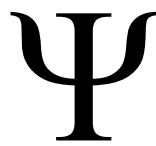




DET PSYKOLOGISKE FAKULTET



Komorbid ruslidelse har liten betydning for graden av selvrapporterte eksekutive vansker hos pasienter med schizofrenilidelser

HOVEDOPPGAVE

profesjonsstudiet i psykologi

Katrine Borthheim og Una Henriette Holen

Vår 2021

Forord

Denne oppgaven har benyttet anonymiserte arkivdata fra en testdatabase som var henvist til nevropsykologisk undersøkelse fra kommunale eller statlige helsetjenester i tidligere Hordaland fylke. Vi har analysert data som er relevant for å svare på oppgavens hypoteser selv og har selv valgt ut de statistiske metodene. Vi retter en stor takk til veilederen vår, Rune Raudeberg, for engasjement, konstruktive tilbakemeldinger og spennende faglige diskusjoner. Rune har gjort skriveprosessen smidig ved at han har vært tilgjengelig og alltid har gitt raske tilbakemeldinger. Vi sitter igjen med økt forståelse for statistiske analyser og forskningsområdet etter samarbeidet.

Sammendrag

Formål: Vi undersøkte selvrapporterte eksekutive vansker hos pasienter med schizofrenispektrumlidelser med Behavior Rating Inventory of Executive Function- Adult Version (BRIEF-A) og om pasienter med schizofrenilidelse og komorbid ruslidelse skiller seg fra pasienter med schizofrenilidelse uten komorbid ruslidelse i grad av eksekutive vansker.

Metode: Utvalget bestod av 264 pasienter med en diagnose innenfor schizofrenispekteret. Der 37,9% hadde en komorbid ruslidelse. Alle deltakerne fullførte selvrapportversjonen av BRIEF-A. **Resultater:** Alle skalaene på BRIEF-A i det totale utvalget var 0,5-1,5 SA over gjennomsnittet for normutvalget og mange skalaer var nær klinisk grenseverdi ($T \geq 65$). Disse funnene samsvarer godt med tidligere forskning som har målt eksekutive vansker ved schizofrenilidelse med BRIEF-A. Analyse med uavhengig t-test viste at deltakerne som hadde ruslidelse hadde signifikant høyere skåre på skalaen for impuls kontroll sammenlignet med deltakerne som ikke hadde ruslidelse, men effektstørrelsen var liten (Cohen's $d=0,34$). Det var ingen andre signifikante forskjeller mellom gruppene på BRIEF-A. Hovedfunnet var at begge pasientgruppene hadde overveiende like skårer på BRIEF-A, der vansker med initiering, arbeidshukommelse og planlegging/organisering var mest uttalt.

Søkeord: schizofreni, eksekutiv funksjon, ruslidelse, BRIEF-A

Abstract

Objective: We investigated self-reported executive dysfunction in patients with Schizophrenia Spectrum Disorders with the Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult Version (BRIEF-A), and whether patients with schizophrenia and comorbid substance abuse disorder reported different degrees of executive dysfunction compared to patients with schizophrenia without comorbid substance abuse disorder. **Methods:** The sample consisted of 264 patients with schizophrenia spectrum disorders, of which 37,9% had a comorbid substance abuse disorder. All participants completed the self-report version of BRIEF-A. **Results:** All BRIEF-A scales for the total sample were 0,5-1,5 SD above the average of the normative sample, and many scales were near the clinical cut-off ($T \geq 65$). Analysis with independent samples t-test revealed that the participants with comorbid substance abuse reported significantly more problems with inhibition compared to the participants without comorbid substance abuse, but the effect size was small (Cohen's $d=0,34$). There were no other significant differences between the groups on the BRIEF-A. The main finding was that the two groups had predominantly similar scores on the BRIEF-A, where difficulties with initiation, working memory and planning/organizing were most pronounced.

Keywords: schizophrenia, executive function, substance abuse, BRIEF-A

Innledning

Eksekutive vansker er vanlig hos personer med schizofrenidiagnose og anses som et kjernesymptom ved lidelsen (Aas et al., 2014; Fioravanti et al., 2012; Thai et al., 2019; Vöhringer et al., 2013). Eksekutive funksjoner omfatter kognitive funksjoner som er nødvendig for målrettet atferd og tilpasning til endringer og krav fra omgivelsene. Eksekutive funksjoner inkluderer evner som impulskontroll, arbeidshukommelse, evnen til å skifte mellom oppgaver og regulering av atferd og emosjonelle responser (Friedman & Miyake, 2017). Svekkelse i eksekutiv fungering ved schizofrenilidelse er forbundet med redusert livskvalitet, arbeidsledighet og dårligere sosial fungering (Lepage et al., 2014; Øie et al., 2011; Rajji et al., 2014; Savilla et al., 2008).

En høy andel pasienter med schizofrenilidelse har en komorbid ruslidelse. På verdensbasis er prevalensen 41,7% (Hunt et al., 2018), og i Norge er den ca. 25 %, med en høyere andel i den yngre kohorten, på 30-40% (Nesvåg et al., 2015). Ruslidelser er også assosiert med svekkelse i eksekutive funksjoner, men man vet lite om hvordan ruslidelser påvirker den kognitive fungeringen til pasienter med schizofreni (Glick et al., 2021; Ramey & Regier, 2019). Komorbid ruslidelse utgjør en utfordring for behandling av pasienter med schizofrenilidelser, og er assosiert med verre psykotiske symptomer, flere innleggelses og tvangsinnleggelses og dårligere behandlingsrespons og -utfall (Nesvåg et al., 2015).

Helsedirektoratet (2013) anbefaler kognitiv kartlegging av personer med schizofrenilidelser og at denne informasjonen brukes for behandlingsplanlegging. Det kan hende at det er behov for annen kognitiv tilpasning ved schizofreni- og komorbid ruslidelse, men siden det er lite kunnskap om hvordan rus påvirker kognisjon ved schizofreni, er det usikkert hvilke tilpasninger det er behov for. Det er også viktig at man måler eksekutive vansker på en nøyaktig måte, slik at man gir et behandlingstilbud som er tilpasset pasients kognitive funksjonsnivå (Hoffmann et al., 2003). Imidlertid er det å måle eksekutive

funksjoner utfordrende, fordi de består av forskjellige funksjoner og er mest fremtredende i ustrukturerte miljøer (Chaytor & Schmitter-Edgecombe, 2003; Constantinidou et al., 2012; Donders & Strong, 2016; Isquith et al., 2013; Loughan et al., 2020). Eksekutive funksjoner blir ofte målt ved nevropsykologiske tester, men slike tester har blitt kritisert for at de ikke er sensitive nok til å fange opp hverdagsfungeringen av eksekutive funksjoner (Chaytor & Schmitter-Edgecombe, 2003; Constantinidou et al., 2012; Donders & Strong, 2016; Isquith et al., 2013; Loughan et al., 2020). Spørreskjemaet “Behavior Rating Inventory of Executive Function – Adult Version” (BRIEF-A) ble blant annet utviklet fordi nevropsykologiske tester i begrenset grad kunne forklare eksekutiv fungering i hverdagen, og var tiltenkt som et supplement til disse testene (Isquith et al., 2013).

BRIEF-A ble utviklet i USA og har som hensikt å måle eksekutiv funksjon og selvregulering hos voksne i alderen 18-90 år, i hverdagen (Isquith et al., 2005). BRIEF-A ble oversatt til norsk i 2006 (Nicholas & Solbakk, 2006) og er en av de mest brukte testene blant norske psykologer (Ryder, 2021). BRIEF-A er også hyppig brukt i forskning som mål på eksekutiv funksjon ved ulike tilstander, som ADHD, hjerneskade og depresjon (Adler et al., 2020; Hagen et al., 2020; Särkämö et al., 2021). BRIEF-A har høy indre konsistens, høy test-retest reliabilitet og tilstrekkelig konvergerende og divergerende validitet (Isquith et al., 2005). Imidlertid har det gjennomgående blitt funnet lav korrelasjon mellom BRIEF-A og nevropsykologiske tester som måler eksekutive funksjoner (Bulzacka et al., 2013; Isquith et al., 2013; Løvstad et al., 2016; Raudeberg et al., 2021). Selv om BRIEF-A har lav korrelasjon med nevropsykologiske mål har det blitt argumentert for at BRIEF-A likevel måler viktige aspekter ved eksekutive funksjoner (Isquith et al., 2013; Toplak et al., 2013), ved at nevropsykologiske tester måler underliggende eksekutive evner, mens BRIEF-A måler i hvilken grad man klarer å anvende disse evnene. Selv om man har de nødvendige evnene

betyr ikke dette nødvendigvis at man klarer å benytte seg av dem i hverdagssituasjoner (Isquith et al., 2013).

Det er gjort lite forskning som undersøker hvordan pasienter med schizofrenidiagnose skårer på BRIEF-A, og det er usikkert om BRIEF-A er sensitiv for disse vanskene hos denne gruppen. Til vår kjennskap eksisterer det kun fire studier som bruker BRIEF-A selvrapport for å måle eksekutive vansker hos personer med schizofrenidiagnose. Bulzacka et al. (2013) fant at pasienter med schizofrenidiagnose ($n=31$) skåret signifikant høyere på alle delskalaene til BRIEF-A, sammenlignet med en frisk kontrollgruppe ($n=34$). Kumbhani et al. (2010) fant at pasienter med schizofrenidiagnose ($n=29$) hadde større vansker med fleksibilitet og arbeidshukommelse, sammenlignet med en frisk kontrollgruppe ($n=34$). I det samme utvalget fant Garlinghouse et al. (2010) at problemer med arbeidshukommelse hos pasienter med schizofrenidiagnose var assosiert med lavere volum i venstre og høyre frontallapp. Raudeberg et al. (2021) fant at 51% av pasientene ($N=250$) hadde en T-skåre over den kliniske grenseverdien på initieringsskalaen ($T \geq 65$), men rapporterte ikke andre resultater fra BRIEF-A. De fant ingen forskjeller i skårer på initieringsskalaen for pasienter med schizofrenilidelser og komorbid ruslidelse, sammenlignet med pasienter uten komorbid ruslidelse. Dette er den eneste studien som har sammenlignet pasienter med schizofreni- og komorbid ruslidelse med pasienter som kun har schizofrenilidelse.

Studier som har brukt nevropsykologiske tester for å undersøke kognitiv funksjon hos pasienter med komorbid schizofreni og ruslidelse, finner blandede resultater, hvor pasienter med komorbid ruslidelse skårer verre, bedre eller likt som pasienter med schizofreni, uten ruslidelse (Potvin et al., 2012). Funnene ser ut til å avhenge av type rusmiddel, alder og kognitive domener. Ruslidelse er assosiert med forhøyede skårer på BRIEF-A (Hadjiefthyvoulou et al., 2012; Hagen et al., 2019; McKowen et al., 2018), men det er ikke kjent hvordan komorbid ruslidelse påvirker eksekutive vansker ved schizofrenilidelse.

Vi ønsker å undersøke hvordan pasienter med schizofrenilidelse skårer på BRIEF-A, i et stort utvalg pasienter med schizofrenilidelser. Vi forventer å finne tilsvarende skårer som Bulzacka et al. (2013) for pasienter med schizofrenidiagnose på BRIEF-A, som har rapportert at pasienter har råskårer som tilsvarer omtrent 0,5-1,5 standardavvik høyere enn gjennomsnittet for det amerikanske normutvalget. I tillegg ønsker vi å undersøke om pasienter med schizofreni- og komorbid ruslidelse skiller seg fra pasienter med schizofreni uten ruslidelse. Siden det ikke er gjort tidligere studier på denne pasientgruppen som ser på alle BRIEF-A skalaene, og siden det er sprikende resultater på hvordan komorbid ruslidelse påvirker kognisjon i schizofreni, har vi ikke støtte for å formulere noen klare hypoteser knyttet til mulige forskjeller mellom gruppene.

Metode

Deltakere

I studien brukte vi anonymisert arkivdata hentet fra en testdatabase fra 365 pasienter som var henvist til nevropsykologisk undersøkelse fra kommunale eller statlige helsetjenester i tidligere Hordaland fylke. Formålet med den nevropsykologiske kartleggingen var støtte til diagnostiske vurderinger og behandlings- og rehabiliteringsplanlegging. Alle pasienter ble informert om kartleggingens formål, at undersøkelsen var frivillig og at de kunne trekke seg når som helst. Alle pasienter ble tilbudt en tilbakemeldingssamtale og en skriftlig nevropsykologisk rapport som beskrev resultatene av den nevropsykologiske undersøkelsen. Studien er en del av et forskningsprosjekt som har blitt vurdert av Regionale komiteer for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk og av Datatilsynet. Godkjenning til bruk av data ble gitt av Datatilsynet 13. Januar 2017.

Inklusjonskriterier for studien var alder 18 år eller eldre, norsk som morsmål og en diagnose innenfor schizofrenispekteret eller symptomer på schizofreni, psykose eller hallusinasjoner. Diagnoser ble satt i henhold til International Statistical Classification of

Diseases and Related Health Problems, 10. utgave (ICD-10; WHO, 2016) etter konsensus i behandlersteam av psykiatere og psykologspesialister. De hyppigste diagnosene som ble stilt var schizofrenidiagnose (F20.0-F20.9), schizoaffektive lidelse (F25.0-F25.9), paranoid psykose eller akutt paranoid psykose (F22.0-F23.9) og psykotisk lidelse grunnet rusbruk (F1x.5). Pasienter med psykotiske symptomer grunnet kjent affektiv lidelse ble ekskludert ($n=43$), samt de som ikke hadde norsk som morsmål ($n=27$) og pasienter som var under 18 år ($n=3$). Gitt formålet med studien var et avgjørende inklusjonskriterie å ha fullført BRIEF-A, som resulterte i et endelig utvalg av 264 deltakere. Demografiske data og mål for kognitiv funksjon for det endelige utvalget er presentert i tabell 1.

I utvalget var det 164 menn (62,1 %) og 100 kvinner (37,9%). Det var 100 (37,9%) som hadde en komorbid ruslidelse. De fleste pasientene hadde langvarig og skadelig rusbruk, og var eller hadde vært innlagt på avdelinger rettet mot samtidig behandling av rus- og alvorlig psykisk lidelse.

Måleinstrumenter

Alle deltakerne fylte ut den norske versjonen av BRIEF-A og gjennomførte den norske versjonen av «Repeatable Battery for the Assessment of Neuropsychological Status» (RBANS). En undergruppe fullførte «National Adult Reading Test» (NART; $n=186$) og «Weschler Adult Intelligence Scale- 4.versjon» (WAIS-IV; $n=53$).

På BRIEF-A tar respondentene stilling til 75 påstander, på en 3-punkts likert-skala med «aldri», «iblant» eller «ofte», f.eks «jeg glemmer lett instruksjoner». $T \geq 65$ vurderes som klinisk signifikant (Isquith et al., 2005). BRIEF-A deles i 9 kliniske skalaer, to indeksskårer og en helhetsskåre. *Impulskontroll*-skalaen måler evnen til å kontrollere impulser og stoppe handlinger til riktig tid. *Fleksibilitetsskalaen* måler om en klarer å flytte oppmerksomheten fra en oppgave til en annen, og fleksibel problemløsning. *Emosjonell kontroll*-skalaen måler

evnen til å regulere følelsesmessige reaksjoner. *Selvmonitoringsskalaen* måler i hvilken grad man klarer å gjenkjenne og følge med på hvilken effekt egne handlinger har på andre.

Initieringsskalaen måler evnen til å starte på oppgaver og generere ideer.

Arbeidshukommelsesskalaen måler om man kan holde informasjonen man trenger, i tankene, mens man fullfører en oppgave. *Planlegging/organiseringsskalaen* måler evnen til å sette seg mål, og planlegge og utføre oppgaver som er nødvendig for å nå disse målene.

Oppgavemonitoringsskalaen måler evnen til å evaluere eget arbeid og prestasjon.

Organisering av materialer-skalaen måler om man holder orden på arbeidsplassen, hjemme og materialer.

Impulskontroll, fleksibilitet, emosjonell kontroll og selvmonitorering utgjør *atferdsreguleringsindeksen* og initiering, arbeidshukommelse, planlegging/organisering, oppgavemonitorering og organisering av materialer utgjør *metakognisjonsindeksen*. *Generell eksekutiv funksjon* er en oppsummeringsskåre for alle delskårene og gir en grad av samlet eksekutiv funksjon (Isquith et al., 2005).

BRIEF-A har også tre validitetsskalaer. Grenseverdier for disse skalaene er oppgitt i råskårer. *Negativitetsskalaen* gir informasjon om uvanlige, negative responsmønstre, og har grenseverdi ≥ 6 . *Uvanlige svar* viser om respondenter svarer på påstandene på en atypisk måte, sammenlignet med normutvalget, med grenseverdi ≥ 3 . *Inkonsistensskalaen* måler om en besvarer lignende påstander på en inkonsekvent måte, med grenseverdi ≥ 8 . I dette utvalget hadde 27 deltakere forhøyede skåre på en av disse skalaene, og én på to skalaer. Ingen deltakere hadde forhøyede skårer på alle tre skalaene. I henhold til BRIEF-manualen skal skårer over grenseverdi på validitetsskalaene tolkes med forsiktighet og en forhøyet skåre utgjør ikke nødvendigvis en invalid testprotokoll (Isquith et al., 2005). Forhøyet skåre på negativitet kan i seg selv være et uttrykk for alvorlig eksekutiv dysfunksjon.

Inkonsistensskalaen beregnes ut fra små forskjeller i ordlyden i påstander som omhandler

samme type vansker, og det er fremhevet i manualen at en høy skåre på denne skalaen kan ha mange årsaker og kan i seg selv være et uttrykk for eksekutive vansker (Isquith et al., 2005). Forhøyet skåre på uvanlige svar kan bety at man vi fremstille seg i et bedre eller verre lys eller har besvart påstandene på en tilfeldig måte. En høy skåre beviser ikke at dette er tilfelle og protokollen bør heller tolkes med forsiktighet (Isquith et al., 2005). Vi har av disse grunner valgt å ha med de 28 deltakerne med forhøyede skårer på validitetsskalaene.

Statistiske analyser

Vi har brukt χ^2 for goodness of fit test for å undersøke hvordan fordeling av kjønn, hendteth og komorbid ruslidelse totalt i utvalget, samt kjønnsfordelingen blant de med komorbid ruslidelse, samsvarer med den estimerte fordelingen blant personer med schizofrenidiagnose i Norge (Hirnsteyn & Hugdahl, 2014; Nesvåg et al., 2015). For å sammenligne deltakerne med og uten komorbid ruslidelse på alder, utdanningsnivå, WAIS-IV, NART, RBANS totalskåre og BRIEF-A har vi brukt uavhengig t-test og χ^2 test for å sammenligne kjønnsfordeling. Vi brukte Pearsons korrelasjonskoeffisient for å undersøke forholdet mellom alle BRIEF-A-skalaene og RBANS sin fullskalaindeks, som er et mål på generell kognitiv svikt (Randolph, 2013). Vi utførte post hoc-analyser hvor vi undersøkte korrelasjonen mellom alder og utdanning, og BRIEF-A med Pearsons korrelasjonskoeffisient, og uavhengig t-test for å undersøke kjønnsforskjeller mellom deltakerne på BRIEF-A.

Resultater

Deskriptiv statistikk for alder, utdanning og nevropsykologiske tester (NART, WAIS-IV og RBANS totalskåre) for det totale utvalget, er presentert i tabell 1. Resultatene for utvalget på NART var som gjennomsnittet for normutvalget og resultatene på WAIS-IV var et standardavvik under gjennomsnittet for normutvalget. Resultatene på RBANS totalskåre var

to standardavvik under normutvalgets gjennomsnitt på RBANS totalskåre, som indikerer moderate kognitive vansker (Randolph, 2013).

Pasienter med ruslidelser var eldre ($G=26,03$ $SA=5,88$), sammenlignet med pasienter som ikke hadde ruslidelse, $G=23,63$, $SA=5,60$, $t(262)=-3,31$, $p<,001$, og hadde kortere utdanning, ($G=12,00$ $SA=1,90$), enn de uten ruslidelse, $G=12,77$, $SA=1,74$, $t(262)=3,39$, $p<,001$. Det var også signifikant flere menn (78,0%) enn kvinner (22,0%) som hadde ruslidelse, $\chi^2(1, N=264)=17,2$, $p<,001$. Det var ingen signifikante forskjeller mellom pasienter med komorbid ruslidelse og pasienter uten ruslidelse på NART, $n=186$, $t(184)=0,03$, $p=,97$, WAIS-IV, $n=53$, $t(51)=0,65$, $p=,52$, og RBANS totalskåre, $n=264$, $t(262)=0,72$, $p=,47$.

Fordelingene av kjønn, komorbid ruslidelse og fordeling av kjønn blant pasienter med komorbid ruslidelse i vårt utvalg er nært tilsvarende fordelinger som er rapportert for pasienter med schizofrenilidelse i en norsk nasjonal registerstudie (Nesvåg et al., 2015). Forskjellen mellom vårt utvalg og fordelingen fra Nesvåg et al. (2015) er 2,8% for kjønnsfordeling blant schizofrenipasienter, 1,0% for komorbid ruslidelse og 0,6% for fordeling av kjønn blant schizofrenipasienter med komorbid ruslidelse. Vi har også sammenlignet fordelingen av hendthet i vårt utvalg med den som er oppgitt for personer med schizofreni på verdensbasis. 11,7% i vårt utvalg er venstrehendte, som er noe høyere enn i verdens befolkning (ca. 10,0%), men litt lavere enn for pasienter med schizofreni (ca. 15,0%; Hirnstein & Hugdahl, 2014). χ^2 for goodness of fit test viste ingen signifikante forskjeller i kjønn, $\chi^2(1)=0,90$, $p=,34$ (Nesvåg et al., 2015), hendthet, $\chi^2(1)=2,20$, $p=,14$ (Hirnstein & Hugdahl, 2014) og fordeling av komorbid ruslidelse i det totale utvalget, $\chi^2(1)=0,12$, $p=,73$ (Nesvåg et al., 2015) og kjønnsfordeling blant de med ruslidelse, $\chi^2(1)=0,02$, $p=,89$ (Nesvåg et al., 2015).

Alle skårene på BRIEF-A i det totale utvalget (se tabell 2), er over gjennomsnittet for normutvalget ($G=50$, $SA=10$), og mange er nær klinisk grenseverdi ($T \geq 65$). Deltakerne

rapporterte størst vansker med initiering og minst vansker med emosjonell kontroll. De fleste i utvalget besvarte alle BRIEF-A-påstandene, kun 3,8% hadde to eller flere ubesvarte.

Analyse med uavhengig t-test viste at deltakerne som hadde ruslidelse hadde signifikant høyere skåre på skalaen for impuls kontroll ($G=61,65$, $SA=13,19$), sammenlignet med deltakerne uten ruslidelse, $G=57,40$, $SA=12,10$, $t(262)=-2,67$, $p=,008$. Selv når vi tok vekk deltakerne som hadde validitetsskaler over klinisk grenseverdi, skåret fortsatt deltakerne med komorbid ruslidelse signifikant høyere på impuls kontroll ($G=61,20$, $SA=12,39$), sammenlignet med deltakerne uten ruslidelse, $G=56,58$, $SA=11,48$, $t(234)=-2,89$, $p=,004$. Det var ingen andre signifikante forskjeller mellom disse to gruppene på de andre BRIEF-A skalaene. Skårene for BRIEF-A delskalaene og samleskårer for disse to gruppene er presentert i tabell 3.

Resultatene fra korrelasjonsanalysen mellom BRIEF-A og RBANS viste at alle samleskalene var signifikant negativt relatert til RBANS sin fullskalaindeks (r -verdier mellom $-,14$ og $-,18$, p -verdier mellom $,021$ og $,004$). For delskalaene viste resultatene fra korrelasjonsanalysen at fleksibilitet, emosjonell kontroll, selvmonitorering, arbeidshukommelse og oppgavemonitorering var signifikant negativt relatert til RBANS sin fullskalaindeks (r -verdier mellom $-,16$ og $-,20$, p -verdier mellom $,042$ og $,001$), resterende delskalaer var ikke signifikant relatert til RBANS sin fullskalaindeks.

Vi utførte post hoc-analyser for å undersøke om alder, utdanning og kjønn kan ha medvirket til skårene på BRIEF-A. Alder korrelerte signifikant med arbeidshukommelse ($r=-,13$, $p=,041$) og oppgavemonitorering ($r=-,12$, $p=,049$). Utdanning korrelerte signifikant med alle BRIEF-A skalaene (r -verdier mellom $-,13$ og $-,20$, p -verdier mellom $,039$ og $,001$). Uavhengig t-test viste at kvinner skåret høyere enn menn på alle BRIEF-A skalaene, men resultatet var ikke signifikant for impuls kontroll og selvmonitorering. For de signifikante skalaene skåret kvinner i gjennomsnitt 4,92 T-skårer høyere enn menn.

Diskusjon

Vi har i denne studien vist at personer med schizofrenilidelser rapporterer at de har mange eksekutive vansker, først og fremst med arbeidshukommelse, planlegging/organisering og initiering, når de vurderer dette med BRIEF-A. Resultatene stemmer godt med tidligere forskning der personer med schizofrenidiagnose har fylt ut BRIEF-A. Vi ser for eksempel at dersom vi konverterer råskårene rapportert i Bulzacka et al. (2013) til T-skårer finner vi en forskjell på én T-skåre på initieringsskalaen og planlegging/organisering; øvrige skalaer er identiske. Dette støtter vår hypotese om at vi kunne forvente å få tilsvarende resultater som andre studier har rapportert.

Tidligere forskning ga ikke grunnlag for å ha en klar hypotese om pasienter med schizofrenilidelse og pasienter med schizofreni- og komorbid ruslidelse ville få forskjellige resultater på BRIEF-A eller ikke. Hovedfunnet vårt er at det ikke var signifikante forskjeller mellom gruppene, bortsett fra på impuls kontroll hvor deltakerne med komorbid ruslidelse rapporterte å ha signifikant større vansker enn de uten komorbid ruslidelse. Det må understrekes at forskjellen er liten (Cohen's $d=0,34$), og det er ikke sikkert at dette er en forskjell av klinisk betydning. Fraværet av signifikante forskjeller på de fleste delskalaer kan indikere at komorbid ruslidelse i liten grad påvirker eksekutive vansker hos pasienter med schizofreni. Dette kan ha flere forklaringer. Eksempelvis er eksekutive vansker fremtredende for pasienter med schizofrenilidelse. Dette kan muligens gi en takeffekt (Garin, 2014), der de eksekutive vanskene allerede er så store at andre tilleggsfaktorer, som rus, ikke får så mye å si for vanskene. En annen forklaring kan være at tredjevariabler som kognitiv svikt, kjønn, alder og utdanning har betydning. Vi fant at alder og utdanning i liten grad hadde sammenheng med resultatene på BRIEF-A, korrelasjonene var lave til ikke-eksisterende. Vi fant også svake til ingen korrelasjoner mellom BRIEF-A og RBANS totalskåre, noe som tyder på at kognitive vansker ikke ser ut til å ha påvirket resultatene på BRIEF-A i særlig

grad. Derimot skåret kvinner høyere på alle BRIEF-A skalaene, hvor alle resultatene var signifikante, utenom impuls kontroll og selvmonitorering. Effektstørrelsene var små til moderate (Cohen's $d=0,28-0,57$), hvor de var moderate for emosjonell kontroll og arbeidshukommelse, og små for øvrige delskalaer. Siden det var signifikant færre kvinner i gruppen med komorbid ruslidelse kan vi ikke utelukke at denne gruppen ikke ville hatt høyere skårer dersom det var en jevnere kjønnsfordeling. Andre mulige tredjevariabler kan være type rusmiddel, bruksmønster, avholdsperiode, samt mengde og varighet av rusmisbruk (Donoghue & Doody, 2012). Dessverre har vi ikke opplysninger om dette. Dette er et komplekst område, hvor mange faktorer kan påvirke resultatene.

Vi fant at pasienter med schizofreni- og komorbid ruslidelse rapporterte signifikant mer vansker med impuls kontroll sammenlignet med pasienter uten ruslidelse. Alder, kjønn og utdanningsnivå ser ikke ut til å ha påvirket resultatet på denne skalaen betydelig, noe som tyder på at ruslidelse er ansvarlig for denne forskjellen. Impulsivitet er assosiert med ruslidelse og anses som både en risikofaktor for å utvikle ruslidelse og som en konsekvens av rusbruk (Vassileva & Conrod, 2019; Weafer et al., 2014). Imidlertid viser studier som har sammenlignet vansker med impuls kontroll hos pasienter med schizofreni og pasienter med schizofreni og komorbid ruslidelse blandede resultater, hvor de både har funnet at pasienter med komorbid ruslidelse kan ha mer vansker med impuls kontroll, mindre eller like store vansker (Glick et al., 2021; Zhornitsky et al., 2012). Siden ingen tidligere studier har sammenlignet pasienter med schizofreni og komorbid ruslidelse på alle BRIEF-A skalaene, er det vanskelig å sammenligne resultatene direkte.

Ettersom begge gruppene rapporterte å ha mest vansker med initiering, arbeidshukommelse og planlegging/organisering kan det kanskje være hensiktsmessig å ha særlig fokus på disse vanskene ved behandlingsplanlegging. Siden pasientene med ruslidelser

rapporterte å ha noe mer vansker med impulskontroll kan det hende at de i tillegg kan dra nytte av et behandlingstilbud som er mer rettet mot disse vanskene.

Løvstad et al. (2016) problematiserer om BRIEF-A er et rent mål på eksekutiv funksjon, ved at emosjonelle plager kan påvirke skårene. Dette kan ha implikasjoner for tolkingen av BRIEF-A skårer. Derimot var korrelasjonen mellom BRIEF-A og emosjonelle plager sterkest for pasienter med nevrologiske sykdommer, og svakere eller ikke-eksisterende for personer med nevropsykiatriske sykdommer, tross høyere symptomtrykk både på BRIEF-A og mål på emosjonelle plager (symptom checklist-90-revidert; Løvstad et al., 2016). Løvstad et al. (2016) foreslår at dette kan skyldes at årsaker til emosjonelle plager varierer med diagnoseetiologi, hvor emosjonelle plager i nevropsykiatriske diagnoser er et primært aspekt, mens det i nevrologiske lidelser kan være en sekundær reaksjon på skaden eller sykdommen. En mulig måte å forstå dette på er at emosjonelle plager i mindre grad ser ut til å påvirke skårene til disse pasientene på BRIEF-A, og at BRIEF-A kanskje i større grad fanger opp eksekutiv funksjon hos pasienter med nevropsykiatriske lidelser, sammenlignet med pasienter med nevrologiske tilstander. Siden studien ikke undersøker schizofrenilidelser, kan det tenkes at andre korrelasjoner for disse pasientene kan forekomme. Videre finner Hagen et al. (2019) at BRIEF-A er sterkt assosiert med emosjonelle plager for rusmisbrukere. Derfor bør resultatene fra vår studie tolkes med forsiktighet, og vi kan ikke utelukke at de høye BRIEF-A skårene kan ha sammenheng med emosjonelle plager assosiert med schizofrenilidelser.

En styrke med vår studie er at utvalget er stort sammenlignet med tidligere studier som har undersøkt eksekutive vansker ved schizofrenilidelser med BRIEF-A (Bulzacka et al., 2013; Garlinghouse et al., 2010; Kumbhani et al., 2010). I tillegg ser utvalget ut til å være representativt for pasienter med schizofrenidiagnose i Norge ved at fordeling av kjønn, ruslidelse og kjønn samsvarer med tilsvarende fordelinger som er oppgitt for

schizofrenipasienter i Norge (Nesvåg et al., 2015) og som er oppgitt for hendtthet blant personer med schizofrendiagnose på verdensbasis (Hirnstein & Hugdahl, 2014).

En begrensning med studien vår er at vi ikke har en kontrollgruppe med friske personer. Vårt datamateriale består av T-skårer som er beregnet ut fra normutvalget til BRIEF-A fra USA. Dette kan være problematisk, da tidligere studier har sett en tendens til at norske kontrollpersoner skårer lavere enn det amerikanske BRIEF-A normutvalget (Hovik et al., 2017; Løvstad et al., 2016; Sølsnes et al., 2014). I følge Løvstad et al. (2016) kan dette ha implikasjoner for klinisk bruk av BRIEF-A, og at klinisk område kan være lavere enn $T \geq 65$ i norske utvalg, eksempelvis mellom 56-64. I denne forlengelsen vil andelen i vårt utvalg som skårer i klinisk område muligens øke fra 42,4% ($T \geq 65$) til 66,7% ($T \geq 56$) på samlet eksekutiv svikt (GEF), og dermed kanskje fremstå med bedre eksekutiv funksjon enn det de har. Dette kan ha avgjørende implikasjoner for behandlingsplanlegging, ved at man kan få behandlingsmål som overskrider kognitive evner, noe som potensielt kan føre til negative utfall av behandling (Hoffmann et al., 2003). Kontrollgruppene i disse studiene er derimot ikke rekruttert til en normativ studie og er ikke nødvendigvis representative for den generelle populasjonen. Tross dette, bør en tolke resultatene våre med forsiktighet.

Studien vår tyder på at BRIEF-A fanger opp viktige aspekter av eksekutive vansker ved schizofrenilidelse. BRIEF-A er effektivt å administrere og antas å gi verdifull tilleggsinformasjon om hverdagsfungering av eksekutive funksjoner. Imidlertid er det også noen begrensninger ved BRIEF-A, som at den ikke har norsk normgrunnlag og at noen studier tyder på at den først og fremst måler emosjonelle vansker, i hvertfall i noen kliniske grupper (Hagen et al., 2019; Løvstad et al., 2016). Vi anbefaler derfor at man vurderer eksekutive funksjoner med andre metoder, som nevropsykologiske tester, når man bruker BRIEF-A.

Dette er den første studien som har sammenlignet resultatene til pasienter med schizofreni og pasienter med schizofreni og komorbid ruslidelse på alle BRIEF-A skalaene. Fremtidige studier bør forsøke å replisere våre resultater, og utvide fokus til om andre faktorer, slik som type rusmiddel, omfang og varighet av ruslidelse, alder og kjønn, påvirker forskjeller mellom gruppene i eksekutive funksjoner.

Konklusjon

Både schizofreni- og ruslidelse er assosiert med eksekutive vansker. Studien vår viste at pasienter med schizofrenilidelse rapporterer å ha større vansker med eksekutive funksjoner sammenlignet med det amerikanske normutvalget til BRIEF-A, og funnene samsvarer godt med tidligere forskning. Vi fant en signifikant forskjell mellom pasienter med schizofrenilidelse og pasienter med både schizofreni og komorbid ruslidelse på skalaen for impuls kontroll. Dette er i tråd med tidligere forskning som viser at ruslidelse er assosiert med dårlig impuls kontroll, men forskjellen var liten og det er usikkert om det har klinisk betydning. Vi fant dessuten at kvinner skårer høyere enn menn på alle BRIEF-A skårer, som er av betydning for resultatet i denne studien, siden det var signifikant færre kvinner som hadde komorbid ruslidelse. Hovedfunnet er likevel at begge disse pasientgruppene har overveiende like skårer på BRIEF-A, der vansker med initiering, arbeidshukommelse, planlegging/organisering er mest uttalt, men denne studien kan ikke forklare hvorfor det er slik.

Referanser

- Aas, M., Dazzan, P., Mondelli, V., Melle, I., Murray, R. M., & Pariante, C. M. (2014). A Systematic Review of Cognitive Function in First-Episode Psychosis, Including a Discussion on Childhood Trauma, Stress, and Inflammation. *Frontiers in Psychiatry, 4*.
<https://doi.org/10.3389/fpsyt.2013.00182>
- Adler, L. A., Solanto, M., Escobar, R., Lipsius, S., & Upadhyaya, H. (2020). Executive Functioning Outcomes Over 6 Months of Atomoxetine for Adults With ADHD: Relationship to Maintenance of Response and Relapse Over the Subsequent 6 Months After Treatment. *Journal of Attention Disorders, 24*(3), 363-372.
<https://doi.org/10.1177/1087054716664411>
- Bulzacka, E., Vilain, J., Schürhoff, F., Méary, A., Leboyer, M., & Szöke, A. (2013). A self administered executive functions ecological questionnaire (the Behavior Rating Inventory of Executive Function - Adult Version) shows impaired scores in a sample of patients with schizophrenia. *Mental Illness, 5*(1), 14–16.
<https://doi.org/10.4081/mi.2013.e4>
- Chaytor, N., & Schmitter-Edgecombe, M. (2003). The Ecological Validity of Neuropsychological Tests: A Review of the Literature on Everyday Cognitive Skills. *Neuropsychology Review, 13*(4), 181-197.
<https://doi.org/10.1023/B:NERV.0000009483.91468.fb>
- Constantinidou, F., Wertheimer, J. C., Tsanadis, J., Evans, C., & Paul, D. R. (2012). Assessment of executive functioning in brain injury: Collaboration between speech-language pathology and neuropsychology for an integrative neuropsychological perspective. *Brain Injury, 26*(13–14), 1549-1563.
<https://doi.org/10.3109/02699052.2012.698786>

- Donders, J., & Strong, C.-A. H. (2016). Latent Structure of the Behavior Rating Inventory of Executive Function—Adult Version (BRIEF–A) After Mild Traumatic Brain Injury. *Archives of Clinical Neuropsychology*, *31*(1), 29-36.
<https://doi.org/10.1093/arclin/acv048>
- Donoghue, K., & Doody, G. A. (2012). Effect of illegal substance use on cognitive function in individuals with a psychotic disorder, a review and meta-analysis. *Neuropsychology*, *26*(6), 785-801. <https://doi.org/10.1037/a0029685>
- Fioravanti, M., Bianchi, V., & Cinti, M. E. (2012). Cognitive deficits in schizophrenia: an updated metanalysis of the scientific evidence. *BMC Psychiatry*, *12*(1).
<https://doi.org/10.1186/1471-244X-12-64>
- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2017). Unity and diversity of executive functions: Individual differences as a window on cognitive structure. *Cortex*, *86*, 186-204.
<https://doi.org/10.1016/j.cortex.2016.04.023>
- Garin, O. (2014). Ceiling Effect. In *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_296
- Garlinghouse, M. A., Roth, R. M., Isquith, P. K., Flashman, L. A., & Saykin, A. J. (2010). Subjective rating of working memory is associated with frontal lobe volume in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, *120*(1–3), 71-75.
<https://doi.org/10.1016/j.schres.2010.02.1067>
- Glick, L., Kertzman, S., Wolf, A., Kupchik, M., Kuperberg, M., & Dannon, P. (2021). The Influence of Substance Abuse on Inhibition Capacities and Risky Decision in a Group of Outpatient Schizophrenia Patients. *Journal of Dual Diagnosis*.
<https://doi.org/10.1080/15504263.2021.1904164>

- Hadjiefthyvoulou, F., Fisk, J. E., Montgomery, C., & Bridges, N. (2012). Self-reports of Executive Dysfunction in Current Ecstasy/Polydrug Users. *Cognitive and Behavioral Neurology*, 25(3), 128-138. <https://doi.org/10.1097/WNN.0b013e318261459c>
- Hagen, B. I., Lau, B., Joormann, J., Småstuen, M. C., Landrø, N. I., & Stubberud, J. (2020). Goal management training as a cognitive remediation intervention in depression: A randomized controlled trial. *Journal of Affective Disorders*, 275, 268-277. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.07.015>
- Hagen, E., Sømhovd, M., Hesse, M., Arnevik, E. A., & Erga, A. H. (2019). Measuring cognitive impairment in young adults with polysubstance use disorder with MoCA or BRIEF-A – The significance of psychiatric symptoms. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 97, 21-27. <https://doi.org/10.1016/j.jsat.2018.11.010>
- Helsedirektoratet. (2013). *Nasjonal faglig retningslinje for utredning, behandling og oppfølging av personer med psykoselidelser*. [https://www.helsedirektoratet.no/retningslinjer/psykoselidelser/Utredning,%20behandling%20og%20oppf%C3%B8lging%20av%20personer%20med%20psykoselidelser%20E2%80%93%20Nasjonal%20faglig%20retningslinje%20\(fullversjon\).pdf/_/attachment/inline/a2c5a070-19d8-47df-b86c-9e9e6002c514:643b749f68005e7572f8e70b242c0f0af6f17910/Utredning,%20behandling%20og%20oppf%C3%B8lging%20av%20personer%20med%20psykoselidelser%20E2%80%93%20Nasjonal%20faglig%20retningslinje%20\(fullversjon\).pdf](https://www.helsedirektoratet.no/retningslinjer/psykoselidelser/Utredning,%20behandling%20og%20oppf%C3%B8lging%20av%20personer%20med%20psykoselidelser%20E2%80%93%20Nasjonal%20faglig%20retningslinje%20(fullversjon).pdf/_/attachment/inline/a2c5a070-19d8-47df-b86c-9e9e6002c514:643b749f68005e7572f8e70b242c0f0af6f17910/Utredning,%20behandling%20og%20oppf%C3%B8lging%20av%20personer%20med%20psykoselidelser%20E2%80%93%20Nasjonal%20faglig%20retningslinje%20(fullversjon).pdf)
- Hirnstein, M., & Hugdahl, K. (2014). Excess of non-right-handedness in schizophrenia: meta-analysis of gender effects and potential biases in handedness assessment. *British Journal of Psychiatry*, 205(4), 260-267. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.113.137349>
- Hoffmann, H., Kupper, Z., Zbinden, M., & Hirsbrunner, H.-P. (2003). Predicting vocational functioning and outcome in schizophrenia outpatients attending a vocational

rehabilitation program. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 38(2), 76-82.

<https://doi.org/10.1007/s00127-003-0603-x>

Hovik, K. T., Egeland, J., Isquith, P. K., Gioia, G., Skogli, E. W., Andersen, P. N., & Øie, M. (2017). Distinct Patterns of Everyday Executive Function Problems Distinguish Children With Tourette Syndrome From Children With ADHD or Autism Spectrum Disorders. *Journal of Attention Disorders*, 21(10), 811-823.

<https://doi.org/10.1177/1087054714550336>

Hunt, G. E., Large, M. M., Cleary, M., Lai, H. M. X., & Saunders, J. B. (2018). Prevalence of comorbid substance use in schizophrenia spectrum disorders in community and clinical settings, 1990–2017: Systematic review and meta-analysis. *Drug and Alcohol Dependence*, 191, 234-258. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2018.07.011>

Isquith, P. K., Roth, R. M., & Gioia, G. (2013). Contribution of Rating Scales to the Assessment of Executive Functions. *Applied Neuropsychology: Child*, 2(2), 125-132. <https://doi.org/10.1080/21622965.2013.748389>

Isquith, P. K., Roth, R. M., & Gioia, G. A. (2005). *Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult Version*. Psychological Assessment Resources.

Kumbhani, S. R., Roth, R. M., Kruck, C. L., Flashman, L. A., & McAllister, T. W. (2010). Nonclinical Obsessive-Compulsive Symptoms and Executive Functions in Schizophrenia. *Journal of Neuropsychiatry*, 22(3), 304-312.

<https://doi.org/10.1176/appi.neuropsych.22.3.304>

Lepage, M., Bodnar, M., & Bowie, C. R. (2014). Neurocognition: Clinical and Functional Outcomes in Schizophrenia. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 59(1), 5-12.

<https://doi.org/10.1177/070674371405900103>

Loughan, A. R., Braun, S. E., & Lanoye, A. (2020). Executive dysfunction in neuro-oncology: Behavior Rating Inventory of Executive Function in adult primary brain tumor

patients. *Applied Neuropsychology: Adult*, 27(5), 393-402.

<https://doi.org/10.1080/23279095.2018.1553175>

Løvstad, M., Sigurdardottir, S., Andersson, S., Grane, V. A., Moberget, T., Stubberud, J., & Solbakk, A. K. (2016). Behavior Rating Inventory of Executive Function Adult Version in Patients with Neurological and Neuropsychiatric Conditions: Symptom Levels and Relationship to Emotional Distress. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 22(6), 682-694. <https://doi.org/10.1017/S135561771600031X>

McKowen, J. W., Isenberg, B. M., Carrellas, N. W., Zulauf, C. A., Ward, N. E., Fried, R. S., & Wilens, T. E. (2018). Neuropsychological changes in patients with substance use disorder after completion of a one month intensive outpatient treatment program. *The American Journal on Addictions*, 27(8), 632-638. <https://doi.org/10.1111/ajad.12824>

Nesvåg, R., Knudsen, G. P., Bakken, I. J., Høyve, A., Ystrom, E., Surén, P., Reneflot, A., Stoltenberg, C., & Reichborn-Kjennerud, T. (2015). Substance use disorders in schizophrenia, bipolar disorder, and depressive illness: a registry-based study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 50(8). <https://doi.org/10.1007/s00127-015-1025-2>

Nicholas, J., & Solbakk, A. K. (2006). *Behavior Rating Inventory of Executive Function—Adult Version (Norwegian)*. Hogrefe Psykologiförlaget AB.

Øie, M., Sundet, K., & Ueland, T. (2011). Neurocognition and functional outcome in early-onset schizophrenia and attention-deficit/hyperactivity disorder: A 13-year follow-up. *Neuropsychology*, 25(1), 25-35. <https://doi.org/10.1037/a0020855>

Potvin, S., Stavro, K., & Pelletier, J. (2012). Paradoxical Cognitive Capacities in Dual Diagnosis Schizophrenia: The Quest for Explanatory Factors. *Journal of Dual Diagnosis*, 8(1), 35-47. <https://doi.org/10.1080/15504263.2012.648549>

- Rajji, T. K., Miranda, D., & Mulsant, B. H. (2014). Cognition, Function, and Disability in Patients with Schizophrenia: A Review of Longitudinal Studies. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 59(1), 13-17. <https://doi.org/10.1177/070674371405900104>
- Ramey, T., & Regier, P. S. (2019). Cognitive impairment in substance use disorders. *CNS Spectrums*, 24(1), 102-113. <https://doi.org/10.1017/S1092852918001426>
- Randolph, C. (2013). *Repeatable battery for the assessment of neuropsychological status RBANS; Norwegian manual*. Enschede, NL:Pearson.
- Raudeberg, R., Karr, J. E., Iverson, G. L., & Hammar, Å. (2021). Examining the repeatable battery for the assessment of neuropsychological status validity indices in people with schizophrenia spectrum disorders. *The Clinical Neuropsychologist*. <https://doi.org/10.1080/13854046.2021.1876169>
- Ryder, T. M. (2021). Testkvalitetsprosjektet - del 1: Norske psykologers testholdninger og testbruk. In *Tidsskrift for Norsk psykologforening* 58(1), 28-37. <https://psykologtidsskriftet.no/rapport/2021/01/norske-psykologers-testholdninger-og-testbruk>
- Särkämö, T., Huttula, L., Leppelmeier, J., Molander, K., Forsbom, M.-B., Säynevirta, K., Kullberg-Turtiainen, M., Turtiainen, P., Sarajuuri, J., Hokkanen, L., Rantanen, P., & Koskinen, S. (2021). DARE to move: feasibility study of a novel dance-based rehabilitation method in severe traumatic brain injury. *Brain Injury*, 35(3), 335-344. <https://doi.org/10.1080/02699052.2021.1873420>
- Savilla, K., Kettler, L., & Galletly, C. (2008). Relationships Between Cognitive Deficits, Symptoms and Quality of Life in Schizophrenia. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 42(6), 496-504. <https://doi.org/10.1080/00048670802050512>
- Sølsnes, A. E., Skranes, J., Brubakk, A.-M., & Løhaugen, G. C. C. (2014). Executive Functions in Very-Low-Birth-Weight Young Adults: A Comparison between Self-report

- and Neuropsychological Test Results. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 20(5), 506-515. <https://doi.org/10.1017/S1355617714000332>
- Thai, M. L., Andreassen, A. K., & Bliksted, V. (2019). A meta-analysis of executive dysfunction in patients with schizophrenia: Different degree of impairment in the ecological subdomains of the Behavioural Assessment of the Dysexecutive Syndrome. *Psychiatry Research*, 272, 230-236. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.12.088>
- Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2013). Practitioner Review: Do performance-based measures and ratings of executive function assess the same construct? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 54(2), 131-143. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12001>
- Vassileva, J., & Conrod, P. J. (2019). Impulsivities and addictions: a multidimensional integrative framework informing assessment and interventions for substance use disorders. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 374(1766). <https://doi.org/10.1098/rstb.2018.0137>
- Vöhringer, P. A., Barroilhet, S. A., Amerio, A., Reale, M. L., Alvear, K., Vergne, D., & Ghaemi, S. N. (2013). Cognitive Impairment in Bipolar Disorder and Schizophrenia: A Systematic Review. *Frontiers in Psychiatry*, 4. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2013.00087>
- Weafer, J., Mitchell, S. H., & de Wit, H. (2014). Recent Translational Findings on Impulsivity in Relation to Drug Abuse. *Current Addiction Reports*, 1(4), 289-300. <https://doi.org/10.1007/s40429-014-0035-6>
- Zhornitsky, S., Rizkallah, É., Pampoulova, T., Chiasson, J.-P., Lipp, O., Stip, E., & Potvin, S. (2012). Sensation-seeking, social anhedonia, and impulsivity in substance use disorder patients with and without schizophrenia and in non-abusing schizophrenia patients. *Psychiatry Research*, 200(2-3), 237-241. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.07.046>

Tabell 1*Alder, utdanning og nevropsykologiske testresultater*

	<i>N</i>	<i>G</i>	<i>SA</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maksimum</i>
Alder	264	24,54	5,81	18	51
Utdanning i år	264	12,48	1,84	9	18
NART predikert FSIQ	186	100,68	4,27	92	117
WAIS-IV FSIQ	53	85,23	11,47	69	112
RBANS totalskåre	264	70,91	18,79	40	117

Merknad. NART = National Adult Reading Test; WAIS-IV FSIQ = Weschler Adult

Intelligence Scale, 4.versjon, Full Scale Intelligence Quotient; RBANS = Repeatable Battery

for the Assessment of Neuropsychological Status; G= gjennomsnitt; SA = standardavvik.

Tabell 2*BRIEF-A resultater for det totale utvalget (N=264).*

	<i>G</i>	<i>SA</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maksimum</i>
Impulskontroll	59,01	12,67	36	92
Fleksibilitet	59,95	13,01	39	90
Emosjonell kontroll	55,11	12,22	38	97
Selvmonitorering	55,22	12,23	37	89
Initiering	64,90	13,45	37	89
Arbeidshukommelse	64,20	13,12	39	89
Planlegging/organisering	62,37	12,49	38	92
Oppgavemonitorering	59,89	12,04	36	93
Organisering av materialer	55,70	11,80	36	81
Atferdsregulering	58,46	12,74	35	93
Metakognisjon	63,39	12,91	36	91
Generell eksekutiv funksjon	62,09	13,18	34	95

Merknad. G=gjennomsnitt; SA=Standardavvik.

Tabell 3

BRIEF-A skårer for pasienter med schizofreni og komorbid ruslidelse og pasienter med schizofreni uten komorbid ruslidelse.

BRIEF-A skalaer	<i>Pasienter med</i>	<i>Pasienter med</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Konfidens-</i>	
	<i>schizofreni og</i>	<i>schizofreni uten</i>		<i>intervall</i>	
	<i>komorbid ruslidelse</i>	<i>komorbid ruslidelse</i>		<i>(95%)</i>	
	<i>(n=100)</i>	<i>(n=164)</i>		<i>Lavest</i>	<i>Høyest</i>
	<i>(G ± SA)</i>	<i>(G ± SA)</i>			
Impulskontroll	61,65 (13,19)	57,40 (12,10)	0,008	-7,38	-1,12
Fleksibilitet	58,70 (12,94)	60,71 (13,03)	0,225	-1,24	5,25
Emosjonell kontroll	54,32 (11,57)	55,60 (12,62)	0,411	-1,78	4,33
Selvmonitorering	55,98 (12,37)	54,75 (12,15)	0,429	-4,29	1,83
Initiering	63,94 (13,74)	65,48 (13,28)	0,367	-1,82	4,90
Arbeidshukommelse	62,84 (13,75)	65,04 (12,70)	0,188	-1,08	5,47
Planlegging/organisering	62,81 (13,11)	62,10 (12,12)	0,654	-3,84	2,41
Oppgavemonitorering	60,15 (12,49)	59,74 (11,80)	0,788	-3,43	2,60
Organisering av materialer	56,40 (10,73)	55,28 (12,43)	0,456	-4,07	1,83
Atferdsregulering	58,66 (13,00)	58,34 (12,62)	0,841	-3,51	2,86
Metakognisjon	63,28 (13,44)	63,45 (12,62)	0,917	-3,06	3,40

Generell eksekutiv funksjon	62,11 (13,44)	62,09 (13,05)	0,988	-3,32	3,27
-----------------------------	---------------	---------------	-------	-------	------

Merknad. G= Gjennomsnitt; SA = Standardavvik; P<0,05.

Appendix

Retningslinjer til Scandinavian Psychologist

Hovedoppgaven er skrevet som om den skal publiseres i Scandinavian Psychologist.

Medfølgende link til tidsskriftets retningslinjer: <https://psykologisk.no/sp/author-guidelines/?fbclid=IwAR3Oj2DZ0Qz9sIFsz0dcATFScCSXmuUL4qCKh15siSs9fBfGwP9Ert2pyUA>. Etter retningslinjene til Scandinavian Psychologist er et typisk manuskript på opptil 40 000 tegn. Oppgaven vår er litt over 40 000 tegn, noe som også er innenfor retningslinjene til tidsskriftet, siden de også vurderer lengre verk.