

**Validering av et nytt måleinstrument: romantisk avvisning for single**

10133

Bacheloroppgave i psykologi, PSY2900

Trondheim, våren 2022

Veiledere: Leif Edward Ottesen Kennair og Mons Bendixen

## Forord

Denne oppgaven markerer slutten på bachelorgraden min i psykologi ved NTNU. Oppgaven tar for seg ett av de sju målene som ble utviklet i samarbeid mellom veilederne og oss bachelorstudenter i deres gruppe. Veilederne oppmuntret oss til å skrive oppgaver om målutvikling, men jeg tok selv beslutningen om å skrive om målet for romantisk avvisning.

Vi bachelorstudenter var med på å utvikle måleinstrumentene ved å ta rollene som deltagere i act nomination prosedyren. I tillegg til å komme fram til eksemplene på avvisning, søking og aksept, var vi også med på å redusere målene ved å fjerne de upassende og overflødige eksemplene. Vi var også med på rekrutteringen av deltagere.

Når det kommer til skrivingen av selve oppgaven, har jeg ikke benyttet meg av veilederne i noen særlig stor grad. Jeg hadde én veiledningstime hvor jeg fikk tips til hvordan statistikken kunne presenteres på en mer forståelig måte. Vi hadde også noen fellestimer for gjennomgang av grunnleggende bruk av SPSS. Ellers har jeg vært selvstendig når det kommer til litteratursøk (sett bort ifra artiklene som beskriver målene i spørreskjemaet), valg av hypoteser, argumentene i diskusjonsdelen og de statistiske analysene. Veilederne har verken lest eller gitt tilbakemelding på noen deler av oppgaven min. Jeg har trivdes godt med å ha en selvstendig tilnærming til skrivingen.

Det har vært en spennende oppgave å jobbe med. Jeg har lært mye om forskningen på tema og hvordan målutvikling fungerer. Neste oppgave kommer jeg definitivt til å tenke nøyer igjennom hypotesene før jeg sender de inn. Samtidig var det en spennende utfordring å ta utgangspunkt i hypoteser som jeg kanskje ikke ville ha beholdt med mer ettertanke. Jeg gleder meg til neste gang jeg får lov til å gjøre noe liknende. Takk til veilederne Leif Edward Ottesen Kennair og Mons Bendixen for et spennende prosjekt.

## Sammendrag

Flere mål knyttet til romantisk søking, romantisk aksept og romantisk avvisning ble utviklet gjennom act nomination prosedyren. Denne oppgaven tok for seg målet på romantisk avvisning for single. Målet ble forsøkt validert med utgangspunkt i 6 forhandsregistrerte hypoteser. Det viste høy intern konsistens og sto i samsvar med mye av tidligere forskning på romantisk avvisning. På grunn av mangel på etablerte mål på romantisk avvisning, var ingen av de inkluderte kriteriene tilstrekkelige til å fastslå målets validitet. 2 av hypotesene ble avkreftet av analysene. Hypotesene som ikke fikk støtte i dataen, kan delvis bortforklares av blant annet begrenset datamateriale. Samtidig var det noen funn som var truende for validiteten til måleinstrumentet. Generelt sett viste målet på romantisk avvisning for single lovende validitet, men videre studier på instrumentet burde fortsette valideringsprosessen ved å se på eventuelle endringer presentert i oppgaven.

*Oppgaven ble skrevet i henhold til den 7ende utgaven av APA (Publication manual of the American Psychological Association : the official guide to APA style, 2020)*

Partnerseleksjon var/er en av de mest grunnleggende evolusjonære drivkreftene hos mennesker, og innebærer at gener som gir opphav til reproduktive fordeler øker i genforrådet over tid (Buss, 1995). En nødvendig del av partnerseleksjon er romantisk avvisning (Kelly et al., 2016), hvor avvisning av en upassende partner vil være en evolusjonær fordel. Studier på avvisning har vist at den avviste parten kan oppleve negative reaksjoner som depresjon, lavere sosial status og minking av selvaktelse (Kavanagh et al., 2010; Penke & Denissen, 2008; Welsh et al., 2003). I nyere tid har noen spesifikke menn sine aggressive responser på romantisk avvisning fått mye oppmerksomhet både hos forskere og i media (Hoffman et al., 2020; Scaptura & Boyle, 2020; Tomkinson et al., 2020). Dessuten har flere studier indikert at i tillegg til en generell avvisning fra jevnaldrende, hadde en vesentlig andel av skoleskyttere opplevd romantisk avvisning kort tid før gjerningen (Sommer et al., 2014).

Flere studier har utviklet mål for avvisning hos personer i parforhold (Kim et al., 2020), avvisningssensitivitet (Downey & Feldman, 1996) og emosjonelle reaksjoner på avvisning (De Graaf & Sandfort, 2004), men få studier har så langt utviklet mål for romantisk avvisning ved aktiv søking. Charlot et al. (2019) lagde et enkelt mål på romantisk avvisning, men målet gikk ikke gjennom en omfattende valideringsprosess. Denne oppgaven skal forsøke å validere et mål på romantisk avvisning for single. Målet ble utviklet ifra act frequency tilnærmingen til trekkpsykologi, hvor et personlighetstrekk kun beskriver hvor ofte en person utfører handlinger som er prototypiske for det trekket (Buss & Craik, 1981). Dette impliserer at det ikke er noen kausal påvirkning ifra personlighetstrekket på atferden som måles, og at trekket ikke er mer enn en oppsummering av prototypisk atferd (Buss & Craik, 1983). For eksempel vil act frequency tilnærmingen være uforenelig med påstanden «Han sa ikke et ord under hele selskapet *fordi* han har lav selvaktelse»; hans stillhet er altså ikke mer enn et eksempel på den lave selvaktelsen. Avvisningsmålet unngår mange av de epistemologiske og metodologiske antagelsene som ligger til grunn for act frequency tilnærmingen, siden vi ikke er ute etter å måle den typiske avviste personen, men heller en persons antall opplevde prototypiske avvisninger innenfor et visst tidsintervall. En typisk Don Juan som oppsøker drøssevis av kvinner på et utested, og som avvises av de fleste, men som alltid «treffer» etter nok forsøk, likner ikke på personen som folk flest anser som den «typisk avviste». På denne måten skiller også avvisningsmålet seg ifra mål som self-percieved mating success scale (Landolt et al., 1995). Vår Don Juan kan ha opplevd et høyt antall avvisninger, men fremdeles anse seg selv som suksessfull på datingmarkedet. Målets kobling til act frequency tilnærmingen ligger

derfor i hovedsak i Buss & Craik sin act nomination prosedyre for utvikling av måleinstrumenter.

Buss og Craik (1980) utviklet act nomination prosedyren for å komme fram til disse prototypiske handlingene. I denne «bottom-up» tilnærmingen til målutvikling kommer en gruppe deltagere opp med handlinger som gjenspeiler eller eksemplifiserer den aktuelle egenskapen. Deltagerne får et bestemt antall handlinger de kan komme med hver (Buss & Craik, 1981). Dette burde resultere i en liste mer enn 100 forskjellige totale handlinger (Buss, 2021). Etter dette blir ikke-handlinger, gjentakelser og for vage eksempler fjernet ifra listen. Det neste steget er å bestemme hvilke av disse handlingene som er mest prototypiske versjoner av dimensjonen som skal måles. I de tidlige act nomination studiene ble det brukt team av eksperter og studenter i denne delen av målutviklingen (Buss & Craik, 1980, 1981). Avvisningsmålet ble utviklet gjennom en redusert form for denne prosedyren, og tok derfor utgangspunkt i opplevelser eller hendelser som skal være prototypiske former for romantisk avvisning. Instrumentet skal måle hvor mye en person har blitt avvist ved aktiv romantisk søking den siste måneden. Valideringen av målet tar i hovedsak utgangspunkt i seks preregistrerte hypoteser som er basert på tidligere forskning på temaet (se vedlegg 3). Flere av teoriene som ligger til grunn for hypotesene er basert på evolusjonspsykologi. Siden evolusjonspsykologiske teorier i stor grad tar utgangspunkt i heteroseksuelle relasjoner, i tillegg til at utvalget hadde for få deltagere med andre legninger til å oppnå tilstrekkelig statistisk styrke, ble også valideringsprosessen begrenset til en heteroseksuell populasjon.

### **Teori og hypoteser**

Sexual scripts er kognitive skjema som former hvordan mennesker forstår og handler i seksuelle situasjoner, og virker på kulturelle, interpersonlige og intrapersonlige nivåer (Simon & Gagnon, 1986). En reliabel kjønnsforskjell er at menn i større grad har en mer aktiv rolle i søking av romantiske partnere. Kvinner har dermed i større grad en rolle som «gatekeeper», hvor hun aksepterer eller avviser seksuelle invitasjoner fra menn (Eaton & Rose, 2011; Grauerholz & Serpe, 1985; La France, 2010). Samtidig viser kryss-kulturelle studier at kulturer med stor forskjell i holdninger til sex, fortsatt har flere av de samme kjønnsforskjellene i flørteatferd (Kennair et al., 2022). Dette er evidens som indikerer en viss grad av universalitet i disse kjønnsforskjellene (Kennair et al., 2022). I tillegg til den mer eller mindre universelle oppfattelsen av menns og kvinners roller innen romantisk søking, viser

også noen studier at menn i større grad overtolker seksuelle signaler enn kvinner. Error management theory har blitt brukt til å forklare dette (Haselton & Buss, 2000, 2009). Argumentet er at menns tendens til å overtolke seksuelle signaler er en adaptasjon, og skyldes en evolusjonært usymmetrisk kostnad ved å feilaktig gå glipp av eksisterende seksuelle signaler (falsk negativ) mot det å feilaktig oppfatte et ikke eksisterende seksuelt signal (falsk positiv). Som mange andre evolusjonære forklaringer, grunner dette i kjønnsforskjeller i foreldreinvestering, hvor kvinner har et høyere minimumskrav for investering av ressurser i barnet (Trivers, 2017). I flere studier har det også blitt vist at menn tolker mer seksuell interesse hos den potensielle partneren i tvetydige situasjoner enn kvinner (Haselton, 2003; Haselton & Buss, 2000). Hvis denne kjønnsforskjellen er en adaptasjon, så må den også inkludere adaptive handlinger basert på persepsjonen (Kroneisen et al., 2016). De som i større grad misoppfatter andres platoniske signaler som flørting, burde derfor romantisk initiere på uinteresserte partnere og derfor bli avvist oftere. Med noe av det samme teoretiske grunnlaget fant en longitudinell studie av romantisk søking og avvisning at menn både initierte og ble avvist oftere enn kvinner (Charlot et al., 2019). På grunn av forskjeller i forventninger til initiering, forskjeller i overpersepsjon av seksuelle signaler og tidligere empirisk evidens for menns høyere grad av romantisk avvisning, er hypotese 1 (H1), at menn burde oppleve mer avvisning enn kvinner.

Kelly et al. (2016) postulerte at kvinner burde oppleve mer avvisning ettersom de blir eldre ut ifra evolusjonære teorier. En tydelig krysskulturell kjønnsforskjell er at menn legger mer vekt på ungdommelighet i valg av partner enn kvinner (Buss, 1989). Flere studier har vist kvinners avtagende markedsverdi i ganske ung alder (de Sousa Campos et al., 2002; McLellan & McKelvie, 1993). Mens preferanse for kvinner yngre enn seg selv har dessuten også blitt vist i egalitære samfunn (Grøntvedt & Kennair, 2013). I tillegg til dette er det evidens som indikerer at det selvoppfattet markedsverdi og antall opplevde avvisninger korrelerer (Charlot et al., 2019). På grunn av teoretiske argumenter ifra Kelly et al. (2016), den negative korrelasjonen mellom markedsverdi og kvinners alder og at selvoppfattet markedsverdi ser ut til å være positivt korrelert med hyppighet av avvisninger, er hypotese 2 (H2) at det burde være en positiv korrelasjon mellom kvinners alder og hyppighet av avvisning.

Hypotese 3 (H3) skal validere avvisningsmålet ved å se på samvariasjonen mellom avvisningsmålet og mål på selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi, ekstraversjon og ensomhet. Ifølge sosiometerteorien av selvaktelse, fungerer selvaktelsen som en regulering og overvåking av sosial avvisning og aksept ifra andre (Leary & Baumeister, 2000; Leary et al.,

1995). Ifølge dette perspektivet burde det være en tydelig samvariasjon mellom selvaktelse og avvisning fra potensielle seksuelle partnere. Det har også blitt vist mer direkte koblinger mellom romantisk avvisning og selvaktelse (Penke & Denissen, 2008), i tillegg til at eksperimentelt induisert romantisk avvisning ser ut til å senke selvaktelsen midlertidig (Kavanagh et al., 2010). Selvoppfattet markedsverdi ser også ut til å bli lavere i eksperimentelt påførte romantiske avvisninger (Kavanagh et al., 2010; Zhang et al., 2015). Studier har også funnet korrelasjoner mellom hyppighet av romantisk avvisning og selvoppfattet markedsverdi (Charlot et al., 2019). Det har også blitt vist sammenhenger mellom personlighetsmål og romantisk avvisning. Studier har blant annet funnet positive korrelasjoner mellom ekstraversjon og romantisk suksess (Nettle, 2005). Når det kommer til ensomhet, er det evidens som indikerer at nylig skilte er mer ensomme (Dykstra & Fokkema, 2007), i tillegg til at de som opplever at de er uønskete partnere opplever mer ensomhet (Leary, 2015).

På grunn av at total mengde opplevd avvisning trolig vil være avhengig av faktorer som total søking og selektiviteten av søkingen, kan samvariasjonen mellom for eksempel selvaktelse og målet for avvisning skules av konfunderende variabler. Baumeister et al. (2003) argumenterte for at evidensen innen selvaktelsesforskningen indikerer at personer med høyere selvaktelse er mindre seksuelt inhibert, tar større seksuelle risikoer og er mer seksuelt aktive. Økt seksuell aktivitet kan dermed konfundere forholdet mellom selvaktelse og avvisning, hvor den muligens kausale påvirkningen fra avvisning på selvaktelse (Kavanagh et al., 2010), kan maskeres av den økte seksuelle aktiviteten. Total søking som konfunderende variabel kan også eksistere i forholdet mellom avvisning og de andre prediktorene. Derfor er H3 at avvisning predikeres av ensomhet, selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon med total romantisk søking som kontrollvariabel. Ensomhet burde ha en positiv  $\beta$ -verdi, mens selvaktelse, markedsverdi og ekstraversjon burde ha negative  $\beta$ -verdier.

Selv om målet ikke kan overgå deltagerens subjektive evalueringer av deres avvisninger, åpner spørsmålenes konkrete og spesifikke egenskaper for at instrumentet kan måle mer enn deltagerens disposisjon for overpersepsjon av avvisning. Studier på metapersepsjon, altså hvordan en tolker andres oppfatning av en selv, viser at lav selvaktelse (Moritz & Roberts, 2020) og høy nevrotisme (Tissera et al., 2021) er korrelert med en høyere grad av negativ metapersepsjon i tvetydige situasjoner. Konstruktet avvisningssensitivitet er mer spesifikt for romantiske avvisninger, og er definert som et mål på i hvor stor grad individer engstelig forventer, lett oppfatter og overreagerer på avvisning fra andre (Downey & Feldman, 1996).

Avvisningssensitivitet blir også brukt i romantiske situasjoner og er utbredt i studier på romantisk avvisning (Downey & Feldman, 1996; Downey et al., 1998; Romero-Canyas et al., 2010). Avvisningssensitivitet virker også konseptuelt koblet til nevrotisisme og lav selvaktelse. Dette er også vist empirisk (nevrotisisme: Ayduk et al., 2008; selvaktelse: Bungert et al., 2015). Derfor burde nevrotisisme og selvaktelse være gode indirekte mål på å oppleve avvisning i ambigøse avvisningssituasjoner.

Spørsmålet er derfor om målet gir en plausibel oppsummering av deltagerens opplevde avvisning i løpet av den siste måneden, og ikke bare måle deltagerens overpersepsjon av ambigøse avvisningssituasjoner. For å undersøke dette ble avvisningsmålet delt inn i to. Målet ble delt på bakgrunn av egne intuisjoner av tolkbarheten av de ulike formene for avvisning. For eksempel ble item nummer 5 «Den andre virket uengasjert i samtaler» plassert i variabelen subjektiv avvisning (SA), mens items som item nummer 4 «Den andre ga direkte uttrykk for at han/hun ikke var interessert» ble lagt under variabelen objektiv avvisning (OA). Hypotese 4 (H4) er at det ikke burde være en signifikant sterkere korrelasjon mellom SA og de indirekte målene på metapersepsjon/avvisningssensitivitet (høy nevrotisisme og lav selvaktelse), enn mellom OA og de samme målene.

Siden romantiske avvisninger i større grad vil oppstå hos mer romantisk aktive personer, burde det også være en sterk sammenheng mellom generell romantisk aktivitet og antall avvisninger. Oppgaven bruker målene romantisk søking for langtidsforhold og romantisk søking for korttidsforhold til å måle generell romantisk aktivitet. Derfor er hypotese 5 (H5) at det burde være en positiv korrelasjon mellom total romantisk søking og romantisk avvisning.

I act frequency målinger må spørreskjemaet inneholde en spesifisert tidsramme for de relevante målingene. Valg av tidsramme vil være en avveining mellom presisjon og unngåelsen av en overveldende mengde nullskårer. Blir tidsrammen for stor vil det være vanskelig for deltagerne å gi en riktig rapport av atferden sin (Block, 1989). På den andre siden vil dataen bli ubrukelig om tidsrammen er så liten at omtrent ingen av deltagerne rapporterer noen tilfeller av det som skal måles. Denne undersøkelsen brukte en tidsramme på én måned. Hypotese 6 (H6) er at over halvparten av deltagerne har opplevd minst ett tilfelle av avvisning den siste måneden.



## Metode

### Prosedyre

Målene ble utviklet ut ifra act nomination tilnærmingen. Spørreskjemaet ble delt inn i ett for single og ett for de i et forpliktet forhold. Hver enkelt deltager svarte kun på ett av disse to spørreskjemaene. Elleve bachelorstudenter skrev individuelt ned eksempler på hendelser og handlinger for de sju ulike målene. Vi forsøkte å komme på prototypiske eksempler på romantisk søking og avvisning som var tilpasset studenter. Deretter ble duplikater og mer perifere eksempler i de ulike målene fjernet av oss studenter. Distinksjonen mellom perifere og prototypiske former for atferd som representerer målene våre var til dels arbitrære, men det var for det meste ganske åpenbart. For eksempel ville «Den andre kom med unnskyldninger for ikke å møtes» anses som en mer prototypisk form for avvisning enn «Den andre virket mer interessert i maten enn i meg». Det samme var tilfelle for hva som ble regnet som duplikater. Veilederne gjorde så noen små endringer på den raffinerte listen. Spørreskjemaet for single besto av fire nye mål: søking korttidsforhold, søking langtidsforhold, romantisk avvisning og romantisk aksept. De nye målene for de i et forpliktet forhold var søking av nærhet og eller seksuell kontakt, aksept ved søking av nærhet og eller seksuell kontakt og avvisning ved søking av nærhet og eller seksuell kontakt. Svaralternativene var: «ingen ganger», «en gang», «2-3 ganger», «4-5 ganger» og «mer enn 5 ganger».

Denne oppgaven forsøker å validere målet for romantisk avvisning hos single. Dette målet inneholdte 96 forslag av ulike måter en som singel kan oppleve å bli avvist på. Forslagene ble redusert ned til 14 prototypiske eksempler på avvisning ved å fjerne duplikater og perifere former for avvisning (Se vedlegg 1). Det sammensatte målet for avvisning besto av alle disse 14 eksemplene på romantisk avvisning. Før deltagerne skulle rapportere tilfellene av avvisning, ble de presentert med spørsmålene: «På hvilke måter har du opplevd å bli avvist når du aktivt har søkt partnere for kortvarige seksuelle møter eller mer langvarige, forpliktende forhold?», etterfulgt av «Den siste måneden, hvor ofte har du opplevd følgende:». Spørreskjemaet ble estimert til å ta omtrent 15 minutter.

Målene undersøkt for skrivefeil og svake formuleringer, og en pilotversjon av spørreskjemaet ble sendt ut for å avdekke ytterligere uklarheter. Under hele prosessen ble nettsiden nettskjema.no brukt til distribusjon av spørreskjemaet. For å opprettholde anonymiteten ble deltagerne begrenset til å besvare på våre forhåndsbestemte svaralternativ, slik at ingen skriver inn personligidentifiserende informasjon. På grunn av dette trengte ikke undersøkelsen

en ekstern etisk godkjenning (Staksrud et al., 2021). I tillegg fikk deltagerne beskjed om at noen av spørsmålene kan være ubehagelige, og at det derfor er lurt å gjennomføre undersøkelsen i skjermede omgivelser.

Datainnsamlingen var en form for bekvemmelighetsutvalg. Innsamlingsprosessen startet ved utsending av e-post til studenter ved NTNU fordelt på ulike studier. På grunn av få svar ble flere deltagere hentet inn fra forelesninger i tillegg til opphenging av brosjyrer på Dragvoll campus, Gløshaugen campus og Kalvskinnets campus. Vi bachelorstudenter delte også spørreskjemaet med våre medstudenter. 293 personer svarte på undersøkelsen. Etter fjerningen av deltagere som ikke ga samtykke eller som svarte at de verken identifiserte seg som mann eller kvinne ble datasettet redusert ned til 277 deltagere. Ettersom målet skal valideres på single heteroseksuelle, ble også de i et forpliktende forhold og de med en annen seksuell orientering enn heteroseksuell også ekskludert fra datasettet. Det endelige datasettet besto av 113 deltagere.

## **Utvalget**

Datasettet som brukes i denne oppgaven besto av 55 kvinner og 58 menn. Alder,  $M = 21.79$ ,  $SD = 2.33$ , varierte fra «18» til «30 eller eldre». 13 deltagere rapporterte at de var i et uforpliktende forhold, 2 rapporterte at deres sivilstatus gikk under «annet» og de resterende 98 var fullstendig single. 44 (39%) rapporterte at de ikke har vært i et forpliktende forhold tidligere, 43 (38%) har vært i ett, 17 (15%) har vært i to, 5 (4%) har vært i tre og 4 (4%) har vært i mer enn fire. 99 (88%) deltagere hadde videregående skole som høyeste fullførte utdanning, 10 (9%) hadde fullført en 3-4 års universitetsutdanning og 4 (4%) hadde fullført en 5-6 års universitetsutdanning. Nesten alle deltagerne er studenter, men det er mulig at noen ikke-studenter også har blitt med i utvalget

## **Statistiske analyser**

Analysene ble utført med SPSS (Statistical Package For The Social Sciences) versjon nummer 28. De ulike variablene var gjennomsnittsverdien av skårene på de ulike instrumentene. Det ble satt at over halvparten av enkeltspørsmålene måtte være besvart for at deltageren fikk registrert et gyldig mål. Reverserte spørsmål ble rekodet før variablene ble regnet ut. Variabelen for kjønn ble dummy kodet som kvinne = 1 og mann = 2.

Flere uavhengig t-tester ble gjennomført i analyser av forskjeller mellom grupper. T-testen kommer sammen med Levene's test som regner ut om analysen kan anta at den avhengige variabelen er homoskedastisk. Hvis dette er tilfellet, vil de to gruppene ha homogenitet i variansen, altså at spredningen vil være tilnærmet lik i begge gruppene. Analysene antok aldri lik varians mellom gruppene. Selv om antagelsen kan gi ekstra statistisk styrke, vil  $t$ -verdien og dermed også  $p$ -verdien være omtrent like i tilfeller hvor antagelsen er møtt (Field, 2018, s. 456). På grunn av dette vil avgjørelsen mellom å anta eller ikke anta homoskedastisitet kun være av betydning i tilfeller hvor det uansett ville vært riktig å ikke inkludere antagelsen.

Det ble også brukt pearsons korrelasjonsanalyser for å avgjøre samvariasjonen mellom flere av variablene. I rapportering av  $r$ -verdier ble det ikke lagt vekt på hva som anses som sterke og hva som anses som svake korrelasjoner på grunn av stor uenighet om hva cut-of punktene for  $r$ -verdiene skal være i denne evalueringen (Akoglu, 2018). Korrelasjoner over  $r = .50$  ble kalt «sterke». Annet enn dette skilte oppgaven kun mellom signifikante og ikke signifikante samvariasjoner.

For å kunne kontrollere for variabler ble det benyttet flere regresjonsanalyser. Det ble brukt VIF-verdier for å avgjøre om det var en problematisk grad av multikolinearitet, altså samvariasjonen mellom prediktorene. Siden VIF-verdier over 10 ble ofte blir sett på som problematiske (Field, 2018, s. 418), bruker analysene dette som cut-off point. Ingen av regressjonsanalysene hadde VIF-verdier over dette nivået.

Cronback's alpha ble benyttet som mål på intern konsistens. Punktet for problematisk lave  $\alpha$ -verdier ble satt til  $\alpha < .70$ , mens  $\alpha$ -verdier på over  $.90$  sett på som en indikasjon på at noen av itemsene mest sannsynlig er irrelevante (Tavakol & Dennick, 2011). Instrumenter med få antall items vil generelt sett få lavere  $\alpha$ -verdier (Ziegler et al., 2014). Derfor ble  $\alpha$ -verdier lavere enn  $.70$  akseptert i de korteste instrumentene.

Det ble også brukt flere PCAer (Principal component analysis) for å utforske om målene kunne reduseres ned til flere komponenter. I valg av rotasjon er det vanlig å se om  $r$ -verdien i component transformation matrix er lavere enn  $.32$  (Tabachnick et al., 2007). I analysene ble det derimot alltid brukt en oblique rotasjon, altså en rotasjon som ikke tvinger komponentene til å være uavhengig av hverandre. Grunnen er at det nesten aldri er noen god grunn til å velge ortogonale rotasjoner. Oblique rotasjoner tvinger ikke fram en korrelasjon mellom komponentene om de faktisk ikke er korrelerte. Derfor vil ikke-korrelerte komponenter gi det

samme resultatet ved både en ortogonal og en oblique rotasjon (Osborne, 2015). Det ble brukt den oblique rotasjonen direct oblimin.

For valg av hvor mange komponenter som skal beholdes, ble det brukt en kombinasjon av Kaisers criterion og scree plot. Kaisers criterion er at komponenter med egenverdi på over 1 beholdes (Field, 2018, s. 792). Scree plot ble brukt til samme formål ved å se om egenverdiene avtar etter et spesifikt antall komponenter. Videre ble PCA ladninger mindre enn .10 referert til som nulladninger. En vanlig tommelfingerregel er at ladninger høyere enn .32 burde bli sett på som betydelige (Costello & Osborne, 2005), og det er det analysene forholder seg til. Dersom variabelen har ladninger høyere enn .32 på flere komponenter ble disse kalt komplekse variabler.

T-test, pearsons korrelasjonsanalyse og regresjonsanalyse er parametriske analyser, og inneholder blant annet antagelser om normalitet i utvalgsfordelinger. En Shapiro-Wilk test viste at alle variablene bortsett fra ekstraversjon hadde signifikante normalitetsavvik. På grunn av størrelsen på utvalget vil ikke dette være problematisk. Ifølge sentralgrenseteoremet vil utvalgsfordelingen i større utvalg være normalfordelt selv om dataen for utvalget ikke er det (Field, 2018, s. 248). Det finnes ingen konkret utvalgsstørrelse for at teoremet skal gjelde, men et utvalg på over 40 er i de aller fleste tilfeller store nok (Allende-Alonso et al., 2019). Samtidig har simuleringer vist at mange parametriske tester er ganske robuste imot avvik fra normalitet (Boneau, 1960; Havlicek & Peterson, 1976).

## **Instrumenter**

I tillegg til de nye målene, ble det inkludert mål på deltagernes alder, kjønn, seksuell orientering, sivilstatus, antall forpliktete forhold og utdanning. Det ble også inkludert sju tidligere validerte mål: 15 items femfaktormodell (Soto & John, 2017), kortversjon av fiendtlig seksisme mot både menn og kvinner (Bendixen & Kennair, 2017), mate-value questionnaire (Landolt et al., 1995), ensomhet (Ditomaso et al., 2004) uten submålet for romantisk ensomhet, utseendefasetten av selvaktelse (Heatherton & Polivy, 1991) og sosioseksualitet (Penke & Asendorpf, 2008).

Målene som ble benyttet i resultatdelen viste generelt høy reliabilitet. Komponentstrukturen til personlighetsmålet var derimot noe mer komplekst enn det burde være. Personlighetsmålet som ble brukt var en 15 items femfaktormodell (Soto & John, 2017). Målet er en kortversjon

av femfaktormodellen, og måler dimensjonene nevrotisisme, ekstraversjon, planmessighet, omgjengelighet og åpenhet med tre items per dimensjon. Spørsmålene ble presentert som en fempunkts likert skala med svaralternativer: «Svært uenig», «Litt uenig», «Verken/eller», «Litt enig» og «Svært enig». 6 av spørsmålene var reverserte. Femfaktormodellen ble utviklet gjennom faktoranalyser der de ulike dimensjonene var ment til å stå ortogonalt mot hverandre. Selv om noen lavere interkorrelasjoner er vanlig, danner de fleste versjonene av femfaktormodellen en tydelig femfaktorstruktur i de fleste utvalg (Saucier, 2002). En principal component analyse (PCA) av femfaktormodellen med en direct oblimin rotasjon ekstraherte 5 komponenter ved bruk av Kaiser's criterion i dette utvalget. Scree plot var derimot vanskelig å tolke, og viste ikke den ønskede fem-komponentstrukturen. De høyeste ladningene på hver av komponentene representerte samme personlighetsdimensjon, men analysen hadde også flere komplekse variabler med høye ladninger på flere av komponentene. På grunn av få items i målet, hadde både nevrotisisme,  $M = 2.75$ ,  $SD = 1.01$ , som besto av 3 items,  $\alpha = .72$ , og ekstraversjon,  $M = 3.17$ ,  $SD = 0.82$ , som også besto av 3 items,  $\alpha = .63$ , akseptabel intern konsistens selv om  $\alpha$ -verdien for ekstraversjon var lavere enn .70. Det er kun disse to dimensjonene som ble benyttet i analysene.

Mate value questionnaire (Landolt et al., 1995) bestående av 8 items, hvor 2 av dem var reverserte,  $M = 4.15$ ,  $SD = 1.44$ , hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .94$ . Målet brukte en sjupunkts likert skala og besto av påstander som «Medlemmer av det motsatte kjønn som jeg liker, tenderer til å like meg tilbake». Svaralternativene gikk fra «Helt uenig» til «Helt enig».

Målet for ensomhet (Ditommaso et al., 2004) bestående av 10 items,  $M = 1.81$ ,  $SD = 0.63$ , hadde også høy intern konsistens,  $\alpha = .85$ . 6 av itemsene var reverserte. Dette målet ble utviklet med en trefaktorstruktur. Underdimensjonene var romantisk ensomhet, familierelatert ensomhet og vennerelatert ensomhet. I spørreundersøkelsen for single ble dimensjonen for romantisk ensomhet ekskludert. Målet besto av påstander som «Jeg føler meg nært knyttet til familien min» og brukte en likertskala med fem svaralternativer: «Stemmer svært dårlig», «Stemmer dårlig», «Verken/eller», «Stemmer godt» og «Stemmer svært godt». En PCA med en direct oblimin rotasjon viste som forventet en klar tre-komponentsstruktur både gjennom Kaiser's criterion og scree plot. Dimensjonene vises tydelig med høye ladninger på sine respektive komponenter i tillegg til flere null-ladninger. Familierelatert ensomhet med 5 items,  $M = 1.75$ ,  $SD = 0.74$ , hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .82$ . Det hadde også målet for vennerelatert ensomhet,  $M = 1.88$ ,  $SD = 0.74$ , som også besto av 5 items,  $\alpha = .82$ .

Målet for selvaktelse ble utviklet med tre dimensjoner: selvaktelse knyttet til ferdigheter, selvaktelse knyttet til det sosiale og selvaktelse knyttet til utseende (Heatherton & Polivy, 1991). I denne undersøkelsen besto selvaktelsesmålet utelukkende av den utseenderelaterte underfasetten av selvaktelse. Instrumentet besto av spørsmål som «Jeg er fornøyd med utseendet mitt akkurat nå», men også mer generelle påstander som «Jeg har det bra med meg selv». Det ble brukt en likert skala med fem svaralternativer: «Stemmer svært dårlig», «Stemmer dårlig», «Verken/eller», «Stemmer godt» og «Stemmer svært godt». Målet for selvaktelse,  $M = 3.40$ ,  $SD = 0.92$ , bestående av 6 items, hvor 2 av dem var reverserte, hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .87$ .

I valideringen av avvisningsmålet ble det også benyttet flere av de nye, og derfor ikke validerte målene. Det første målet var søking for korttidsforhold,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.65$ . Spørreskjemaet ble presentert med spørsmålet «På hvilke måter har du aktivt søkt etter partner for kortere seksuelle møter (for eksempel one night stands)?». Målet besto av påstander som «Opprettet øyekontakt med smil» og «Spurte den andre om kontaktinfo». Det var fem svaralternativ: «ingen ganger», «en gang», «2-3 ganger», «4-5 ganger» og «mer enn 5 ganger». Målet besto av 16 items og hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .90$ . Det andre ikke-validerte målet som ble brukt var søking for langtidsforhold,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.64$ . Dette målet ble presentert for deltagerne sammen med spørsmålet «På hvilke måter har du aktivt søkt etter partner for lengre, forpliktende forhold?». Svaralternativene var likt målet for søking mot korttidsforhold og besto av påstander som: «Viste interesse for den andre gjennom samtaler» og «Søkte fysisk nærhet (tok på den andre)». Målet besto av 13 items og hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .88$ .

Avvisningsmålet ble delt på bakgrunn av tolkbarheten av avvisningseksempelene. SA besto av items 2, 3, 5, 6, 8, 9, 10 og 13, mens OA besto av items 1, 4, 7, 11, 12 og 14 (se vedlegg 1). Målet for SA,  $M = 0.38$ ,  $SD = 0.53$ , hadde høy intern konsistens,  $\alpha = .86$ . OA,  $M = 0.21$ ,  $SD = 0.30$ , hadde derimot lav intern konsistens,  $\alpha = .52$ . Til tross for ganske få items var dette såpass lavt at itemsene i OA hadde problematisk lav intern konsistens.

## Resultater

### Faktoranalyse og reliabilitetsmål

En PCA indikerte en en-komponent struktur på 14 item avvisningsmålet. Med en direct oblimin rotasjon hadde 4 komponenter en egenverdi på over 1. Komponenten med høyest egenverdi hadde en egenverdi på 5.27, etterfulgt av 1.52, 1.25 og 1.14. Scree plot viser tydelig at målet ikke burde reduseres ned til flere dimensjoner.

Som indikert gjennom faktoranalysen hadde avvisningsmålet,  $M = 0.30$ ,  $SD = 0.40$ , også høy intern konsistens,  $\alpha = .87$ . Item 7,  $r_{\text{cor}} = .18$ , item 12,  $r_{\text{cor}} = .26$ , og item 14,  $r_{\text{cor}} = .21$ , hadde noe lave item-total korrelasjoner  $r_{\text{cor}} < .30$ . Resten av spørsmålene hadde item-total korrelasjoner på over .30.

### Validitetsmål

H1 var at menn burde oppleve mer avvisning enn kvinner. I motsetning til hypotesen viste en uavhengig t-test viste ingen signifikant forskjell i avvisning blant kvinner,  $M = 0.32$ ,  $SD = 0.37$ , og menn,  $M = 0.29$ ,  $SD = 0.43$ ,  $t(109.80) = 0.44$ ,  $p = .660$ ,  $\Delta M = 0.03$ .

H2 var at kvinner burde oppleve mer avvisning ettersom de blir eldre, og at dette ikke burde gjelde for menn. En korrelasjonsanalyse viste ingen korrelasjon mellom alder og avvisning for kvinner,  $r(53) = -.14$ ,  $p = .309$ . Det samme gjaldt også for menn,  $r(55) = .14$ ,  $p = .316$ . H2 ble derfor ikke støttet.

H3 var at avvisning burde predikeres av ensomhet, selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon med total søking som kontrollvariabel. Total søking,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.58$ , er gjennomsnittet av korttidssøking,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.65$ , og langtidssøking,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.64$ . I samsvar med H5 viste total søking,  $M = 0.73$ ,  $SD = 0.58$ , en sterk positiv korrelasjon med avvisning,  $r(110) = .53$ ,  $p < .001$ .

**Tabell 1**

Korrelasjonsanalyser og deskriptiv statistikk for avvisning, ensomhet, selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon (N = 113)

Variabel	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6
1. Avvisning	0.30	0.40	-					
2. Ensomhet	1.81	0.62	.27**	-				
3. Selvaktelse	3.40	0.92	-.24**	-.30**	-			
4. Selvoppfattet markedsverdi	4.15	1.44	-.05	-.30**	.53***	-		
5. Ekstraversjon	3.17	0.82	.04	-.23*	.33***	.51***	-	
6. Total søking <sup>a</sup>	0.73	0.58	.53***	-.05	.10	.32***	.33***	-

<sup>a</sup>N = 112

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$

Siden prediktorene forklarer mye av den samme variasjonen i avvisning (se tabell 1), må det lages separate modeller for hver av prediktorene. Den preregistrerte hypotesen hadde retningsbestemte  $\beta$ -verdier. Prediktorenes  $p$ -verdier er derfor enhalede. De simple lineære regresjonene, altså analysene med kun en prediktor, vises i tabell 2. Total søking og ensomhet (modell 1.2) forklarte 36% av variasjonen i avvisning,  $R^2_{\text{adj}} = .36$ ,  $p < .001$ . Total søking var den sterkeste prediktoren,  $\beta = 0.54$ ,  $p < .001$ , etterfulgt av ensomhet,  $\beta = 0.31$ ,  $p < .001$ . Da ensomhet ble byttet ut med selvaktelse (modell 2.2) forklarte modellen 35% av variasjonen i avvisning,  $R^2_{\text{adj}} = .35$ ,  $p < .001$ . Total søking var fortsatt den sterkeste prediktoren,  $\beta = 0.56$ ,  $p < .001$ , etterfulgt av selvaktelse,  $\beta = -0.30$ ,  $p < .001$ . Med selvoppfattet markedsverdi som prediktor hvor total søking fortsatt var kontrollvariabel, (modell 3.2) forklarte modellen 31% av variasjonen i avvisning,  $R^2_{\text{adj}} = .31$ ,  $p < .001$ . Total søking var også her den sterkeste prediktoren,  $\beta = 0.60$ ,  $p < .001$ , etterfulgt av selvoppfattet markedsverdi,  $\beta = -0.24$ ,  $p = .003$ . Total søking og ekstraversjon (modell 4.2) forklarte 28% av variasjonen i avvisning,  $R^2_{\text{adj}} = .36$ ,  $p < .001$ , hvor total søking var den sterkeste prediktoren,  $\beta = 0.57$ ,  $p < .001$ , mens ekstraversjon var en del svakere,  $\beta = -0.15$ ,  $p = .043$ . Selv om flere av prediktorene ikke korrelerte med avvisning, hadde alle prediktorene en signifikant forklaring av variasjonen når total søking var kontrollvariabel.



**Tabell 2**

*Regresjonsanalyse for prediksjon av avvising med total søking som kontrollvariabel og ensomhet, selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon som prediktorer (N = 112)*

Variabel	<i>b</i>	<i>SE b</i>	$\beta$	$R^2_{adj}$	$\Delta R^2_{adj}$
Modell 1.1				.07**	
Ensomhet	0.18**	0.06	0.29**		
Modell 1.2				.36***	.29***
Total søking	0.38***	0.05	0.54***		
Ensomhet	0.20***	0.05	0.31***		
Modell 2.1				.05**	
Selvaktelse	-0.11**	0.04	-0.24**		
Modell 2.2				.35***	.31***
Total søking	0.39***	0.05	0.56***		
Selvaktelse	-0.13***	0.03	-0.30***		
Modell 3.1				-.01	
Selvoppfattet markedsverdi	-0.01	0.03	-0.05		
Modell 3.2				.31***	.32***
Total søking	0.42***	0.06	0.60***		
Selvoppfattet markedsverdi	-0.07**	0.02	-0.24**		
Modell 4.1				-.01	
Ekstraversjon	0.02	0.05	0.04		
Modell 4.2				.28***	-.29***
Total søking	0.40***	0.06	0.57***		
Ekstraversjon	-0.07*	0.04	-0.15*		

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

H4 er at SA og selvaktelse ikke burde ha en signifikant høyere korrelasjon enn OA og selvaktelse, og at SA og Nevrotisisme ikke burde korrelere signifikant høyere enn OA og nevrotisisme. For å finne ut om to korrelasjoner er signifikant forskjellige fra hverandre er det nødvendig å ta korrelasjonen mellom avhengig og de to uavhengige variablene i betraktning, men også korrelasjonen mellom de to uavhengige variablene (Meng et al., 1992). Det finnes ingen integrert utregning for dette i SPSS. Derfor ble syntax for utregningen hentet ifra en ekstern kilde (Gignac, 2019). Det var en signifikant korrelasjon mellom SA,  $M = 0.38$ ,  $SD = 0.53$ , og nevrotisisme,  $M = 2.75$ ,  $SD = 1.01$ ,  $r(111) = .37$ ,  $p < .001$ . Korrelasjonen mellom SA

og selvaktelse,  $M = 3.40$ ,  $SD = 0.92$ , var litt svakere, men fortsatt signifikant,  $r(111) = -.23$ ,  $p = .014$ . Det var også en signifikant korrelasjon mellom OA,  $M = 0.21$ ,  $SD = 0.30$ , og nevrotisisme,  $r(111) = .28$ ,  $p = .003$ . Korrelasjonen mellom OA og selvaktelse var også signifikant,  $r(111) = -.21$ ,  $p = .023$ . Det var en sterk korrelasjon mellom OA og SA,  $r(111) = .73$ ,  $p < .001$ . Analysen viste ikke en signifikant forskjell i styrken på korrelasjonen mellom SA og nevrotisisme, og OA og nevrotisisme,  $\Delta r(111) = .10$ ,  $p = .076$ . Det samme var tilfelle mellom styrken på korrelasjonen mellom SA og selvaktelse, og OA og selvaktelse,  $\Delta r(111) = .02$ ,  $p = .408$ . Til tross for en nesten signifikant forskjell mellom korrelasjonene med nevrotisisme som avhengig variabel, gir dette fortsatt støtte for H4.

### Tabell 3

*Korrelasjonsanalyser og deskriptiv statistikk for SA, OA, nevrotisisme og selvaktelse (N = 113)*

Variabel	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1. SA	0.38	0.53	-			
2. OA	0.21	0.30	.73***	-		
3. Selvaktelse	3.40	0.92	-.23*	-.21*	-	
4. Nevrotisisme	2.75	1.01	.37***	.28**	-.58***	-

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$

H6 var at over halvparten av deltagerne skulle ha opplevd minst ett tilfelle av romantisk avvisning den siste måneden for å ikke gå glipp av verdifull data. 31% av deltagerne rapporterte at de ikke hadde opplevd noen av våre eksempler på avvisning (se vedlegg 2). H6 støttes, noe som indikerer at én måned er en passende tidsramme for avvisningsmålet.

## Diskusjon

Analysene av avvisningsmålet viste blandede resultater. På den ene siden viste målet høy reliabilitet og få items med lave item-total korrelasjoner. I tillegg ble H3, H4, H5 og H6 bekreftet av analysene. På den andre siden viste analysene at både H1 og H2 ikke stemte i vårt utvalg. Siden H3 besto av 4 underprediksjoner ble totalt 7 av 9 hypoteser bekreftet. De to avkreftede hypotesene kan være, men behøver ikke å være truende for validiteten til målet. For det første er det mulig at hypotesene ikke var gode validiteringskriterier. Det var ingen enkel måte å måle samtidig kriteriumsvaliditet på siden spørreskjemaet ikke inneholdt et annet etablert mål på avvisning. På grunn av dette var flere av valideringskriteriene noe spekulative. For det andre kan hypotesene ha vært upassende med tanke på utvalget, og for det tredje kan dataen ha vært mangelfull. Dette gjald spesielt i undersøkelsen av H2. Til tross for dette er det viktig å være åpen for at diskrepansen mellom de mislykkede hypotesene og dataen kan være en indikasjon på at avvisningsmålet har lav validitet.

H1 var at menn burde oppleve mer avvisning enn kvinner. Dette fikk ikke støtte i dataen, hvor den gjennomsnittlige avvisningen faktisk var numerisk større hos kvinner enn hos menn. Nå i ettertid kan det påpekes flere svakheter i argumentet som lå til grunn for hypotesen. For det første kan økt seksuell aktivitet hos kvinnene kanskje være med på å forklare likheten i avvisning mellom menn og kvinner. En uavhengig t-test viste en signifikant forskjell i total søking mellom kvinner,  $M = 0.86$ ,  $SD = 0.54$ , og menn,  $M = 0.61$ ,  $SD = 0.60$ ,  $t(109.31) = 2.31$ ,  $p = .023$ ,  $\Delta M = 0.25$ . Dette gir fortsatt ikke en tilstrekkelig forklaring, siden kjønn ikke predikerte en signifikant andel av variasjonen i avvisning med total søking som kontrollvariabel,  $\beta = 0.08$ ,  $p = .360$ .

Et av argumentene som lå bak H1 var at menn ser ut til å ha en mer aktiv rolle i romantisk initiering (Charlot et al., 2019; Eaton & Rose, 2011; Grauerholz & Serpe, 1985; La France, 2010). En mulig forklaring på hvorfor dette ikke resulterte i flere rapporterte avvisninger hos menn i avvisningsmålet, er at flere av våre prototypiske eksempler på avvisning ikke behøver en direkte initiering for å skje. For eksempel kan item nummer 5 «Den andre virket uengasjert i samtaler», oppleves uten at noen av partene har kommet med en eksplisitt romantisk initiering. Dermed vil menns initierende tendens ikke nødvendigvis resultere i en økt mengde romantiske avvisninger av denne typen.

En mulig forklaring på hvorfor kvinnene rapporterte en høyere grad av søking og like mye avvisning som menn, er at målet inneholder mer kvinnetypiske former for romantisk atferd. Det var kun 2 av de totalt 11 personene som deltok i act nomination prosedyren som var menn. Vi prøvde å inkludere flere menn i denne prosessen ved å hente hjelp fra mannlige venner, familiemedlemmer og medstudenter, men det var fortsatt mest sannsynlig en overvekt av kvinner inkludert. Act nomination prosedyren kan dermed ha resultert i søkeatferd og typer avvisning som er mer prototypiske for kvinner enn for menn. Evidensen for at kvinner har en mer passiv flørterolle (Charlot et al., 2019; Eaton & Rose, 2011; Grauerholz & Serpe, 1985; La France, 2010), samsvarer med det forrige argumentet, hvor det ble poengtert at flere av målets eksempelavvisninger ikke krever en direkte initiering. Kanskje er overvekten av kvinner i utviklingen av målet grunnen til dette. I så fall er dette mer et argument mot målets validitet enn et argument imot hypotesen som sådan.

På samme måte som menn legger mer vekt på kvinners ungdommelighet i valg av partner, legger kvinner mer vekt på egenskaper som signaliserer tilgang på, eller evnen til innhenting av ressurser (Buss, 1989). Dette kan være egenskaper ved mannen som høy sosial status (Regan et al., 2000), og høy inntekt (Baize & Schroeder, 1995). Siden utvalget hovedsakelig besto av studenter, er det grunn til å tro at de fleste mennene verken hadde økt sosial status relatert til yrke sitt eller store finansielle ressurser. I samsvar med dette rapporterte kvinner,  $M = 4.72$ ,  $SD = 1.29$ , høyere signifikant selvoppfattet markedsverdi enn menn,  $M = 3.62$ ,  $SD = 1.39$ ,  $t(110.97) = 4.38$ ,  $p < .001$ . Med evidensen som indikerer en sammenheng mellom avvisning og selvoppfattet markedsverdi tatt i betraktning (Charlot et al., 2019), er dette enda en grunn til å tro at menn burde ha blitt avvist oftere enn kvinner. Dette gjør mangelen på støtte for H1 mer overraskende og mer truende for validiteten til avvisningsmålet.

Mangel på støtte for H1 i dataen er mest problematisk i for validiteten med tanke på tidligere empirisk evidens. Charlot et al. (2019) fikk deltagere til å rapportere tilfeller av romantisk avvisning og aksept én gang per måned over seks måneder. Et viktig poeng er at validiteten av deres mål heller ikke kan fastslås siden de ikke gjennomførte en validering av målet. Deres operasjonalisering av avvisning var ganske likt vårt avvisningsmål, siden begge besto av spørsmål om *antall* romantiske avvisninger den siste måneden. Samtidig virker det som at deres operasjonalisering la mer vekt på avvisning ved aktiv søking enn avvisningsmålet vårt. For eksempel var et av deres spørsmål: «how many people DID NOT agree to go out with you, call you?» (Charlot et al., 2019, s. 120). De fant relativt store effektstørrelser. Avviste initieringer for menn,  $M = 5.25$ ,  $SD = 5.75$ , var mye vanligere enn avviste initieringer hos

kvinner,  $M = 1.18$ ,  $SD = 2.27$  i deres utvalg, Welch's  $F(1, 54.51) = 19.51$ ,  $p < .001$ , (Charlot et al., 2019, s. 123). Deres innsamlingsprosedyre var forskjellig fra vår, hvor utvalget vårt mest sannsynlig består av en høyere andel studenter. Selv med kryss-kulturell evidens for flørteatferd (Kennair et al., 2022), kan forskjellene i utvalgene derfor være betydelig, siden studenter er vist til å være en særegen gruppe mennesker (Peterson & Merunka, 2014). Dette kan forklare noe av forskjellene mellom funnene, men med så store effektstørrelser som Charlot et al. (2019) fant, virker dette usannsynlig. Med alt dette tatt i betraktning er forskjellen mellom Charlot et al. (2019) og våre funn truende for målets validitet, men på grunn av forskjeller i utvalg, mangel på validering av deres mål og deres større vekt på avvisning ved initiering, er ikke forskjellen mellom funnene noe som konklusivt beviser lav validitet av avvisningsmålet vårt.

Forskjellen i hva som anses som «aktiv søking» kan altså være med på å forklare hvorfor analysene ikke fant de forventede kjønnsforskjellene. Siden avvisningsmålet hadde som hensikt å måle avvisning ved aktiv søking, burde kanskje instrumentet legge mer vekt på å formidle dette tydelig til deltagerne. Målet ble presentert sammen med en setning som presiserte at kun avvisninger som skjedde under aktiv søking skulle rapporteres. Kanskje dette poenget burde vektlegges mer i senere versjoner av måleinstrumentet i form av en definisjon eller forklaring av hva som menes med «aktiv søking». Ved å presentere noen eksempler på hva som anerkjennes som «aktivt nok», kan støy som kommer av ulike oppfattinger av hva «aktiv» skal bety minimeres.

H2 fikk heller ikke støtte i dataen. Det var ingen korrelasjon mellom kvinners alder og avvisning. Argumentet bak hypotesen var at kvinners alder korrelerer med deres markedsverdi, noe som igjen burde korrelere med avvisning. Problemet med dette resonnetet er at selvoppfattet markedsverdi ikke korrelerte med avvisning i dette utvalget (se tabell 1). Analysene viser derimot at markedsverdi korrelerer med avvisning ved kontroll for total avvisning (se tabell 2). En regresjonsanalyse med avvisning som utfallsvariabel viste ikke en signifikant forklaringsverdi av alder hos kvinner,  $\beta = -0.17$ ,  $p = .173$ , selv da analysen kontrollerte for søkeatferd. Derfor virker avvisning hos kvinner helt uavhengig av deres alder.

Samtidig virket det upassende å teste H2 med dette utvalget. Det var kanskje for få kvinner i tilstrekkelig høy alder for å finne sammenhenger mellom alder og avvisning. 93% av kvinnene var 25 år eller yngre, og de større sammenhengene mellom alder og markedsverdi hos kvinner ble ikke observert før senere i 20-årene (de Sousa Campos et al., 2002; McLellan

& McKelvie, 1993). Endringen i effekten etter økende alder så fortsatt ikke ut til å være såpass stor at linearitet ikke kan antas i analysen. Poenget er at den lave variansen i alder,  $SD = 2.33$ , fører til lavere  $r$ -verdier siden  $r$  øker ettersom variansen i observasjonene øker (Goodwin & Leech, 2006). Da hypotesene ble satt, hadde vi ambisjoner om å få tak i 1000 deltagere. I så fall ville datamateriale kanskje vært tilstrekkelig i testingen av aldersrelaterte hypoteser. Selv om kvinners alder verken korrelerer med avvisning med eller uten total søking som kontrollvariabel, vil utvalgsstørrelsen i kombinasjon med den lave variansen i alder altså medføre at avkreftelsen av H2 ikke virker veldig truende for validiteten til avvisningsmålet.

Alle prediktorene i H3 forklarte en signifikant andel av variasjonen i avvisning med total søking som kontrollvariabel. I tråd med hypotesen var betaverdien til ensomhet positiv, mens betaverdiene for selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon var negative. Ensomhet og selvaktelse var signifikant korrelert med avvisning, mens selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon kun var signifikante prediktorer med total søking som kontrollvariabel. At alle delene av H3 ble bekreftet, indikerer en grad av validitet på avvisningsmålet. Det indikerer at avvisningsmålet står i samsvar med teoretiske og empiriske korrelater til romantisk avvisning. Samtidig er ikke bekreftelsen av H3 en bekreftelse av målets validitet. For det første ville mest sannsynlig andre hypotetiske mål vist korrelasjoner med ensomhet, selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi og ekstraversjon. Alle disse målene er til dels mål på grad av positive evalueringer eller følelser overfor en selv: ensomhet er en evaluering av sitt sosiale nettverk, selvaktelse er i dette tilfelle en evaluering av fornøydhet med eget utseende, selvoppfattet markedsverdi er en evaluering av sin seksuelle verdi og ekstraversjon har en underfasett som måler positive følelser (Soto & John, 2017). Derfor er det rimelig å anta at alle mål som direkte eller indirekte angår positive følelser mest sannsynlig ville korrelert med disse målene. Funnet i H3 som styrker validiteten til avvisningsmålet mest, er at kontrollen av total søking minket  $p$ -verdien til alle valideringsmålene. Siden hypotesen traff på retningen av betaverdiene i tillegg til hvordan total søking som kontrollvariabel ville virke inn på samvariasjonen, gir dette indikasjoner på at prediksjonene traff presist på konseptualiseringen av både avvisningsmålet og prediktorvariablene.

En innvending mot betydeligheten av H3 sin bekreftelse, er at deltagernes rapporteringer om seksuell avvisning og aksept kan ha induisert endringer i mål som selvaktelse og selvoppfattet markedsverdi. I følge sosiometerteorien, virker selvaktelsen som et subjektivt mål på ens

sosiale avvisning og aksept ifra andre (Leary & Baumeister, 2000; Leary et al., 1995), og er vist til å være tett knyttet opp mot sine romantiske suksesser og nederlag (Penke & Asendorpf, 2008). Samtidig er selvaktelsesmålet som ble brukt i analysene intensjonelt konstruert for å oppdage kortvarige eksperimentelt induserte endringer (Heatherton & Polivy, 1991). På grunn av dette kan deltageres detaljerte gjengivelser av nylige romantiske suksesser og avvisninger gi kunstig høye samvariasjoner mellom selvaktelse og avvisning. Senere undersøkelser som benytter avvisningsmålet burde derfor vurdere å plassere eventuelle selvaktelsesmål tidligere enn avvisningsmålet i undersøkelsen. Eventuelt kan effekten testes gjennom eksperimentelle design med en ABBA motbalansering av rekkefølgen.

H4 var definitivt den mest spekulative hypotesen på grunn av at basisen for inndelingen av SA og OA var min egen intuisjon. Optimalt sett burde også distinksjonen mellom de to formene for avvisning vært gjennom en valideringsprosess før den ble benyttet i analysene. Samtidig er det en styrke i at distinksjonen ble gjort før datainnsamlingen var ferdig (se vedlegg 3, og at den muligens arbitrære inndelingen dermed i verste fall fører til en falsk negativ. Noen argumenterer for at distinksjonen mellom mer eller mindre objektive spørreskjemaer ikke eksisterer, og at det eneste et spørreskjema kan avdekke er en deltagers subjektive evaluering. For eksempel beskriver Schwid et al. (2002, s. 213) selvrapporteringsskjema for måling av ME (Kronisk utmattelsessyndrom) «Entirely subjective». Dette perspektivet er forståelig, siden datainnsamling gjennom spørreskjema per definisjon må igjennom deltageres egne tolkninger. Samtidig er det ikke mulig å forholde seg til denne anti-realismen i store deler av kvantitativ forskning. Hvis ingen grad av objektivitet er mulig i tolkningen av menneskelige interaksjoner, ville interater reliabilitetsmål vært ubrukelig i evalueringen av de observerte personene. Andre har også argumentert for at selvrapportering aldri vil være fullstendig subjektiv eller objektiv, og at det er alltid handler om grader av ambiguitet (Jones & d'Errico, 2019; Weiner, 2005, s. 319-320). Dermed vil det også finnes mer og mindre ambigøse situasjoner av avvisning hos deltagerne. I et hypotetisk scenario, ville tilfeller av noen avvisninger skapt stor enighet i en gruppe med uavhengige observatører, mens andre situasjoner ville resultert i mer uenighet. Det er rimelig å slutte at situasjonene som skaper mer uenighet ville lagt mer opp til deltagerens avvisningssensitivitet i tolkning av egen avvisning. Dette er distinksjonen som skillet mellom SA og OA prøvde å treffe. Uavhengig om distinksjonen er konseptuelt valid eller ikke, så viste reliabilitetsmålene lav intern konsistens i målet for OA. At den interne konsistensen var såpass lav kan tolkes som at OA og SA ikke var gode inndelinger av avvisningsmålet uansett.

At H4 ble bekreftet av analysen, vil derfor ikke fastslå at deltagerne subjektive opplevelse av avvisning ville stemt overens med en ekstern gruppe observatører.

H6 ble bekreftet siden kun 31% av deltagerne ikke rapporterte noen tilfeller av de forskjellige formene for avvisning. Forskjellige studier kan legge forskjellig verdi i presisjon av deltagerne hukommelse og problematikken med for mange null-verdier. Det finnes ingen universelle standarder for hvordan denne avveiningen skal gjøres, men 31% nullverdier i en tidsramme på én måned virker rimelig.

Item 1 «Ble ignorert ("Ghosting", den andre svarte ikke på meldinger, blokkerte, etc.)», og item 12 «Den andre gjorde seg utilgjengelig for kontakt (f.eks., blokkering på sosiale medier)», virker som om de måler det samme. Det finnes sikkert semantiske distinksjoner mellom å «bli ignorert» og at den andre «gjorde seg utilgjengelig for kontakt», men overflatevaliditetsmessig virker unødvendig å ha med begge disse i avvisningsmålet. Til tross for dette var det en svært lav korrelasjon mellom item 1,  $M = 0.64$ ,  $SD = 0.94$ , og item 12,  $M = 0.01$ ,  $SD = 0.38$ , med tanke på at de var i samme instrument,  $r(111) = .28$ ,  $p = .003$ . En mulig forklaring er at eksempelet «den andre svarte ikke på meldinger» er relativt vanlig å oppleve. At item 12 og item 1 er såpass like, det lave gjennomsnittet til item 12,  $M = 0.01$ , i tillegg til den lave item-total korrelasjonen,  $r_{cor} = .26$ , betyr at itemen kanskje burde fjernes ifra instrumentet.

### **Begrensninger og videre forskning**

Siden målet spør deltagerne om spesifikke antall avvisninger, kan det være fristende å tenke at summen av alle itemsene gir et absolutt nummer på antall opplevde avvisninger den siste måneden. Det er flere problemer med dette. Ett av problemene kom av at målet skulle være fullstendig anonymt, og det ble derfor valgt å ikke gjøre det mulig for deltagerne å rapportere annet enn forhåndsbestemte svaralternativ. For eksempel var svaralternativ 5 «mer enn 5 ganger», noe som gjør at svaralternativ 5 ikke nødvendigvis betyr det samme for hver deltager som har rapportert dette svaret. I tillegg vil «distansen» mellom svaralternativ 3 og 4 ikke være den samme som «distansen» mellom svaralternativ 4 og 5. På grunn av dette vil målet teknisk sett være på ordinalnivå, og flere av analysene ville derfor teknisk sett ha vært upassende. Analysene så bort ifra dette siden enkeltitems på ordinalnivå som danner et sammensatt instrument, i de fleste tilfeller kan behandles som om de er på intervallnivå (Joshi



et al., 2015; Norman, 2010). Et annet problem med å tenke at instrumentet måler absolutt antall avvisninger er at ett tilfelle av en spesifikk type avvisning kan slå ut på flere av itemsene. For eksempel kunne påstand 3 «Den andre unngikk å møte blikket ditt», være et eksempel på spørsmål 5 «Den andre virket uengasjert i samtaler». En deltager som har opplevd ett tilfelle av avvisning nummer 3 vil i dette tilfellet øke totalskåren sin med 2. Dette vil være et problem hvis noen typer avvisninger overlapper med flere items enn andre typer avvisninger. I så fall kan grupper som i større grad opplever avvisningene som indirekte blir vektet høyere, ende opp med en kunstig høy avvisningsskåre.

Det er også flere svakheter knyttet til generaliserbarheten av resultatene. For det første åpnet bekvemmelighetsutvalget for skjevheter i utvalget blant annet fordi en vesentlig del av de innhentede deltagerne er bekjente av oss elleve bachelorstudenter. For det andre består utvalget mest sannsynlig nesten utelukkende av studenter. Dette kan være et problem på grunn av studenters generelle særegenhet (Peterson & Merunka, 2014), men også siden studenter kan være spesielt upassende utvalg i forskning på seksuelle vaner og holdninger (Dickinson et al., 2012). Det er derfor ikke sikkert at funnene kan generaliseres utover studenters atferd. I tillegg ble undersøkelsen gjort under restriksjoner knyttet til covid-19 pandemien.

Innsamlingsprosessen startet tidlig i mars, og deltagerne fikk beskjed om å rapportere avvisninger ifra én måned bak i tid. I februar var det fortsatt noen restriksjoner som for eksempel krav om mulighet for 1 meters avstand på offentlige arrangementer og utesteder, noe som gjør at resultatene kan være noe tidfestede. Döring (2020) underbygger dette ved å peke på endringer i seksuell atferd under pandemien.

Det har allerede blitt påpekt at act nomination prosedyren mest sannsynlig hadde innspill fra en overvekt av kvinner. I tillegg til dette ble det utført en mye mindre formell og ekstensiv prosedyre enn den Buss & Craik beskriver. Det var ikke eksterne deltagerne, men oss selv som kom på avvisningseksempelene. I tillegg var det ikke et begrenset antall eksempler per person, slik at noen bidro mer enn andre til den totale listen. Vi hadde heller ingen mål på inter-rater reliabiliteten i valg av prototypiske eksempler. For å kontrollere for bias, utførte Buss & Craik reliabilitetsanalyser mellom de mannlige og kvinnelige eksperterne i evalueringen av prototypikalitet i de originale act nomination prosedyrene (Buss & Craik, 1981). Vi hadde ikke denne typen strengt i våre prosedyrer, noe som kan ha ført til at de endelige målene ikke samsvarer med allmenne oppfatninger av prototypiske eksempler på avvisning, med en spesielt stor fare for bias knyttet til kjønnsfordeling.

Undersøkelsen hadde også blitt styrket av et større utvalg. Dette gjaldt spesielt i undersøkelsen av kjønnsrelaterte hypoteser, siden utvalgsstørrelsene for disse analysene praktisk talt ble halvert. Fordelen med avvisningsmålet er at det er et relativt kort mål som er lite ressurskrevende å gjennomføre. Målet er på kun 14 items, og kan lett distribueres gjennom nettbaserte ressurser. I tillegg er målet laget for studenter, som ofte er de enkleste deltagerne å rekruttere.

Generelt sett var analysene lovende for validiteten til avvisningsmålet, men videre forskning med eventuelle endringer kan mest sannsynlig forbedre det. For det første kan en mer kontrollert act nomination prosedyre forsikre interrater reliabilitet i valg av eksempelavvisningene. For det andre burde kanskje item nummer 12 fjernes på grunn av lave item-total korrelasjoner til tross for store semantiske overlapp med andre items. Et tredje poeng er at målet burde undersøkes på andre utvalg. Siden eksempelavvisningene ble konstruert med tanke på typiske avvisninger for studenter, burde studier med utvalg av vesentlig eldre populasjoner vurdere å konstruere ett nytt mål. Derfor er hovedgrunnen til å bruke målet i andre utvalg å konstatere at funnene generaliseres til situasjoner uten restriksjoner som følge av covid-19 pandemien. For det fjerde burde kanskje formidlingen av at avvisningene kun skulle rapporteres under aktiv søking gjøres tydeligere.

## **Konklusjon**

Vi forsøkte å utvikle flere mål relatert til romantisk søking og avvisning gjennom act nomination prosedyren. Målet for romantisk avvisning viste høy indre konsistens, med noe blandede resultater for de validerende hypotesene. Totalt ble 4 av 6 hypoteser bekreftet. Målet sto derfor i samsvar med mye av forskningen på romantisk avvisning. Konstrukter som selvaktelse, selvoppfattet markedsverdi, ekstraversjon, ensomhet og romantisk søking, viste forventede sammenhenger med avvisningsmålet. I tillegg indikerte en passende mengde nullskårer at tidsintervallet på én måned var passende. De to avkreftede hypotesene tok utgangspunkt i både teoretisk og empirisk evolusjonspsykologisk evidens som ikke samsvarte med våre data. Diskrepansen mellom funnene kunne til dels forklare av lav statistisk styrke i noen av analysene. Samtidig var det vanskeligere å bortforklare at mennene i vårt utvalg verken søkte eller ble avvist mer enn kvinner. Til tross for plausible ad hoc hypoteser, indikerte dette at vår uformelle act nomination prosedyre kan ha ført til bias i

eksemplifiseringen av romantiske avvisninger. Totalt sett viste målet lovende validitet. Før målet benyttes i videre forskning burde allikevel endringer presentert i oppgaven vurderes.

### Referanseliste

- Akoglu, H. (2018). User's guide to correlation coefficients. *Turkish Journal of Emergency Medicine*, 18(3), 91-93. <https://doi.org/10.1016/j.tjem.2018.08.001>
- Allende-Alonso, S., Bouza-Herrera, C., Rizvi, S. & Sautto-Vallejo, J. (2019). Big data and the central limit theorem: A statistical legend. *Investigación Operacional*, 40(1), 112-123. [https://www.researchgate.net/publication/332708575\\_Big\\_data\\_and\\_the\\_central\\_limit\\_theorem\\_A\\_statistical\\_legend](https://www.researchgate.net/publication/332708575_Big_data_and_the_central_limit_theorem_A_statistical_legend)
- Ayduk, Ö., Zayas, V., Downey, G., Cole, A. B., Shoda, Y. & Mischel, W. (2008). Rejection sensitivity and executive control: Joint predictors of borderline personality features. *Journal of Research in Personality*, 42(1), 151-168. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.04.002>
- Baize, H. R. & Schroeder, J. E. (1995). Personality and mate selection in personal ads: Evolutionary preferences in a public mate selection process. *Journal of Social Behavior and Personality*, 10(3), 517. <https://psycnet.apa.org/record/1996-11190-001>
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I. & Vohs, K. D. (2003). Does High Self-Esteem Cause Better Performance, Interpersonal Success, Happiness, or Healthier Lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), 1-44. <https://doi.org/10.1111/1529-1006.01431>
- Bendixen, M. & Kennair, L. E. O. (2017). When less is more: Psychometric properties of Norwegian short-forms of the Ambivalent Sexism Scales (ASI and AMI) and the Illinois Rape Myth Acceptance (IRMA) Scale. *Scandinavian journal of psychology*, 58(6), 541-550. <https://doi.org/10.1111/sjop.12392>
- Block, J. (1989). Critique of the act frequency approach to personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(2), 234. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.2.234>
- Boneau, C. A. (1960). The effects of violations of assumptions underlying the t test. *Psychological bulletin*, 57(1), 49. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/h0041412>
- Bungert, M., Liebke, L., Thome, J., Haeussler, K., Bohus, M. & Lis, S. (2015). Rejection sensitivity and symptom severity in patients with borderline personality disorder:

- effects of childhood maltreatment and self-esteem. *Borderline Personality Disorder and Emotion Dysregulation*, 2(1), 4. <https://doi.org/10.1186/s40479-015-0025-x>
- Buss, D. M. (1989). Sex differences in human mate preferences: Evolutionary hypotheses tested in 37 cultures. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(1), 1-14. <https://doi.org/10.1017/s0140525x00023992>
- Buss, D. M. (1995). Psychological sex differences: Origins through sexual selection. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.50.3.164>
- Buss, D. M. (2021). Act nomination method. I *Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science* (s. 49-51). Springer. [https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-3-319-19650-3\\_1862](https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-3-319-19650-3_1862)
- Buss, D. M. & Craik, K. H. (1980). The frequency concept of disposition: dominance and prototypically dominant acts. *Journal of Personality*, 48(3), 379-392. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1980.tb00840.x>
- Buss, D. M. & Craik, K. H. (1981). The act frequency analysis of interpersonal dispositions: Aloofness, gregariousness, dominance and submissiveness *Journal of Personality*, 49(2), 175-192. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1981.tb00736.x>
- Buss, D. M. & Craik, K. H. (1983). The act frequency approach to personality. *Psychological review*, 90(2), 105. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0033-295X.90.2.105>
- Charlot, N. H., Balzarini, R. N. & Campbell, L. J. (2019). The association between romantic rejection and change in ideal standards, ideal flexibility, and self-perceived mate value. *Social Psychology*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000392>
- Costello, A. B. & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(1), 7. <https://doi.org/https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De Graaf, H. & Sandfort, T. G. M. (2004). Gender Differences in Affective Responses to Sexual Rejection. *Archives of Sexual Behavior*, 33(4), 395-403. <https://doi.org/10.1023/b:aseb.0000028892.63150.be>
- de Sousa Campos, L., Otta, E. & de Oliveira Siqueira, J. (2002). Sex differences in mate selection strategies: Content analyses and responses to personal advertisements in Brazil. *Evolution and Human Behavior*, 23(5), 395-406. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1090-5138\(02\)00099-5](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1090-5138(02)00099-5)
- Dickinson, E. R., Adelson, J. L. & Owen, J. (2012). Gender Balance, Representativeness, and Statistical Power in Sexuality Research Using Undergraduate Student Samples.

- Archives of Sexual Behavior*, 41(2), 325-327. <https://doi.org/10.1007/s10508-011-9887-1>
- Ditommaso, E., Brannen, C. & Best, L. A. (2004). Measurement and Validity Characteristics of the Short Version of the Social and Emotional Loneliness Scale for Adults. *Educational and Psychological Measurement*, 64(1), 99-119. <https://doi.org/10.1177/0013164403258450>
- Downey, G. & Feldman, S. I. (1996). Implications of rejection sensitivity for intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(6), 1327. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.70.6.1327>
- Downey, G., Freitas, A. L., Michaelis, B. & Khouri, H. (1998). The self-fulfilling prophecy in close relationships: rejection sensitivity and rejection by romantic partners. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(2), 545. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0022-3514.75.2.545>
- Dykstra, P. A. & Fokkema, T. (2007). Social and emotional loneliness among divorced and married men and women: Comparing the deficit and cognitive perspectives. *Basic and applied social psychology*, 29(1), 1-12. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/01973530701330843>
- Döring, N. (2020). How Is the COVID-19 Pandemic Affecting Our Sexualities? An Overview of the Current Media Narratives and Research Hypotheses. *Archives of Sexual Behavior*, 49(8), 2765-2778. <https://doi.org/10.1007/s10508-020-01790-z>
- Eaton, A. A. & Rose, S. (2011). Has Dating Become More Egalitarian? A 35 Year Review Using Sex Roles. *Sex Roles*, 64(11-12), 843-862. <https://doi.org/10.1007/s11199-011-9957-9>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. sage.
- Gignac, G. (2019). How2statsbook (online edition 1). Perth, Australia: Author. I. <http://www.how2statsbook.com/>
- Goodwin, L. D. & Leech, N. L. (2006). Understanding correlation: Factors that affect the size of r. *The Journal of Experimental Education*, 74(3), 249-266. <https://doi.org/https://doi.org/10.3200/JEXE.74.3.249-266>
- Grauerholz, E. & Serpe, R. T. (1985). Initiation and response: The dynamics of sexual interaction. *Sex Roles*, 12(9), 1041-1059. <https://doi.org/https://doi.org/10.1007/BF00288104>

- Grøntvedt, T. V. & Kennair, L. E. O. (2013). Age preferences in a gender egalitarian society. *Journal of Social, Evolutionary, and Cultural Psychology*, 7(3), 239.  
<https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1037/h0099199>
- Haselton, M. G. (2003). The sexual overperception bias: Evidence of a systematic bias in men from a survey of naturally occurring events. *Journal of Research in Personality*, 37(1), 34-47. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00529-9](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00529-9)
- Haselton, M. G. & Buss, D. M. (2000). Error management theory: A new perspective on biases in cross-sex mind reading. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(1), 81-91. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.1.81>
- Haselton, M. G. & Buss, D. M. (2009). Error management theory and the evolution of misbeliefs. *Behavioral and Brain Sciences*, 32(6), 522-523.  
<https://doi.org/10.1017/s0140525x09991440>
- Havlicek, L. L. & Peterson, N. L. (1976). Robustness of the Pearson Correlation against Violations of Assumptions. *Perceptual and Motor Skills*, 43(3\_suppl), 1319-1334.  
<https://doi.org/10.2466/pms.1976.43.3f.1319>
- Heatherton, T. F. & Polivy, J. (1991). Development and validation of a scale for measuring state self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(6), 895-910.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.6.895>
- Hoffman, B., Ware, J. & Shapiro, E. (2020). Assessing the threat of incel violence. *Studies in Conflict & Terrorism*, 43(7), 565-587.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.1080/1057610X.2020.1751459>
- Jones, L. & d'Errico, M. (2019). Whose resilience matters? Like-for-like comparison of objective and subjective evaluations of resilience. *World Development*, 124, 104632.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104632>
- Joshi, A., Kale, S., Chandel, S. & Pal, D. K. (2015). Likert scale: Explored and explained. *British journal of applied science & technology*, 7(4), 396.  
<https://doi.org/10.9734/BJAST/2015/14975>
- Kavanagh, P. S., Robins, S. C. & Ellis, B. J. (2010). The mating sociometer: A regulatory mechanism for mating aspirations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99(1), 120-132. <https://doi.org/10.1037/a0018188>
- Kelly, A. J., Dubbs, S. L. & Barlow, F. K. (2016). An evolutionary perspective on mate rejection. *Evolutionary Psychology*, 14(4), 1474704916678626.  
<https://doi.org/10.1177/1474704916678626>

- Kennair, L. E. O., Wade, T. J., Tallaksen, M. T., Grøntvedt, T. V., Kessler, A. M., Burch, R. L. & Bendixen, M. (2022). Perceived Effectiveness of Flirtation Tactics: The Effects of sex, Mating Context and Individual Differences in US and Norwegian Samples. *Evolutionary Psychology*, 20(1), 147470492210880. <https://doi.org/10.1177/14747049221088011>
- Kim, J. J., Muise, A., Sakaluk, J. K., Rosen, N. O. & Impett, E. A. (2020). When Tonight Is Not the Night: Sexual Rejection Behaviors and Satisfaction in Romantic Relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 46(10), 1476-1490. <https://doi.org/10.1177/0146167220907469>
- Kroneisen, M., Rummel, J. & Erdfelder, E. (2016). What kind of processing is survival processing? *Memory & Cognition*, 44(8), 1228-1243. <https://doi.org/10.3758/s13421-016-0634-7>
- La France, B. H. (2010). What verbal and nonverbal communication cues lead to sex?: An analysis of the traditional sexual script. *Communication Quarterly*, 58(3), 297-318. <https://doi.org/10.1080/01463373.2010.503161>
- Landolt, M. A., Lalumière, M. L. & Quinsey, V. L. (1995). Sex differences in intra-sex variations in human mating tactics: An evolutionary approach. *Ethology and Sociobiology*, 16(1), 3-23. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0162-3095\(94\)00012-V](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0162-3095(94)00012-V)
- Leary, M. R. (2015). Emotional responses to interpersonal rejection. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(4), 435-441. <https://doi.org/10.31887/dcns.2015.17.4/mleary>
- Leary, M. R. & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. I *Advances in experimental social psychology* (Bd. 32, s. 1-62). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(00\)80003-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(00)80003-9)
- Leary, M. R., Tambor, E. S., Terdal, S. K. & Downs, D. L. (1995). Self-esteem as an interpersonal monitor: the sociometer hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(3), 518. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.3.518>
- McLellan, B. & McKelvie, S. J. (1993). Effects of age and gender on perceived facial attractiveness. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, 25(1), 135. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/h0078790>
- Meng, X.-L., Rosenthal, R. & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological bulletin*, 111(1), 172. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.1.172>

- Moritz, D. & Roberts, J. E. (2020). Depressive Symptoms and Self-Esteem as Moderators of Metaperceptions of Social Rejection Versus Acceptance: A Truth and Bias Analysis. *Clinical Psychological Science*, 8(2), 252-265.  
<https://doi.org/10.1177/2167702619894906>
- Nettle, D. (2005). An evolutionary approach to the extraversion continuum. *Evolution and Human Behavior*, 26(4), 363-373.  
<https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2004.12.004>
- Norman, G. (2010). Likert scales, levels of measurement and the “laws” of statistics. *Advances in Health Sciences Education*, 15(5), 625-632.  
<https://doi.org/10.1007/s10459-010-9222-y>
- Osborne, J. W. (2015). What is rotating in exploratory factor analysis? *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 20(1), 2. <https://doi.org/https://doi.org/10.7275/hb2g-m060>
- Penke, L. & Asendorpf, J. B. (2008). Beyond global sociosexual orientations: a more differentiated look at sociosexuality and its effects on courtship and romantic relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1113.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.5.1113>
- Penke, L. & Denissen, J. J. (2008). Sex differences and lifestyle-dependent shifts in the attunement of self-esteem to self-perceived mate value: Hints to an adaptive mechanism? *Journal of Research in Personality*, 42(4), 1123-1129.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jrp.2008.02.003>
- Peterson, R. A. & Merunka, D. R. (2014). Convenience samples of college students and research reproducibility. *Journal of Business Research*, 67(5), 1035-1041.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.08.010>
- Publication manual of the American Psychological Association : the official guide to APA style.* (2020). (Seventh edition. utg.). American Psychological Association.
- Regan, P. C., Levin, L., Sprecher, S., Christopher, F. S. & Gate, R. (2000). Partner Preferences. *Journal of Psychology & Human Sexuality*, 12(3), 1-21.  
[https://doi.org/10.1300/j056v12n03\\_01](https://doi.org/10.1300/j056v12n03_01)
- Romero-Canyas, R., Downey, G., Berenson, K., Ayduk, O. & Kang, N. J. (2010). Rejection Sensitivity and the Rejection-Hostility Link in Romantic Relationships. *Journal of Personality*, 78(1), 119-148. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2009.00611.x>
- Saucier, G. (2002). Orthogonal Markers for Orthogonal Factors: The Case of the Big Five. *Journal of Research in Personality*, 36(1), 1-31.  
<https://doi.org/10.1006/jrpe.2001.2335>



- Scaptura, M. N. & Boyle, K. M. (2020). Masculinity threat, “incel” traits, and violent fantasies among heterosexual men in the United States. *Feminist criminology*, 15(3), 278-298. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/1557085119896415>
- Schwid, S. R., Covington, M., Segal, B. M. & Goodman, A. D. (2002). Fatigue in multiple sclerosis: current understanding and future directions. *Journal of rehabilitation research and development*, 39(2), 211-224. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12051465/>
- Simon, W. & Gagnon, J. H. (1986). Sexual scripts: Permanence and change. *Archives of Sexual Behavior*, 15(2), 97-120. <https://doi.org/10.1007/bf01542219>
- Sommer, F., Leuschner, V. & Scheithauer, H. (2014). Bullying, romantic rejection, and conflicts with teachers: The crucial role of social dynamics in the development of school shootings—A systematic review. *International Journal of Developmental Science*, 8(1-2), 3-24. <https://doi.org/10.3233/DEV-140129>
- Soto, C. J. & John, O. P. (2017). Short and extra-short forms of the Big Five Inventory—2: The BFI-2-S and BFI-2-XS. *Journal of Research in Personality*, 68, 69-81. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jrp.2017.02.004>
- Staksrud, E., Kolstad, I. & Enebakk, V. (2021). *Forskningsetiske retningslinjer for samfunnsvitenskap og humaniora*. <https://www.forskningsetikk.no/retningslinjer/hum-sam/forskningsetiske-retningslinjer-for-samfunnsvitenskap-og-humaniora/>
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. & Ullman, J. B. (2007). *Using multivariate statistics* (Bd. 5). pearson Boston, MA.
- Tavakol, M. & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Tissera, H., Gazzard Kerr, L., Carlson, E. N. & Human, L. J. (2021). Social anxiety and liking: Towards understanding the role of metaperceptions in first impressions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 121(4), 948. <https://doi.org/10.1037/pspp0000363>
- Tomkinson, S., Harper, T. & Attwell, K. (2020). Confronting Incel: exploring possible policy responses to misogynistic violent extremism. *Australian Journal of Political Science*, 55(2), 152-169. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/10361146.2020.1747393>
- Trivers, R. L. (2017). Parental investment and sexual selection. I *Sexual selection and the descent of man* (s. 136-179). Routledge.

- Weiner, I. B. (2005). Integrative personality assessment with self-report and performance-based measures. *Handbook of personology and psychopathology*, 317-331.  
<https://psycnet.apa.org/record/2005-04993-017>
- Welsh, D. P., Grello, C. M. & Harper, M. S. (2003). When love hurts: Depression and adolescent romantic relationships. <https://psycnet.apa.org/record/2003-06578-008>
- Zhang, L., Liu, S., Li, Y. & Ruan, L.-J. (2015). Heterosexual rejection and mate choice: A sociometer perspective. *Frontiers in psychology*, 1846.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01846>
- Ziegler, M., Kemper, C. J. & Kruey, P. (2014). Short scales—Five misunderstandings and ways to overcome them. I. Hogrefe Publishing.