgi ning paluti saadud informatsioon ja katse protseduur salajas hoida, et vältida järgmiste katseisikute käitumise ja vastuste mõjutamist.

Andmeanalüüs

Andmeanalüüsiks kasutati programmi R 3.6.1 (R Core Team, 2019). Statistilise analüüsi tegemiseks kasutati järgmisi pakette: *readr package* (Wickham, Hester & Francois, 2018), *dplyr package* (Wickham, Francois, Henry & Müller, 2019), *lme4 package* (Bates, Mächler, Bolker & Walker, 2015), *stringr package* (Wickham, 2019), *ggplot2 package* (Wickham, 2016), *ltm package* (Rizopoulos, 2006) ja *tidyr package* (Wickham & Henry, 2019).

Antud töös kasutatakse katse esimeses osas otsustele antud kindlushinnanguid ja otsuste täpsust. Katseisikute otsused kodeeriti binaarseteks tulemusteks (1 või 0). Number 1 on korrektne vastus ja number 0 on vale vastus. Kindlushinnang mõõdeti pideval skaalal 0 – 100. Kindlushinnang standardiseeriti, et mudelid konvergeeruksid. Kalibreerimiskõvera ja CAC analüüsi jaoks grupeeriti kindlushinnangud kolme kategooriasse (0 – 59% madal kindlushinnang, 60 – 79% keskmine kindlushinnang ning 80 – 100% kõrge kindlushinnang).

Alustuseks uuriti, kas kindlushinnang ennustab ette otsuse täpsust ja õigeid tagasilükkamisi. Selleks kasutati üldistatud lineaarset segamudelit (ingl *generalized linear mixed-effects model*, lüh GLMM), sest sõltuv muutuja oli binaarne ja iga katseisik andis viis vastust ehk tegemist on kordumõõtmistega. Kindlushinnangut käsitleti fikseeritud mõjuna (ingl *fixed effect*); katseisikute konstanti (ingl *intercept for subjects*) käsitleti mudelis juhusliku mõjuna (ingl *random effect*).

Seejärel leiti punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja otsuse täpsuse ja pärast otsust antud kindlushinnangu vahel. Sama analüüs viidi läbi ka ainult valijatega. Edasi analüüsiti andmeid kalibreerimiskõvera abil, milleks kasutati eelnevalt grupeeritud kindlushinnanguid. Kuna punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja ja kalibreerimiskõver ei anna piisavalt vajalikku informatsiooni, sest sisaldavad ka kohatäitjate valikuid, viidi läbi CAC analüüs, kuhu kaasati ainult nende valijate andmed, kes TP reas valisid sihtmärgi ja TA reas sihtmärgi asenduse. CAC analüüsis kasutati taas varem grupeeritud kindlushinnanguid. Lõpuks uuriti ka GLMM abil, kas kindlushinnang ennustab otsuse täpsust ainult valijate hulgas, seejärel nende valijate hulgas, kes valisid TP reas sihtmärgi ja TA reas sihtmärgi asenduse, ning võrdluseks ainult mitte-valijate hulgas.

Uuringu eetiline külg

Käesolev uurimistöö on osa suuremast projektist „Silmaliigutused kui markerid eristamiseks varem nähtud ja mitted nähtud nägusid kurjategijate äratundmisel”, mis on saanud Tartu Ülikooli

inimuuringute eetika komiteelt nõusoleku (276/M-17). Katseisikutele tutvustati tööd lühendatud pealkirjaga „Silmade liikumine videote ja fotode vaatamisel“, et võimalikult vähe mõjutada nende käitumist ja vastuseid. Katse lõpus selgitati katseisikutele uurimuse tegelikku eesmärki. Uurimistöös osalemine oli vabatahtlik ning igal katseisikul oli võimalus iga hetk katses osalemisest loobuda. Enne eksperimendis osalemist allkirjastasid katseisikud informeeritud nõusolekulehe. Kogutud andmed on konfidentsiaalsed ning analüüsides ei viida vastuseid vastava isikuga kokku.

Tulemused

Esmalt uuriti, kas pärast otsust antud kindlushinnang ennustab õigeid väljavalimisi TP ridades. Leiti, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt otsuse täpsust TP reas (vt Tabel 1). Mudelist selgus, et kindlushinnangu suurenedes ühe ühiku võrra, suurenes šanss sihtmärgi väljavalimiseks 1.79 korda, 95% tõenäosusega vahemikus (1.54; 2.08).

Tabel 1. Kindlushinnangu seos väljavalimistäpsusega

	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>OR</i>	<i>CI</i>	<i>p</i>
(Vabaliige)	-1.21	0.19	0.30	(0.20; 0.44)	< .001
Kindlushinnang	0.58	0.08	1.79	(1.54; 2.08)	< .001

Märkused: B = fikseeritud mõjude hinnangud; SE = standardviga; OR = šansside suhe; CI = usaldusvahemik; p = olulisustõenäosus.

Järgmiseks analüüsiti, kas kindlushinnang ennustab õigeid tagasilükkamisi TA ridades. Leiti, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt otsuse täpsust TA reas (vt Tabel 2). Mudelist selgus, et kindlushinnangu suurenedes ühe ühiku võrra, suurenes šanss õige tagasilükkamise tegemiseks 1.36 korda, 95% tõenäosusega vahemikus (1.20; 1.53)

Tabel 2. Kindlushinnangu seos tagasilükkamistäpsusega

	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>OR</i>	<i>CI</i>	<i>p</i>
(Vabaliige)	0.63	0.10	1.88	(1.54; 2.30)	< .001
Kindlushinnang	0.30	0.06	1.36	(1.20; 1.53)	< .001

Märkused: B = fikseeritud mõjude hinnangud; SE = standardviga; OR = šansside suhe; CI = usaldusvahemik; p = olulisustõenäosus.

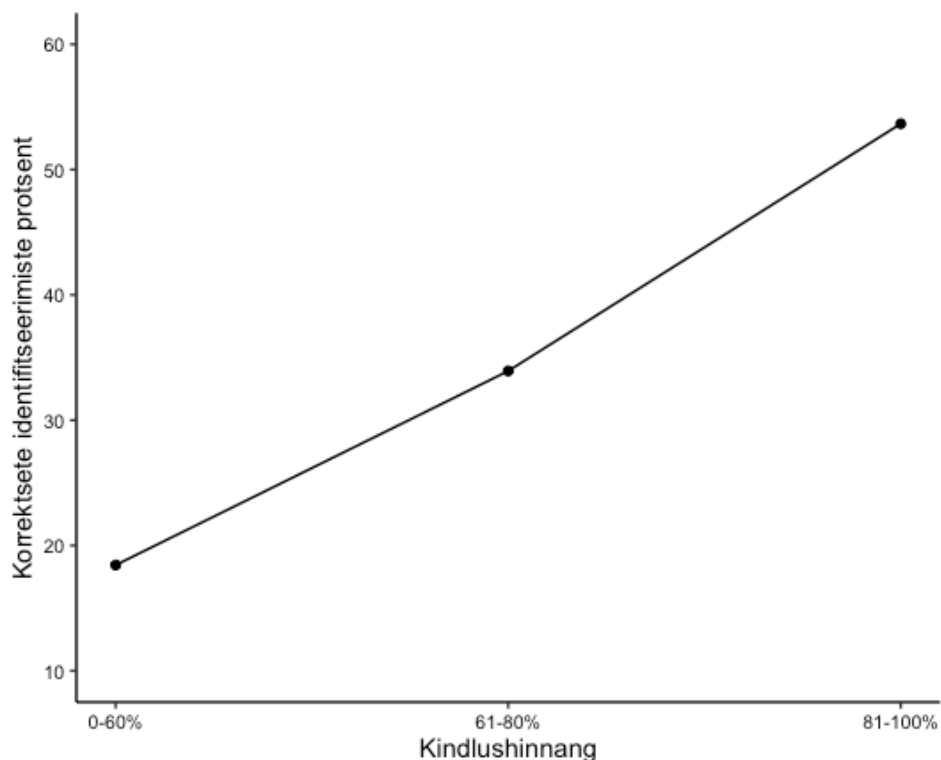
Punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja

Kindlushinnangu ja otsuse täpsuse vahelise seose hindamiseks leiti lineaarne korrelatsioonikordaja Pearsoni r . Kuna otsuse täpsus on binaarne muutuja, on Pearsoni r analüüsis kui punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja (Rosnow jt, 2000). Selgus, et kindlushinnangu ja tunnistaja õigsuse vahel esines statistiliselt oluline nõrk positiivne seos ($r = .16, p < .001$). See tähendab, et mida kõrgem oli katseisiku antud kindlushinnang pärast otsuse tegemist, seda täpsem oli ta otsus.

Kuna politsei jaoks on pigem olulised need tunnistused, kus tunnistaja valib kellegi välja (Wixted jt, 2015), viidi korrelatsioonianalüüs läbi ka ainult valijatega (katseisik identifitseeris sihtmärgi, sihtmärgi asendaja või kohatäitjad). Selgus, et valijate antud kindlushinnangu ja õigsuse vahel esines mõnevõrra suurem, statistiliselt oluline positiivne seos ($r = .29, p < .001$).

Kalibreerimiskõver

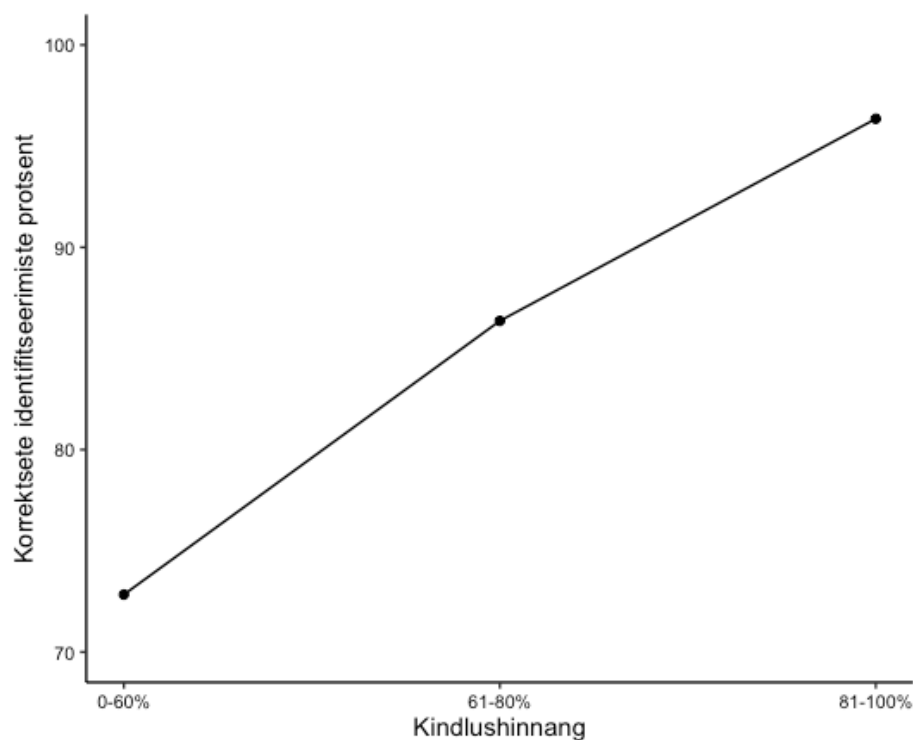
Kuna punkt-biseraalne korrelatsioonikordaja ei ole kõige parem statistik seesuguste andmete analüüsimiseks (Juslin jt, 1996), kasutati kalibreerimiskõvera joonistamist valijate andmetega. Kalibreerimiskõvera jaoks kaasati TP reas sihtmärgi valik ja kohatäitja valik, TA reas sihtmärgi asenduse valik ja kohatäitja valik. Jooniselt 1 on märgatav, et madala kindlushinnanguga identifitseerimised on seotud madalama täpsusega (18.4% täpsed), seejuures kõrge kindlushinnang on seotud kõrgema täpsusega (53.7% täpsed). Seega leiti seaduspära, mida kõrgem oli katseisiku kindlushinnang, seda täpsem oli tema tehtud otsus.



Joonis 1. Kindlushinnangu ja otsuse täpsuse seost kirjeldav kalibreerimiskõver

Kindlushinnangu ja äratundmistäpsuse vahelise seose analüüs (CAC-analüüs)

Kuna kalibreerimiskõvera abil ei ole siiski võimalik saada kogu informatsiooni, mis huvitab kohtunikke (Wixted & Wells, 2017), viidi läbi CAC analüüs. See analüüs viidi läbi valijate hulgas, kes TP reas valisid sihtmärgi ja TA reas sihtmärgi asenduse. Jooniselt 2 selgub, et madalama kindlushinnanguga identifitseerimised olid seotud madalama täpsusega (72.8% täpsed) ning kõrge kindlushinnanguga identifitseerimiste täpsus ulatus kuni 96.4 protsendini. Võrreldes kalibreerimiskõveraga (vt Joonis 1), on täpsus kõrgem.



Joonis 2. Kindlushinnangu ja otsuse täpsuse seost kirjeldav CAC analüüs

Üldistatud lineaarsed segamudelid valijate ja mitte-valijatega

Kui algselt uuriti, kas kindlushinnang ennustab otsuse täpsust kõikide katseisikute hulgas, siis koostati lisaks täpsuse hindamiseks GLMM mudel, kuhu kaasati ainult need otsused, kus katseisik oli kellegi välja valinud (nii sihtmärgi, sihtmärgi asenduse kui ka kohatäitja). Selgus, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt otsuse täpsust, kui kaasati vaid need otsused, mil katseisik oli kellegi välja valinud (vt Tabel 3). Kindlushinnangu suurenedes ühe ühiku võrra, suurenes šanss sihtmärk välja valida 2.37 korda, 95% tõenäosusega vahemikus (1.98; 2.84).

Tabel 3. Valijate kindlushinnangu seos otsuse täpsusega

	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>OR</i>	<i>CI</i>	<i>p</i>
(Vabaliige)	-1.04	0.18	0.35	(0.25; 0.50)	< .001
Kindlushinnang	0.86	0.09	2.37	(1.98; 2.84)	< .001

Märkused: B = fikseeritud mõjude hinnangud; SE = standardviga; OR = šansside suhe; CI = usaldusvahemik; p = olulisustõenäosus.

GLMM viidi läbi ka kasutades vaid neid väljavalijaid, kes valisid TP reas sihtmärgi ja TA reas sihtmärgi asenduse. Selgus, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt otsuse täpsust, kui kaasati vaid need otsused, mil katseisik oli TP reast valinud sihtmärgi ja TA reast sihtmärgi asenduse (vt Tabel 4). Mudelist selgus, et kindlushinnangu suurenedes ühe ühiku võrra, suurenes šanss vastata õigesti 2.81 korda, 95% tõenäosusega vahemikus (1.98; 4.00).

Tabel 4. Sihtmärgi või sihtmärgi asenduse valijate kindlushinnangu seos otsuse täpsusega

	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>OR</i>	<i>CI</i>	<i>p</i>
(Vabaliige)	1.87	0.35	6.47	(3.25; 12.86)	< .001
Kindlushinnang	1.03	0.18	2.81	(1.98; 4.00)	< .001

Märkused: B = fikseeritud mõjude hinnangud; SE = standardviga; OR = šansside suhe; CI = usaldusvahemik; p = olulisustõenäosus.

Võrdluseks tehti GLMM ka ainult mitte-valijatega (katseisikutega, kes lükkasid TA või TP rea tagasi). Selgus, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt rea tagasilükkamistäpsust, kui kaasati vaid mitte-valijad (vt Tabel 5). Selgus, et kindlushinnangu suurenedes ühe ühiku võrra, suurenes šanss vastata õigesti 1.14 korda, 95% tõenäosusega vahemikus (1.04; 1.25).

Tabel 5. Kindlushinnangu seos otsuse täpsusega nendel juhtudel, kui katseisikud lükkasid TA või TP rea tagasi

	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>OR</i>	<i>CI</i>	<i>p</i>
(Vabaliige)	0.36	0.05	1.43	(1.29; 1.58)	< .001
Kindlushinnang	0.13	0.05	1.14	(1.04; 1.25)	< .01

Märkused: B = fikseeritud mõjude hinnangud; SE = standardviga; OR = šansside suhe; CI = usaldusvahemik; p = olulisustõenäosus.

Arutelu

Käesoleva töö eesmärk oli tuua selgust vastakate arusaamade osas, kas kindlushinnang on

usaldusväärne indikaator äratundmiseks esitamise korral tehtava otsuse täpsuse hindamiseks. Töös püstitati varasema kirjanduse põhjal järgmised hüpoteesid: (1) Kindlushinnang ennustab ette äratundmisotsuse täpsust; (2) Kõrge kindlushinnangu andnud tunnistajad on otsuses täpsemad, kui madala kindlushinnangu andnud tunnistajad. Mõlemad hüpoteesid said kinnitust, mistõttu saab öelda, et kindlushinnang ennustab äratundmisotsuse täpsust ja kõrge kindlushinnangu andnud tunnistajad on oma otsuses täpsemad kui madala kindlushinnangu andnud tunnistajad.

Käesoleva töö tulemused kinnitavad mitmete teiste uurimuste tulemusi (Bothwell jt, 1987; Sauerland & Sporer, 2007; Sporer jt, 1995; Wells & Quinlivan, 2009), mis väidavad, et otsuse täpsuse ja pärast otsust antud kindlushinnangu vahel on positiivne seos. Selles töös leiti katseisikutel, kes valisid äratundmisreast kellegi välja, Rosnow jt (2000) kirjeldatud efektisuuruse määratlemise vahemiku järgi positiivne, peaaegu mõõdukas korrelatsioon. See kinnitab Sporer jt (1995) uurimuse tulemusi, milles leiti valijate seas samuti positiivne mõõdukas punkt-biseriaalne korrelatsioonikordaja.

Lisaks sellele sarnanesid töö tulemused mitmete teiste uurimuste (Brewer jt, 2002; Brewer & Wells, 2006; Horry jt, 2012; Juslin jt, 1996; Sauerland jt, 2012; Sauerland & Sporer, 2009) tulemustega, mis on saadud kalibreerimiskõverat kasutades. Need uurimused väidavad, et madala kindlushinnanguga tehtud otsuseid seostatakse madala täpsusega (üldiselt 40% või vähem) ja kõrge kindlushinnanguga otsuseid kõrge täpsusega (80% või rohkem). Kuigi käesolevas töös saadud täpsus on madalam nii madala kui ka kõrge kindlushinnanguga katseisikutel, on kindlushinnangu ja otsuse täpsuse vaheline seos siiski märgatav. Üldine katseisikute madalam täpsus selles töös võib olla põhjendatud sellega, et käesoleva töö eksperiment võis olla keerulisem kui varasemad eksperimentid. Eksperimenti keerukus võis tuleneda sellest, et äratundmisreast olevad isikud olid sarnased ja sihtmärk ei tõmmanud oma välimusega tähelepanu, mistõttu oli katseisikutel äratundmisreast raske sihtmärki ära tunda.

Järgmisena läbiviidud CAC analüüsi tulemused kinnitasid Wixted jt (2015) töö tulemusi. Wixted jt (2015) tulemuste järgi nii madala kui ka kõrge kindlushinnanguga tunnistajad, kes valivad TP reas sihtmärgi ja TA reas sihtmärgi asenduse, on üsna suure tõenäosusega täpsed (madala kindlushinnanguga 83% ja kõrge kindlushinnanguga 98% täpsed). Sama kehtis ka käesolevas töös, kus madala kindlushinnanguga oldi 72.8% ja kõrge kindlushinnanguga 96.4% täpsed.

Üldistatud lineaarsest segamudelist selgus, et TP ridade korral oli šanss kindlushinnangu suurenedes õigesti vastata suurem kui TA ridade korral. Seda saab selgitada suhtelise-otsuse

protsessiga (ingl *relative-judgment process*) (Wells, 1984). Suhtelise-otsuse protsess tähendab, et pealtnägijad võrdlevad äratundmisreas olevaid liikmeid ning kalduvad valima välja isiku, kes sarnaneb neist kõige rohkem nende mälestuses oleva isikuga välimusega. Kuna TA reas sihtmärki pole, valitakse siiski sihtmärgi mälupildile kõige sarnasem isik välja ja tehakse seega vale otsus (Wells, 1984). Seesugune kalduvus esineb Wells (1984) sõnul ka siis, kui pealtnägijatele antakse võimalus äratundmisrida tagasi lükata ja selgitatakse, et sihtmärk ei pruugi äratundmisreas olla. Sellele vaatamata ennustas kindlushinnang statistiliselt oluliselt õigeid väljavalmisi TP ridade korral ja õigeid tagasilükkamisi TA ridade korral. Politseipraktikas korraldatud äratundmisreas ei ole teada, kas nende koostatud rida sisaldab kurjategijat või ei. Sellegipoolest on saadud tulemus politsei jaoks oluline, sest see tähendab, et neil on võimalik kindlushinnangut kõikide äratundmisridade korral kasutada.

Lisaks selgus, et kindlushinnang ennustas statistiliselt oluliselt otsuse täpsust, kui kaasati ainult valijad ja kui kaasati vaid mitte-valijad. Seejuures oli valijate šanss kindlushinnangu suurenedes õigesti vastata suurem kui mitte-valijatel. Sporer jt (1995) arvates võib erinevus tuleneda valijate ja mitte-valijate otsustusprotsesside erinevusest. Selleks, et valija identifitseeriks kellegi äratundmisreast, on vaja ületada tuttavuskriteerium või taastada sündmuse ja sihtmärgiga seonduvat kontekstuaalset informatsiooni (Sporer, 1995). Ent selleks, et mitte-valija lükkaks tagasi äratundmisrea, on vaja, et pole ületatud tuttavuskriteerium, ei suudeta taastada kontekstuaalset informatsiooni, mitte kumbki eelnevatest poleks täidetud või sündmuse kohta puudusid asjakohased mälestused (Sporer, 1995). Seega mitte-valijate kriteeriumid valimiseks on väga erinevad ja see võis mõjutada kindlushinnangu andmist.

Veel on võimalik, et valijad ja mitte-valijad mõistavad kindlushinnangu andmist erinevat (Sporer jt, 1995). Mitte-valija võib anda kõrge kindlushinnangu rea tagasilükkamisel, sest ta on kindel, et sihtmärki ei ole äratundmisreas või põhjusel, et kindlameelselt rea tagasilükkamine tähendab tema jaoks sama, et ta tõepoolest ei tea, kas sihtmärk on reas või mitte (Sporer jt, 1995). Ehk on võimalik, et kõrge kindlushinnanguga rea tagasilükkamise tähendus on mitte-valijate jaoks erinev, mistõttu kindlushinnangud varieeruvad. Kuigi politseile pole teada, kas äratundmisrida on TP või TA, siis on teada, kas äratundmisreast valitakse keegi välja või mitte. Seetõttu on saadud tulemused kasulikud, sest politseitöötajad saavad nii valijate kui mitte-valijate õigsuse hindamiseks kasutada kindlushinnangut.

Selle töö tulemused ei kinnita samas mitmete teiste autorite (Berger & Herringer, 1991; Penrod & Cutler, 1995; Tomes & Katz, 1997) arusaama, et kindlushinnangu põhjal ei saa teha järeldusi tunnistuse täpsuse kohta. Nendes uurimustes saadud nõrka korrelatsiooni on võimalik

põhjendada ebasobiva analüüsimeetodi valimisega, milles kaasatakse kõik katseisikud, k.a mitte-valijad, kuigi informatiivsem on analüüsida äratundmisotsuse täpsuse ja kindlushinnangu seost valijate hulgas, nagu on põhjendanud Sporer jt (1995). Peale selle ei ühti käesoleva töö tulemused Garret (2011) uurimuse tulemustega, mille järgi ligi 70% pealtnägijate valedest tunnistustest kohtus on antud kõrge kindlushinnanguga. Garret (2011) töö puhul ei pruugi olla kindlushinnang võetud kohe pärast äratundmisotsuse langetamist, vaid hiljem, mistõttu ei olnud kindlushinnang enam usaldusväärne indikaator otsuse täpsuse hindamiseks, nagu on selgitanud Garry jt (1996).

Käesoleva töö tulemused on relevantset, sest selles suudetakse kinnitada ja tagasi lükata varasemate uurimuste tulemusi ning selgitada, millest võivad vastakad tulemused varasemas kirjanduses tuleneda. Uurimuse tulemused selgitavad, kas ja kuidas on võimalik kindlushinnangut rakendada reaalses äratundmisriidades ning kohtus otsuse langetamisel. Selles töös on kindlusehinnang võetud katseisikutelt kohe peale otsuse langetamist. Seda on varasemalt soovitanud Sporer jt (1995), sest pärast otsust antud kindlushinnangu ja täpsuse vahel on leitud tugevamaid seoseid kui enne otsuse langetamist antud kindlushinnangu ja täpsuse vahel. Lisaks järeldeb tulemustest, et pealtnägijad annavad madalama kindlushinnangu, kui nad on vähem täpsed, ja kõrgema kindlushinnangu, kui on täpsemad. Seega on pealtnägijad võimelised kohendama kindlushinnangut vastavalt sellele, kui edukalt nad kurjategijat mäletavad. Uurimistulemuste põhjal võib väita, et kindlushinnang on usaldusväärne indikaator otsuse täpsuse hindamiseks, mistõttu olukordades, kus puuduvad muud asitõendid, võib kindlushinnangut kasutada pealtnägija antud otsuse õigsuse hindamisel.

Uurimistöö piirangud ja edasised uurimisvõimalused

Uurimistöö tulemusi võisid mõjutada mitmed tegurid. Esiteks, eksperiment kestis ligi 1 kuni 1.5 tundi, mille vältel pidi katseisik antud ülesannetele keskenduma ja küsimustele vastama. Katseisikut võisid mõjutada tähelepanu hajumine ja väsimus. Teiseks esines vahel probleeme katses kasutatud programmi hangumisega, mis võis omakorda mõjutada nii katseisikut kui eksperimentaatorit. Probleemide lahendamine võttis aega, mis võis katseisikus ja eksperimentaatoris tekitada veel rohkem väsimust ja ka vajadust kiirustamiseks. Kolmandaks, katseid viis läbi mitu erinevat eksperimentaatorit, kelle isikuomadused, hoiak jm võisid mõjutada katseisiku käitumist. Samas üritati eksperimentaatori mõju kontrolli all hoida eksperimentaatorite treenimisega selles, kuidas katseid võimalikult neutraalselt läbi viia.

Kuigi käesoleva töö katsed viidi läbi laboritingimustes ja tulemused on suuresti üldistatavad, tuleb arvestada, et katses langetatud otsused võivad erineda reaalses äratundmisreas tehtud otsustest. Näiteks reaalses äratundmisreas tehakse üldjuhul üks otsus ühe sündmuse kohta. Katses pidid katseisikud otsuseid langetama viie sündmuse kohta. Lisaks peab arvestama, et katseisikud valiti katsesse mugavusvalimi põhimõttel. Peale selle, äratundmisread moodustati ainult naissoost isikutest, mistõttu on tulemuste üldistamine erinevatele inimgruppidele mõneti piiratud.

Edasistes töödes oleks võimalik kasutada äratundmisriidades ka meessoost isikuid. Peale soo võiks varieerida veel vanuse, rahvuse ja rassiga. Lisaks võiks uurida, kuidas mõjutab eksperimentaator katseisikuid ning kas ja kuidas mitmete eksperimentaatoritega katse läbiviimine mõjutab tulemusi. Peale selle on Wixted ja Wells (2017) välja toonud Sauer, Brewer ja Weber (2008) uurimuse, mille käigus leiti, et on usaldusväärsem koguda kindlushinnanguid iga äratundmisreas oleva isiku kohta, võrreldes klassikalise viisiga, kus valitakse üks inimene rivistusest välja ja antakse selle otsuse kohta kindlushinnang. Selline viis on paljulubav ning võiks olla üks uurimisobjekt tulevikus.

Kokkuvõte

Käesoleva töö eesmärk oli tuua selgust vastakate arusaamade osas varasemas kirjanduses. Uurimuse tulemused kinnitasid selles töös püstitatud hüpoteese, et pärast otsust antud kindlushinnangu ja otsuse täpsuse vahel on positiivne seos ning pärast otsust antud kindlushinnangu abil on võimalik otsuse täpsust ennustada. Seega on kindlushinnang usaldusväärne indikaator otsuse täpsuse hindamiseks ning olukordades, kus puuduvad muud asitõendid, võib kindlushinnangut kasutada pealtnägija antud otsuse õigsuse hindamisel.

Tänuõnad

Tänan oma juhendajat Annegrete Palu igakülgse abi, vajalike nõuannete ja julgustamise eest. Samuti tänan kõiki katseisikuid ja katsete läbiviijaid, kes andsid panuse käesoleva uurimistöö valmimisse.

Kasutatud kirjandus

- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). *lme4*: Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1-48.
- Bothwell, R. K., Deffenbacher, K. A., & Brigham, J. C. (1987). Correlation of eyewitness accuracy and confidence: Optimality hypothesis revisited. *Journal of Applied Psychology*, 72(4), 691-695.
- Brewer, N., Keast, A., & Rishworth, A. (2002). The confidence-accuracy relationship in eyewitness identification: The effects of reflection and disconfirmation on correlation and calibration. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 8(1), 44-56.
- Brewer, N., & Wells, G. L. (2006). The confidence-accuracy relationship in eyewitness identification: effects of lineup instructions, foil similarity, and target-absent base rates. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 12(1), 11-30.
- Brigham, J. C., & Wolfskeil, M. P. (1983). Opinions of attorneys and law enforcement personnel on the accuracy of eyewitness identification. *Law and Human Behavior*, 7, 337-349.
- Deffenbacher, K. A. (1980). can We Infer Anything about Their Relationship?: eyewitness Accuracy and Confidence. *Law & Human Behavior*, 4(4), 243-260.
- Garrett, B. (2011). *Convicting the Innocent: Where Criminal Prosecutions Go Wrong*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Garry, M., Manning, C. G., Loftus, E. F., & Sherman, S. J. (1996). Imagination inflation: Imagining a childhood event inflates confidence that it occurred. *Psychonomic Bulletin & Review*, 3(2), 208-214.
- Horry, R., Palmer, M. A., & Brewer, N. (2012). Backloading in the sequential lineup prevents within-lineup criterion shifts that undermine eyewitness identification performance. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 18(4), 346-360.
- Juslin, P., Olsson, N., & Winman, A. (1996). Calibration and diagnosticity of confidence in eyewitness identification: Comments on what can be inferred from the low confidence–accuracy correlation. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 22(5), 1304-1316.

- Krug, K. (2007). The relationship between confidence and accuracy: Current thoughts of the literature and a new area of research. *Applied Psychology in Criminal Justice*, 3, 7-41.
- Loftus, E. F. (2005). Planting misinformation in the human mind: A 30-year investigation of the malleability of memory. *Learning & Memory*, 12, 361–366.
- Penrod, S., & Cutler, B. (1995). Witness confidence and witness accuracy: Assessing their forensic relation. *Psychology, Public Policy, and Law*, 1, 817-845.
- R Core Team (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Vaadatud 02.01.2020 <https://www.R-project.org/>.
- Rizopoulos, D. (2006). *ltm: An R package for Latent Variable Modelling and Item Response Theory Analyses*. *Journal of Statistical Software*, 17 (5), 1-25.
- Roediger, H. L., & Gallo, D. A. (2002). Processes affecting accuracy and distortion in memory: An overview. *Memory and suggestibility in the forensic interview*, 3-28.
- Rosnow, R. L., Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (2000). Contrasts and correlations in effect-size estimation. *Psychological science*, 11(6), 446-453.
- Sauerland, M., Sagana, A., & Sporer, S. L. (2012). Assessing nonchoosers' eyewitness identification accuracy from photographic showups by using confidence and response times. *Law and Human Behavior*, 36(5), 394.
- Sauerland, M., & Sporer, S. L. (2007). Post-decision confidence, decision time, and self-reported decision processes as postdictors of identification accuracy. *Psychology, Crime & Law*, 13(6), 611-625.
- Sauerland, M., & Sporer, S. L. (2009). Fast and confident: Postdicting eyewitness identification accuracy in a field study. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 15(1), 46.
- Sauer, J. D., Brewer, N., & Wells, G. L. (2008). Is there a magical time boundary for diagnosing eyewitness identification accuracy in sequential line-ups?. *Legal and Criminological Psychology*, 13(1), 123-135.
- Sporer, S. L., Penrod, S., Read, D., & Cutler, B. (1995). Choosing, confidence, and accuracy: a meta-analysis of the confidence-accuracy relation in eyewitness identification studies. *Psychological Bulletin*, 118(3), 315-327.
- Tomes, J. L., & Katz, A. N. (1997). Habitual susceptibility to misinformation and individual

- differences in eyewitness memory. *Applied Cognitive Psychology*, 11, 233- 251.
- Voo, K. (2018). *Ausate äratundmisridade koostamine ning kasutamise eksperimentaalses teaduses ja politseipraktikas*. Uurimistöo. Tartu ülikool, psühholoogia instituut. <http://dspace.ut.ee/handle/10062/61313>
- Weber, N., & Brewer, N. (2003). The effect of judgment type and confidence scale on confidence-accuracy calibration in face recognition. *Journal of Applied Psychology*, 88, 490–499.
- Weber, N., & Brewer, N. (2006). Positive versus negative face recognition decisions: Confidence, accuracy, and response latency. *Applied Cognitive Psychology*, 20, 17–31.
- Wells, G. L. (1978). Applied eyewitness-testimony research: System variables and estimator variables. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36(12), 1546.
- Wells, G. L. (1984). The Psychology of Lineup Identifications 1. *Journal of Applied Social Psychology*, 14(2), 89-103.
- Wells, G. L., & Quinlivan, D. S. (2009). Suggestive eyewitness identification procedures and the Supreme Court's reliability test in light of eyewitness science: 30 years later. *Law and Human Behavior*, 33(1), 1-24.
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Wickham, H. (2019). *stringr*: Simple, Consistent Wrappers for Common String Operations. R package version 1.4.0. Vaadatud 02.01.2020 <https://CRAN.R-project.org/package=stringr>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., & Müller, K. (2019). *dplyr*: A Grammar of Data Manipulation. R package versioon 0.8.3. Vaadatud 02.01.2020 <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Wickham, H., & Henry, L. (2019). *tidyr*: Tidy Messy Data. R package version 1.0.0. Vaadatud 02.01.2020 <https://CRAN.R-project.org/package=tidyr>
- Wickham, H., Hester, J., & Francois, R. (2018). *readr*: Read Rectangular Text Data. R package version 1.3.1. Vaadatud 02.01.2020 <https://CRAN.R-project.org/package=readr>
- Wise, R. A., & Safer, M. A. (2004). What US judges know and believe about eyewitness testimony. *Applied Cognitive Psychology*, 18, 427-443.

- Wixted, J. T., Mickes, L., Clark, S. E., Gronlund, S. D., & Roediger III, H. L. (2015). Initial eyewitness confidence reliably predicts eyewitness identification accuracy. *American Psychologist, 70*(6), 515-526.
- Wixted, J. T., & Wells, G. L. (2017). The relationship between eyewitness confidence and identification accuracy: A new synthesis. *Psychological Science in the Public Interest, 18*(1), 10-65.
- Woocher, F. D. (1976). Did your eyes deceive you--expert psychological testimony on the unreliability of eyewitness identification. *Stan. L. Rev., 29*, 969-1030.

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 alates 01.01.2023.

Dagmar Rahula