

OMFANG AV PENGE- OG DATASPILLPROBLEMER I NORGE 2019

Ståle Pallesen, Rune Aune Mentzoni, Torbjørn Torsheim, Eilin Erevik,
Helge Molde og Arne Magnus Morken

UNIVERSITETET I BERGEN
Institutt for samfunnspsykologi

April 2020





Art Direction: Jannicke Kim Olsen

www.jannickeolsen.com

Forside / Grafisk design: Sindre Sommerfelt



INNHOLDSFORTEGNELSE

FORORD	s. 4 – 5
ENGLISH ABSTRACT	s. 6 – 9
SAMMENDRAG	s. 10 – 13
KAPITTEL 1. GENERELL BAKGRUNN	s. 14 – 19
KAPITTEL 2. METODE	s. 20 – 29
KAPITTEL 3. PENGESPILLPROBLEM	s. 30 – 45
KAPITTEL 4. HOLDNINGER TIL PENGESPILL.....	s. 46 – 50
KAPITTEL 5. DELTAKELSE I OG FORBRUK PÅ ULIKE TYPER SPILL	s. 51 – 61
KAPITTEL 6. PENGESPILL PÅ INTERNETT.....	s. 62 – 66
KAPITTEL 7. EKSPONERING FOR PENGESPILLREKLAME	s. 67 – 72
KAPITTEL 8. OPPLEVD PÅVIRKNING FRA PENGESPILLREKLAME	s. 73 – 79
KAPITTEL 9. SYN PÅ SPILLANSVARLIGHETSVERKTØY.....	s. 80 – 84
KAPITTEL 10. MOTIVER FOR DELTAKELSE I PENGESPILL	s. 85 – 91
KAPITTEL 11. PENGESPILL OG RUSMIDLER	s. 92 – 94
KAPITTEL 12. DATASPILL OG DATASPILLAVHENGIGHET	s. 95 – 102
KAPITTEL 13. DATASPILLAVHENGIGHET OG RUSMIDLER.....	s. 103 – 104
KAPITTEL 14. LOOTBOKSER	s. 105 – 112
KAPITTEL 15. LOOTBOKSER OG RUSMIDLER	s. 113
KAPITTEL 16. DISKUSJON	s. 114 – 117
REFERANSER.....	s. 118 – 127
APPENDIX	s. 129 – 141



FORORD

En sentral målsetting i de tre siste handlingsplanene mot spilleproblemer har vært å overvåke spillmarkedet og å kartlegge omfanget av spilleproblemer i befolkningen (Kulturdepartementet, 2013, 2015, 2019). Spesifikt nevnes i tiltak 2.1.a i gjeldende handlingsplan at ”det planlegges å gjennomføre en befolkningsundersøkelse i løpet av 2019. I denne undersøkelsen skal det legges til rette for en longitudinell undersøkelse der de samme respondentene vil bli spurt på nytt et senere år” (Kulturdepartementet, 2019). Videre står det i tiltak 2.2.c at det skal forskes på spill og spillmekanismer i gråsonen mellom penge- og dataspill, samt utbredelse, bruk av og problemer knyttet til lootboksfenomenet. I punkt 2.3.b står det at det bør forskes på dataspill og avhengighet (Kulturdepartementet, 2019).

Lotteri- og stiftelsestilsynet (Lotteritilsynet) utlyste våren 2019 en anbudskonkurranse med basis i gjeldende handlingsplan for å få gjennomført en befolkningsundersøkelse om omfanget av penge- og dataspillproblemer i Norge. Det var også en målsetting med undersøkelsen å sammenlikne funnene med tidligere undersøkelser på dette området. Utfallet ble at Institutt for samfunnspsykologi, Universitetet i Bergen, fikk oppdraget. Datainnsamlingen ble gjennomført høsten 2019.

For å kartlegge omfanget av pengespillproblematikk brukte vi Canadian Problem Gambling Index (CPGI). Dataspillproblematikk ble målt med Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). Egne spørsmål om lootboksfenomenet ble utviklet spesielt for denne undersøkelsen. Respondentene ble videre spurt om bakgrunn/demografi, holdninger til pengespill, eksponering for og opplevde effekter av pengespillreklame, pengespill over internett, deltakelse i spesifikke pengespill, syn på spillansvarlighetsverktøy, spillmotiver og rusmidler (alkohol, røyking, snus).

Denne rapporten presenterer oppdaterte funn på utbredelsen av penge- og dataspillavhengighet i befolkningen og hva dette henger sammen med. Helt nye funn om lootbokser og utbredelsen av kjøp og problemer knyttet til dette fenomenet blir presentert.

Prosjektprotokollen ble utviklet ved Institutt for samfunnspsykologi, Universitetet i Bergen. Spørreskjemaet ble utviklet samme sted, samt basert på innspill og tilbakemeldinger fra Lotteritilsynet. Både et nettbasert og et papirbasert spørreskjema ble utviklet. Det nettbaserte skjemaet ble laget i systemet SurveyXact, mens design av papirskjemaet ble gjort av Monstarecon Research. Sistnevnte ble trykket av Allkopi AS. Innsamling og skanning av skjemaene ble gjort ved Institutt for samfunnspsykologi, Universitetet i Bergen.

Bruttoutvalget, bestående av 30 000 personer i alderen 16-74 år ble tilfeldig trukket fra Folkeregisteret, etter godkjenning fra rettsavdelingen i Skattedirektoratet. Uttrekket ble gjort av EVRY A/S. Norsk Senter for Forskningsdata (prosjektnummer 528056) godkjente prosjektet.



Vi vil rette en stor takk til Lars Petter Degnepoll og Jonny Engebø ved Lotteritilsynet for nyttige innspill i prosessen. En stor takk går også til Anne Torvund og Øystein Holmelid for pakking av spørreskjema, samt til Anne Christiansen og Peiries Ravindran Laxzia for skanning av skjema. Vi vil også takke fagfellevurdereren Ulla Romild for svært nyttige og gode faglige tilbakemeldinger på rapporten.

Bergen, april 2020

Ståle Pallesen, Rune Aune Mentzoni, Torbjørn Torsheim, Eilin Erevik, Helge Molde og Arne Magnus Morken



ENGLISH ABSTRACT

During autumn 2019, researchers at the University of Bergen conducted a survey concerning gambling and video game problems in the general adult population of Norway. The survey was conducted on behalf of the Norwegian Gaming Authority.

In all, 30,000 persons (gross sample), aged 16–74 years, were randomly selected from the National Population Registry of Norway and invited to participate in the survey. Initially, all were invited to respond to a web-based survey. Up to two reminders were sent, which also allowed for responding to a paper-based questionnaire. A total of 9,248 valid responses were received. After removing persons with wrong addresses, or non-response for reasons of illness, death, being abroad, being unable to read Norwegian etc. at the time of the survey, a response rate of 32.7 percent was obtained. A total of 63.6 percent had participated in gambling during the previous 12 months, which represented a significant increase since the previous survey conducted in 2015.

To assess the prevalence of gambling problems, the Canadian Problem Gambling Index was administered. Based on the total score obtained, the respondents were divided into the following four categories: Non-problem gambler (score = 0), low risk gambler (score = 1-2), moderate risk gambler (score = 3-7), and problem gambler (score = 8-27). The results showed that 8.8 percent of the adult population in Norway could be categorized as low risk gamblers (vs. 7.7 percent in 2015), 3.1 percent as moderate risk gamblers (vs. 2.3 percent in 2015), and 1.4 percent as problem gamblers (vs. 0.9% in 2015). Compared to the previous population based survey about gambling and gaming problems in Norway (conducted in autumn 2015) a statistically significant increase in the prevalence of gambling problems was detected. Possible causes for the increase in gambling problems include increases in the proportion of people participating in gambling, that gambling advertising exposure and influence from gambling advertising have increased, increased availability of internet gambling/more play on mobile phones than previously, increase in the gross gambling turnover, growth in participation in aggressive games, that the proportion of vulnerable groups in society has increased as well as a reduction of the demarcation between gambling and gaming. The increase in gambling problems was similar for females and males.

The current prevalence of gambling related problems is still somewhat lower compared to national surveys conducted between 2005 and 2010, albeit somewhat higher than the prevalences reported in national surveys conducted between 1997 and 2002 and between 2013 and 2015. Compared to international surveys the prevalence of gambling related problems in Norway is overall relatively low. The prevalence of gambling problems in Norway seems to be somewhat higher or at the same level as found in the other Nordic countries. However, direct comparisons of findings across countries are problematic due to large methodological differences across studies.



In the present study we found that the probability of being a moderate risk- or problem gambler was elevated in males, singles, those with daily care for 1-2 children, subjects with low education and low income, subjects with confirmed unemployment/disability pension/rehabilitation/work assessment allowance, subjects with place of birth outside Norway, and among those who had participated in video gaming during the last 6 months.

Attitudes towards gambling were assessed with the Attitudes Towards Gambling Scale-8. The results showed that the population overall holds weak negative attitudes. Men, older persons, those without care taking responsibilities for children, with low education, with low income, with a full-time position, who had participated in gaming, and who had participated in gambling as either a non-problem, low risk, or moderate risk gambler held more positive attitudes towards gambling than their relevant counterparts.

In terms of participation in different gambling activities, the majority of gamblers reported having participated in number games and scratch cards (paper based). Males had participated more frequently than females in most types of games. Paper based scratch cards were the only type of gambling where women participated more frequently than males.

Younger gamblers participated overall more frequently than elderly in typically novel types of gambling activities (typically internet based), whereas older gamblers participated more frequently than younger gamblers in more “traditional games” such as horse betting, football pools (not odds games) and number games. Moderate risk and problem gamblers participated more frequently in all types of games compared to those with lower scores, except for paper-based scratch cards, number games and the bottle deposit lottery. Belago, data bingo on a bingo premises, internet based bingo (not Norsk Tipping), Bingoria and internet based casino games (not Norsk Tipping) comprised the gambling categories with the highest proportion of gamblers reporting problems.

Overall, 58.3 percent of the gamblers had gambled via the internet during the last 12 months, a proportion that has increased substantially since 2015. Gambling on the internet occurred most frequently among males, younger subjects, and among moderate risk and problem gamblers. Most of those who gambled via the internet used a mobile phone for this purpose.

The vast majority of respondents had been exposed to gambling related advertising during the previous 12 months. Young subjects reported greater exposure than older subjects. Moderate risk and problem gamblers reported more gambling related advertising exposure than non-problem and low risk gamblers. Compared to the population-based survey on gambling and gaming problems in Norway in 2015, the current survey showed a significant increase in exposure to gambling related advertising on TV and internet, and a decrease in exposure to gambling related advertising in newspapers. The respondents reported more frequent exposure to gambling related advertising from unregulated (foreign) gambling operators compared to the Norwegian operators, Norsk Tipping and Norsk Rikstoto. Gambling related



advertising was generally rated as having relatively low credibility, especially for gambling related advertising from unregulated (foreign) gambling operators.

In line with the last national survey it was found that gambling related advertising had a considerable effect in terms of informing about games and game operators. Gambling related advertising was reported to influence gambling behavior and gamblers urge to gamble to a certain degree. Despite the fact that risky gambling was reported only to a small degree as having been triggered by gambling related advertising, the difference in perceived effect between those with and without gambling problems was particularly large on this item/topic. Overall, men, younger persons, and persons with gambling related problems reported being more influenced by gambling related advertising than their respective counterparts. Compared to the results from the 2015-survey, a general increase in the perceived impact of gambling related advertising was found.

The respondents held on average weak positive views on responsible gambling tools, which represents a change from the more neutral stance found in the previous national survey. Continuous feedback about losses, an upper loss limit set by the player him/herself, and an upper loss limit set by the game, comprised the three responsible gambling tools which were most favorably evaluated. Women, younger people, and moderate risk and problem gamblers had more positive views on responsible gambling tools compared to men, older persons, and persons with lower scores on the Canadian Problem Gambling Index.

A total of 13 potential gambling motives were listed in the questionnaire. The two most frequently reported motives, “for fun” and “to win” were endorsed by between 54 percent and 60 percent of the gamblers. Moderate risk and problem gamblers reported all motives more frequently than those with lower scores, except “for fun”. The motive “to support a good cause” was more frequently reported by non-problem and low risk gamblers compared to moderate risk and problem gamblers. Compared to the 2015 survey, seven of the motives were now more frequently reported. One motive was less frequently reported, whereas for four motives no change in the proportion reporting them was found.

Those who participated in gambling had a higher consumption of alcohol than those who did not. A higher proportion of smokers and snus users was found in gambling participants compared to non-participants. Among the gamblers, the lowest levels of alcohol consumption were found for normal gamblers and problems gamblers. The proportion of smokers was high (26%) among the problem gamblers.

A total of 46.3 percent of the respondents had played video games during the last six months, which represents an increase since the 2015-survey. More males than females and more younger than older respondents had played. Excessive video game playing was assessed with the Game Addiction Scale for Adolescents. Based on the data from this scale, 93.6 percent were categorized as normal video game players (including those who had not



played), 5.5 percent were categorized as video game problem players (vs. 2.8 percent in 2015), and 0.9 percent were categorized as video game addicts (vs 0.5% in 2015). The two latter percentages have increased significantly since the previous population based survey on gambling and gaming problems. Possible reasons for the increase include that a larger proportion of the population plays video games now than before, that gamers spend more time playing now than before, and that video games have become more addictive than before.

Being categorized as either a video game problem player or a video game addict was related to male gender, low age, low education, low income, receiving unemployment/disability pension/rehabilitation/work assessment allowance, and having Africa, Asia, or South- and Central America as place of birth.

Those playing video games had a somewhat higher alcohol consumption than non-players. Compared to those not playing, a larger proportion of those playing video games used snus, while a smaller proportion of the latter group smoked. Among those playing video games, problem category was unrelated to alcohol consumption and proportion of smokers. The proportions of snus users increased by problem category.

A total of 9.4 percent of the population had purchased loot boxes the last six months. This was associated with male gender, low age, having daily care for children living at home, low education, receiving unemployment/disability pension/rehabilitation/work assessment allowance, being born in Norway, and reporting problems with gambling and gaming. Most of those who had purchased loot boxes had bought them for themselves. Among the loot box purchasers, 4.6 percent reported that their spending on this was at a problematically high level. This was associated with having gaming problems. A total of 44.2 percent of those purchasing loot boxes reported having more general problems with loot boxes (based on an adaption of the Lie/bet questionnaire for gambling). This was associated with not having caretaking responsibilities for children and having problems with gambling and gaming.

Those who had purchased loot boxes had a somewhat higher alcohol consumption than those who had not. The proportion who used snus was higher among loot box purchasers compared to those who had not bought loot boxes. Those having general problems with loot boxes had a somewhat higher alcohol consumption than purchasers who did not have general problems with loot boxes.



SAMMENDRAG

Høsten 2019 ble det i regi av Universitetet i Bergen gjennomført en befolkningsundersøkelse om penge- og dataspillproblemer. Undersøkelsen ble utført på oppdrag fra Lotteritilsynet.

I alt 30 000 personer (bruttoutvalg) i alderen 16-74 år, tilfeldig trukket fra Folkeregisteret, ble invitert til å delta. Alle ble først invitert til å svare på nett, mens inntil to påminnere som ble sendt også muliggjorde å svare på et papirbasert spørreskjema. Totalt 9 248 valide svar ble mottatt. Etter at personer med uriktige adresser, syke eller døde personer, personer i utlandet etc. ble trukket fra bruttoutvalget ga dette en svarprosent på 32.7%. I alt 63.6% hadde deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene, noe som representerte en signifikant økning fra den forrige befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2015.

For å kartlegge omfanget av pengespillproblemer brukte vi Canadian Problem Gambling Index. Ut fra sumskåren deles respondentene inn i fire grupper: Normalspillere/ikke-problemspillere (skåre = 0), lavrisikospillere (skåre = 1-2), moderate risikospillere (skåre = 3-7) og problemspillere (skåre = 8-27). Resultatene viste at 8.8% av befolkningen ble kategorisert som lavrisikospillere (vs. 7.7% i 2015), 3.1% som moderate risikospillere (vs. 2.3% i 2015) og 1.4% som problemspillere (vs. 0.9% i 2015). Sammenliknet med den forrige befolkningsundersøkelsen viser denne undersøkelsen en statistisk signifikant økning i problemomfanget. Dette kan skyldes at flere deltar i pengespill nå, økt reklameeksponering og påvirkning fra reklame, at spill er lettere tilgjengelig over internett enn før/at flere spiller på mobil nå, større total omsetning, vekst i andel spillere av aggressive pengespill, at andelen sårbare grupper har økt i befolkningen og nedbygging av grenseoppgangen mellom penge- og dataspill. Økningen i problemomfang var like stor for kvinner som for menn.

Omfanget av problemer knyttet til pengespill i Norge er likevel noe lavere enn det som er funnet i norske undersøkelser gjennomført i perioden 2005-2010, men noe høyere enn funn fra norske undersøkelser gjort i 1997 og 2002 og i perioden 2013-2015. Sammenliknet med internasjonale studier på utbredelse av pengespillproblemer er problemomfanget i Norge relativt lavt. I nordisk sammenheng ser problemomfanget i Norge ut til å ligge på et høyere eller samme nivå som våre naboland. Direkte sammenlikning med funn i andre land er imidlertid problematisk pga. vesentlige metodologiske forskjeller mellom undersøkelsene.

I denne undersøkelsen fant vi at risikoen for å være moderat risikospiller/problemspiller var forhøyet hos menn, enslige, de med omsorgsansvar for 1-2 hjemmeboende barn, hos de med lav utdanning og lav inntekt, blant de som var arbeidsledig/ufør/på attføring/på avklaringspenger, blant de som hadde fødested utenfor Norge samt blant de som hadde deltatt i dataspill siste 6 måneder.

Holdninger til pengespill ble målt med Attitudes Towards Gambling Scale-8. Funnene viste at befolkningen overordnet hadde svake negative holdninger. Menn, eldre, enslige, de uten barn i husstanden, de med lav utdanning, de med lav inntekt, de med fulltidsstilling, de som hadde deltatt i dataspill og de som hadde deltatt i pengespill og ikke var problemspillere hadde mer positive holdninger enn de relevante kontrastgruppene.



Når det gjaldt deltakelse i ulike typer spill dominerte tallspill og skrapelodd (ikke internett), der majoriteten av spillerne hadde deltatt. Menn hadde deltatt mer hyppig enn kvinner i de fleste typer spill. Papirskrapelodd var det eneste spillet flere kvinner deltok sammenliknet med menn.

Yngre deltok relativt hyppigere enn eldre i nyere typer (typisk internettbaserte) spill mens eldre hyppigere enn yngre spilte mer «tradisjonelle» spill som spill på hester, tipping og tallspill. Moderate risikospillere og problemspillere hadde høyere forbruk på alle typer spill enn normalspillere og lavrisikospillere bortsett fra på skrapelodd på papir, tallspill og Pantelotteriet.

Med tanke på overrepresentasjon av moderate risikospillere og problemspillere i spill som relativt få spiller, var dette særlig uttalt for Belago, databingo i bingolokale, bingo på internett (ikke Norsk Tipping), Bingoria og kasinospill på nett (ikke Norsk Tipping).

I alt 58.3% av spillerne hadde spilt pengespill på internett de siste 12 måneder, noe som har økt betydelig siden 2015. Dette var hyppigst forekommende hos menn, yngre og hos moderate risiko- eller problemspillere. De fleste som spilte på nett brukte mobiltelefon som plattform.

De aller fleste hadde blitt eksponert for reklame for pengespill siste 12 måneder. Yngre rapporterte mer eksponering for pengespillreklame enn eldre. Moderate risiko- eller problemspillere rapporterte mer eksponering for pengespillereklame enn normalspillere og lavrisikospillere. Sammenliknet med befolkningsundersøkelsen fra 2015 viste denne undersøkelsen en økning i eksponering for reklame for pengespill på TV og internett og en nedgang i eksponering for pengespillreklame i aviser. Respondentene rapporterte hyppigere eksponering for reklame for uregulerte aktører (utenlandske spillerselskap) sammenliknet med Norsk Tipping og Norsk Rikstoto. Pengespillreklame ble generelt vurdert som lav på troverdighet – dette gjaldt særlig de uregulerte aktørene.

I likhet med funnene fra den forrige befolkningsundersøkelsen rapporterte spillerne at reklame hadde en betydelig effekt i form av å informere om ulike typer pengespill og spilleselskap. Reklame ble oppgitt å påvirke spilleatferd og spilleintensjoner noe. Til tross for at reklame i liten grad ble rapportert å øke risikospilling, var det på dette leddet/området særlig stor forskjell i rapportert effekt mellom de med og uten spilleproblemer. Generelt rapporterte menn, yngre og personer med problemer knyttet til pengespill å bli mest påvirket av pengespillreklame. Sammenliknet med funnene fra 2015 var det en generell økning i opplevd effekt av reklame.

Synet på spillansvarlighetstiltak var i gjennomsnitt svakt positivt og hadde endret seg fra nøytral i forrige befolkningsundersøkelse. Fortløpende tilbakemeldinger om tap, at en selv kan sette en øvre grense for tap og at spillet har en øvre grense for tap var de tre verktøyene



spillerne var mest positive til. Kvinner, yngre og moderate risiko- eller problemspillere var mest positive til spillansvarlighetstiltak.

I alt 13 mulige motiv for å delta i pengespill ble listet opp i spørreskjemaet. Mellom 54% og 60% av spillere oppgav ”for moro” og ”for å vinne” som motiv for å delta i pengespill. Moderate risiko- eller problemspillere oppgav hyppigere enn normalspillere og lavrisikospillere motivene som var listet som alternativer bortsett fra ”for moro”, og sjeldnere motivet ”for å støtte en god sak”. Sammenliknet med undersøkelsen i 2015 var det nå syv av motivene som ble oppgitt hyppigere, for ett motiv var det nedgang, mens det for fire ikke var endring.

De som deltar i pengespill hadde høyere forbruk av alkohol og flere av dem røykte eller brukte snus sammenliknet med dem som ikke deltok i pengespill. Blant de som spilte var det lavest alkoholkonsum blant normalspillerne og problemspillerne. Andelen som røykte var høy (26%) blant problemspillerne.

I alt 45.3% hadde deltatt i dataspill i løpet av de siste 6 månedene, noe som er en økning siden befolkningsundersøkelsen i 2015. Flere menn enn kvinner og flere yngre enn eldre hadde spilt. Overdreven dataspilling ble målt med Game Addiction Scale for Adolescents. Ut fra denne skalaen ble 93.6% kategorisert som normaldataspillere (inkludert dem som ikke spilte dataspill), 5.5% ble kategorisert som problemdataspillere (vs. 2.8% i 2015) og 0.9% som dataspillavhengige (vs. 0.5% i 2015). Økningen i andelen problemdataspillere og avhengige siden 2015 er statistisk signifikant. Mulige årsaker til økningen kan være at flere spiller dataspill nå enn før, at de som spiller bruker mer tid på dette nå enn før og at spillene er blitt mer avhengighetsskapende over tid. Å tilhøre kategoriene problemdataspiller/avhengig var relatert til mannlig kjønn, lav alder, lav utdanning, lav inntekt, å være arbeidsledig/ufør/på attføring/på avklaringspenger og å ha Afrika, Asia, eller Sør- og Mellom-Amerika som fødested.

De som deltok i dataspill hadde noe høyere alkoholkonsum enn de som ikke deltok i dataspill. En større andel dataspillere brukte snus, mens en mindre andel røykte sammenliknet med ikke-dataspillere. Blant dataspillere var problemkategori urelatert til alkoholkonsum og til andel røykere. Andelen som bruke snus steg signifikant med problemkategori.

I alt 9.4% av befolkningen hadde kjøpt lootbokser de siste seks måneder. Dette var relatert til mannlig kjønn, lav alder, omsorgsansvar for hjemmeboende barn, lav utdanning, å være arbeidsledig/ufør/på attføring/på avklaringspenger, å være født i Norge og å ha problem med pengespill og dataspill. De fleste hadde kjøpt lootbokser til seg selv. Av lootbokskjøperne oppgav 4.6% at de hadde et problematisk høyt forbruk knyttet til dette, noe som var relatert til å ha problemer med dataspill. I alt 44.2% av kjøperne oppgav mer generelle problemer med lootbokser (basert på en tilpasning av Lie/Bet spørreskjemaet). Dette var relatert til å ikke ha omsorgsansvar for barn, og å ha problemer med pengespill og dataspill.



De som kjøpte lootbokser hadde noe høyere alkoholkonsum enn de som ikke hadde kjøpt. Andelen som brukte snus var høyere blant lootbokskjøpere enn blant de som ikke hadde kjøpt. Blant kjøperne hadde de med et generelt problem med lootbokskjøp et noe høyere alkoholkonsum enn kjøperne uten et generelt problem med lootbokskjøp.



KAPITTEL 1. GENERELL BAKGRUNN

1.1. Pengespill

Pengespill kan defineres som å satse penger eller andre materielle verdier på et bestemt resultat av en hendelse der tilfeldigheter helt eller delvis bestemmer utfallet, og der en kan vinne pengepremier eller andre materielle goder (Bolen & Boyd, 1968). Deltakelse i pengespill finner sted i så å si alle kulturer og har eksistert som fenomen i mange tusen år (Schwartz, 2013).

Deltakelse i pengespill kan for den enkelte deltaker ha positive konsekvenser som spenning og underholdning, og gir anledning til å støtte en god sak, da inntektene fra en del spill går til å opprette og opprettholde idretts- og kulturtilbud til befolkningen. For de fleste fungerer pengespill i tråd med dette, og

kan forstås som rekreasjon. For noen kan imidlertid pengespill representere en aktivitet der spilleren kan miste kontrollen. I slike tilfeller kan betydelige beløp gå med til pengespill, en kan pådra seg gjeld, begå lovbrudd for å finansiere spillingen, og spillingen kan gå utover skole/arbeidsliv og nære relasjoner (Molde et al., 2004). Siden 1980 har patologisk pengespillavhengighet (American Psychiatric Association, 1980), nå pengespill-lidelse (American Psychiatric Association, 2013), hatt formell status som en egen psykiatrisk diagnose. Tabell 1.1 viser de diagnostiske kriteriene for pengespill basert på femte og siste utgave av Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders (American Psychiatric Association, 2013).

Tabell 1.1 Diagnostiske kriterier for pengespill-lidelse i henhold til 5. utgave av Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders.

A.	Et persistent og gjentakende mønster av problematisk pengespillatferd som fører til klinisk signifikant svekkelse eller ubehag, vist ved at individet oppfyller fire (eller flere) av følgende i løpet av en 12-måneders periode:
1.	Har behov for å spille for økende beløp for å oppnå ønsket grad av spenning.
2.	Er urolig og irritabel dersom han/hun prøver å redusere eller å stoppe spilling.
3.	Har flere ganger, uten å lykkes, prøvd å kontrollere, redusere eller stoppe å spille.
4.	Tenker ofte på pengespill (f.eks. tanker om å gjenoppleve tidligere spillsesjoner, forutser utfall eller planlegger neste spillsesjon, tenker på måter å skaffe penger til spilling).
5.	Spiller ofte når føler seg ute av lage (f.eks. ved følelser av hjelpeløshet, skyld, angst, nedstemthet).
6.	Etter å ha tapt penger returnerer spilleren ofte en annen dag for å ta igjen det tapte («jager tapene»).
7.	Lyver for å skjule graden av involvering i pengespill.
8.	Har satt i fare eller mistet en viktig relasjon, jobb, utdanning eller karrieremulighet på grunn av pengespill.
9.	Må ty til andre for å skaffe penger eller løse vanskelige økonomiske situasjoner forårsaket av pengespill.
B.	Pengespillatferden er ikke bedre forklart av en manisk episode.

Flere endringer har funnet sted siden forrige utgave av diagnosemanualen (American Psychiatric Association, 1994). Lidelsen har skiftet navn fra patologisk pengespillavhengighet til pengespill-lidelse. Tidligere var lidelsen gruppert under «impulskontrollforstyrrelser», men er nå flyttet til gruppen «substansrelaterte og avhengighets-lidelser». Kriteriet om å ha begått kriminalitet (forfalskning, svindel, tyveri etc.) for å finansiere pengespill er tatt bort i den siste utgaven.

Tidligere ble diagnosen satt ved oppfyllelse av 5 av 10 kriterier, dette er nå endret til 4 av 9 (Petry et al., 2014).

Pengespill-lidelse er også omtalt i siste og 11. utgave av diagnosesystemet "International Classification of Disorders" (ICD-11) utgitt av Verdens Helseorganisasjon (World Health Organization, 2019). Se tabell 1.2.



Tabell 1.2 Diagnostiske kriterier for pengespill-lidelse i henhold til 11. utgave av *International Classification of Disorders*.

Pengespill-lidelse er kjennetegnet av et mønster av persistent eller gjentatt pengespillingsatferd, som kan være online (over internett) eller offline, manifestert ved:	
1.	Svekket kontroll over pengespilling (f.eks. initiering, frekvens, intensitet, varighet, terminering, kontekst);
2.	Økende prioritet er gitt til pengespilling i en slik grad at det overtar for andre livsinteresser og daglige aktiviteter; og
3.	Fortsettelse eller eskalering av pengespillatferd til tross for negative konsekvenser. Atferdsmønsteret er av tilstrekkelig alvorlighetsgrad til å resultere i signifikant svekkelse i personlig, familære, sosiale, yrkesmessige, utdanningsrelaterte eller andre viktige funksjonsområder.
Mønsteret av pengespillatferd kan være kontinuerlig, episodisk eller gjentakende. Pengespillatferden og andre kjennetegn viser seg normalt over en periode på 12 måneder for at diagnosen kan settes. Likevel kan varigheten være kortere dersom alle diagnostiske krav er tilstede og symptomene er alvorlige.	

1.2 Norsk lovgivning relevant for pengespill

Det er tre lover som i dag regulerer pengespill og lotteri i Norge: 1) Lov om lotterier av 24.02.95 nr. 11 omfatter de såkalte private lotteriene i forskjellige former. Spill på bingo og lykkehjul blir kalt lykkespill. Loven ble sist endret i 2015, noe som blant annet omhandlet tillatelse til gjennomføring av NM i poker og legalisering av private pokerlag. 2) Lov om pengespill av 28.02.92 nr. 103 regulerer spillene som Norsk Tipping i dag opererer. Lov om pengespill ble sist endret i 2015. 3) Lov om veddemål ved totalisator av 07.01.27 nr. 3 regulerer totalisatorspillene som Norsk Rikstoto opererer. Loven ble sist endret i 2010. I tillegg reguleres pengespill i Norge av en rekke forskrifter og retningslinjer fra Kulturdepartementet og Landbruks- og matdepartementet.

1.3. Strukturelle endringer av pengespill i Norge

I Norge har det funnet sted betydelige endringer i pengespillreguleringen de siste 15 årene. I 2006 ble seddelinntaket på gevinstautomater forbudt, og i 2007 ble de eksisterende automatene (bortsett fra bingoautomater) forbudt (Hansen, 2012). I 2007 fikk Norsk Tipping monopol på å drive spillterminaler (Multix) i Norge. Utplasseringen av disse startet i hovedsak i 2009. I siste kvartal i 2019 var det utplassert 2 367 Multix-terminaler i Norge. I 2010 ble bingoautomatene fjernet og ble fra 2011 erstattet med Belago-terminaler operert av Norsk Tipping. I siste kvartal i 2019 var det utplassert 1 629 Belago-terminaler. Både Multix og Belago har

maksimal beløpsgrenser (per dag og per måned) for tap. I tillegg må alle spillere logge på sin unike spillerkonto og alle gevinster går direkte inn på konto. En annen endring i det norske spillmarkedet er at Norsk Tipping lanserte nye spill på internett i januar 2014. Dette omfatter blant annet kasinospill og bingo. Her er det i likhet med Multix satt maksimalgrenser for tap per dag og per måned. Også andre ansvarlighetstiltak er innført, som muligheter for frivillig initierte spillepauser og selveksklusjon fra spill, samt selvtest for spilleproblemer. I 2015 ble det gitt tillatelse til gjennomføring av NM i poker og legalisering av private pokerlag. For sistnevnte er det satt en maksimal innskuddsgrense på kr 1 000 per deltaker (tapsgrense per spillekveld) og maksimalt antall deltakere er satt til 10. I oktober 2016 innførte Norsk Tipping en total (global) tapsgrense på tvers av alle spill på kr 20 000 per måned. Nylig (juli 2019) innførte Norsk Tipping muligheten til å satse penger på spillobjekter innen e-sport. I 2018 innførte Norsk Rikstoto registrert spill. Det ble samtidig innført obligatorisk bruk av tapsgrenser per dag og måned der kundene selv setter sine personlige tapsgrenser. Spillerne hos Norsk Rikstoto har tilgang til eget spillregnskap og kan også utestenge seg fra spill. Bare en mindre del (2-3%) av Norsk Rikstotos omsetning omfatter uregistrert spill på bane. Den nåværende konsesjonen til Norsk Rikstoto varer ut 2021.



1.4 Strukturelle endringer av pengespill i Norge

Etter at automatforbudet ble innført i 2007 sank bruttoomsætningen for pengespill i Norge drastisk. De siste årene, fra 2009 til 2019, har omsætningen steget årlig (dog ikke justert for endring i kroneverdien). Bruttoomsætningen for ulike pengespill i Norge i perioden 2009 til 2019 er vist i tabell 1.3 (det bemerkes at tallene i tabell 1.3 ikke viser spill hos utenlandske spillaktører/selskap).

Tabell 1.3 Bruttoomsætning (satset beløp for fratrukk for gevinster) for pengespill i Norge for perioden 2005 til 2019 (tall i millioner kroner)¹

Spill	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Norsk Tipping (unntatt; Multix, Belago og kasino på nett)	9 204	9 619	10 388	10 567	10 910	11 220	11 361	12 257	12 271	12 564	13 505	14 435	14 302	15 198	15 412
Norsk Tipping - Multix				11	1 664	3 530	4 774	5 945	7 105	7 180	7 130	6 658	6 204	5 398	3 671
Norsk Tipping - Instaspill (kasino-, krape- og bingospill på nett)										4 514	6 333	7 842	10 899	13 895	18 030
Gevinstautomatene ²	27 745	23 202	10 440												
Entreprenørbingo	1 732	1 891	2 629	3 955	5 129	5 152	5 812	4 538	4 502	4 332	4 078	3 836	3 737	3 648	4 530
Norsk Tipping - Belago i bingohaller							84	1 044	2 266	2 653	2 774	3 094	3 411	3 631	3 153
Norsk Rikstoto	2 781	2 780	3 163	3 710	3 625	3 667	3 818	3 879	3 775	3 649	3 728	3 881	3 894	3 611	3 398
Bingo uten entreprenør	250	230	240	230	220	210	160	145	140	115	116	116	118	113	110
Landslotteri	508	424	422	396	378	383	291	292	288	272	269	283	292	146	150
Fem lotteri med lisens ³														163	280
Poker NM (turnering)											16	19	17	21	20
Lokale/regionale lotteri	120	100	90	110	120	120	130	130	110	120	130	150	140	160	160
Spill på skip					468	469	413	431	459	453	412	395	557	566	556
Tivoli.no/SMS jackpot	14														
Total bruttoomsætning	42 362	38 246	27 372	18 980	22 514	24 751	26 833	28 661	30 915	35 852	38 490	40 709	43 671	46 548	49 470

¹ Basert på rapporter utgitt av Lotteri- og stiftelsesstyret, for 2019 er tall for entreprenørbingo, lotterier med lisens, landslotteri, lokale/regionale lotterier og spill på skip foreløpige.

² Gevinstautomater som ble forbudt i 2007. ³ En stor del av omsetningen gjelder Pamelotteriet. Tidligere inngikk tall fra disse lotteriene sammen med landslotteri.

1.5 Dataspill

Dataspill er for de fleste, i likhet med pengespill, en rekreasjonsaktivitet. Dataspill kan forstås som ulike typer elektroniske spill (der pengegevinster eller andre materielle gevinster normalt ikke inngår) som spilles på PC/Mac, nettbrett eller mobiltelefon eller på ulike spillkonsoller som PlayStation, Xbox, PlayStation Vita, Wii, Nintendo 3DS og liknende. Deltakelse i dataspill er utbredt og en undersøkelse gjort av Medietilsynet i 2018 viste at 96% av gutter og 63% av jenter i alderen 9-18 år spiller (Medietilsynet, 2018). Dessverre ser noen ut til å få en ukontrollert trang til å spille. Disse kan betraktes som dataspillavhengige. En definisjon på dataspillavhengighet er: Overdreven og tvangsmessig

bruk av dataspill som resulterer i sosiale og/eller emosjonelle problemer: Til tross for disse problemene er personen ute av stand til å kontrollere sin overdrevne bruk (Lemmens, Valkenburg, & Peter, 2009).

Sammenliknet med pengespillproblemer har det tradisjonelt vært forholdsvis lite fokus på problemer som følge av overdrevet dataspilling, men i de senere årene har dette temaet fått større oppmerksomhet. I den femte og siste utgaven av diagnosemanualen til den amerikanske psykiaterforeningen (American Psychiatric Association, 2013) ble kriterier for "Internet Gaming Disorder" (dataspill-lidelse) presentert. Disse er vist i tabell 1.4.

Tabell 1.4. Foreslåtte kriterier for "Internet Gaming Disorder" (American Psychiatric Association, 2013)

	Vedvarende og tilbakevendende bruk av internett for å spille dataspill, ofte med andre spillere, som leder til klinisk signifikant funksjonsnedsettelse eller ubehag, indikert ved tilstedeværelse av fem (eller flere) av følgende innenfor en 12-måneders periode.
1.	Opptatthet av internettbaserte spill (personen tenker på tidligere spillaktivitet, og ser frem til neste spill; internettbaserte spill blir den dominante aktiviteten i hverdagslivet). NB! Lidelsen må skilles fra pengespill på nett, som er inkludert under pengespill-lidelse
2.	Abstinenssymptomer når internettbaserte spill fjernes (disse symptomene er typisk beskrevet som irritabilitet, angst, eller nedstemthet, men ingen fysiske tegn til farmakologisk abstinens)
3.	Toleranse – behov for å bruke mer tid på internettbaserte spill
4.	Mislykkede forsøk på å kontrollere eller redusere internettbaserte spilling
5.	Tap av interesse for tidligere hobbyer og underholdning som et resultat av, og med unntak av, internettbaserte spill
6.	Fortsettelse av overdreven bruk av internettbaserte spill tross erkjennelse av psykososiale problemer
7.	Lyving til familiemedlemmer, terapeuter og andre vedrørende omfanget av internettbasert dataspilling
8.	Bruk av internettbaserte spill som en flukt fra eller lette for negative sinnstilstander (som følelse av hjelpeløshet, skyld og angst)
9.	Risikerer å miste eller har mistet et viktig forhold, jobb, utdannings- eller karrieremulighet på grunn av deltakelse i internettbaserte spill

I de tre siste handlingsplanene mot spillproblemer omtales dataspillproblematikk, samt tiltak mot dette (Kulturdepartementet, 2013, 2015, 2019). Hjelplinjen for spilleavhengige har over flere år tatt imot henvendelser og gitt råd i forbindelse med dataspillproblemer. Siden 2011 har mer enn 100 henvendelser årlig utelukkende omhandlet dataspillproblemer. Vedrørende utbredelse av dataspilllidelse blant tenåringer viste en meta-

analyse at prevalensen var 4.6%. Utbredelsen var høyere blant gutter (6.8%) enn jenter (1.3%) (Fam, 2018). En meta-analyse basert på 84 uavhengige utvalg fra 20 land viste at dataspilllidelse er moderat til sterkt positivt assosiert med psykologiske og mellommenneskelige problemer, samt negativt relatert til psykologisk og interpersonlig velfølelse (Cheng, Cheung, & Wang, 2018). Longitudinelle studier er imidlertid påkrevd for å kunne si noe



om den temporale (tidsmessige) sammenhengen. I en longitudinell studie ble det for eksempel funnet at økning i dataspillavhengighet over tid var forbundet med symptomer på depresjon, angst og sosial fobi, og negativt assosiert med skoleprestasjoner (Gentile et al., 2011). Lemmens et al. (2011) fant at dataspillavhengighet kunne predikere en økning i ensomhet og Romer et al. (2013) fant at depresjonssymptomer over tid ble forverret som følge av overdreven bruk av dataspill og internett. I en norsk studie ble det vist at økning i dataspillproblemer, men ikke tid brukt på dataspilling, var forbundet med økning i en rekke psykososiale problemer (Brunborg, Mentzoni, & Frøyland, 2014). Krossbakken et al. (2018) viste i en norsk studie av tenåringer basert på tre måletidspunkt med et år imellom at ensomhet og fysisk aggresjon var forløpere for dataspillproblemer, mens angst, depresjon og ensomhet var konsekvenser av dataspillproblemer.

At dataspillproblemer er nevnt i de tre siste handlingsplanene, samt at flere studier, også longitudinelle, indikerer at dataspillproblemer over tid trolig kan utløse og/eller forsterke andre vansker, tilsier at man i et befolknings- og samfunnshelseperspektiv bør ha fokus på dataspillproblematikk. I de siste årene har grenseoppgangen mellom pengespill og dataspill blitt mer utydelig. Et fenomen som har bidratt til dette er de såkalte lootboksene i dataspill. Lootbokser kan defineres som et innhold med tilfeldige belønninger (for ulike ressurser som kan brukes i spillene) og som kjøpes av spillerne. Innholdet i lootboksene er normalt ikke kjent for spillerne i det boksene kjøpes. Flere har derfor påpekt likheten mellom lootboks-fenomenet og pengespill, i det fenomenet innebærer at man kjøper en vare hvis utfall (her innholdet) er helt eller delvis bestemt av tilfeldigheter (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018). Dette er således et tema som det bør forskes mer på og temaet er derfor belyst i denne rapporten



KAPITTEL 2. METODE

2.1 Bakgrunn for prosjektet

I desember 2018 annonserte Lotteri- og stiftelsestilsynet en anbudskonkurranse knyttet til gjennomføring av en undersøkelse om spilleatferd og spilleproblem i Norge i 2019. UiB fikk anbudet og datainnsamlingen ble gjennomført høsten 2019. Prosjektet er forankret i nåværende handlingsplan mot spilleproblemer, der delmål 2.1 omfatter regelmessig kartlegging av spillatferd og problemspilling. Dette er nærmere spesifisert i tiltak 2.1 der det bla. står: «Det planlegges å gjennomføre en befolkningsundersøkelse i løpet av 2019. I denne undersøkelsen skal det legges til rette for en longitudinell undersøkelse der de samme respondentene vil bli spurt på nytt et senere år» (Kulturdepartementet, 2019).

2.2 Prosedyre

Vi søkte regional komité for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk (REK), helseregion sør-øst D, om tillatelse til å gjennomføre prosjektet (nr. 2019/698). Komiteen vurderte det slik at prosjektet falt utenfor helseforskningslovens virkeområde (jf. § 2 og § 4 bokstav a) og at det således ikke krevdes godkjenning fra REK for å gjennomføre prosjektet. Vi søkte derfor Norsk Senter for Forskningsdata (NSD) om tillatelse til å opprette prosjektet og å registrere og lagre personidentifiserbare opplysninger. Endelig tillatelse fra NSD ble gitt 3. juni 2019.

Videre søkte vi Rettsavdelingen i Skattedirektoratet om tillatelse til å trekke et rent tilfeldig utvalg (ikke stratifisert) bestående av 30 000 personer i alderen 16-74 år fra Folkeregisteret. Tillatelsen ble gitt, og uttrekket ble gjort 26. juli 2019. EVERY A/S foretok selve uttrekket.

Et økende problem i spørreundersøkelser er synkende svarprosent (Morton, Bandara, Robinson, & Carr, 2012). På basis av en litteraturgjennomgang la vi derfor, som for undersøkelsen gjennomført i 2015 (Pallesen, Molde, Mentzoni, Hanss, & Morken, 2016b), forholdene best mulig til rette for å oppnå så høy svarprosent som mulig. En meta-analyse viste at bruk av unike løpenumre/koder på

spørreskjemaene, bruk av belønning, påminnelser med spørreskjema, universitetstilknytning til undersøkelsen, understreking av konfidensialitet og kort skjema alle er assosiert med økt svarprosent (Edwards et al., 2009). Vi utstyrte derfor hvert brev og papirskjema (sistnevnte brukt for påminnelser) tydelig med et unikt løpenummer, annonserte trekning av 200 gavekort hvert pålydende kr 500 blant de som svarte, sendte inntil to påminnelser (begge med spørreskjema i papirformat), og viste universitetstilknytning via logo på brev og skjema, samt i informasjonsskrivet (se appendix). I sistnevnte beskrev vi tydelig hvordan konfidensialiteten ville bli ivaretatt og hvordan opplysningene ville bli oppbevart. Vi bestrebet oss på å lage spørreskjemaet så kort som mulig, og endte totalt opp med en lengde på 6 sider. Bruken av belønning, som f.eks. gavekort, har i tidligere norske studier vist seg å øke deltakelsen fra grupper som tradisjonelt har vært underrepresentert i spørreundersøkelser (Olsen, Abelsen, & Olsen, 2012).

Personene i utvalget fikk først tilsendt et invitasjonsbrev og et informasjonsskriv. I invitasjonsskrivet ble hver person bedt om å besvare undersøkelsen på nett (www.spill2019.no) og et unikt løpenummer (som alle ble bedt om å legge inn) ble oppgitt i brevet. Til dem som ikke besvarte undersøkelsen på nett ble det sendt ut papirspørreskjema. Skjema trykket i andre farger enn sort har vist seg å resultere i høyere svarprosent enn skjema trykket i sort (Edwards et al., 2002) og vi valgte i tråd med dette å trykke skjemaet med grønn farge.

Informasjonsbrevet med unikt løpenummer og oppfordring til å svare på nett ble sendt med post mandag den 12. august 2019. Første påminnelse med papirspørreskjema, informasjonsskriv og ferdig frankert svarkonvolutt ble sendt med post mandag den 16. september 2019. Andre påminnelse (inkludert nytt papirspørreskjema, informasjonsskriv, ferdig frankert svarkonvolutt og påminnelse-skriv) ble sendt med post mandag den 21. oktober 2019. For



å få nok tid til statistiske analyser, utskriving og produksjon av rapporten ble registrering av svar avsluttet den 31. desember 2019.

Det ble lagt vekt på at undersøkelsen i 2019 både med tanke på spørsmål, utvalgsmetoder og tidspunkt på året skulle være mest mulig lik de to siste befolkningsundersøkelsene, gjennomført henholdsvis høsten 2013 og høsten 2015 (Pallesen, Hanss, Mentzoni, Molde, & Morken, 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b), slik at sammenlikningen skulle bli mest mulig reell. Når en skal gjøre datainnsamlinger basert på uttrekk fra Folkeregisteret er det ikke mulig å invitere deltakere via epost, da epostadresser ikke er registrert i Folkeregisteret. Et alternativ til innsamling med spørreskjema sendt via brev er bruk av telefonintervju. Våre erfaringer er at imidlertid at telefonintervju gir lavere svarprosent enn spørreskjema utsendelser, særlig fordi forholdsvis få besvarer telefonen. En annen ulempe med telefonintervju er at denne metoden gir mer sosialt ønskelige svar enn spørreskjema (Bowling, 2005), noe som er særlig aktuelt når temaet handler om problematferd (som pengespill- og dataspillatferd).

I 2015-undersøkelsen fikk alle tilsendt papirskjema ved hovedutsending og ved eventuelle påminnelser (Pallesen, Molde, et al., 2016b). I denne undersøkelsen (2019) var det ved hovedutsendingen kun mulig å besvare på nett, mens papirskjema kun var vedlagt påminnelsene. Pga. denne metodiske forskjellen mellom undersøkelsen i 2015 og i 2019 blir det vanskelig direkte å sammenlikne endring i problemomfang for hver runde (hovedutsending og påminnelser).

2.3 Svar og svarprosent

Invitasjonsbrevet og skjema brukt ved påminnelser var merket med et unikt løpenummer for hver runde (invitasjonsbrevet sendt i august og påminnelsene med skjema sendt i september og oktober). Antall valide svar for hver runde ble i tråd med dette registrert i forhold til løpenummeret. Valide svar

var definert som svar som inneholdt informasjon om hvorvidt respondentene hadde deltatt eller ikke deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene. I alt mottok vi 5522 valide svar etter hovedutsendingen, 2 842 valide svar etter første påminnelse og 884 valide svar etter siste påminnelse. Samlet antall svar var således 9 248. Av bruttoutvalget på 30 000 fikk vi utsendelser fra 1 676 personer i retur på grunn av feil adresse. Videre gikk 22 personer ut av bruttoutvalget pga. død, utenlandsopphold, språkproblemer og sykdom. Justert bruttoutvalg var således 28 302. Ut fra dette ble svarprosenten 32.7%.

2.4 Manglende respons på spørsmål

Til tross for at det i alt var 9 248 valide svar var det likevel noe manglende respons på visse spørsmål. For de som deltok i pengespill ($n = 5\ 830$) hadde 5 785 komplette svar på alle de ni leddene på Canadian Problem Gambling Index (CPGI), 21 hadde svar på minst ett ledd, men ikke alle, mens 24 ikke hadde svart på noen ledd. Som en konservativ tilnærming ble manglende data for de 21 som hadde svart på minst ett ledd erstattet med verdien "0" (laveste skåre). I alt kunne en sumskåre for CPGI således kalkuleres for 5 806 personer. Totalt ble manglende svar erstattet med verdien "0" for i alt 0.36% av dem som fikk beregnet en sumskåre på CPGI. I alt 52 responser som var "missing" ble erstattet med verdien "0". Dette utgjorde 0.10% av totalt 52 254 responser.

Problematisk dataspillavhengighet ble målt med Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). I alt 8 985 respondenter svarte på om de hadde spilt dataspill, hvorav i alt 3 919 svarte bekræftende på hadde de spilt dataspill. Av disse hadde 3 907 svart på alle de syv leddene i GASA, 10 hadde svart på minst ett ledd, men ikke alle, og to hadde ikke svart på noen av leddene. Som en konservativ tilnærming fikk alle 10 de manglende svarene erstattet med verdien "1", som er laveste skåre. I alt ble en sumskåre for GASA dermed beregnet for 3 917 personer. Totalt ble manglende svar erstattet med verdien "1" for i alt 0.26% av de som fikk beregnet



en sumskåre på GASA. I alt ble 12 responser som var ”missing” erstattet med verdien ”1”. Dette utgjorde 0.04% av totalt 27 419 responser. For de resterende spørsmål/skalaer ble ingen erstatning gjort ved manglende svar. I Appendix vises hvor mange valide svar som ble registrert for hver variabel i datasettet.

2.5 Vekting

Befolkningsstudier viser generelt at menn og yngre som regel er underrepresentert i utvalg fra den allmennebefolkningen, på grunn av lavere responsrate

hos disse (Pallesen, Sivertsen, Nordhus, & Bjorvatn, 2014). For å justere resultatene med tanke på avvik mellom befolkningssammensetningen og utvalget tok vi utgangspunkt i befolkningssammensetningen per 1.1. 2019 i aldersgruppen 16-74 år. Vi lagde aldersklasser med en bredde på 5 år (4 for den siste alderskategorien; 71-74 år) og beregnet hvor mange svar en skulle ha i hver gruppe (ut fra 9248 valide svar) basert på befolkningssammensetningen. På basis av avvikene mellom befolkningssammensetningen og utvalget lagde vi så vekter som vist i tabell 2.1

Tabell 2.1. Befolkningsandel i alderen 16-74 år pr 1. januar 2019, forventede svar, mottatte svar og vekter for aldersgrupper og kjønn

Gruppe	Prosent av befolkningsandelen 16-74 år	Forventede svar	Mottatte svar	Vekt
Menn 16-20 år	4.241 %	392.21	495	0.79235
Menn 21-25 år	4.533 %	419.19	405	1.03503
Menn 26-30 år	4.864 %	449.85	327	1.37570
Menn 31-35 år	4.683 %	433.14	369	1.17382
Menn 36-40 år	4.580 %	423.61	339	1.24959
Menn 41-45 år	4.620 %	427.27	352	1.21385
Menn 46-50 år	4.947 %	457.46	420	1.08919
Menn 51-55 år	4.656 %	430.63	445	0.96771
Menn 56-60 år	4.149 %	383.66	467	0.82155
Menn 61-65 år	3.786 %	350.14	404	0.86668
Menn 66-70 år	3.409 %	315.26	351	0.89818
Menn 71-74 år	2.508 %	231.91	238	0.97440
Kvinner 16-20 år	3.974 %	367.51	527	0.69736
Kvinner 21-25 år	4.252 %	393.22	366	1.07436
Kvinner 26-30 år	4.680 %	432.74	344	1.25797
Kvinner 31-35 år	4.456 %	412.05	391	1.05384
Kvinner 36-40 år	4.322 %	399.67	366	1.09200
Kvinner 41-45 år	4.384 %	405.39	351	1.15496
Kvinner 46-50 år	4.711 %	435.64	370	1.17741
Kvinner 51-55 år	4.424 %	409.11	389	1.05169
Kvinner 56-60 år	3.993 %	369.29	433	0.85285
Kvinner 61-65 år	3.777 %	349.31	411	0.84991
Kvinner 66-70 år	3.423 %	316.58	363	0.87213
Kvinner 71-74 år	2.629 %	243.15	325	0.74816



Som det framgår av tabell 2.1 var menn 21-50 år underrepresentert, mens menn 16-20 år og menn 51-74 år var overrepresentert i det endelige utvalget (nettutvalget). Kvinner 21-55 år var underrepresentert, mens kvinner 16-20 år og kvinner 56-74 år var overrepresentert. For å kompensere for dette (etterstratifisering) ble dataene vektet i henhold til forskjellen mellom befolkningssammensetningen per 1.1. 2019 og sammensetningen av nettutvalget.

Vi lagde også en oversikt over befolkningsandelen i de ulike fylkene i Norge i alderen 16-74 år per 1. januar 2019. Ut fra dette ble det beregnet antall forventede svar per fylke. Basert på antallet mottatte svar (vektet for kjønn og alder) ble det så laget vekter for hvert enkelt fylke. Dette er vist i tabell 2.2.

Tabell 2.2. Befolkningsandelen per 1. januar 2019 i alderen 16-74 år fordelt på fylker; forventede svar, mottatte svar og vekter for fylke

Fylke	Prosent av befolkningsandelen 16-74 år	Forventede svar	Mottatte svar	Vekt
Østfold	5.589%	516.91	770	0.67131
Akershus	11.524%	1 065.76	1 434	0.74320
Oslo	13.329%	1 236.69	1 457	0.84605
Oppland	3.558%	329.03	134	2.45544
Hedmark	3.707%	342.79	166	2.06502
Buskerud	5.302%	490.35	900	0.54483
Vestfold	4.705%	435.13	420	1.03603
Telemark	3.253%	300.88	218	1.38017
Aust-Agder	2.188%	202.31	278	0.72772
Vest-Agder	3.475%	321.37	207	1.55250
Rogaland	8.783%	812.28	526	1.54426
Hordaland	9.785%	904.90	737	1.22782
Sogn og Fjordane	2.007%	185.60	164	1.13171
Møre- og Romsdal	4.906%	454.13	345	1.31633
Trøndelag	8.713%	805.78	411	1.96054
Nordland	4.546%	420.39	677	0.62095
Troms	3.174%	293.56	290	1.01226
Finnmark	1.451%	134.15	114	1.17675

Som det fremgår av tabellen var det til dels store avvik mellom forventede svar og mottatte svar for hvert fylke. Hedmark og Oppland var sterkest underrepresentert, mens Buskerud var sterkest overrepresentert. Vektene for hvert fylke ble følgelig brukt som en korrigeringsfaktor (etterstratifisering) for å kompensere for forskjellen mellom befolkningssammensetningen per fylke

og mottatte svar fra hvert fylke. En av grunnene til avvikene mellom befolkningssammensetningen og både alders, kjønns og fylkesbosetting (især det siste) skyldes at random-funksjonen (PostgreSQL) som Evry bruker ved uttrekk fra Folkeregisteret ikke fungerer optimalt og gir noe avvikende sammensetning når det gjelder alder og fylker mellom utvalg og befolkningssammensetningen når



det trekkes store utvalg. Ved etterstratifisering kan nettoutvalget likefullt regnes som landsrepresentativt (Svein Dufseth, EVRY, personlig kommunikasjon, 6. januar 2020).

Vektene ble brukt i analysene slik at svarene fra grupper som var underrepresentert (alle vektene vil da være høyere enn 1.00) fikk større innvirkning på resultater og beregninger enn grupper som var proporsjonalt representert (vekt 1.00). Alle grupper som var overrepresentert (alle vektene vil da være mindre enn 1.00) fikk mindre innvirkning på resultater og beregninger enn grupper som var proporsjonalt representert (vekt 1.00). Om en gruppe for eksempel hadde en vekt på 1.5 ble svarene fra denne gruppen telt 1.5 ganger i analysene sammenliknet med svarene fra en proporsjonalt representert gruppe.

2.6 Instrumenter/spørsmål

Bakgrunn. Spørsmål om bakgrunn omfattet sivilstatus (samboer/gift vs. enslig/separert/skilt/enke/enkemann), antall hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for (0-5 eller flere), personlig inntekt før skatt siste år i trinn på 100 000 (fra 0-99 999 til 1 000 000 eller mer), høyeste fullførte utdanning (fra ikke avsluttet grunnskole til PhD/doktorgrad), yrkesstatus (heltidsansatt, deltidsansatt, arbeidsledig, student, hjemmeværende, uføretrygdet/attføring, på avklaringspenger, pensjonist), samt fødested (Norge, land i Norden utenfor Norge, land i Europa utenfor Norden, Afrika, Asia, Nord-Amerika, Sør- eller Mellom-Amerika og Oceania). Informasjon om alder, kjønn og fylke/bostedskommune ble hentet fra Folkeregisteret.

Attitudes Towards Gambling Scale-8 (ATGS-8). For å kartlegge holdninger til pengespill ble ATGS-8 (Canale, Vieno, Pastore, Ghisi, & Griffiths, 2016) benyttet. ATGS-8 er en kortversjon av ATGS (Orford, Griffiths, Warlde, Sproston, & Erens, 2009) som består av 14 ledd. Hvert av de åtte leddene skåres på en 5-punkts Likert skala fra 1 ("helt uenig") til 5 ("helt enig"). Sumskåren varierer mellom 8 og 40. I alt fire ledd (ledd nr. b, c, e og h) er reversert og «snus/rekodes» før skåring. Jo høyere

skåre desto mer positive holdninger til pengespill har respondenten. Et eksempel på et ledd er "Folk burde ha rett til å spille når som helst om de selv ønsker det". Cronbachs alfa for ATGS-8 var .80 ($n = 9\ 037$). Cronbachs alfa regnes som et mål på indre konsistens. Jo mer konsistent besvart en skala er (de som svarer lavt på ett ledd tenderer til å svare relativt lavt på de andre leddene; de som svarer relativt høyt på ett ledd tenderer til å svare relativt høyt på de andre leddene) jo høyere blir Cronbachs alfa. Som en tommelfingerregel regnes alfa mellom 0.70 og 0.95 (Tavakol & Dennick, 2011) som høy/akseptabel, men dette avhenger også av antall ledd (skalaer med få ledd vil ofte ha noe lavere alfa-verdier).

Deltakelse i pengespill. Dette spørsmålet inneholdt en definisjon av pengespill og spørsmål om man hadde deltatt i pengespill de siste 12 måneder (ja vs. nei).

The Effects of Gambling Advertising Questionnaire (EGAQ). EGAQ (Derevensky, Gupta, & Messerlian, 2007) består av fire subskaler, hvorav en ble inkludert i spørsmålsbatteriet. Denne måler i hvilken grad en opplever at ens atferd og holdninger til pengespill blir påvirket av reklame. Subskalaen har totalt fem ledd. Vi oversatte skalaen til norsk og la også til fire ledd konstruert spesifikt for denne undersøkelsen. Et eksempel på et ledd er "Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (braker mer penger)". Hvert ledd skåres på en skala fra 1 ("veldig uenig") til 4 ("veldig enig"). To av leddene var reverserte og ble således snudd/rekodet før skåring. I henhold til den representasjonelle måletradisjonen kan svaralternativer som her forstås som en intervallskala (Nunnally & Bernstein, 1994) og vi har følgelig brukt parametriske statistikk i analysene. Cronbachs alfa var .81 ($n = 5\ 708$).

Canadian Problem Gambling Index (CPGI). CPGI, som ble brukt for å kartlegge omfanget av problemer knyttet til pengespill, består i alt av ni ledd. Fem av disse måler problematisk pengespillatferd (f.eks.: "Har du satset mer enn du egentlig hadde råd til å tape?"), mens fire ledd måler negative konsekvenser av pengespilldeltakelse



(f.eks.: ”Har ditt pengespill forårsaket økonomiske problemer for deg selv og din husstand?”). Hvert ledd skåres på en skala fra 0 (aldri) til 3 (alltid). Sumskåren varierer således mellom 0 og 27. Cronbach’s alfa for CPGI var .91 ($n = 5\ 805$ i denne undersøkelsen). Basert på sumskåren deles spillerne inn i fire grupper: 1) ikke pengespillproblemer (sumskåre = 0), 2) lavrisikospiller (sumskåre = 1-2), 3) moderat risikospiller (sumskåre = 3-7) og 4) problemspiller (sumskåre = 8-27) (Ferris & Wynne, 2001). Kun de som hadde deltatt i pengespill de siste 12 måneder ble bedt om å besvare denne skalaen.

Pengespillplattformer. Pengespill spilles i økende grad på internett (Gainsbury, Wood, Russell, Hing, & Blaszczynski, 2012). Vi spurte hvor ofte respondentene hadde spilt pengespill på internett via: a. stasjonær datamaskin, b. bærbar datamaskin, c. nettbrett og d. mobiltelefon. Svaralternativene var ”aldri”, ”sjeldnere enn en gang per måned”, ”omtrent månedlig”, ”omtrent ukentlig” og ”omtrent daglig”. Kun de som hadde deltatt i pengespill de siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene.

Deltakelse i og bruk av penger knyttet til ulike typer spill. Basert på undersøkelsen gjennomført høsten 2015 (Pallesen, Molde, et al., 2016b) samt en gjennomgang av ulike typer pengespill tilgjengelig i Norge, validert og justert av ansatte ved Lotteritilsynet, ble det utarbeidet følgende liste over aktuelle pengespill: a. Skrapelodd på papir (ikke på internett), b. Internettskrapeloddet Flax (fra Norsk Tipping), c. Skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping), d. Bingo i et bingolokale, e. Databingo i bingolokale, f. Belago i et bingolokale (på Norsk Tipping sine terminaler), g. Bingoria (bingospill på internett fra Norsk Tipping), h. Bingo på internett (ikke Norsk Tipping), i. Spilleautomater i en kiosk eller annet lokale (Multix), j. Pengespill på båt/ferge i rute mellom Norge og utlandet, k. Poker på internett, l. KongKasino (kasinospill på nett fra Norsk Tipping), m. Spilleautomater eller annet kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping), n. Spill på hester, o. Langodds og liveodds hos Norsk Tipping, p. Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping, q. Tipping, r. Tallspill, s. Private pokerspill

eller andre private spill (f.eks. spilleklubber/pokerlag), t. Pantelotteriet (Panto) og Andre spill; hvilke?). For hvert spill skulle respondenten angi om og hvor mye penger en hadde spilt for på hvert spill de siste 12 månedene ved å krysse for ett av seks svaralternativer (ingen/ikke spilt, 1 – 1 000 kr, 1 001 – 5 000 kr, 5 001 – 10 000 kr, 10 001 – 25 000 kr og mer enn 25 000 kr). Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene.

Syn på spillansvarlighetsverktøy. Med strukturelle mekanismer i pengespill menes situasjonelle faktorer i spillesituasjonen (f.eks. tilstedeværelse av musikk) eller egenskaper ved selve spillet/spillemaskinen (f.eks. tid fra pengeinnsats til utfallet er klart) som kan påvirke spilleatferden (Mentzoni, 2013). For å kartlegge syn på reelle og potensielle spillansvarlighetsverktøy relevant for strukturelle reguleringsmekanismer for pengespill ble det tatt utgangspunkt i eksisterendes spillansvarlighetsverktøy (f.eks. ”At gevinster går direkte inn min på konto og ikke er direkte tilgjengelige for spill”) (Mentzoni, 2013) og en survey om holdninger til potensielle spillansvarlighetsverktøy (”At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode”) (Gainsbury, Parke, & Suhonen, 2013). Respondentene ble bedt om å vurdere i hvilken grad 10 ulike spillansvarlighetsverktøy hjelper eller ville hjulpet med å regulere pengespillforbruket. Hvert ledd ble besvart med en skala fra 1 (”helt uenig”) til 5 (”helt enig”). I henhold til den representasjonelle måletradisjonen kan slike svaralternativer forstås som en intervallskala (Nunnally & Bernstein, 1994) og vi har følgelig brukt parametriske statistikk i analysene av disse. Sumskåren ble kalkulert ved å summere alle leddene, for så å dele summen på 10. Sumskåren varierte dermed mellom 1 og 5. Høyere skåre innebærer mer positive holdninger til spillansvarlighetsverktøy for pengespill. Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene. Cronbach’s alfa for skalaen var .95 ($n = 5\ 830$) i denne undersøkelsen.



Årsak til deltakelse i pengespill. For å kartlegge hvorfor respondentene deltok i pengespill ble en rekke mulige motiver, blant annet målt i tidligere norske studier (Bakken & Weggerberg, 2008; Pallesen, Molde, et al., 2016b), listet opp. Respondentene ble instruert til å krysse av for de motivene som var relevante for dem. Det var mulig å krysse av for flere motiv. De ulike motivene var: ”For spenning”, ”for å teste egne ferdigheter”, ”for å glemme problemer”, ”gir en rusfølelse”, ”for moro”, ”for å forbedre økonomien”, ”for å støtte en god sak”, ”sosialt”, ”for å vinne”, ”for å ta igjen tidligere tap”, ”vet ikke”, ”tidsfordriv” og ”annet” (her kunne spillerne nærmere spesifisere hva). Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene.

Eksposering for pengespillreklame. For å kartlegge eksponering for og kilder til reklame for pengespill ble respondentene bedt om å ta stilling til hvor ofte de i løpet av de siste 12 månedene hadde sett reklame for pengespill på/i: a. TV, b. internett, c. aviser og d. butikker. Svaralternativene var ”aldri”, ”sjeldnere enn en dag i måneden”, ”omtrent månedlig”, ”omtrent ukentlig” og ”omtrent daglig”. Alle ble bedt om å besvare disse spørsmålene. For videre å undersøke eksponering for og kilder til reklame for ulike pengespilltilbydere ble respondentene bedt om å ta stilling til hvor ofte de i løpet av den siste uken (fra 0 til 7 dager) hadde sett reklame for henholdsvis a. Norsk Tipping eller Norsk Rikstoto og b. utenlandske spillleselskap (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.). Respondentene ble videre bedt om å vurdere hvor troverdig reklamen fra disse to kildene ble opplevd til å være, på en skala fra 1 (”ikke troverdig”) til 6 (”troverdig”) (Prendergast, Liu, & Poon, 2009). I henhold til den representasjonelle måletradisjonen ble svaralternativer vedrørende reklameeksponering forstått som en intervallskala (Nunnally & Bernstein, 1994), og vi har følgelig brukt parametrisk statistikk i analysene av disse.

Bruk av spillansvarlighetsverktøy. Det ble stilt spørsmål om faktisk bruk av ulike spillansvarlighetsverktøy, inklusive terapi/

selvhjelpsgrupper. Responsene til disse spørsmålene er ikke analysert i denne rapporten, men vil bli studert i forbindelse med en senere oppfølgingsstudie.

Lootbokser. Lootbokser ble definert som ”samlebetegnelse på innhold i dataspill som kan kjøpes, men hvor innholdet ikke er kjent på forhånd”. Eksempler på dette er kister i Overwatch eller Apex Legends (kosmetiske gjenstander), eller kortpakker i Hearthstone eller FIFA Ultimate Team. Det ble så stilt spørsmål om respondenten hadde kjøpt lootbokser til seg selv eller andre det siste halvåret (ja/nei). De som svarte ja ble bedt om å angi hvor mye penger de hadde brukt på lootbokser til henholdsvis seg selv og andre, siste halvår. Svaralternativene var ”Ingen/0 kr”, ”1-500 kr”, ”501-1 000 kr”, ”1 001-2 000 kr”, ”2 001-5 000 kr” og ”Mer enn 5 000 kr”. Respondentene ble så bedt om å ta stilling til hvorvidt de opplevde forbruket på lootbokser til å være så stort at det representerte et problem. Svaralternativene var ”Helt uenig”, ”Uenig”, ”Verken enig eller uenig”, ”Enig” og ”Helt enig”. Til slutt ble respondentene bedt om å svare på om de hadde løyet til andre som var viktige for dem om hvor mye penger de hadde brukt på lootbokser (ja/nei) og om de hadde brukt mer penger på lootbokser enn de egentlig hadde tenkt (ja/nei). De to sistnevnte spørsmålene var tilpasset fra Lie/Bet Questionnaire (som omhandler pengespillproblemer). For pengespill karakteriseres et positivt svar på minst et av spørsmålene som en indikasjon på problemer (Johnson, Hamer, Nora, Eisenstein, & Engelhart, 1997) og tilsvarende fortolkning er lagt til grunn her.

Dataspill. Dataspill ble definert som ulike typer elektroniske spill som spilles på PC/Mac, nettbrett eller mobil, eller på ulike typer spillkonsoller som Playstation, Xbox, PS Vita, Nintendo 3DS og lignende. Det ble i denne sammenheng understreket at pengespill ikke regnes som dataspill. Respondentene ble så spurt om de hadde spilt dataspill det siste halvåret (ja vs. nei).

Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). GASA består av syv påstander om dataspill,



der respondenten på en skala fra 1 ("aldri") til 5 ("veldig ofte") skal ta stilling til påstander som gjelder problematisk dataspilling. Jo høyere skåre desto høyere grad av problemer. Sumskåren varierer mellom 7 og 35. For å kategorisere personer som problemspillere er det foreslått en "cut-off" på minst 3 ("av og til") på minst fire av de syv leddene, mens dataspillavhengighet som regel blir definert som å skåre minst 3 på alle de syv leddene (Lemmens et al., 2009). Cronbach's alfa for GASA var .86 ($n = 3\ 919$) i denne undersøkelsen. Kun de som hadde spilt dataspill de siste seks måneder ble bedt om å besvare denne skalaen. Selv om skalaen opprinnelig ble konstruert for bruk i ungdomsutvalg, har den vært administrert i flere voksenutvalg, der skalaen har vist gode psykometriske egenskaper (Andreassen et al., 2016; Festl, Scharnow, & Quandt, 2013).

Alcohol Use Disorder Identification Test – Consumption. Alcohol Use Disorder Identification Test – Consumption (AUDIT-C) er en deltest av Alcohol Use Disorder Identification (Babor, Higgins-Biddle, Saunders, & Monteiro, 2001). AUDIT-C måler først og fremst høyt alkoholkonsum og består av tre ledd som alle skåres på en skala fra 0 til 4 (Bush et al., 1998). Eksempel på et ledd er "Hvor ofte drikker du alkohol" ("aldri", "månedlig", "to til fire ganger i måneden", "to til tre ganger i uken", "fire ganger eller mer"). En sumskåre som varierer mellom 0 og 12 beregnes. Cronbachs alfa for AUDIT-C var .63 ($n = 9\ 155$).

Røyking og snusbruk. Røyking og snusbruk ble målt med et spørsmål hver: "Røyker/bruker du snus nå daglig, sjeldnere enn daglig eller ikke i det hele tatt?", der svaralternativene var "daglig", "sjeldnere enn daglig" og "ikke i det hele tatt" (Global Adult Tobacco Survey Collaborative Group, 2011).

2.7 Beskrivelse av nettoutvalget

Tabell 2.3 viser en (uvektet og vektet) oversikt over de demografiske variablene i nettoutvalget på i alt 9 248 personer.



Tabell 2.3 Beskrivelse/oversikt over de demografiske variablene samt deltakelse i penge- og dataspill i nettoutvalget (N= 9 248)

Variabel	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (uvektet)	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (vektet)
Kjønn		
Kvinne	n = 4 612 – 49.9%	n = 4 742 – 51.3%
Mann	n = 4 636 – 50.1%	n = 4 506 – 48.7%
Alder	42.9 år (SD = 16.4)	44.6 år (SD = 17.2)
Sivil status		
Samboer/gift	n = 6 040 – 65.5%	n = 6 071 – 65.9%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	n = 3 175 – 34.5%	n = 3 142 – 34.1%
Antall hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen	n = 6 304 – 68.5%	n = 6 040 – 65.6%
1 barn	n = 1 144 – 12.4%	n = 1 205 – 13.1%
2 barn	n = 1 278 – 13.9%	n = 1 399 – 15.2%
3 barn	n = 390 – 4.2%	n = 463 – 5.0%
4 barn	n = 59 – 0.6%	n = 65 – 0.7%
5 barn eller flere	n = 31 – 0.3%	n = 34 – 0.4%
Personlig inntekt før skatt siste år		
0 – 99 999	n = 1 422 – 15.4%	n = 1 360 – 14.8%
100 000 – 199 999	n = 655 – 7.1%	n = 716 – 7.8%
200 000 – 299 999	n = 813 – 8.8%	n = 859 – 9.3%
300 000 – 399 999	n = 1 098 – 11.9%	n = 1 102 – 12.0%
400 000 – 499 999	n = 1 377 – 15.0%	n = 1 416 – 15.4%
500 000 – 599 999	n = 1 338 – 14.5%	n = 1 358 – 14.7%
600 000 – 699 999	n = 841 – 9.1%	n = 832 – 9.0%
700 000 – 799 999	n = 514 – 5.6%	n = 497 – 5.4%
800 000 – 899 999	n = 341 – 3.7%	n = 336 – 3.7%
900 000 – 999 999	n = 221 – 2.4%	n = 215 – 2.3%
1 000 000 eller mer	n = 586 – 6.4%	n = 521 – 5.7%
Høyeste fullførte utdanning		
Ikke avsluttet grunnskole	n = 39 – 0.4%	n = 41 – 0.4%
Grunnskole	n = 810 – 8.8%	n = 719 – 7.8%
Videregående skole (gymnas/yrkesskole)	n = 2 251 – 24.4%	n = 2 237 – 24.2%
Faglig yrkesutdanning	n = 1 493 – 16.2%	n = 1 547 – 16.8%
Universitet/høgskole (lavere grad; opptil 4 år)	n = 2 738 – 29.6%	n = 2 776 – 30.1%
Universitet/høgskole (høyere grad; opptil 5-6 år)	n = 1 750 – 18.9%	n = 1 768 – 19.1%
PhD/doktorgrad	n = 154 – 1.7%	n = 144 – 1.6%
Yrkesstatus (flere kryss var her mulig)		
Heltidsansatt	n = 4 828 – 52.7%	n = 4 980 – 54.3%
Deltidsansatt	n = 919 – 10.0%	n = 941 – 10.3%
Arbeidsledig	n = 238 – 2.6%	n = 254 – 2.9%
Student	n = 1 246 – 13.6%	n = 1 245 – 13.6%
Hjemmeværende	n = 95 – 1.0%	n = 98 – 1.1%
Uføretrygdet/attføring	n = 480 – 5.2%	n = 481 – 5.2%
På avklaringspenger	n = 153 – 1.7%	n = 173 – 1.9%
Pensjonist	n = 1 207 – 13.2%	n = 989 – 10.8%

Tabell 2.3 Fortsetter

Variabel	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (uvektet)	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (vektet)
Fødested		
Norge	n = 7 866 – 86.0%	n = 7 783 – 85.1%
Land i Norden utenfor Norge	n = 274 – 3.0%	n = 276 – 3.0%
Land i Europa utenfor Norden	n = 527 – 5.8%	n = 563 – 6.2%
Afrika	n = 88 – 1.0%	n = 98 – 1.1%
Asia	n = 272 – 3.0%	n = 295 – 3.2%
Nord-Amerika	n = 59 – 0.6%	n = 57 – 0.6%
Sør- eller Mellom-Amerika	n = 57 – 0.6%	n = 61 – 0.7%
Oceania	n = 5 – 0.1%	n = 7 – 0.1%
Deltatt pengespill siste året		
Ja	n = 5 830 – 63.0%	n = 5 878 – 63.6%
Nei	n = 3 418 – 37.0%	n = 3 370 – 36.4%
Deltatt dataspill siste 6 måneder		
Ja	n = 3 919 – 43.6%	n = 4 071 – 45.3%
Nei	n = 5 066 – 56.4%	n = 4 917 – 54.7%

Tabellen finnes også en oversikt over andelen som i løpet av de siste 12 månedene har deltatt i pengespill og en oversikt over andelen som i løpet av de siste 6 måneder har deltatt i dataspill. Som det fremgår av tabellen var det små avvik mellom uvektede og vektete frekvenser på sentrale demografiske variabler (inkl. deltakelse i penge- og dataspill).

2.8 Statistiske analyser

Statistiske analyser ble gjort med SPSS, versjon 25.0. Disse er vektet i henhold til avviket mellom nettoutvalget og befolkningssammensetningen per 1.1. 2019 når det gjelder kjønn, alder og fylke (etterstratifisering). Deskriptive analyser representerer beregning av aritmetisk gjennomsnitt og standardavvik, eller frekvenser (angitt i prosent). I noen tilfeller er 95% konfidensintervall også beregnet. For å undersøke sammenhenger mellom pengespillproblemer og andre variabler er det benyttet Pearsons kjikvadratanalyser (der de andre variablene er målt på nominelt nivå eller ordinalnivå). Ved slike analyser av 2x2-tabeller ble kjikvadratverdien justert (continuity correction). Der avhengig variabel er målt på ordinalt nivå ble Kruskal-Wallis eller Mann-Whitney U-tester utført.

De sistnevnte ikke-parametriske testene ble også brukt der forutsetningene for kjikvadratanalyser i noen tilfeller ikke var oppfylt (lavt antall forventede observasjoner per celle). Når avhengig variabel var målt på intervall- eller rationivå, ble t-tester eller enveis-ANOVA med post hoc tester benyttet. For å undersøke sammenhenger mellom penge- og dataspillproblemer og andre variabler ble også logistiske regresjonsanalyser utført. Her ble det justert for innvirkningen fra andre forklaringsvariabler. Når 95% konfidensintervall for odds ratio-verdien i disse analysene ikke inkluderer 1.00 anses sammenhengen som statistisk signifikant. Alle analyser er justert (vektet) for avviket mellom utvalget og populasjonen for alder, kjønn og fylke om ikke annet spesifikt er oppgitt. Signifikante funn i tabeller er vist med fet skrift.



KAPITTEL 3. PENGESPILLPROBLEM

3.1 Måleinstrumenter

I spørreundersøkelser måles ofte pengespillproblemer med *Canadian Problem Gambling Index* (CPGI). Instrumentet består i alt av ni ledd som alle skåres på en skala fra 0 ("aldri") til 3 ("alltid"). Basert på sumskåren grupperes respondentene inn i fire kategorier: 1) ikke pengespillproblemer/ikke problemspillere/normalspiller (sumskåre = 0), 2) lavrisikospiller (sumskåre = 1-2), 3) moderat risikospiller (sumskåre = 3-7), og 4) problemspiller (sumskåre = 8-27) (Ferris & Wynne, 2001). Instrumentet ser internasjonalt ut til å være brukt i økende grad i prevalensstudier (Schaefer, Williams, & Zee, 2012). Dette instrumentet ble valgt som mål på pengespillproblemer i befolkningsundersøkelsen i 2013 fordi det er relativt kort, deler spillere inn i flere kategorier, har færre "utdaterte" spørsmål enn andre mål, har mer enn to svaralternativer per ledd (øker variansen og nyansering i svar) og fordi det også har vært benyttet i flere tidligere norske befolkningsundersøkelser (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pran & Ukkelberg, 2010). Det var også CPGI som var inkludert i forrige befolkningsundersøkelse (Pallesen, Molde, et al., 2016b), og som vi i denne rapporten vil sammenlikne resultatene direkte med.

Et annet hyppig brukt instrument i slike undersøkelser er *National Opinion Research Center DSM Screen for Gambling Problems* (NODS). NODS består i alt av 34 ledd og måler pengespillproblemer siste år (17 spørsmål) og pengespillproblemer over hele livsløpet (17 spørsmål) (Gerstein et al., 1999). NODS bygger på diagnosekriteriene i 4. utgave av "Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders" (DSM-IV) (American Psychiatric Association, 1994). Sumskåren varierer mellom 0 og 10. Personer med skårer mellom 1 og 2 kategoriseres gjerne som risikospillere, de som skårer 3 eller 4 kategoriseres som problemspillere, mens de som skårer 5 eller høyere antas å lide av patologisk pengespillavhengighet. Tre tidligere norske

befolkningsstudier av pengespillproblemer har benyttet NODS (Bakken & Weggerberg, 2008; Lund & Nordlund, 2003; Øren & Bakken, 2007).

South Oaks Gambling Screen (SOGS) har også vært benyttet i befolkningsundersøkelser. Det består av 20 spørsmål som besvares "ja" eller "nei". En skåre på 5 eller mer (svart ja på minst 5 spørsmål) indikerer at personen sannsynlig er en patologisk spiller, mens poengsummer på 3 eller 4 gir betegnelsen problemspiller (Lesieur & Blume, 1987). SOGS er basert på tredje og reviderte utgave av "Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders" (DSM-III-R) (American Psychiatric Association, 1987). Skalaen har vært kritisert fordi den i for sterk grad vektlegger økonomiske problemer knyttet til deltakelse i pengespill og fordi den gir for mange falske positive (Dickerson, 2003; Vollberg & Boles, 1995). I utgangspunktet måler SOGS kun livstidsprevalens. En revidert versjon, SOGS-R, muliggjør imidlertid estimering av nåværende status (siste 12 måneder) (Abbott & Vollberg, 1996). En tidligere norsk befolkningsstudie av pengespillproblemer var basert på SOGS-R (Lund & Nordlund, 2003). I en del intervju- og spørreskjemaserte undersøkelser er det også stilt spørsmål direkte basert på kriteriene (i alt 10) for pengespillavhengighet i *DSM-IV* (American Psychiatric Association, 1994) og basert på kriteriene (i alt 9) for pengespill-lidelse i *DSM-5* (American Psychiatric Association, 2013).

Lie/Bet Questionnaire (Lie/Bet) har vært brukt i noen undersøkelser knyttet til utbredelsen av pengespillproblemer. Det består imidlertid bare av 2 spørsmål: 1) Har du noen gang følt behov for å spille for mer og mer penger (ja/nei) og 2) har du noen gang løyet til mennesker som er viktige for deg om hvor mye du spiller (ja/nei). Normalt karakteriseres et positivt svar på et av spørsmålene som en indikasjon på problemer (Johnson et al., 1997). Siden skalaen bare har to ledd, dekker den få av de diagnostiske kriteriene for pengespill-lidelse.



Det finnes også en rekke andre og korte screening-instrumenter for å kartlegge pengespillproblematikk. En artikkel som presenterer en oversikt over og evaluering av disse er nylig publisert (Dowling et al., 2019).

3.2 Tidligere norske befolkningsundersøkelser

Flere tidligere norske befolkningsstudier på pengespillproblemer har vært gjennomført. Disse er vist i tabell 3.1. Flere tendenser ser ut til å fremtre fra dette materialet. En tendens vist i tabell 3.1 er

fallende svarprosent. De to tidligst gjennomførte undersøkelsene (Götestam & Johansson, 2003; Lund & Nordlund, 2003) ble gjennomført i henholdsvis 1997 og 2002 og hadde begge akseptable svarprosent (47.8% og 55.0%). Flere av undersøkelsene gjennomført fra 2005 av har hatt svarprosent under 40%, en hadde en svarprosent helt nede i 14% (Pran & Ukkelberg, 2010). Dessverre reflekterer disse tendensene utviklingen som ses internasjonalt når det gjelder deltakelse i spørreundersøkelser (Morton et al., 2012).

Tabell 3.1 Oversikt over tidligere norske befolkningsstudier på pengespillproblemer

Forfatter	Utvalg	Svarprosent	Instrumenter	Nåværende prevalens
(Götestam & Johansson, 2003)	4 820 tilfeldig personer ble oppringt, hvorav 2 014 over 18 år sa ja til å delta. Innsamling gjort i 1997	47.8% når feil nummer eller telefon besvart av person under 18 ble trukket fra bruttoutvalget	Spørsmål basert på de 10 kriteriene i DSM-IV	Patologisk pengespillavhengighet: 0.15%, problemspilling: 0.45% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).
(Lund & Nordlund, 2003)	10 000 personer 15-74 år trukket fra Folkeregisteret. Telefonintervju eller skjema. Innsamling gjort i 2002	55.0% når personer utenfor målgruppen eller med feil adresse ble trukket fra	NODS og SOGS-R	NODS: risikospill: 2.8%, problemspill: 0.4%, patologisk pengespillavhengighet: 0.3%. SOGS-R: 1-2 poeng: 2.0%, problemspill: 0.4%, patologisk spiller: 0.2% (vektet ut fra kjønn, alder, fødeland og landsdel).
(Kavli & Berntsen, 2005)	4 605 personer 15 år og eldre ble vervet til undersøkelsen via tilfeldig telefonutvalg – de som sa ja fikk tilsendt skjema i posten. Innsamling gjort i 2002	67.4% av de vervede svarte	CPGI	Lavrisikospill: 11.4%, moderat risikospill: 3.6%, problemspill: 1.9% (vektet ut fra kjønn, alder og landsdel).
(Kavli, 2007)	13 748 tilfeldige 15 år eller eldre ble oppringt, 4604 ble vervet. Innsamling gjort i 2007	22% av bruttoutvalget på 13 748 deltok	CPGI	Lavrisikospill: 10.6%, moderat risikospill: 2.6%, problemspill: 1.7% (vektet ut fra kjønn, alder og landsdel).
(Øren & Bakken, 2007)	10 000 personer 16-74 år trukket fra Folkeregisteret. Innsamling gjort i 2007	36% når de med feil adresse ble trukket fra	NODS	Risikospill: 2.8%, problemspill: 0.4% patologisk pengespillavhengighet: 0.3% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).
(Kavli & Torvik, 2008)	13 751 tilfeldige 15 år eller eldre ble oppringt, 4 600 ble vervet. Innsamling gjort i 2008	23% av bruttoutvalget på 13 751 deltok	CPGI	Lavrisikospill: 11.0%, moderat risikospill: 2.3%, problemspill: 1.3% (vektet ut fra kjønn, alder og landsdel).
(Bakken & Weggerberg, 2008)	10 000 personer 16-74 år trukket fra Folkeregisteret. Innsamling gjort i 2008	35% når de med feil adresse ble trukket fra	NODS	Risikospill: 2.3%, problemspill: 0.2% patologisk pengespillavhengighet: 0.6% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).
(Pran & Ukkelberg, 2010)	Tilfeldige 15 år eller eldre ble oppringt, 4 636 ble vervet. Innsamling gjort i 2010	14% av bruttoutvalget (de som ble forsøkt vervet) deltok	CPGI	Lavrisikospill: 8.6%, moderat risikospill: 2.3%, problemspill: 2.1% (vektet ut fra kjønn, alder og landsdel).
Pallesen et. al., 2014	24 000 personer 16-74 år trukket fra Folkeregisteret. Innsamling gjort i 2013	43.6% når de med feil adresse, døde, i utlandet, ikke forstod norsk og syke ble trukket fra	CPGI	Lavrisikospill: 7.8%, moderat risikospill: 2.4%, problemspill: 0.6% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).
Pallesen et. al., 2016	14 000 personer 16-74 år trukket fra Folkeregisteret. Innsamling gjort i 2015	40.8% når de med feil adresse, døde, i utlandet, ikke forstod norsk og syke ble trukket fra	CPGI	Lavrisikospill: 7.7%, moderat risikospill: 2.3%, problemspill: 0.9% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).

Dette er bekymringsfullt da dette kan svekke generaliserbarheten av resultatene tilbake til populasjonen en ønsker å trekke slutninger om. I befolkningsundersøkelsen som UiB gjennomførte høsten 2013 ble flere tiltak iverksatt for å øke svarprosenten (som relativt kort skjema, farget skjema, inntil to påminnelser med nytt skjema, samt trekning av gavekort). Her oppnådde man en svarprosent på 43.6%, en forbedring i forhold til de fleste tidligere undersøkelser som tilskrives ovennevnte tiltak (Pallesen, Hanss, et al., 2014). Likefullt falt svarprosenten til 40.8% i undersøkelsen som ble gjennomført 2 år senere (Pallesen, Molde, et al., 2016b), som igjen understreker problemet med fallende svarprosjenter (Stedman, Connelly, Heberlein, Decker, & Allred, 2019).

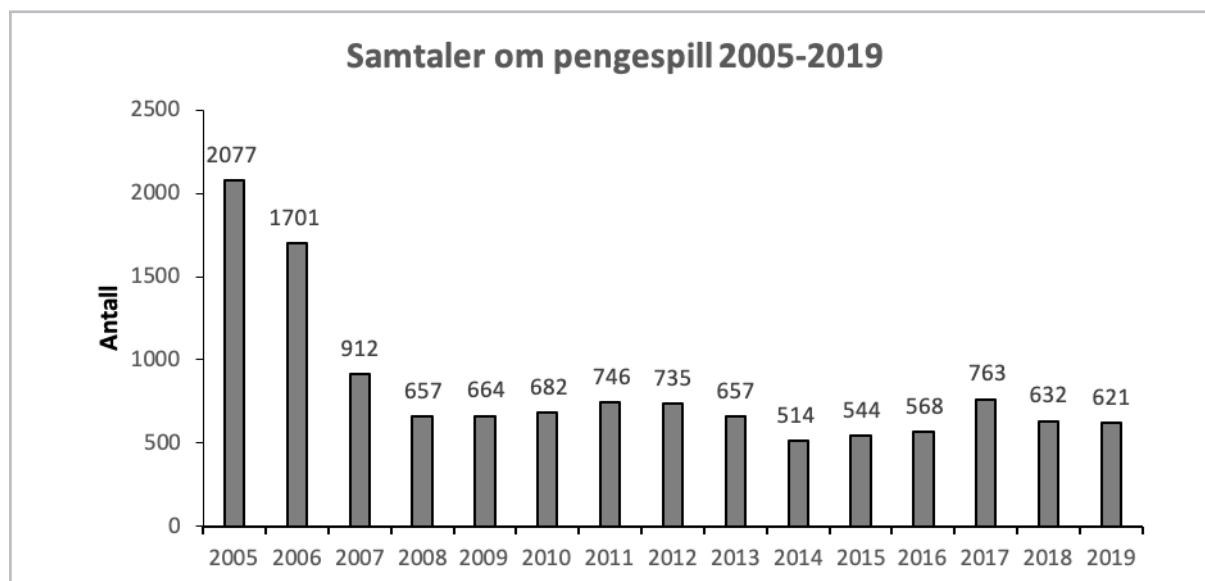
Det bør også bemerkes at sammenlikninger av funn på tvers av studier vanskeliggjøres av ulike svarprosjenter og ulike måter å trekke utvalg på (f.eks. fra Folkeregisteret vs. bruk av telefonregistre).

Når det gjelder instrumentene, som til nå har vært benyttet for å kartlegge pengespillproblemer i Norge har disse stort sett vært basert på NODS (Gerstein et

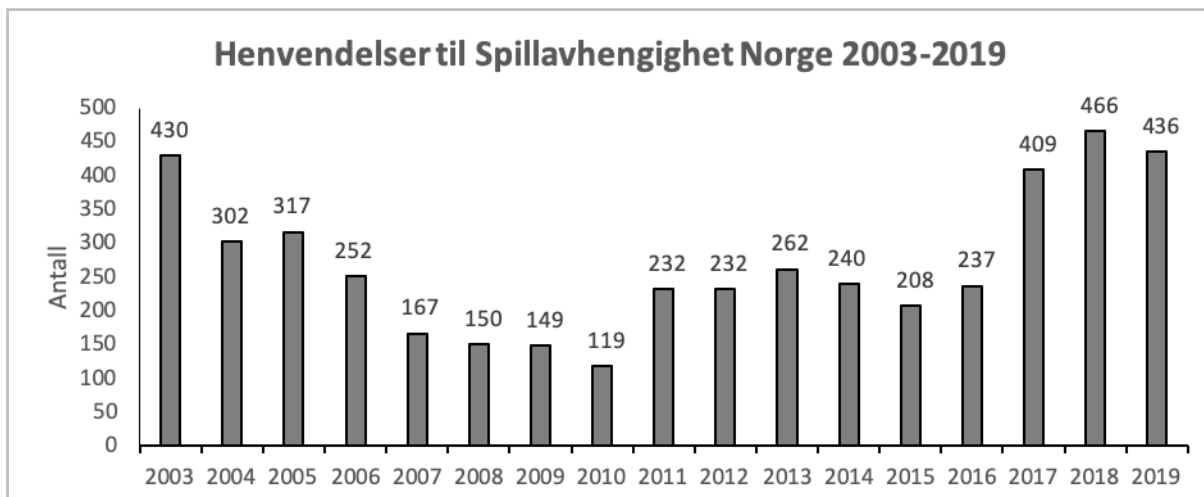
al., 1999) og CPGI (Ferris & Wynne, 2001). Over tid ser det ut til å ha vært en viss reduksjon eller stabilitet i andelen som sliter med pengespillproblemer, særlig etter gevinstautomatforbudet som ble innført i 2007. Nedgang i problemomfanget ble dokumentert i den ene av to nasjonale longitudinelle studier som til nå er publisert (Øren & Leistad, 2010). I den første av disse inngikk respondenter som hadde vært med i undersøkelsene gjort av Øren og Bakken (2007) og av Bakken og Weggerberg (2008), der de ble invitert til å delta i en oppfølgingsundersøkelse i 2009. I den andre longitudinelle rapporten (Pallesen, Molde, Mentzoni, Hanss, & Morken, 2016a) ble personer som deltok i befolkningsundersøkelsen i 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014) bedt om å delta på nytt 2 år senere. Funnene viste her at problemomfanget var svært stabilt fra 2013 til 2015.

Tendensen til fallende eller stabilt problemomfang understøttes frem til og med perioden 2014-2016 av tall fra Hjelpelinjen for spilleavhengige over antall mottatte henvendelser i forbindelse med pengespillproblemer i perioden 2005-2019, vist i figur 3.1. Etter 2016 sees en viss økning i antall henvendelser vedrørende problemer med pengespill.

Figur 3.1 Antall samtaler om pengespill registrert ved Hjelpelinjen for spilleavhengige i perioden 2005-2019.



Figur 3.2 Antall henvendelser til Spillavhengighet Norge i perioden 2003-2019.



Spillavhengighet Norge er den største selvhjelpsorganisasjonen for både pårørende til spilleavhengige og spilleavhengige, og har siden 2003 registrert antall henvendelser per år. En oversikt over dette er presentert i Figur 3.2. Som det fremgår har det vært en økning i antall henvendelser de siste 3 årene. Tilsvarende tendens kan sees hos Hjelpeinjen. Fortolkning av disse data bør imidlertid gjøres med stor varsomhet, da en rekke andre faktorer enn omfanget av spillproblematikk (som åpningstider, kunnskap om tilbudet, antall støttegrupper og alternative tilbud) i vesentlig grad også kan tenkes å virke inn på antall henvendelser.

3.3 Pengespilldeltakelse og pengespillproblemer i denne undersøkelsen

I alt hadde 63.6% av respondentene i utvalget deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene. Dette er betydelig lavere enn andelen på 81% rapportert av

Lund og Nordlund (2003), 70% rapportert av Øren og Bakken (2007) og 77% rapportert av Bakken og Weggerberg (2008). Dette kan bety at dagens pengespill i mindre grad appellerer til befolkningen sammenliknet med tidligere. En årsak kan være at store befolkningsgrupper, særlig yngre, bruker mer tid på dataspill nå enn tidligere.

Sammenliknet med andelen som deltok i pengespill i 2015 var det signifikant flere som hadde deltatt i pengespill i 2019 ($\chi^2=46.6$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction). Når Pantelotteriet ble holdt utenfor (nytt spill spurt om i 2019) var det fremdeles en økning i andelen som hadde deltatt i pengespill fra 2015 til 2019 (57.9% vs. 62.3%). Denne økningen var signifikant ($\chi^2=27.3$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction). I alt var det i 2019 flere menn enn kvinner som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder (tabell 3.2).

Tabell 3.2. Deltakelse i pengespill siste 12 måneder i 2015 og 2019, totalt og brutt ned på kjønn

	Andel deltatt pengespill siste 12 måneder ¹	
	2015	2019
Totalt	57.9%	63.6%
Menn	61.8%	67.1% ²
Kvinner	53.8%	60.2% ²

¹Kjønnforskjellen for både 2015 ($\chi^2=36.5$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) og 2019 ($\chi^2=47.5$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) er statistisk signifikant, ²Dersom Pantelotteriet (nytt spill spurt om i 2019-undersøkelsen) holdes utenfor er det 66.0% av mennene og 58.7% av kvinnene som har deltatt i pengespill i 2019. Økningen fra 2015 til 2019 er signifikant for kvinner ($\chi^2=16.7$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) og menn ($\chi^2=13.0$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) også når Pantelotteriet holdes utenfor.

Brutt ned på aldersgrupper fant vi signifikante forskjeller når det gjaldt deltakelse i pengespill siste 12 måneder. Dette er vist i tabell 3.3.

Tabell 3.3 Deltakelse pengespill siste 12 måneder fordelt på ulike aldersgrupper

Aldersgruppe	n	Andel deltatt pengespill siste 12 måneder ¹	Andel deltatt pengespill siste 12 måneder utenom Pantelotteriet
16-17 år	177	23.2%	22.6%
18-25 år	1 553	53.2%	51.6%
26-35 år	1 806	64.1%	62.0%
36-45 år	1 644	66.7%	64.9%
46-55 år	1 628	68.2%	67.0%
56-65 år	1 401	67.4%	67.1%
66-74 år	1 039	67.7%	67.4%

¹Forskjellene er statistisk signifikante ($\chi^2=235.8$, $df=6$, $p<.01$).

Det er særlig de yngste (16-17 år) og delvis de nest yngste (18-25 år) som har lavere deltakelse i pengespill sammenliknet med de andre aldersgruppene. Det bør i denne forbindelse bemerkes at det i Norge er 18-års grense for deltakelse i pengespill. Tilsvarende tendens ble

funnet i befolkningsundersøkelsene i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Tabell 3.4 viser spørsmålene i CPGI og fordelingen av svar (vektet) for dem som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder.

Tabell 3.4 Spørsmålene i Canadian Problem Gambling Index og fordelingen av svar blant dem som har deltatt i pengespill siste 12 måneder

Hvor ofte i løpet av de siste 12 månedene...		n	Aldri	Noen ganger	For det meste	Alltid
a.	...har du satset mer enn du egentlig hadde råd til å tape?	5 850	94.5%	4.3%	0.9%	0.4%
b.	...har du følt behov for å spille for mer og mer penger for å oppnå ønsket spenningsnivå?	5 850	86.2%	11.6%	1.5%	0.6%
c.	...har du gått tilbake en annen dag for å vinne tilbake pengene du har tapt?	5 850	91.6%	6.5%	1.3%	0.6%
d.	...har du lånt penger eller solgt gjenstander for å skaffe penger til spill?	5 850	98.2%	1.2%	0.4%	0.3%
e.	...har du følt at du kanskje har et problem med pengespill?	5 850	95.2%	3.7%	0.5%	0.6%
f.	...har pengespill forårsaket helseproblemer for deg, inkludert stress og angst?	5 850	97.1%	2.1%	0.3%	0.4%
g.	...har andre rundt deg kritisert spillingen din og fortalt deg at du har et spilleproblem, uavhengig av om du har opplevd dette som sant eller ei?	5 850	96.6%	2.6%	0.4%	0.4%
h.	...har ditt pengespill forårsaket økonomiske problemer for deg selv eller din husholdning?	5 850	97.7%	1.4%	0.4%	0.5%
i.	...har du hatt dårlig samvittighet i forbindelse med hvordan du spiller og hva som skjer når du spiller?	5 850	91.5%	6.8%	0.9%	0.8%

Som det framgår av tabellen er det en klar venstredreining (de fleste har svart på det første svaralternativet) i svarfordelingen. Dette er vanlig når en bruker skalaer som måler patologi/problemer i allmenne befolkningsutvalg. Tilsvarende fordeling ble også funnet i befolkningsundersøkelsene i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Resultatene i tabell 3.5 viser forekomsten av pengespillproblemer basert på Canadian Problem Gambling Index. Fordelingen av personer i de ulike pengespillkategoriene er statistisk forskjellig ($\chi^2=22.1$, $df=3$, $p<.01$) fra fordelingen i befolkningsundersøkelsen i 2015 (Pallesen, Molde, et al., 2016b). Generelt sees det at det nå er færre ikke problemspillere/ikke spillere/normalspillere sammenliknet med undersøkelsen i 2015, og at det

er flere lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere nå. Også når analysen ble begrenset kun til dem som hadde deltatt i pengespill var det en signifikant (dog noe moderert) høyere problemandel i 2019-undersøkelsen sammenliknet med 2015-undersøkelsen. Andelen lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere var da henholdsvis 13.2%, 4.0% og 1.6% i 2015, mens de tilsvarende tallene for 2019 var 13.9%, 4.9% og 2.2% ($\chi^2=22.1$, $df=3$, $p<.05$). Andelen som sliter med pengespillproblemer er likevel lavere nå, sammenliknet med estimatene fra de fleste tidligere norske undersøkelser som har benyttet CPGI lengre tilbake i tid (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pran & Ukkelberg, 2010). Det konkluderes med at andelen med pengespillproblemer i Norge har økt i løpet av de 4 siste årene (fra 2015 til 2019).

Tabell 3.5 Prevalens og 95% konfidensintervall for ulike pengespillkategorier i befolkningen 2015 og 2019

Kategori	n		Prevalens (95% konfidensintervall)		Estimert antall (95% konfidensintervall) i befolkningen 16-74 år i 2019
	2015	2019	2015	2019	
Ikke-problemsspiller/ Ikke-spiller	4 852	7 994	89.0% (88.2 – 89.9)	86.7% (86.0 – 87.4)	3 416 000 (3 389 000 – 3 444 000)
Lavrisikospiller	422	814	7.7% (7.0 – 8.4)	8.8% (8.3 – 9.4)	347 000 (327 000 – 370 000)
Moderat risikospiller	127	286	2.3% (1.9 – 2.7)	3.1% (2.7 – 3.5)	122 000 (106 000 – 138 000)
Problemsspiller	49	126	0.9% (0.7 – 1.2)	1.4% (1.1 – 1.6)	55 000 (43 000 – 63 000)

Som det framgår av den høyre kolonnen i tabell 3.5 er det mange personer i Norge som direkte sliter med pengespillproblemer. Dersom en også tar hensyn til de som mer indirekte blir berørt av dette (som pårørende, venner, kolleger, og arbeidsgivere), som typisk er mellom 5 og 15 personer per spilleavhengig (Kalischuk, Nowatzki, Cardwell, Klein, & Solowoniuk, 2006), kan vansker med pengespill forstås som et problem hvis omfang er av samfunnsmessig betydning.

For å undersøke om endringen i pengespillproblemer er relatert til spesielle aldersgrupper, sammenliknet vi aldersfordelingen til risiko- og problemspillere med den tilsvarende fordelingen fra tidligere norske befolkningsundersøkelser (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b; Pran & Ukkelberg, 2010). Sammenlikningen er vist i tabell 3.6.

Tabell 3.6 Aldersfordelingen til moderate risiko- og problemspillere i denne og tidligere norske befolkningsundersøkelser basert på CPGI

Aldersgruppe	(Kavli & Berntsen, 2005)	(Kavli, 2007)	(Kavli & Torvik, 2008)	(Pran & Ukkelberg, 2010)	(Palleesen, Hanss, et al., 2014)	(Palleesen, Molde et al., 2016)	(Palleesen et al., 2020)
15-24 år	40.1%	24.3%	20.7%	26.3%	22.3%	23.9%	26.5%
25-29 år	7.8%	12.6%	10.3%	13.2%	15.5%	18.8%	11.2%
30-39 år	11.2%	15.4%	17.5%	9.4%	20.9%	17.0%	21.9%
40-49 år	19.0%	16.6%	15.7%	19.6%	19.9%	18.2%	20.7%
50-59 år	6.8%	9.7%	7.4%	11.3%	11.6%	10.8%	10.7%
60-69 år	3.4%	12.5%	13.4%	8.3%	8.0%	8.5%	6.3%
70 år +	11.8%	8.9%	15.0%	11.9%	1.7%	2.8%	2.7%
Total	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100%

Ut fra sammenlikningen er den tydeligste endringen over tid en nedgang i andelen som sliter med pengespillproblemer i de to eldste gruppene (60-69 år og 70 år +). Det ser også ut til å være en viss nedgang i andelen av de aller yngste som sliter med pengespillproblemer sammenliknet med undersøkelsen til Kavli og Berntsen (2005). Fremstillingen illustrerer også en viss økning av problemomfang over tid i gruppen 30-39 år. Likefullt er det ganske klart at den største andelen av personer som sliter med pengespillproblemer er å finne i de 4 yngste aldersgruppene. Vedrørende sammenlikningen må det samles tas høyde for at studiene er forskjellige når det gjelder utvalgsstørrelse, svarprosent samt rekrutterings- og datainnsamlingsmetoder. For å undersøke om kjønnsfordelingen av moderate risiko- og problemspillere hadde

endret seg, ble kjønnsfordelingen i disse to spillerkategoriene sammenliknet med de to siste befolkningsundersøkelsene (Palleesen, Hanss, et al., 2014; Palleesen, Molde, et al., 2016b). Resultatene er presentert i tabell 3.7. Selv om det kan se ut som om andelen kvinner blant moderate risiko- og problemspillere har økt med tid, er endringene i kjønnsfordelingen ikke statistisk signifikant ($\chi^2=1.9$, $df=2$, $p>.05$). Dersom en avgrenser til problemspillere i perioden 2015 til 2019, var det en fordobling fra 0.4% til 0.8% hos kvinner, mens økningen for menn i samme tidsintervall var fra 1.4% til 1.9%. Økningen er ikke signifikant forskjellig mellom kjønnene ($\chi^2=0.9$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction). Samlet indikerer resultatene at det ikke er kjønnsforskjeller når det gjelder andelen av nyrekrutterte moderate risiko- og problemspillere.

Tabell 3.7 Kjønnsfordelingen av moderate risiko- og problemspillere i denne og de 2 tidligere norske befolkningsundersøkelser basert på CPGI

Kjønn	(Palleesen, Hanss, et al., 2014)	(Palleesen, Molde, et al., 2016b)	(Palleesen et al., 2020)
Menn	76.1%	74.4%	71.5%
Kvinner	23.9%	25.6%	28.5%
Total	100.0%	100.0%	100.0%



3.4 Pengespillproblemer og sammenhengen med demografiske variabler

I tabell 3.8 vises sammenhengen mellom problemspillkategori og demografiske variabler. Som vist er det en klar overhyppighet av pengespillproblemer blant menn sammenliknet med kvinner.

Tabell 3.8 Sammenhengen mellom problemspillkategori og demografiske variabler

Variabel	n	Signifikans	Lavrisiko-spiller	Moderat risikospieler	Problem-spiller
Kjønn					
Kvinne	4 7294	$(\chi^2=151.0, df=3, p<.01)$	6.7%	1.7%	0.8%
Mann	492		11.0%	4.6%	1.9%
Alder					
16-25 år	1 720	$(\chi^2=154.7, df=15, p<.01)$	12.1%	5.2%	1.6%
26-35 år	1 802		11.7%	3.9%	1.4%
36-45 år	1 639		8.4%	3.1%	1.8%
46-55 år	1 626		7.1%	2.6%	1.6%
56-65 år	1 395		5.9%	1.5%	0.6%
66-74 år	1 038		5.6%	1.2%	0.7%
Sivil status					
Samboer/gift	6 055	$(\chi^2=46.2, df=3, p<.01)$	8.6%	2.3%	1.1%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	3 132		9.3%	4.5%	1.9%
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for					
Ingen	6 019	$(\chi^2=3.6, df=3, p>.05)$	9.1%	3.1%	1.3%
1-2	2 599		8.3%	3.2%	1.5%
3 eller flere	563		7.8%	2.7%	1.8%
Utdanning					
Opptil grunnskole	754	$(\chi^2=237.3, df=12, p<.01)$	9.5%	6.2%	4.8%
Videregående skole	2 224		10.8%	4.9%	1.4%
Faglig yrkesutdanning	1 543		11.3%	3.0%	1.4%
Universitet/høgskole lavere grad	2 771		8.3%	2.4%	0.9%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 909		5.0%	0.8%	0.6%
Bruttoinntekt siste år					
0 – 299 999	2 923	$(\chi^2=111.6, df=9, p<.01)$	10.0%	5.0%	2.2%
300 000 – 599 999	3 863		8.9%	2.7%	1.2%
600 000 – 899 999	1 661		7.8%	1.9%	0.6%
900 000 eller mer	737		5.6%	0.7%	0.5
Yrkesstatus					
Heltidsansatt	4 963	$(\chi^2=131.2, df=12, p<.01)$	8.7%	2.7%	0.9%
Deltidsansatt	938		10.0%	3.2%	1.5%
Student	1 241		8.7%	4.7%	1.9%
Hjemmeværende/pensjonist	1 086		5.6%	1.4%	0.6%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	912		12.2%	5.5%	3.7%
Fødested					
Norge	7 763	$(\chi^2=179.2, df=6, p<.01)$	9.0%	2.7%	0.9%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	897		7.2%	5.0%	2.3%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	453		9.7%	6.8%	7.3%
Deltatt dataspill siste 6 måneder					
Ja	4 070	$(\chi^2=144.5, df=3, p<.01)$	11.4%	4.6%	1.7%
Nei	4 905		6.6%	1.8%	1.0%

Dette er i overensstemmelse med en tidligere litteraturgjennomgang som viser at mannlig kjønn er en risikofaktor for pengespillproblemer (Johansson, Grant, Kim, Odlaug, & Götestam, 2009) og med alle tidligere norske rapporter på feltet (Bakken & Weggerberg, 2008; Götestam & Johansson, 2003; Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Lund & Nordlund, 2003; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b; Pran & Ukkelberg, 2010; Øren & Bakken, 2007). Pengespillproblemer var videre mer utbredt blant yngre enn eldre i denne undersøkelsen. Dette er også i samsvar med den tidligere litteraturgjennomgangen (Johansson et al., 2009) samt de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Videre viste analysene at status som singel var assosiert med høyere risiko for pengespillproblemer enn å leve i et parforhold, noe som er i tråd med andre studier på feltet (Black, Shaw, McCormick, & Allen, 2012) samt de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Omsorgsansvar for hjemmeboende barn var imidlertid ikke relatert til pengespillproblemer i denne undersøkelsen. Dette er i tråd med de to siste befolkningsundersøkelsene, hvor det heller ikke ble funnet en sammenheng mellom omsorgsansvar for hjemmeboende barn og pengespillproblemer (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). De ulike indikatorene på sosioøkonomisk status, som utdanning, inntekt og yrkesstatus, var alle relatert til pengespillproblemer i den forstand at risikoen var høyest for dem med lav utdanning, lav inntekt og med status som arbeidsledig/ufør/på attføring eller på avklaringspenger sammenliknet med de andre kategoriene på disse tre variablene.

Dette er helt i tråd med tidligere funn på feltet (Castren et al., 2013; Myrseth, Pallesen, Molde, Johnsen, & Lorvik, 2009; Tavares et al., 2010) og det ble også funnet i de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et

al., 2016b). Fødested utenfor Norge, særlig land fra andre kontinent enn Europa, Nord-Amerika og Oceania, var assosiert med høye prevalenser av pengespillproblemer. Dette funnet er i tråd med andre studier som viser at etniske minoriteter har høyere nivå av pengespillproblemer enn den etniske majoriteten (Alegria et al., 2009; Clarke et al., 2006). Dette funnet ble også rapportert i de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Også i tråd med de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b) viste analysene at deltakelse i dataspill var positivt relatert til pengespillproblemer. Et illustrerende eksempel er at 1.1% av de som hadde deltatt i dataspill i den forrige befolkningsundersøkelsen var problemspillere med tanke på pengespill (Pallesen, Molde, et al., 2016b). Denne andelen hadde steget til 1.7% i denne undersøkelsen. En årsak til denne utviklingen kan være at grenseoppgangen mellom penge- og dataspill de siste årene er blitt mer utvasket, blant annet via introduksjonen av fenomen som lootbokser, som flere regner som en form for pengespill (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018; Zendle, Meyer, Cairns, Waters, & Ballou, in press).

Analysene i tabell 3.8 sammenlikner enkeltvariabler med pengespillproblemkategori. Dermed er det ikke kontrollert/justert for overlappet mellom de enkelte demografiske variablene med tanke på sammenhengen med pengespillproblemer. Vi gjennomførte derfor en analyse der vi slo sammen personer uten spilleproblemer og lavrisikospillere (kodet "0") i en gruppe og de moderate risikospillere og problemspillerne (kodet "1") i en annen gruppe. Vi gjennomførte deretter en logistisk regresjonsanalyse der alle de demografiske variablene ble inkludert samtidig i analysen.



Tabell 3.9 viser de justerte resultatene, der alle forklaringsvariablene (uavhengige variabler) er justert for hverandre. Alder ble lagt inn som en kontinuerlig variabel for å unngå problemer med multikollinearitet (for høy korrelasjon mellom de uavhengige variablene). Den logistiske regresjonsanalysen var samlet signifikant ($\chi^2=$

389.1, $df = 19$, $p < .01$) og forklarte mellom 4.3% (Cox & Snell) og 14.3% (Nagelkerke) av variansen i pengespillproblemer. Resultatene i tabell 3.8 vises i form av odds ratio. Denne parameteren uttrykker hvor mye større risk det er for å skåre 3 eller mer på CPGI (altså være moderat risikospiller eller problemspiller) ved gitte

Tabell 3.9 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser odds ratio for å være moderat risikospiller / problemspiller ut fra ulike forklaringsvariabler (n = 8 743).

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	2.68	2.11 – 3.41
Alder	1.00	0.99 – 1.01
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.52	1.17 – 1.98
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	1.57	1.18 – 2.07
3 eller flere	1.31	0.81 – 2.11
Utdanning		
Opptil grunnskole	4.99	3.02 – 8.25
Videregående skole	3.21	2.03 – 5.09
Faglig yrkesutdanning	2.57	1.58 – 4.16
Universitet/høgskole lavere grad	2.15	1.37 – 3.39
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	0.79	0.57 – 1.09
600 000 – 899 999	0.56	0.35 – 0.89
900 000 eller mer	0.30	0.14 – 0.65
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	0.96	0.65 – 1.42
Student	0.77	0.52 – 1.14
Hjemmeværende/pensjonist	0.51	0.29 – 0.91
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.51	1.06 – 2.16
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	2.49	1.85 – 3.36
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	4.13	2.95 – 5.78
Deltatt dataspill siste 6 måneder		
Ja ¹	1.00	
Nei	0.57	0.44 – 0.75

¹Utgjør kontrastgruppen (OR = 1.00)

nivåer på forklaringsvariablene sammenliknet med kontrastgruppen der odds ratio er satt til 1.00. En odds ratio på 2.0 vil for eksempel bety at risiken for å skåre 3 eller mer på CPGI er 100% høyere for dem som har det gitte nivået på forklaringsvariabelen, sammenliknet med kontrastgruppen på samme variabel. Dersom 95%-konfidensintervallet for odds ratioen ikke inkluderer 1.00, er sammenhengen statistisk signifikant.

Ut fra de justerte analysene sees at kjønn er en signifikant risikofaktor. Menn har mer enn 150% høyere risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med kvinner. Alder var urelatert til å være moderat risikospiller/problemspiller. Status som enslig/separert/skilt/enke/enkemann gav omtrent 50% høyere risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med status som samboer/gift. Dette er i tråd med befolkningsundersøkelsen som ble gjennomført i 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014). Omsorgsansvar for barn var relatert til status som moderat risikospiller/problemspiller, idet de som hadde 1-2 barn hadde omtrent 60% høyere risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med de ikke hadde barn. En slik sammenheng ble ikke funnet i de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Det er uklart hvorfor denne variabelen slår ut.

En mulig forklaring kan være at de som har 1-2 barn har blitt begrenset i sin livsutfoldelse (f.eks. med tanke på ulike aktiviteter utenfor hjemmet), mens pengespill er lett tilgjengelig via nettet og kan ta over for andre tidligere aktiviteter. En annen forklaring kan være at de som har barn i større grad enn andre registrerer de negative effektene av pengespill (f.eks. på familielivet) og derigjennom lettere rapporterer problemer med dette. Utdanning var klart relatert til status som moderat risikospiller/problemspiller. Sammenliknet med kontrastgruppen, universitets/høgskoleutdannelse høyere grad/PhD, hadde alle med lavere utdannelse mellom 115% og

399% høyere risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller. At lav utdanning er assosiert med forhøyet risiko for å ha pengespillproblemer har vært vist i tidligere befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b) samt i andre studier på feltet (Cunha, de Sousa, & Relvas, 2017). De i den laveste inntektskategorien (0 – 299 999 kr) hadde høyere odds for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med de i de to høyeste inntektskategoriene (600 000 kr eller mer). Til tross for at en sammenheng mellom pengespillproblemer og inntekt ikke ble funnet i de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b) er det likevel et konsistent funn på feltet at lav inntekt/fattigdom er forbundet med økt risiko for pengespillproblemer (Sharman, Butler, & Roberts, 2019).

Når det gjaldt yrkesstatus viste analysene at respondentene i gruppen arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger hadde signifikant høyere risiko (nesten 100% høyere) for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med kontrastgruppen heltidsansatte. Å være hjemmeværende/pensjonist var assosiert med en signifikant lavere risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med heltidsansatte. Fødested var en signifikant risikofaktor for å være moderat risikospiller/problemspiller. Sammenliknet med kontrastgruppen (født i Norge) hadde personer som var født i Europa utenfor Norge, Nord-Amerika eller Oceania 149% større risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med de som var født i Norge, mens de som var født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika hadde 313% større risiko for å være moderat risikospiller/problemspiller sammenliknet med de som var født i Norge. Funnet er helt i tråd med befolkningsundersøkelsen fra 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014).

I tråd med den forrige befolkningsundersøkelsen (Pallesen, Molde, et al., 2016b), viste de justerte analysene at de som hadde deltatt i dataspill de siste



6 måneder hadde større risiko for å være moderat risikospiller/problem-spiller sammenliknet med dem som ikke deltok i dataspill. En mulig forklaring på dette kan være at pengespill og dataspill i økende grad spilles over det samme mediet (internett), og at begge således delvis kan reflektere problemer med å begrense/regulere internettbasert atferd (Young, 2004). Det kan også tenkes at sammenhengen skyldes felles underliggende trekk som bidrar til både data- og pengespill (Andreassen et al., 2013). Videre kan det tenkes at penge- og dataspill er blitt mer like i både innhold og utforming. F.eks. finnes det i flere dataspill elementer av pengespill, som f.eks. lootbokser (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018). E-sport-betting (hvor en kan satse penger på utfall av dataspillkamper) har også fått økt utbredelse (Abanazir, 2019) og ble sågar innført av Norsk Tipping sommeren 2019. Samlet bidrar disse forholdene trolig til en nedbygging av grenseoppgangene mellom penge- og dataspill.

Samlet viser analysene at det er tradisjonelt svake grupper i samfunnet (lavt utdannede, personer med lav inntekt, personer utenfor arbeidslivet og/eller med fødested utenfor Norge) som utgjør risikogrupper med tanke på pengespillvansker. Disse funnene er i utgangspunktet ikke overraskende og er i tråd med studier som viser at uhelse generelt er mer utbredt blant grupper med lav sosioøkonomisk status (Folkehelseinstituttet, 2018), og at dette også gjelder pengespill spesifikt (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b; Stedman et al., 2019). Således kan det diskuteres hvorvidt antatt svake gruppers bidrag til finansiering av kultur- og idrettsliv (som mye av pengespilloverskuddet brukes til) er rimelig. Funnene tilsier samlet at forebygging og behandling av pengespillproblemer bør særskilt tilpasses disse ”svake gruppene”.

3.6 Pengespillproblemer i Norge sammenliknet med studier fra andre land

En omfattende meta-analyse (Williams, Volberg, & Stevens, 2012) publiserte estimerte prevalenser for pengespillproblemer i en rekke ulike land.

En utfordring som forfatterne av meta-analysen stod overfor var å sammenlikne estimater fra studier som hadde brukt ulike måleinstrumenter og ulike metoder. For studier basert på CPGI (med grenseverdi CPGI-skåre 3 eller mer) ble prevalensen multiplisert med 0.58 (omregningsfaktor til standardisert problemspillingsprevalens). Studier basert på telefonintervju gir typisk underestimert. For disse ble en korrigeringsfaktor på 1.59 brukt. For studier der det ble brukt prosedyrer for å korrigere for lav deltakelse av høyrisikogrupper og der responsraten var under 45% ble estimert standardisert problemspillingsprevalens beregnet ved å multiplisere prevalenstallene med 0.53. Tabell 3.10 viser standardiserte problemspillingsprevalenser for ulike land.

For denne undersøkelsen vil således den standardiserte problemspillingsprevalensen utgjøre prevalens av utvalget (vektet for kjønn, alder og fylke) som skårer 3 eller høyere på CPGI \times 0.58 (justeringsfaktor for måleinstrumentet) \times 0.53 (justeringsfaktor for utvalgs karakteristika) (Williams et al., 2012). For land med flere studier er en overordnet prevalens estimert. Som det fremgår av tabellen er det stor variasjon i prevalensen på tvers av land. For Norge sin del varierer den standardiserte problemspillingsprevalensen mellom 0.8% (basert på Götestam og Johansson, 2003) og 1.7% (basert på Kavli & Berntsen, 2005). Den gjennomsnittlige problemspillingsprevalensen for Norge frem til og med 2011 var 1.1%. Den justerte problemspillingsprevalensen for befolkningsundersøkelsen i 2013 ble 0.92% (Pallesen, Hanss, et al., 2014) og for 2015 0.99%. For den nåværende undersøkelsen (2019) blir den justerte problemspillingsprevalensen 1.37%. Dette tilsier at prevalensen i gjeldende undersøkelse er noe høyere enn gjennomsnittet basert på alle tidligere norske studier, likevel lavere enn to tidligere norske studier basert på CPGI (Kavli, 2007; Pran & Ukkelberg, 2010). En bør med tanke på sammenlikninger på tvers av studier imidlertid ta høyde for at justeringsfaktorene for instrumentene



Tabell 3.10 Standardisert problemspillingsprevalens på tvers av ulike land

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Gj.snitt
Australia									3.9													3.9
Belgia															2.8							2.8
Canada									2.2	1.2						2.0						1.8
Danmark														0.5								0.5
Estland													1.6		2.1							1.9
Finland												2.1				2.4					1.5	2.0
Frankrike																				1.1		1.1
Tyskland															0.6	0.6		0.8	0.8	0.9		0.7
Storbritannia									0.8							0.7				1.3		0.9
Hong Kong										7.6					4.8						4.4	5.6
Ungarn																1.0						1.0
Island									0.7						1.2	1.0						1.0
Italia																		2.3				2.3
Macau													6.0									6.0
Nederland														0.5								0.5
New Zealand	2.6								1.0							1.0						1.5
Nord-Irland																				3.3		3.3
Norge							0.8				0.7				1.7	0.9	0.9		1.4			1.1
Singapore															4.9		3.5			3.1		3.8
Sør-Afrika																		6.4				6.4
Sør-Korea																0.9					0.8	0.9
Sverige								1.4											1.5			1.5
Sveits								2.4							1.0							1.7
USA								1.7	4.6													3.2
GJ.SNITT	2.6						0.8	1.8	1.9	2.5	7.6	1.0	4.1	1.1	2.4	1.8	1.2	3.3	1.2	1.5	2.1	2.3

Basert på Williams et al. (2012)

(NODS, SOGS og CPGI), metoden (telefon vs. papir eller webskjema) og utvalget kan gi opphav til visse skjevheter i estimeringen. Sammenliknes funn fra denne undersøkelsen med gjennomsnittet fra de nordiske landene basert på oversikten utarbeidet av Williams et al. (2012) ligger prevalensen i nåværende undersøkelse høyere enn Danmark og Island, men lavere enn Finland og Sverige. Det skal her bemerkes at den danske studien inkludert i meta-analysen til Williams et al. (2012) er gjort

før Danmark fikk et lisensiert spillmarked. Når man imidlertid sammenlikner utbredelsen av problemer i Norge med de øvrige nordiske landene uten de ovennevnte justeringsfaktorene blir bildet noe annerledes. I en befolkningsundersøkelse gjennomført på Island i 2011, der CPGI ble brukt, fant man en utbredelse av moderate risikospillere/problemspillere på 2.5% (Olason, Hayer, Brosowski, & Meyer, 2015), mens en tilsvarende undersøkelse gjennomført i 2017 estimerte utbredelsen av

moderate risikospillere/problemspillere til å være 2.4% (Olason, 2018). I denne undersøkelsen fant vi at 4.5% havnet i denne kategorien i Norge. Det skal også bemerkes at utbredelsen av moderate risikospillere/problemspillere var høyere på Island i 2011 sammenliknet med 2005 og 2007 (Olason et al., 2015).

Ien finsk befolkningsundersøkelse gjennomført vinteren 2011/2012, der CPGI var brukt, ble det funnet at 0.6% var problemspillere (Raisamo, Makela, Salonen, & Lintonen, 2015), mens en noe senere undersøkelse fra 2015 viste at 0.5% var problemspillere (Salonen, Alho, & Castren, 2016). Disse estimatene er betydelig lavere enn de 1.4% som i denne undersøkelsen ble kategorisert som problemspillere i Norge.

I Danmark ble det gjennomført en befolkningsundersøkelse både i 2005 og i 2010. Disse var basert på et annet instrument (Lie/Bet Questionnaire) enn det som ble brukt i denne undersøkelsen, og funnene er derfor vanskelig å sammenlikne. I Danmark ble det fra 2005 til 2010 ikke funnet noen endring i problemomfanget av nåværende pengespillproblemer, men en viss nedgang i livstidsprevalensen ble vist (Ekholm et al., 2014). Basert på NODS er det i Danmark funnet en økning i antall problemspillere fra 0.2% i 2005 (Bonke & Borregaard, 2006) til 0.3% i 2016 (Fridberg & Birkelund, 2016). I den danske 2016-undersøkelsen ble også CPGI administrert og her ble 0.9% kategorisert som moderate risikospillere/problemspillere (Fridberg & Birkelund, 2016), noe som er et betydelig lavere estimat enn de 4.5% som ble kalkulert for denne norske undersøkelsen.

I en av de største befolkningsundersøkelsene og til nå mest relevante sammenlikningsstudiene på pengespillproblemer gjennomført i Sverige (2008/2009) der CPGI var brukt, ble det funnet at 92.4% var ikke-problemspillere/normalspillere, 5.4% var lavrisikospillere, 1.9% var moderate risikospillere, mens 0.3% ble kategorisert som

problemspillere (Abbott, Romild, & Volberg, 2014; Statens folkhälsoinstitut, 2010). I den nyeste svenske prevalensstudien (gjennomført som en panelundersøkelse i 2018 og dermed metodisk svært ulik denne undersøkelsen) fant man at 2.9% var lavrisikospillere, 0.7% moderate risikospillere og 0.6% var problemspillere (Folkhälsomyndigheten, 2019).

Sammenliknet med de korresponderende funnene fra vår undersøkelse (86.7%, 8.8%, 3.1% og 1.4%) ser prevalensen av pengespillproblemer i Norge i 2019 ut til å være høyere enn de var i Sverige i 2008/2009 og i 2018. I den svenske studien fra 2008/2009 ble det funnet en økning i sannsynlig livstidsprevalens for pengespillproblemer sammenliknet med funn fra 1997/1998, mens nåværende prevalens så ut til å være uendret fra 1997/1998 til 2008/2009 (Abbott et al., 2014). Estimaten for livstidsprevalens var i den svenske studien basert på SOGS.

Når en sammenlikner funn fra Norge ut fra den justerte problemspillingsindeksen til Williams et al. (2012) med våre nordiske naboland ser vi ikke ut til å ha større problemer med pengespillproblemer enn dem. Den justerte problemspillingsprevalensen i denne undersøkelsen er også betydelig lavere enn gjennomsnittet fra alle de nasjonale undersøkelsene som inngikk i meta-analysen til Williams et al. (2012). Likefullt tyder undersøkelsen på at omtrent 122 000 nordmenn er moderate risikospillere og 55 000 er problemspillere. Det er også bekymringsfullt at svakerestilte grupper i samfunnet er overrepresentert blant disse. Når en i tillegg sammenlikner funnene mellom undersøkelser i nordiske land uten justeringsfaktorene til Williams et al. (2012) blir bildet noe annet, og i Norge ser man i dette perspektivet ut til kanskje å ha noe mer problemer med pengespill enn i våre naboland. En bør imidlertid tolke forskjellene med forsiktighet, da en rekke metodiske forhold som utvalg, instrument, datainnhentingmetode, datainnsamlingsstidspunkt og svarprosent varierer på tvers av land og undersøkelser. For eksempel er alle de relevante

sammenlikningsundersøkelsene i våre naboland i hovedsak basert på telefonintervju (Abbott et al., 2014; Fridberg & Birkelund, 2016; Olason, 2018; Salonen et al., 2016; Statens folkhälsoinstitut, 2010), mens den norske undersøkelsen er basert på web/papir. En slik forskjell kan ha avgjørende betydning når det gjelder estimatene (Bowling, 2005). På dette grunnlaget ble det i den forrige handlingsplanen mot spillproblemer (Kulturdepartementet, 2015) samt nåværende handlingsplan (tiltak 2.1.b) (Kulturdepartementet, 2019), vektlagt at det bør gjennomføres en pan-nordisk studie med lik metodologi på samme tidspunkt i alle de nordiske landene for reelt å kunne sammenlikne utbredelsen av pengespillproblemer på tvers av land.

3.7. Spilleproblem, svarrunde og svarformat

For å undersøke om grad av pengespillproblem var relatert til i hvilken runde (hovedutsendelsen, første og andre purring) respondenten svarte/deltok, ble det via kjiqvadratanalyser undersøkt om det var forskjeller i utbredelsen av moderat risikospilling/problemsspilling mellom rundene. Prosentandelen som var kategorisert som moderat risikospiller/problemsspiller var 5.5% i hovedutsendelsen, 2.8% blant dem som svarte etter første purring og 3.5% hos dem som svarte etter 2. purring. Dette er vist i tabell 3.11.

Tabell 3.11 Prosentandelen moderate risikospiller/problemsspiller i de ulike rundene av undersøkelsen

Runde	n	Prevalens ¹	95% konfidensintervall
Hovedutsendelse	5 229	5.5%	4.9% - 6.1%
1. purring	2 707	2.8%	2.1% - 3.4%
2. purring	892	3.5%	2.3% - 4.7%

¹Forskjellen i prevalens i de ulike rundene er signifikant ($\chi^2=33.7$, $df=2$, $p<.01$).

Itidligere befolkningsundersøkelser har vi funnet en økning i prevalens over rundene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). En årsak til forskjellene fra tidligere undersøkelser er at denne undersøkelsen (2019) startet med en invitasjon om å svare på nett (kun mulig å svare på nett), mens kun purrerundene inneholdt papirskjema. Undersøkelsene i 2013 og 2015 var basert på papirspørreskjema i alle rundene (med mulighet også til å svare på nett). Flere unge svarte på første runde i 2019-undersøkelsen (M =gjennomsnitt, $M_1=39.8$) enn i purrerundene ($M_2=47.6$ og $M_3=47.2$), som er en signifikant forskjell ($F_{2,9245}=255.0$, $p<.01$), mens mønsteret var motsatt i 2015-undersøkelsen ($M_1=44.3$, $M_2=41.4$, $M_3=39.9$) og viste også her signifikant forskjell i gjennomsnittsalder mellom svarrundene ($F_{2,5481}=29.0$, $p<.01$). Dette kan trolig forklare forskjellene mellom rundene når det gjelder prosentandelen som rapporterer problemer med pengespill.

Oppsummering

Oppsummert viser funnene fra dette kapittelet at flere deltar i pengespill nå enn for fire år siden. Undersøkelsen peker også på en økning i problemomfanget knyttet til pengespill i Norge siden 2015. Sammenliknet med korresponderende grupper er pengespillproblemer mer hyppig blant menn, enslige, de med 1-2 hjemmeboende barn, lav utdannelse og inntekt, arbeidsledige/uføre/på attføring eller avklaringspenger, de født utenfor Norge og de som har deltatt i dataspill. Flere av disse karakteristikaene peker på at svakerestilte har mer problemer med pengespill enn antatt mer ressurssterke grupper i samfunnet.

KAPITTEL 4. HOLDNINGER TIL PENGESPILL

Instrumentet Attitudes Towards Gambling Scale-8 (ATGS-8) (Canale et al., 2016) ble brukt for å kartlegge holdninger til pengespill. Hvert ledd skåres på en 5-punkts Likert skala fra 1 ("helt uenig") til 5 ("helt enig"). Sumskåren varierer således mellom 8 og 40. Jo høyere sumskåre, jo mer positive er holdningene til pengespill. Flere studier har vist en positiv sammenheng mellom holdninger til pengespill og deltakelse i pengespill, og mellom holdninger til pengespill og risikoen for å utvikle pengespillproblemer (Chiu & Storm, 2010;

Pallesen, Hanss, Molde, Griffiths, & Mentzoni, 2016; Williams, Connolly, Wood, & Nowatzki, 2006). Holdninger til pengespill synes å variere med kultur og utvalg. Negativt fokus på problemer som pengespill kan medføre, f.eks. via media, kan trolig endre holdningene i mer negativ retning (Fiedor, Kral, Frajer, Sery, & Szczyrba, 2019). Internasjonalt har det vært gjort en del studier i ulike utvalg der holdninger til pengespill er blitt målt med ATGS-8. I tabell 4.1 vises en oversikt over de fleste slike studier.

Tabell 4.1. Oversikt over tidligere studier basert på ATGS-8 i ulike land inklusive gjennomsnittsverdien (M) av ATGS-8

Referanse	Land	År		Resultat (M)
(Calado, Alexandre, Rosenfeld, Pereira, & Griffiths, 2019)	Portugal	ukjent	111 videregående skole elever (gj.snitt alder 17.6) fylte ut spørreskjema	23.89
(Fiedor et al., 2019)	Tsjekkia	2017	1092 tilfeldige respondenter i alderen 15 år og oppover deltok i ansikt-til-ansikt intervjuer	17.76
(Gavriel-Fried, 2015)	Israel	2014	1000 jødisk-israelske respondenter i alderen 67 fra et responspanel besvarte skjema på nett	19.47
(McAllister, 2014)	Australia	2011	1213 tilfeldige respondenter i alderen 18 år og eldre deltok i telefonintervju	20.20
(Oksanen, Sirola, Savolainen, & Kaakinen, 2019)	Finland	2017	1200 tilfeldige respondenter i alderen 15 til 25 år fra pool av frivillige respondenter fylte ut skjema på nett	23.41
Castren, 2017)	Finland	2011	4484 tilfeldige respondenter i alderen 15-74 år deltok i telefonintervju	22.63
(Salonen et al., 2017)	Finland	2015	4515 tilfeldige respondenter i alderen 15-74 år deltok i telefonintervju	24.10

En nøytral respons tilsier at en skårer på 3 på hvert ledd ("verken enig eller uenig"). Samlet vil dette på de 8 leddene utgjøre en sumskåre på 24. Skårer under 24 tilsier da en negativ holdning, mens skårer over 24 tilsier en mer positiv holdning til pengespill. Som det framgår av tabell 4.1 er det på tvers av studier en svak negativ holdning til pengespill. Tilsvarende funn er gjort med 14-ledds versjonen av ATGS blant 17.5-åringene i Norge. Et år senere hadde tenåringene blitt noe mer positive til pengespill, men holdningen for gruppen var likefullt

svakt negativ (Pallesen, Hanss, et al., 2016). I tabell 4.2 vises fordelingen av svar på ATGS-8 i denne befolkningsundersøkelsen. Som det fremgår av tabellen er det noe ulikt hvordan de ulike påstandene blir vurdert.



Tabell 4.2 Leddene i Attitudes Towards Gambling Scale og fordelingen av svar samt gjennomsnittskåren (M) og standardavvik (SD) for hvert ledd (N = 9 170 – 9 202)

		Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig	M	SD
a.	Folk burde ha rett til å spille når som helst om de selv ønsker det	9.2%	23.1%	24.8%	30.1%	12.8%	3.14	1.17
b.	Det er for mange muligheter til å delta i pengespill nå til dags ¹	3.4%	5.8%	21.7%	38.0%	31.1%	2.12	1.03
c.	Pengespill skulle vært frarådet ¹	6.3%	20.0%	30.2%	26.9%	16.5%	2.73	1.14
d.	Folk flest bruker fornuft når de spiller	6.8%	23.0%	27.5%	37.4%	5.2%	3.11	1.04
e.	Pengespill er farlig for familielivet ¹	2.5%	12.0%	35.2%	34.9%	15.4%	2.51	0.97
f.	Samlet sett er pengespill bra for samfunnet	19.8%	36.8%	33.6%	8.6%	1.1%	2.34	0.93
g.	Pengespill gir livet et løft	26.6%	33.3%	30.2%	8.8%	1.0%	2.24	0.98
h.	Det ville være bedre om pengespill var totalforbudt ¹	17.3%	33.8%	31.7%	10.4%	6.8%	3.44	1.10

¹Ledd er snudd før skåring

Det er størst enighet om at det er for mange muligheter til å delta i pengespill nå til dags, mens flest er uenig i påstanden om at det ville være bedre om pengespill var totalforbudt. Det ble så undersøkt om det var kjønnsforskjeller i holdninger til pengespill. Menn (M = 22.66, SD = 5.55) var mer positiv til pengespill enn kvinner (M = 20.70, SD = 5.06). Forskjellen var statistisk signifikant ($t = 17.52$, $df = 9\ 033$, $p < .01$) og er i tråd med andre studier (Pallesen, Hanss, et al., 2016; Salonen et al., 2017). Det ble så undersøkt om holdninger til pengespill var relatert til alder. Funnene er vist i tabell 4.3. Generelt ble de funnet at det var signifikante forskjeller

mellom aldersgrupper ($F_{5,9029} = 13.40$, $p < .01$). Generelt viser funnene at eldre er noe mer positive til pengespill enn yngre. Dette er nærmest det motsatte av det som er vist i Finland, Israel og Tsjekkia, der de eldste har sterkeste negative holdninger til pengespill (Fiedor et al., 2019; Gavriel-Fried, 2015; Salonen et al., 2017), og står også i motstrid til studier basert på fullversjonen (14 ledd) av Attitudes Towards Gambling Scale (Donaldson et al., 2016; Orford et al., 2009). En forklaring på at funnene viser motsatt sammenheng med alder i Norge kan svære at funnene skyldes kohorteffekter, der de som er unge i dag har vokst opp i en tid med økte restriksjoner

Tabell 4.3 Holdninger til pengespill brutt ned på aldersgrupper

Gruppe nr.	Aldersgruppe	n	Sumskåre	95% konfidensintervall	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	16-25 år	1 714	21.48	21.23 – 21.73	5.25	2, 5, 6
2	26-35 år	1 786	20.94	20.69 – 21.20	5.49	1, 3, 4, 5, 6
3	36-45 år	1 618	21.55	21.29 – 21.82	5.44	2, 5, 6
4	46-55 år	1 581	21.92	21.66 – 22.19	5.46	2
5	56-64 år	1 365	22.20	21.91 – 22.49	5.47	1, 2, 3
6	66-74 år	971	22.33	22.01 – 22.65	5.01	1, 2, 3

¹Tallene viser hvilke aldersgrupper den spesifikke aldergruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferonni-korrigert)

i pengespillpolitikken og økt fokus, både politisk og gjennom medier, på pengespillproblematikk (Rossow & Hansen, 2016). Vi undersøkte videre om holdninger til pengespill var relatert til pengespildeltakelse og pengespillproblemer. Her sammenliknet vi 5 grupper: 1) De som ikke har deltatt i pengespill, 2) normalspillere (0 i skåre på

CPGI), 3) lavrisikospillere (1-2 i skåre på CPGI), 4) moderate risikospillere (3-7 i skåre på CPGI) og 5) problemspillere (8-27 i skåre på CPGI). Funnene er vist i tabell 4.4 og viser at det er signifikante forskjeller mellom spillergrupper ($F_{5,9029} = 13.40, p < .01$).

Tabell 4.4 Holdninger til pengespill brutt ned på ulike spillerkategorier

Gruppe nr.	Spillergruppe	n	Sumskåre	95% konfidensintervall	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	Ikke spilt	3 267	19.45	19.28 – 19.63	5.14	2, 3, 4
2	Normalspillere	4 541	22.89	22.75 – 23.04	5.06	1, 5
3	Lavrisikospillere	799	23.35	22.99 – 23.70	5.13	1, 5
4	Moderate problemspillere	282	23.15	22.52 – 23.79	5.41	1, 5
5	Problemspillere	123	20.04	19.00 – 21.08	5.83	2, 3, 4

¹Tallene viser hvilke spillergruppe den spesifikke spillergruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferonni-korrigert)

Gruppesammenlikningene viser at de som ikke spiller i det hele tatt og de som er problemspillere har de mest negative holdningene, mens de som spiller uten problemer og de som spiller uten svært alvorlige problemer er de som er mest positive til pengespill. Funnene er i tråd med andre studier som viser at de som ikke spiller er mer negative til pengespill enn dem som deltar i pengespill (Gavriel-Fried, 2015; Pallesen, Hanss, et al., 2016) og med studier som viser en invers sammenheng mellom skåren på PGSI og holdninger til pengespill (Donaldson et al., 2016). For å kontrollere for ulike forklaringsvariablers innvirkning, gjennomførte vi så en lineær regresjonsanalyse for å undersøke hvilke variabler som var signifikant relatert til holdninger til pengespill. Forklaringsvariablene var kjønn, alder, sivilstatus, barn, utdanning, inntekt, yrkesstatus, fødested, deltakelse i dataspill og spillerkategoriene fra tabell 4.4. Preliminære analyser viste at forutsetningene med tanke på normalitet, homoskedastisitet (at residualene, dvs. diskrepans mellom predikert og observert verdi, er de samme på tvers av ulike nivå av den avhengige

variabelen) og multikollinearitet var oppfylt. Resultatene er vist i tabell 4.5.

Regresjonsmodellen ($F_{23,8551} = 61.09, p < .01$) var signifikant og forklarte samlet 14.1% av variansen i holdninger til pengespill. Menn hadde en mer positiv holdning til pengespill enn kvinner, og eldre hadde en mer positiv holdning til pengespill enn yngre. Disse sammenhengene er diskutert over. Enslige hadde en mer positiv holdning til pengespill enn de som var i parforhold, noe som kan forklares ut fra at pengespill noen ganger kan påvirke en relasjon negativt (Kalischuk et al., 2006) og via relasjonen fremme mer negative holdninger til pengespill blant dem som er i parforhold. Den samme forklaringen fremstår som plausibel for hvorfor de som hadde barn i husstanden var mer negative til pengespill enn de som ikke hadde barn i husstanden.



Tabell 4.5 Lineær multipl regressjonsanalyse som predikerer holdninger til pengespill fra kjønn, alder, sivilstatus, barn i husstanden, utdanning, inntekt, yrkesstatus, fødested, deltakelse i dataspill og pengespillerkategori (N=9 034)

Prediktor	Ustandard. beta	Std.error	Standard. Beta (β)	t	p
Kjønn (kvinne=1, mann=2)	1.54	.118	.142	13.08	***
Alder	0.02	.005	.065	3.96	***
Sivil status (gift/samboer=1, enslig=2)	0.29	.132	.025	2.16	*
Barn ¹					
1-2 barn i husstanden	- 0.53	.137	- .044	- 3.88	***
3 eller flere barn i husstanden	- 0.48	.240	- .021	- 2.01	*
Utdanning ²					
Opptil grunnskole	1.41	.249	.071	5.67	***
Videregående skole	1.06	.185	.084	5.74	***
Faglig yrkesutdanning	0.82	.191	.057	4.30	***
Universitet/høgskole lavere grad	0.63	.160	.054	3.97	***
Inntekt ³					
300 000 – 599 999	- 0.39	.179	- .036	- 2.20	*
600 000 – 899 999	- 0.15	.233	- .011	- 0.64	
900 000 eller mer	0.22	.287	.011	0.77	
Yrkesstatus ⁴					
Deltid	- 0.47	.201	- .026	- 2.33	*
Student	- 0.72	.231	- .046	- 3.12	**
Hjemmeværende/pensjonist	- 0.33	.232	- .020	- 1.44	
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	- 0.53	.219	- .029	- 2.40	*
Fødested ⁵					
Europa utenfor Norge, Nord-Amerika, Oceania	- 0.31	.187	- .017	- 1.67	
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	- 0.05	.265	- .002	- 0.19	
Spilt dataspill siste 6 mnd (1=ja, 2=nei)	- 0.31	.128	- .029	- 2.41	*
Pengespillerkategori ⁶					
Normalspiller	3.31	.123	.307	26.81	***
Lavrisikospiller	3.57	.207	.187	17.22	***
Moderat risikospiller	3.12	.322	.101	9.69	***
Problemspiller	0.15	.482	.003	0.32	

¹Ingen barn er kontrasten, ²universitetet/høgskole; høyere grad er kontrasten, ³0-299 999 kr er kontrasten, ⁴heltidsstilling er kontrasten, ⁵Norge er kontrasten, ⁶ikke deltatt i pengespill er kontrasten, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

De med høyest utdanning (universitet/høgskole master eller PhD) hadde mer negativ holdning til pengespill enn alle grupper med lavere utdanning. En forklaring på dette funnet kan være at de med høyere utdanning i mindre grad enn andre grupper er påvirket av tankefeil og overtro (Toplak, West, & Stanovich, 2017), og således vurderer pengespill mer realistisk enn andre. De med lavest inntekt (0-299 999) var mer positive til pengespill enn de med middels inntekt (300 000 – 599 999), noe som er i tråd med antakelser om at personer i de laveste økonomiske lag av befolkningen kan se på pengespill som en måte å fremme sin egen økonomiske

situasjon på (Bol, Lancee, & Steijn, 2014). Funnene viser videre at de med deltidsarbeid, studenter og personer i kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger var mer negative til pengespill enn heltidsansatte, som utgjorde referansegruppen. Dette kan bero på at de førstnevnte gruppene samlet har mindre økonomisk å "gå på" enn heltidsansatte, og at de derfor har relativt mer å tape på pengespill enn sistnevnte gruppe. De som hadde deltatt i dataspill de siste 6 måneder var mer positive til pengespill enn dem som ikke hadde deltatt i dataspill de siste 6 måneder. Deltakelse i pengespill er generelt positivt assosiert med holdninger til pengespill (Pallesen,



Hanss, et al., 2016), og grunnet økte likheter mellom penge- og dataspill (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018) kan en ut fra dette tenke at deltakelse i dataspill også bidrar til positive holdninger til pengespill. Til slutt ble det vist at normalspillere, lavrisikospillere og moderate risikospillere hadde mer positive holdninger til pengespill enn dem som ikke deltok i pengespill mens det var ingen forskjell i holdning mellom de som ikke spilte og problemspillere. Samlet indikerer dette, i tråd med diskusjonen over, at involvering i pengespill som ikke innebærer alvorlige problemer er assosiert med relativt positive holdninger til pengespill, noe som samlet er i tråd med litteraturen (Donaldson et al., 2016; Gavriel-Fried, 2015).

Oppsummering

Samlet viser dette kapitlet at befolkningen generelt har svake negative holdninger til pengespill. Menn, eldre, enslige, de uten barn i husstanden, de med lavere utdanning, lavest inntekt, heltidsansatte, de som har deltatt i dataspill samt normalspillere, lavrisikospillere og moderate risikospillere (vs. de som ikke deltar i pengespill) har mer positive holdninger til pengespill enn de som er i de respektive kontrastgruppene.



KAPITTEL 5. DELTAKELSE I, OG PENGEFORBRUK PÅ ULIKE TYPER SPILL

I undersøkelsen ble de respondentene som det siste året hadde deltatt i pengespill bedt om å angi hvilke spill de hadde deltatt i og omtrent hvor mye penger de eventuelt hadde spilt for på de ulike spillene (ikke spilt/ingen, 1 – 1 000 kr, 1 001 – 5 000 kr, 5 001 – 10 000 kr, 10 001 – 25 000 kr og mer enn 25 000 kr).

Tabell 5.1 Deltakelse i ulike typer pengespill (rangert fra hyppigst til sjeldnest spilt) siste 12 måneder brutt ned på antall personer (N) og prosenter

		Antall besvarte	Ikke spilte	1 - 1 000 kr	1 001 - 5 000 kr	5 001 - 10 000 kr	10 001 - 25 000 kr	Mer enn 25 000 kr
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	n	5 835	1 608	2 143	1 620	362	91	12
	%		27.6	36.7	27.8	6.2	1.6	0.2
Papirskrapelodd (ikke på internett)	n	5 816	2 654	3 065	83	5	6	3
	%		45.6	52.7	1.4	0.1	0.1	0.1
Pantelotteriet	n	5 820	3 582	2 130	100	4	2	2
	%		61.5	36.6	1.7	0.1	0.0	0.0
Internett-skrapeloddet Flax	n	5 816	4 627	1 124	53	8	1	3
	%		79.6	19.3	0.9	0.1	0.0	0.1
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping	n	5 805	4 938	659	155	30	10	11
	%		85.1	11.4	2.7	0.5	0.2	0.2
Tipping	n	5 817	4 996	652	127	24	11	8
	%		85.9	11.2	2.2	0.4	0.2	0.1
Spill på hester	n	5 822	5 190	529	67	24	5	6
	%		89.1	9.1	1.2	0.4	0.1	0.1
Odds- og liveodds ikke hos Norsk Tipping	n	5 799	5 290	355	115	23	3	13
	%		91.2	6.1	2.0	0.4	0.0	0.2
Private pengespill	n	5 817	5 366	330	84	20	7	9
	%		92.3	5.7	1.4	0.3	0.1	0.2
Pengespill båt Norge-utland	n	5 821	5 409	359	41	2	4	6
	%		92.9	6.2	0.7	0.0	0.1	0.1
Poker på internett	n	5 818	5 500	246	44	9	8	12
	%		94.5	4.2	0.8	0.2	0.1	0.2
KongKasino (Norsk Tipping)	n	5 817	5 528	210	45	15	6	13
	%		95.0	3.6	0.8	0.3	0.1	0.2
Andre spill	n	5 745	5 480	208	32	10	4	12
	%		95.4	3.6	0.6	0.2	0.1	0.2
Spilleautomater/kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	n	5 816	5 566	154	42	16	15	22
	%		95.7	2.6	0.7	0.3	0.3	0.4
Spilleautomater i lokale (Multix)	n	5 820	5 585	195	18	13	2	7
	%		96.0	3.3	0.3	0.2	0.0	0.1
Bingo i bingolokale	n	5 822	5 608	189	19	3	1	3
	%		96.3	3.2	0.3	0.0	0.0	0.0
Bingoria (bingospill Norsk Tipping)	n	5 817	5 675	121	12	3	4	3
	%		97.6	2.1	0.2	0.0	0.1	0.1
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	n	5 813	5 709	94	3	5	0	2
	%		98.2	1.6	0.0	0.1	0.0	0.0
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	n	5 821	5 761	48	8	1	3	4
	%		99.0	0.8	0.1	0.0	0.1	0.1
Belago (Norsk Tipping sine terminaler)	n	5 821	5 765	35	9	3	6	3
	%		99.0	0.6	0.2	0.0	0.1	0.0
Datbingo i bingolokale	n	5 822	5 771	31	5	8	4	3
	%		99.1	0.5	0.1	0.1	0.1	0.1

I alt 5 878 respondenter hadde spilt minst ett spill siste 12 måneder. Dette tilsvarer 63.6% av befolkningen i alderen 16-74 år, om lag 2 505 000 personer. I tabell 5.1 vises en oversikt over deltakelsen i ulike typer pengespill blant de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder (n = 5 878). Generelt sees at de fleste ikke hardteltatt i de aktuelle spillene eller bruker relativt små summer på deltakelse. Tallspill og skrapelodd (ikke på internett) peker seg ut med hensyn til deltakelse, hvor majoriteten av dem som har deltatt i pengespill siste 12 måneder har deltatt. Tallspill peker seg også ut med hensyn til antall som har brukt mer enn 5 000 kr siste året (> 50 personer). I tillegg til tallspill er det også mer enn 50 personer som har brukt mer enn 5 000 kr siste året på langodds- og liveodds hos Norsk Tipping og spilleautomater/kasinospill på internett hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping. Av spill der 10 eller flere enkeltspillere bruker mer enn 25 000 kr siste 12 måneder finner vi tallspill, langodds- og liveodds hos Norsk Tipping, odds- og liveodds hos andre (utenlandske aktører) enn Norsk Tipping, poker på internett, KongKasino, andre spill og spilleautomater/kasinospill på internett hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping.

Av de som spesifikt hadde navngitt andre spill (annet) som ikke var oppført som alternativ i spørreskjemaet, hadde 29 oppgitt pengespill knyttet til dataspill (særlig CS:GO), 18 oppga fysisk kasino i utlandet, 16 oppga lokalt loddsalg/basar, 5 oppga at de satset penger på utfall knyttet til Fantasy-ligaen, 3 oppga Unicef-lotteriet, 2 oppga radiobingo og 1 oppga henholdsvis spilleautomat i utlandet, fond og Svenska Trav.

I gjennomsnitt hadde de som hadde deltatt i pengespill spilt 2.83 (SD = 2.09) ulike typer spill. Når dette ble brutt ned på spillerkategori, viste funnene at normalspillere i gjennomsnitt hadde spilt 2.45 (SD = 1.56) ulike spill, lavrisikospillere 3.71 (SD = 2.17) ulike spill, moderate risikospillere 4.83 (SD = 3.12) ulike spill og problemspillere 6.92 (SD = 5.23) ulike spill. Overordnet var forskjellene signifikante ($F_{3,5636}$

= 396,4, $p < .01$). Oppfølgingstester (Bonferroni) viste videre at forskjellene mellom alle gruppene var statistisk signifikante ($p < .01$).

Deltakelse i de ulike spillene (19 relevante) blant spillerne for 2015 og 2019 ble sammenliknet med kjikvadratter (continuity correction). Det var en økning fra 2015 til 2019 i deltakelse i følgende spill: Bingoria ($\chi^2 = 20.7$, $df = 1$, $p < .01$), KongKasino ($\chi^2 = 41.7$, $df = 1$, $p < .01$), langodds og liveodds hos Norsk Tipping ($\chi^2 = 8.0$, $df = 1$, $p < .01$), odds og liveodds hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping ($\chi^2 = 25.2$, $df = 1$, $p < .01$) og andre spill ($\chi^2 = 45.1$, $df = 1$, $p < .01$).

Det var ingen endring for skrapelodd på papir, internettskrapelodd (utenlandske operatører) ikke hos Norsk Tipping, bingo i bingolokale, databingo i lokale, Belago, internettbingo hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping, Multix, internettpoker, kasinospill på nett hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping og private spill.

Det var fra 2015 til 2019 nedgang i andelen av spillere som hadde deltatt i følgende spill: Pengespill på ferge i rute mellom Norge og utlandet ($\chi^2 = 8.2$, $df = 1$, $p < .01$), hestespill ($\chi^2 = 45.1$, $df = 1$, $p < .01$), tipping ($\chi^2 = 9.9$, $df = 1$, $p < .01$) og tallspill ($\chi^2 = 21.0$, $df = 1$, $p < .01$).

Samlet ser det ut til at deltakelse i de store og relativt "ufarlige" spillene går ned, mens en ser økning i deltakelse på antatt mer "aggressive" spill.

For å undersøke om endringen i deltakelse i spesifikke spill fra 2015 til 2019 var forskjellig for menn og kvinner (for hele utvalget), ble analysene brutt ned på kjønn. Resultatene er vist i tabell 5.2. For kvinner var det en økning i deltakelse når det gjaldt papirskrapelodd, langodds- og liveodds hos Norsk Tipping, odds og liveodds hos andre enn Norsk Tipping (utenlandske operatører), KongKasino, andre spill, Bingoria og skrapelodd på internett

(ikke Norsk Tipping). Det var en nedgang i andelen kvinner som hadde spilt på hester. For menn var det en økning i andelen som hadde spilt langodds- og liveodds hos Norsk Tipping, odds og liveodds hos andre (utenlandske operatører) enn Norsk Tipping,

private pengespill, internettpoker, KongKasino, andre spill, kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping) og Bingoria. Det var en nedgang i andelen som hadde spilt på hester.

Tabell 5.2 Endring i deltakelse i ulike typer pengespill (rangert fra hyppigst til sjeldnest spilt i 2019) fra 2015 til 2019 brutt ned på kjønn for hele utvalget

Spill	Kvinner				Sign ¹	Menn				Sign ¹
	2015		2019			2015		2019		
	n	%	n	%		n	%	n	%	
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	2 655	40.5	4 727	42.8	($\chi^2 = 3.7$, df=1, p>.05)	2 763	47.7	4 478	49.2	($\chi^2 = 1.6$, df=1, p>.05)
Papirskrapelodd (ikke på internett)	2 638	31.8	4 715	36.8	($\chi^2 = 18.6$, df=1, p<.01)	2 743	30.5	4 471	31.9	($\chi^2 = 1.6$, df=1, p>.05)
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping	2 631	1.8	4 712	2.7	($\chi^2 = 4.9$, df=1, p<.05)	2 733	12.4	4 464	16.6	($\chi^2 = 22.6$, df=1, p<.01)
Tipping	2 615	4.9	4 717	5.3	($\chi^2 = 0.3$, df=1, p>.05)	2 730	13.8	4 471	12.8	($\chi^2 = 1.3$, df=1, p>.05)
Spill på hester	2 635	5.9	4 720	4.4	($\chi^2 = 8.4$, df=1, p<.01)	2 741	12.0	4 472	9.5	($\chi^2 = 11.2$, df=1, p<.01)
Odds- og liveodds ikke hos Norsk Tipping	2 632	0.6	4 704	1.3	($\chi^2 = 7.2$, df=1, p<.01)	2 735	5.9	4 465	10.1	($\chi^2 = 37.5$, df=1, p<.01)
Private pengespill	2 636	0.9	4 717	1.4	($\chi^2 = 3.2$, df=1, p>.05)	2 736	7.2	4 469	8.6	($\chi^2 = 4.1$, df=1, p<.05)
Pengespill båt Norge-utland	2 636	3.7	4 722	3.0	($\chi^2 = 1.9$, df=1, p>.05)	2 740	6.3	4 469	6.0	($\chi^2 = 0.2$, df=1, p>.05)
Poker på internett	2 634	0.4	4 718	0.6	($\chi^2 = 0.9$, df=1, p>.05)	2 739	5.1	4 472	6.5	($\chi^2 = 5.8$, df=1, p<.05)
KongKasino (Norsk Tipping)	2 633	0.6	4 718	1.5	($\chi^2 = 11.3$, df=1, p<.01)	2 738	1.8	4 469	4.9	($\chi^2 = 44.0$, df=1, p<.01)
Andre spill	2 496	1.3	4 673	2.2	($\chi^2 = 6.4$, df=1, p<.05)	2 633	2.0	4 443	3.7	($\chi^2 = 15.9$, df=1, p<.01)
Spilleautomater/kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	2 633	0.7	4 718	1.1	($\chi^2 = 2.7$, df=1, p>.05)	2 737	3.3	4 468	4.4	($\chi^2 = 5.7$, df=1, p<.05)
Spilleautomater i lokale (Multix)	2 637	1.5	4 720	1.6	($\chi^2 = 0.2$, df=1, p>.05)	2 739	3.5	4 470	3.5	($\chi^2 = 0.0$, df=1, p>.05)
Bingo i bingolokale	2 637	2.4	4 598	2.6	($\chi^2 = 0.2$, df=1, p>.05)	2 730	1.5	4 471	2.0	($\chi^2 = 2.8$, df=1, p>.05)
Bingoria (bingospill Norsk Tipping)	2 636	0.2	4 718	1.4	($\chi^2 = 25.5$, df=1, p<.01)	2 735	1.0	4 470	1.8	($\chi^2 = 6.6$, df=1, p<.05)
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	2 621	0.5	4 718	1.0	($\chi^2 = 4.8$, df=1, p<.05)	2 728	1.2	4 466	1.3	($\chi^2 = 0.1$, df=1, p>.05)
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	2 636	0.2	4 721	0.4	($\chi^2 = 1.4$, df=1, p>.05)	2 736	0.6	4 471	1.0	($\chi^2 = 2.0$, df=1, p>.05)
Belago (Norsk Tipping sine terminaler)	2 636	0.2	4 720	0.3	($\chi^2 = 0.1$, df=1, p>.05)	2 738	0.5	4 471	1.0	($\chi^2 = 3.5$, df=1, p>.05)
Databingo i bingolokale	2 638	0.6	4 720	0.4	($\chi^2 = 1.9$, df=1, p>.05)	2 739	0.9	4 473	0.7	($\chi^2 = 0.5$, df=1, p>.05)

¹ Continuity correction



Tabell 5.3 Deltakelse i skrapelodd på papir; internettskrapeloddet Flax hos Norsk Tipping, skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping), bingo i bingolokale, Databingo i bingolokale og Belago (Norsk Tipping) brutt ned på kjønn og alder

	Skrapelodd (på papir)	Internett-skrapelodd Flax (Norsk Tipping)	Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	Bingo i bingolokale	Databingo i bingolokale	Belago
Menn 16-25 år						
Alle (N = 828)	31.9%	15.2%	1.7%	1.9%	1.1%	1.3%
Spillere (n = 472)	55.9%	26.8%	3.0%	3.4%	1.9%	2.3%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 882)	38.7%	18.8%	1.6%	3.7%	1.2%	0.9%
Spillere (n = 607)	56.2%	27.3%	2.3%	5.4%	1.8%	1.3%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 798)	35.3%	18.5%	1.3%	2.4%	0.5%	1.1%
Spillere (n = 574)	49.1%	25.8%	1.7%	3.3%	0.7%	1.6%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 789)	28.8%	12.9%	1.4%	1.4%	0.8%	1.4%
Spillere (n = 553)	41.0%	18.4%	2.0%	2.0%	1.1%	2.0%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 693)	27.4%	8.2%	0.9%	1.4%	0.6%	0.7%
Spillere (n = 480)	39.6%	11.9%	1.3%	2.1%	0.8%	1.0%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 515)	23.7%	7.2%	0.6%	0.4%	0.0%	0.0%
Spillere (n = 338)	36.1%	10.9%	0.9%	0.6%	0.0%	0.0%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 901)	32.1%	10.9%	1.4%	2.7%	0.3%	0.4%
Spillere (n = 395)	73.2%	24.8%	3.3%	6.1%	0.8%	1.0%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 923)	43.7%	18.4%	0.9%	3.8%	0.4%	0.3%
Spillere (n = 549)	73.4%	30.9%	1.5%	6.4%	0.7%	0.5%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 845)	40.1%	10.7%	0.9%	3.0%	0.5%	0.4%
Spillere (n = 521)	65.1%	17.3%	1.5%	4.8%	0.8%	0.6%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 839)	40.9%	11.3%	0.8%	2.0%	0.7%	0.4%
Spillere (n = 558)	61.5%	17.0%	1.3%	3.0%	1.1%	0.5%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 708)	29.9%	9.0%	0.8%	1.7%	0.1%	0.0%
Spillere (n = 464)	45.7%	13.8%	1.3%	2.6%	0.2%	0.0%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 524)	28.2%	7.0%	0.6%	1.7%	0.0%	0.0%
Spillere (n = 365)	40.5%	10.1%	0.8%	2.5%	0.0%	0.0%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=24.9$, df=1, p<.01	$\chi^2=12.2$, df=1, p<.01	$\chi^2=2.4$, df=1, p>.05	$\chi^2=3.1$, df=1, p>.05	$\chi^2=4.6$, df=1, p<.05	$\chi^2=18.9$, df=1, p<.01
Alderseffekt alle	$\chi^2=103.7$, df=5, p<.01	$\chi^2=112.0$, df=5, p<.01	$\chi^2=9.6$, df=5, p>.05	$\chi^2=33.3$, df=5, p<.01	$\chi^2=11.9$, df=5, p<.05	$\chi^2=11.6$, df=5, p<.05

¹Continuity correction

For å undersøke deltakelsen i ulike spill fordelt på kjønn og alder ble det gjort frekvensanalyser både av alle og av dem som hadde deltatt i pengespill. Resultatene er vist i tabell 5.3 til 5.6.



Tabell 5.4 Deltakelse i Bingoria (Norsk Tipping), internetbingo (ikke Norsk Tipping), Multix, pengespill på ferge, poker på internett og KongKasino (Norsk Tipping) brutt ned på kjønn og alder

	Bingoria (Norsk Tipping)	Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	Multix	Pengespill ferge	Poker på internett	KongKasino (Norsk Tipping)
Menn 16-25 år						
Alle (N = 828)	2.5%	2.1%	4.8%	5.3%	11.8%	5.6%
Spillere (n = 472)	4.5%	3.6%	8.5%	9.3%	20.8%	9.7%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 882)	2.4%	1.2%	4.3%	8.8%	10.5%	7.1%
Spillere (n = 607)	3.5%	1.8%	6.3%	12.8%	15.3%	10.4%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 798)	1.9%	0.9%	3.4%	8.6%	7.4%	6.8%
Spillere (n = 574)	2.6%	1.2%	4.7%	12.0%	10.3%	9.4%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 789)	2.2%	0.6%	3.3%	5.2%	3.8%	5.6%
Spillere (n = 553)	3.1%	0.9%	4.7%	7.4%	5.4%	8.0%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 693)	0.4%	0.1%	2.9%	3.9%	1.0%	1.2%
Spillere (n = 480)	0.6%	0.2%	4.2%	5.6%	1.4%	1.7%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 515)	0.4%	0.6%	1.4%	1.9%	0.2%	0.2%
Spillere (n = 338)	0.6%	0.9%	2.1%	3.0%	0.3%	0.3%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 901)	1.0%	0.4%	2.7%	2.9%	1.4%	0.6%
Spillere (n = 395)	2.3%	1.0%	6.1%	6.6%	3.3%	1.3%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 923)	3.1%	0.9%	1.4%	4.4%	0.8%	3.1%
Spillere (n = 549)	5.3%	1.5%	2.4%	7.5%	1.3%	5.3%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 845)	1.3%	0.2%	2.0%	3.0%	0.6%	2.4%
Spillere (n = 521)	2.1%	0.4%	3.3%	4.8%	1.0%	3.8%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 839)	1.0%	0.1%	1.3%	3.1%	0.1%	1.3%
Spillere (n = 558)	1.4%	0.2%	2.0%	4.7%	0.2%	2.0%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 708)	0.7%	0.3%	0.8%	1.8%	0.1%	0.6%
Spillere (n = 464)	1.1%	0.4%	1.3%	2.8%	0.2%	0.9%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 524)	0.4%	0.2%	1.1%	2.5%	0.2%	0.4%
Spillere (n = 365)	0.5%	0.3%	1.6%	3.6%	0.3%	0.5%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=2.2$, df=1, p>.05)	$\chi^2=10.8$, df=1, p<.01	$\chi^2=32.3$, df=1, p<.01	$\chi^2=45.3$, df=1, p<.01	$\chi^2=233.6$, df=1, p<.01	$\chi^2=81.9$, df=1, p<.01
Alderseffekt alle	$\chi^2=36.2$, df=5, p<.01	$\chi^2=19.9$, df=5, p<.01	$\chi^2=20.5$, df=5, p<.01	$\chi^2=46.4$, df=5, p<.01	$\chi^2=150.4$, df=5, p<.01	$\chi^2=84.53$, df=5, p<.01

¹Continuity correction



Tabell 5.5 Deltakelse i kasinospill på nett (ikke Norsk Tipping), spill på hester, langodds og liveodds (Norsk Tipping), odds og liveodds hos andre enn Norsk Tipping, tipping og tallspill brutt ned på kjønn og alder

	Kasinospill på nett (ikke Norsk Tipping)	Spill på hester	Langodds og liveodds (Norsk Tipping)	Odd og liveodds andre enn Norsk Tipping	Tipping	Tallspill
Menn 16-25 år						
Alle (N = 828)	8.5%	3.1%	15.0%	16.3%	10.6%	22.6%
Spillere (n = 472)	14.8%	5.5%	26.3%	28.7%	18.6%	39.6%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 882)	5.9%	6.7%	22.2%	15.6%	12.3%	42.9%
Spillere (n = 607)	8.6%	9.7%	32.2%	22.7%	17.9%	62.3%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 798)	5.6%	9.6%	21.2%	12.1%	13.8%	57.4%
Spillere (n = 574)	7.8%	13.4%	29.4%	16.9%	19.2%	79.8%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 789)	2.7%	10.8%	18.9%	6.3%	12.9%	57.8%
Spillere (n = 553)	3.8%	15.4%	27.0%	9.0%	18.4%	82.5%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 693)	1.2%	15.7%	10.4%	3.2%	14.4%	60.9%
Spillere (n = 480)	1.7%	22.7%	15.0%	4.6%	20.8%	88.1%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 515)	0.4%	13.6%	5.8%	1.6%	12.4%	58.6%
Spillere (n = 338)	0.6%	20.7%	8.9%	2.4%	18.9%	89.3%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 901)	1.2%	2.6%	1.9%	1.8%	2.2%	15.0%
Spillere (n = 395)	2.8%	5.8%	4.3%	4.1%	5.1%	34.2%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 923)	2.5%	3.1%	4.4%	2.9%	7.5%	35.4%
Spillere (n = 549)	4.2%	5.3%	7.5%	4.9%	12.5%	59.5%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 845)	0.9%	3.1%	3.1%	0.7%	4.8%	43.7%
Spillere (n = 521)	1.5%	5.0%	5.0%	1.1%	7.9%	70.8%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 839)	0.6%	5.4%	2.6%	0.8%	5.2%	54.3%
Spillere (n = 558)	0.9%	8.1%	3.9%	1.3%	7.9%	81.6%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 708)	0.4%	6.5%	2.4%	0.3%	6.3%	58.1%
Spillere (n = 464)	0.6%	9.9%	3.7%	0.4%	9.7%	88.6%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 524)	0.4%	7.0%	0.6%	0.2%	5.7%	61.9%
Spillere (n = 365)	0.5%	10.1%	0.8%	0.3%	8.2%	89.0%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=93.4$, df=1, p<.01	$\chi^2=94.0$, df=1, p<.01	$\chi^2=514.3$, df=1, p<.01	$\chi^2=336.8$, df=1, p<.01	$\chi^2=158.1$, df=1, p<.01	$\chi^2=36.1$ df=1, p<.01
Alderseffekt alle	$\chi^2=92.4$, df=5, p<.01	$\chi^2=117.1$, df=5, p<.01	$\chi^2=109.2$, df=5, p<.01	$\chi^2=177.0$, df=5, p<.01	$\chi^2=20.9$, df=5, p<.01	$\chi^2=825.0$, df=5, p<.01

¹Continuity correction

Menn hadde høyere deltagelse i alle spill bortsett fra skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping), bingo i bingolokale, Bingoria og skrapelodd på papir. Det var ingen kjønnsforskjeller vedrørende de tre førstnevnte spillene, mens funnene viste at en større andel kvinner enn menn spilte på papirskrapelodd. Når det gjelder internettskrapeloddet Flax fra Norsk Tipping, var det relativt mange som oppgav at

de spilte dette, og det kan ikke utelukkes at noen respondenter forvekslet dette med papirskrapelodd, til tross for at det ble presisert at alternativet omhandlet et internettskrapelodd.



Tabell 5.6 Deltakelse i private spill, Pantelotteriet og andre spill brutt ned på kjønn og alder

	Private spill	Pante-lotteriet	Andre spill
Menn 16-25 år			
Alle (N = 828)	13.4%	24.0%	6.9%
Spillere (n = 472)	23.5%	42.2%	12.1%
Menn 26-35 år			
Alle (N = 882)	14.9%	35.6%	4.5%
Spillere (n = 607)	21.7%	51.6%	6.6%
Menn 36-45 år			
Alle (N = 798)	10.2%	38.3%	4.3%
Spillere (n = 574)	14.1%	53.3%	5.9%
Menn 46-55 år			
Alle (N = 789)	5.1%	27.1%	2.8%
Spillere (n = 553)	7.2%	38.7%	4.0%
Menn 56-65 år			
Alle (N = 693)	2.9%	14.0%	0.9%
Spillere (n = 480)	4.2%	20.2%	1.3%
Menn 66-74 år			
Alle (N = 515)	0.4%	11.3%	1.0%
Spillere (n = 338)	0.6%	17.2%	1.5%
Kvinner 16-25 år			
Alle (N = 901)	2.0%	20.2%	2.3%
Spillere (n = 395)	4.6%	46.1%	5.3%
Kvinner 26-35 år			
Alle (N = 923)	2.9%	34.3%	2.6%
Spillere (n = 549)	4.9%	57.6%	4.4%
Kvinner 36-45 år			
Alle (N = 845)	1.2%	27.2%	3.1%
Spillere (n = 521)	1.9%	44.1%	5.0%
Kvinner 46-55 år			
Alle (N = 839)	0.5%	22.7%	1.5%
Spillere (n = 558)	0.7%	34.2%	2.3%
Kvinner 56-65 år			
Alle (N = 708)	0.6%	13.1%	1.1%
Spillere (n = 464)	0.9%	20.0%	1.7%
Kvinner 66-74 år			
Alle (N = 524)	0.4%	7.4%	1.5%
Spillere (n = 365)	0.5%	10.7%	2.2%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=255.3$ df=1, p<.01	$\chi^2=21.8$ df=1, p<.01	$\chi^2=18.4$ df=1, p<.01
Alderseffekt alle	$\chi^2=177.2$, df=5, p<.01	$\chi^2=393.9$, df=5, p<.01	$\chi^2=54.9$, df=5, p<.01

¹Continuity correction

For de fleste spill var det en fallende tendens til deltagelse med alder, bortsett fra spill på hester, tipping og tallspill, der det var en tendens til økende deltagelse med alder. For skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping) var deltagelse urelatert til aldersgruppe. Samlet ser det ut til å være en viss tendens til at nyere (typisk internettbaserte) spill spilles relativt sett hyppigere av yngre,

sammenliknet med spill som har vært på markedet lenge (som tipping, hestespill og tallspill). Disse resultatene er slikt sett i tråd med funnene fra de to siste befolkningsundersøkelsene gjennomført i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).



For å undersøke forskjellen i penger brukt på spesifikke spill mellom respondenter med ingen/små problemer med pengespill (normalspillere/lavrisikospillere; CPGI skåre 0-2) og respondenter med større problem med pengespill (moderate risikospillere/problemspillere; CPGI skåre 3-27), ble det gjort en analyse av dem som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder. Mann-Whitney U test ble brukt for å undersøke om graden av pengeforbruk var forskjellig mellom normalspillere/lavrisikospillere og moderate risikospillere/ problemspillere. Siden det var en sterk venstredreining i fordelingen av penger brukt på de ulike spillene, ble kategoriene ”1 – 1 000 kr” og ”1 001 – 5 000 kr” slått sammen til en kategori; ”1 – 5000 kr”. Kategoriene ”5 001 – 10 000 kr”, ”10 001 – 25 000 kr” og ”mer enn 25 000 kr” ble også slått sammen til en kategori; ”mer enn 5 000 kr”. Resultatene er vist i tabell 5.7.

Tabell 5.7 Prosent av normalspillere og moderate risikospillere/problemspillere i forhold til deltakelse og pengeforbruk på ulike typer spill

	n	Sign	Ikke spilt	1 – 5000 kr	Mer enn 5000 kr
Skrapelodd (papir)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p > .05$)	45.9%	54.0%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		47.4%	50.4%	2.2%
Internettskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	81.2%	18.7%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	411		59.9%	37.7%	2.4%
Skrapelodd (internett ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	98.8%	1.2%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		91.0%	7.3%	1.7%
Bingo i bingolokale					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	97.0%	3.0%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		87.6%	10.7%	1.7%
Databingo i bingolokale					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	99.3%	0.7%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		87.0%	8.9%	4.1%
Belago (Norsk Tipping sine terminaler)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	99.8%	0.2%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		88.8%	8.3%	2.9%
Bingoria (Norsk Tipping)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	98.6%	1.4%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		83.9%	13.6%	2.4%
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	99.5%	0.5%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		91.7%	6.3%	1.9%
Multix					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, $p < .01$)	97.2%	2.8%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		80.3%	14.8%	4.9%



Tabell 5.7 Fortsetter

	n	Sign	Ikke spilt	1 – 5000 kr	Mer enn 5000 kr
Pengespill ferge Norge-utland					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	93.9%	6.1%	0.0%
Moderate risiko / problemspillere	411		79.9%	17.2%	2.9%
Poker på internett					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	96.0%	3.9%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		75.7%	19.2%	5.1%
KongKasino (Norsk Tipping)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	96.6%	3.3%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		74.2%	18.7%	7.1%
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	97.4%	2.5%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		73.2%	14.8%	11.9%
Spill på hester					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	90.0%	9.6%	0.4%
Moderate risiko / problemspillere	411		78.6%	18.7%	2.7%
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	86.7%	12.8%	0.5%
Moderate risiko / problemspillere	411		65.7%	28.7%	5.6%
Odds- og liveodds ikke Norsk Tipping					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	92.9%	6.8%	0.3%
Moderate risiko / problemspillere	411		70.1%	23.5%	6.3%
Tipping					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	87.2%	12.4%	0.5%
Moderate risiko / problemspillere	411		69.7%	26.0%	4.4%
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p>.05)	27.7%	64.8%	7.5%
Moderate risiko / problemspillere	411		29.9%	56.3%	13.8%
Pantelotteriet					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p>.05)	61.7%	38.2%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		62.6%	36.4%	1.0%
Private pengespill					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	93.1%	6.5%	0.4%
Moderate risiko / problemspillere	411		82.0%	14.8%	3.2%
Andre spill					
Normalspillere / lavrisikospillere	5 438	Mann-Whitney U test, p<.01)	96.4%	3.5%	0.1%
Moderate risiko / problemspillere	411		83.5%	11.2%	5.3%

For samtlige spill, bortsett fra skrapelodd på papir, tallspill og Pantelotteriet, sees et signifikant større forbruk hos moderate risikospillere/problemspillere sammenliknet med normalspillere. Dette indikerer at forbruket hos moderate risikospillere/problemspillere ikke er høyere enn normalspillere/lavrisikospillere på spill som er svært utbredt/spilles av svært mange. For å undersøke hvor stor andel av de som deltok i ulike spill som tilhørte ulike problemspillkategorier, ble en separat analyse gjort. Resultatene er vist i tabell 5.8.

Tabell 5.8. Andelen av dem som deltok i ulike typer spill av ikke-problemspillere/lavrisikospillere og moderate risikospillere/ problemspillere

Spill	N	Ikke-problemspillere / lavrisikospillere	Moderate risikospillere / problemspillere	Total	Forholdstall ¹
Belago (Norsk tipping sine terminaler)	56	17.8%	82.2%	100.0%	4.618
Databingo i bingolokale	51	28.4%	71.6%	100.0%	2.521
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	61	43.8%	56.2%	100.0%	1.283
Bingoria	142	53.5%	46.5%	100.0%	0.869
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	249	55.6%	44.4%	100.0%	0.799
KongKasino	289	63.2%	36.8%	100.0%	0.582
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	104	64.2%	35.8%	100.0%	0.558
Multix	235	65.5%	34.5%	100.0%	0.527
Poker på internett	319	68.6%	31.4%	100.0%	0.458
Andre pengespill	264	74.3%	25.7%	100.0%	0.346
Odds- og liveodds ikke Norsk Tipping	509	75.9%	24.1%	100.0%	0.318
Bingo i bingolokale	214	76.2%	23.8%	100.0%	0.312
Pengespill ferge Norge-utland	412	79.9%	20.1%	100.0%	0.252
Odds- og liveodds hos Norsk Tipping	866	83.7%	16.3%	100.0%	0.195
Private pengespill	450	83.7%	16.3%	100.0%	0.195
Tipping	822	84.8%	15.2%	100.0%	0.179
Spill på hester	632	86.0%	14.0%	100.0%	0.168
Internettskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)	1 185	86.0%	14.0%	100.0%	0.163
Pantelotteriet	2 238	93.1%	6.9%	100.0%	0.074
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	4 227	93.2%	6.8%	100.0%	0.073
Skrapelodd (papir)	3 160	93.2%	6.8%	100.0%	0.073

¹Forholdstallet viser andel moderate risikospillere/problemspillere som deltar i forhold til normalspillere og lavrisikospillere (andel moderate risikospillere/problemspillere dividert på andel ikke-problemspillere/lavrisikospillere)

Gitt at moderate risikospillere/problemspillere utgjør 7.0% av dem som har deltatt i pengespill i denne undersøkelsen fremgår det av tabell 5.8 at disse er overrepresentert med hensyn til deltakelse i alle typer spill, bortsett fra Pantelotteriet, tallspill og skrapelodd på papir. De moderate risikospillere/problemspillere er særlig overrepresentert i spill som spilles av relativt få (Belago, databingo i bingolokale, bingo på internett (ikke Norsk Tipping), Bingoria, og kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping)). En fortolkning av disse funnene er at sistnevnte spill har særskilte egenskaper som er avhengighetsskapende, f.eks. hyppige spill/trekninger eller kort varighet fra innsats er gjort til utfall foreligger (Parke & Griffiths, 2007). En annen fortolkning er at moderate risikospillere/problemspillere i større grad enn andre deltar i flere

typer spill, og kanskje særskilt spill som relativt få spiller. Ut fra tabellen sees det at de spillene som har en overrepresentasjon av moderate risikospillere/problemspillere generelt spilles av få. Det kan tyde på at sistnevnte kategori spillere søker nye spill/spill som spilles av få og/eller at de generelt deltar i flere spill enn dem uten problemer, noe som også ble dokumentert i dette kapittelet.

I volum er det tallspill, skrapelodd (ikke på internett) og Pantelotteriet som dominerer deltakelse. Disse tre spillene har også færrest andel moderate risikospillere/problemspillere. I andre enden av skalaen finner vi Belago, databingo i bingolokale og Bingo på internett, der mer enn halvparten av spillerne er moderate risikospillere/problemspillere.



Oppsummering

Oppsummert er tallspill og skrapelodd på papir spillene som spilles av flest. Menn deltar generelt mer i de fleste spill enn kvinner. Yngre deltar mer enn eldre i nye og internetbaserte spill, mens eldre dominerer deltakelsen i mer tradisjonelle spill (som tipping og hestespill). Blant spillerne var det en tendens til økning i deltakelsen i relativt "aggressive spill" og nedgang i deltakelsen i mer "ufarlige spill". Jo mer problemer jo flere spill ser en ut til å delta i. Spill som spilles av få har generelt et høyere innslag av moderate risikospillere/ problemspillere enn spill som spilles av forholdsvis mange.

KAPITTEL 6. PENGESPILL PÅ INTERNETT

De siste årene har en sett en stor økning i tilgjengeligheten av pengespill på mobile plattformer. Parallelt med dette har en også sett en stor økning i tilgangen til slike plattformer. Tradisjonelt har folks tilgang til internett vært basert på stasjonære PC-er, men flere og flere har i dag tilgang til internett via bærbare datamaskiner, nettbrett og smarttelefoner. Norge er det landet i verden med nest høyest andel av internettbrukere (OECD, 2020). Dette innebærer at for mange har muligheten for å delta i pengespill økt betraktelig de siste årene (Gainsbury et al., 2012).

For å undersøke frekvensen av pengespill på internett ble respondentene bedt om å angi hvor ofte de spilte pengespill via stasjonær datamaskin, bærbar datamaskin, nettbrett og mobiltelefon. Svaralternativene var «aldri», «sjeldnere enn en gang per måned», «omtrent månedlig», «omtrent ukentlig» og «omtrent daglig». Tabell 6.1 viser fordelingen av andel respondenter innen hver svarkategori til sammenligning inngår også data fra forrige befolkningsundersøkelse (Pallesen, Molde, et al., 2016b) i tabellen.

Tabell 6.1 Andel respondenter som har spilt pengespill på internett via ulike plattformer i 2015 og 2019

		n		Aldri		Sjeldnere enn en gang per måned		Omtrent månedlig		Omtrent ukentlig		Omtrent daglig	
		2015	2019	2015	2019	2015	2019	2015	2019	2015	2019	2015	2019
a.	Stasjonær datamaskin	3 091	5 781	90.9%	90.1%	5.1%	6.4%	2.1%	1.8%	1.7%	1.3%	0.2%	0.3%
b.	Bærbar datamaskin	3 086	5 762	85.7%	83.8%	9.5%	11.5%	2.5%	2.6%	1.9%	1.8%	0.3%	0.3%
c.	Nettbrett	3 081	5 761	92.2%	90.2%	4.8%	6.6%	1.8%	1.8%	1.1%	1.2%	0.1%	0.2%
d.	Mobiltelefon	3 091	5 819	83.0%	51.3%	8.9%	23.0%	4.9%	14.5%	2.9%	10.5%	0.4%	0.8%

Kun de som hadde deltatt i pengespill de siste 12 månedene ble bedt om å svare på spørsmålene om pengespill på internett. Som vist i tabell 6.1 skjer størst bruk via bærbar datamaskin og mobiltelefon. Særlig i 2019 er det mange (48.7%) som har spilt over mobil. Det er likevel en sterk venstredreining i fordelingen (de fleste har aldri spilt på internett over det spesifikke mediet). For å undersøke om spilling over internett (blant de som spiller) hadde endret seg de siste 4 årene ble fordelingen i 2015 sammenliknet med fordelingen i 2019 (Whitney U test). Analysene viste ingen endring for stasjonær maskin, men en økning i bruk av både bærbar datamaskin, nettbrett og mobiltelefon (alle $p < .01$) til pengespillformål. Totalt hadde i alt 30.2% av dem som hadde deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene spilt over internett (minst en gang) i 2015, mens den tilsvarende andelen i 2019 var 58.3%, noe som

representerer en signifikant økning ($\chi^2 = 646.9$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction). Av de som hadde spilt over internett i 2015, hadde 40.4% spilt på mer enn en internettplattform, mens den tilsvarende andelen i 2019 var 31.0%. Denne forskjellen var signifikant ($\chi^2 = 27.4$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction) og indikerer at flere primært spiller over mobiltelefon nå.

For å undersøke om spilling på internett var relatert til kjønn, aldergruppe og pengespillproblemer ble frekvenskategoriene «omtrent ukentlig» og «omtrent daglig» slått sammen, da det var relativt få som hadde angitt disse svaralternativene, særlig det siste. I analysene ble pengespillproblemkategoriene «ikke-pengespillproblemer» og «lavrisikospiller» slått sammen til en kategori, mens «moderate risikospillere» og «problemspillere» utgjorde den

andre kategorien (se tabell 6.4). I tabell 6.2. vises frekvensen av pengespill på internett brutt ned på kjønn. Som vist spiller menn hyppigere pengespill på internett sammenlignet med kvinner, uavhengig av type plattform.

Tabell 6.2 Andel respondenter (som har deltatt i pengespill) som har spilt på internett via ulike plattformer brutt ned på kjønn

	<i>n</i>	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Ukentlig eller oftere
a. Stasjonær datamaskin						
Menn	2 991	Mann-Whitney U test, p < .01)	84.6%	10.0%	2.5%	2.8%
Kvinner	2 788		95.9%	2.6%	1.0%	0.4%
b. Bærbar datamaskin						
Menn	2 979	Mann-Whitney U test, p < .01)	76.3%	16.1%	4.2%	3.4%
Kvinner	2 782		91.8%	6.6%	0.9%	0.6%
c. Nettbrett						
Menn	2 979	Mann-Whitney U test, p < .01)	86.7%	8.9%	2.3%	2.0%
Kvinner	2 783		93.9%	4.2%	1.3%	0.7%
d. Mobiltelefon						
Menn	2 993	Mann-Whitney U test, p < .01)	45.0 %	24.0 %	16.5 %	14.5 %
Kvinner	2 827		58.1 %	21.9 %	12.3 %	7.7 %

Tabell 6.3 viser deltakelse i pengespill på internett via ulike typer plattformer brutt ned på aldersgrupper. Som det fremgår av tabellen, ser eldre ut til å spille mer intenst/oftest på stasjonær maskin sammenliknet med yngre. Blant de som hadde brukt bærbar datamaskin til pengespilling var det flest yngre, mens de eldre som brukte bærbar datamaskin til pengespilling så ut til å bruke denne plattformen hyppigere enn de yngre. Nettbrett så generelt ut til å være mest brukt av de eldste. De yngre og midtre aldersgruppene dominerte når det gjaldt bruk av mobiltelefon til pengespill. Generelt ser aldersforskjellene ut til å være mindre uttalt for mer høyfrekvent spilling (omtrent månedlig og ukentlig eller oftere) utenom ved høyfrekvent spilling på mobil. som ser ut til å være mindre utbredt i den eldste gruppen (66-74 år). Videre undersøkte vi om problemspillingskategori var relatert til spillefrekvens på internett. Resultatene er vist i tabell 6.4.

Tabell 6.3 Andel respondenter (som har deltatt i pengespill) som har spilt på internett via ulike plattformer brutt ned på aldersgrupper

	<i>n</i>	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Ukentlig eller oftere
a. Stasjonær datamaskin						
16-25 år	854	(Kruskal-Wallis, p < .01)	86.5%	10.0%	1.6%	1.9%
26-35 år	1 150		89.0%	8.8%	1.5%	0.7%
36-45 år	1 082		93.0%	4.8%	1.1%	1.1%
46-55 år	1 090		90.6%	5.4%	1.8%	2.1%
56-65 år	924		91.5%	3.9%	2.9%	1.7%
66-74 år	678		88.9%	5.6%	2.2%	3.2%
b. Bærbar datamaskin						
16-25 år	855	(Kruskal-Wallis, p < .01)	78.7%	16.7%	2.9%	1.6%
26-35 år	1 149		81.3%	14.9%	2.6%	1.2%
36-45 år	1 081		84.8%	11.7%	2.2%	1.3%
46-55 år	1 088		84.8%	9.3%	3.0%	2.8%
56-65 år	921		86.0%	8.8%	2.4%	2.8%
66-74 år	667		88.2%	6.1%	2.5%	3.1%
c. Nettbrett						
16-25 år	855	(Kruskal-Wallis, p < .01)	93.9%	4.4%	0.8%	0.8%
26-35 år	1 148		90.2%	7.6%	1.0%	1.1%
36-45 år	1 081		89.3%	8.3%	1.6%	0.8%
46-55 år	1 086		89.4%	6.6%	1.8%	2.1%
56-65 år	921		88.1%	7.2%	2.9%	1.8%
66-74 år	671		90.8%	4.2%	3.4%	1.6%
d. Mobiltelefon						
16-25 år	855	(Kruskal-Wallis, p < .01)	49.2%	29.8%	14.0%	6.9%
26-35 år	1 152		40.4%	29.7%	18.1%	11.9%
36-45 år	1 092		39.7%	27.3%	19.0%	14.1%
46-55 år	1 105		47.1%	22.5%	15.2%	15.2%
56-65 år	932		64.1%	15.6%	10.0%	10.4%
66-74 år	683		80.8%	7.2%	6.6%	5.4%

Tabellen viser at en langt større andel av moderate risikospillere/problemspillere spiller på nett sammenlignet med normalspillere/lavrisikospillere. Dette gjelder for alle typer plattformer, men er særlig utpreget for spill via bærbar datamaskin og mobil. Det konkluderes med at pengespill på internett er mer hyppig blant menn, yngre (avhenger noe av medium) og personer med moderat risiko/pengespillproblemer. Til slutt slo vi sammen spill på de ulike plattformene for å undersøke det samlede omfanget av og korrelatene til spill på nett ved å la den kategorien respondenten hadde høyest frekvensskåre på å bli gjeldende. Resultatene er vist i tabell 6.5.

Tabell 6.4 Andel respondenter (som har deltatt i pengespill) som har spilt på internett via ulike plattformer brutt ned på problemspillerkategori

	<i>n</i>	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Ukentlig eller oftere
a. Stasjonær datamaskin						
Normal/lavrisikospillere	5 370	Mann-Whitney U test, p < .01)	91.4%	5.9%	1.5%	1.2%
Moderate risiko/problemspillere	407		72.5%	13.5%	5.9%	8.1%
b. Bærbar datamaskin						
Normal/lavrisikospillere	5 350	Mann-Whitney U test, p < .01)	86.0%	10.5%	2.1%	1.4%
Moderate risiko/problemspillere	409		54.3%	24.9%	10.0%	10.8%
c. Nettbrett						
Normal/lavrisikospillere	5 352	Mann-Whitney U test, p < .01)	91.1%	6.3%	1.6%	0.9%
Moderate risiko/problemspillere	406		77.3%	10.8%	4.4%	7.4%
d. Mobiltelefon						
Normal/lavrisikospillere	5 406	Mann-Whitney U test, p < .01)	53.1%	23.1%	14.0%	9.8%
Moderate risiko/problemspillere	407		28.5%	21.6%	20.4%	29.5%

Tabell 6.5 Samlet spill over internett for alle som har deltatt i pengespill siste 12 mnd. også brutt ned på kjønn, alder og spillerkategori

	<i>n</i>	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Ukentlig eller oftere
Alle	5 849		41.7%	28.0%	16.5 %	13.8 %
Kjønn						
Menn	3 008	($\chi^2=292.8$, df = 3, p < .01)	31.7%	30.6%	18.9 %	18.7 %
Kvinner	2 843		52.1%	25.1%	14.0 %	8.7 %
Nettbrett						
16-25 år	855	($\chi^2 = 336.2$, df = 15, p < .01)	39.9%	37.1%	14.9 %	8.2 %
26-35 år	1 153		32.9%	35.1%	19.4 %	12.6 %
36-45 år	1 092		33.6%	30.9%	19.8%	15.8%
46-55 år	1 110		39.2%	25.2%	16.9%	18.6%
56-65 år	939		49.4%	21.8%	14.2%	14.6%
66-74 år	701		64.2%	13.0%	11.3%	11.6%
Spillerkategori						
Normal/lavrisikospillere	5 434	($\chi^2 = 265.3$, df = 3, p < .01)	43.8%	28.0%	16.1%	12.1%
Moderate risiko/problemspillere	410		13.4%	27.3%	22.2%	37.1%

Her er fordelingen også brutt ned på kjønn, aldergrupper og spillerkategori. Resultatene viser at bare 41.7 % av de som deltar i pengespill aldri spiller over internett. Menn spiller hyppigere pengespill på internett enn kvinner. Det samme gjelder generelt yngre aldersgrupper sammenliknet med de som er 56 år og eldre. For ukentlig eller hyppigere spill over internett er imidlertid sammenhengen med alder mindre klar. Ikke overraskende var spilling på internett langt mer hyppig hos moderate risikospiller/problemspillere

sammenliknet med normalspillere. Sammenliknet med fordelingen av samlet pengespill på internett (høyest frekvensskåre) i 2015 viser fordelingen i 2019 at involvering i spill over internett er høyere nå enn for 4 år siden ($\chi^2 = 657.8$, df = 3, p < .01). Økningen i nettspill var større for kvinner enn menn ($\chi^2 = 56.6$, df = 1, p < .01, continuity correction), særlig for mobil ($\chi^2 = 36.2$, df = 1, p < .01, continuity correction).



Endelig gjorde vi en analyse for å undersøke hvilke plattformer de som hadde deltatt i rene internettbaserte spill (eksempelvis internettskrapeloddet Flax) hadde spilt på. Tabell 6.6 viser hvilke plattformer deltakere i ulike internettbaserte spill har spilt på.

Tabell 6.6 Andelen som spiller internettbaserte pengespill fordelt over ulike plattformer

Internettbasert pengespill	<i>n</i>	Har spilt over stasjonær maskin	Har spilt over bærbar maskin	Har spilt over nettbrett	Har spilt over mobiltelefon
Internettskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)	1 180	13.0%	23.2%	16.0%	77.7%
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	104	31.1%	41.3%	28.1%	72.3%
Bingoria (Norsk Tipping)	140	27.6%	36.6%	26.1%	84.7%
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	61	40.5%	59.0%	34.9%	79.5%
Poker på internett	319	35.7%	57.3%	31.1%	72.5%
KongKasino (Norsk Tipping)	288	26.5%	37.5%	23.8%	85.2%
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	247	29.0%	57.5%	28.2%	82.8%

Siden spillere typisk spiller over flere plattformer vil summen av andeler på tvers av plattformer overstige 100%. Det skal også bemerkes at vi i undersøkelsen ikke spesifikt har spurt om hvilke spill som spilles over hvilke plattformer. Til tross for dette og til tross for at antallet som spiller de rene internettbaserte spillene er forholdsvis lavt synes det rimelig å konkludere med at mobiltelefon er den plattformen som ser ut til å bli foretrukket av disse spillerne.

Oppsummering

Som hovedkonklusjon fra dette kapittelet fremheves det at flere spilte over internett i 2019 enn i 2015. Særlig er spilling over mobiltelefon økt. Blant spillerne er det slik at menn, yngre og de med spilleproblemer spiller mer over nett enn kvinner, eldre og de uten eller med mindre spilleproblemer.

KAPITTEL 7. EKSPONERING FOR PENGESPILLREKLAME

Den økte tilgangen på internett blant forbrukere innebærer også at pengespillselskaper kan reklamere for produktene sine på nye måter. Pengespillreklame er antatt å kunne øke forekomsten av pengespilling i befolkningen og medvirke til at flere utvikler pengespillproblemer (Binde, 2014). I henhold til norsk lovgivning er det kun selskaper som har tillatelse til å tilby pengespill som har lov til å markedsføre spill i Norge. Likevel annonserer en rekke spilloperatører utenfor det regulerte markedet rettet mot norske borgere. Dette skjer typisk via TV-

signaler som sendes fra utlandet, via internett eller via direkte reklame.

For å undersøke grad av eksponering for reklame for pengespill ble alle respondentene (også de som ikke hadde deltatt i pengespill de siste 12 månedene) bedt om å angi hvor ofte de ble eksponert for pengespillreklame henholdsvis på TV, på internett, i aviser og i butikker. Tabell 7.1 viser fordelingen av svarene.

Tabell 7.1 Andelen/prosent som har vært eksponert for pengespillreklame i ulike kanaler i løpet av de siste 12 månedene brutt ned på ulike frekvenser av eksponering i 2015 og 2019¹

Medier	År	n	Aldri	Sjeldnere enn en dag i måneden	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig	Månedlig eller oftere
Reklame på TV	2015	5 365	9.5	16.3				74.1
	2019	9 102	9.9	15.2	17.5	31.2	26.3	75.0
Reklame på internett	2015	5 306	19.6	17.5				62.9
	2019	9 076	12.7	18.8	18.6	29.7	20.3	68.6
Reklame i aviser	2015	5 305	34.6	34.3				31.1
	2019	9 051	38.6	32.3	14.5	11.3	3.3	29.1
Reklame i butikker	2015	5 322	13.2	20.2				66.6
	2019	9 071	14.0	18.6	18.1	34.8	14.4	67.4
Direkte reklame ²	2019	9 069	48.7	26.4	12.0	9.3	3.6	24.9

¹De tre høyeste responskategoriene var annerledes for 2015 og 2019, derfor er direkte sammenlikning kun relevant for de to nederste svarkategoriene. De tre øverste svarkategoriene for 2015 og 2019 ble slått sammen til en kategori (månedlig eller oftere). ²Direkte reklame var det kun spurt om i 2019-undersøkelsen.

Som det fremgår av tabell 7.1 er det stor spredning i hvor hyppig respondentene i utvalget rapporterer å bli eksponert for pengespillreklame via de ulike kanalene. TV er det mediet hvor den største delen av eksponeringen finner sted, mens direkte reklame (SMS, e-post, telefon) representerer den reklamekanalen med minst eksponering målt i frekvens. Vi undersøkte om reklameeksponering i ulike medier hadde endret seg fra 2015 til 2019 ved å sammenlikne fordelingene vist i tabell 7.1. Siden de 3 høyeste/øverste svarkategoriene hadde noe ulik ordlyd i 2019 sammenliknet med 2015, ble disse slått sammen til en kategori før de ble sammenliknet (de 2 laveste svarkategoriene var

identiske begge år). I 2015-undersøkelsen inngikk det ikke spørsmål om direkte reklame, følgelig kan dette ikke sammenliknes mot 2019-undersøkelsen. Flere rapporterte hyppig eksponering for reklame for pengespill via TV i 2019 sammenliknet med 2015 (Mann-Whitney U, $p < .01$). Det var også en økning i eksponeringen for pengespillreklame på internett fra 2015 til 2019 (Mann-Whitney U, $p < .01$). Når det gjaldt reklame for pengespill i aviser, derimot, var det en nedgang i eksponering fra 2015 til 2019 (Mann-Whitney U, $p < .01$). Ingen endring ble funnet i eksponering for pengespillreklame i butikker fra 2015 til 2019 (Mann-Whitney U, $p > .05$).



Endringen i rapportert eksponering for pengespillreklame via ulike kanaler fra 2015 til 2019 kan skyldes reell endring i mengden reklame som blir brukt i markedsføringen i ulike kanaler – en annen mulig forklaring på de målte endringene kan være at bruken av de ulike mediene hvor man kan bli eksponert for pengespillreklame er endret fra 2015 til 2019. For eksempel viser data fra SSB at 68% av befolkningen leste aviser i 2008, men denne andelen hadde falt til 30% i 2018, noe som kan forklare hvorfor færre rapporterte å ha blitt eksponert for pengespillreklame via aviser i 2019. Totalt

rapporterte 95.7% i 2015 at de hadde blitt eksponert for pengespillreklame i løpet av det siste året, mens 97.5% rapporterte dette for 2019. Økningen fra 2015 til 2019 var statistisk signifikant ($\chi^2 = 33.2$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction).

For å undersøke om eksponering for pengespillreklame i 2019 var relatert til alder, ble frekvensen av eksponering for pengespillreklame via ulike medier brutt ned på aldersgrupper. Resultatene er vist i tabell 7.2.

Tabell 7.2 Andel som har vært eksponert for reklame i ulike kanaler i løpet av de siste 12 månedene brutt ned på ulike frekvenser av eksponering og alder

Medier	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en dag i måneden	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
Reklame på TV	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)					
16-25 år (n = 1 701)		7.9%	15.4%	19.3%	33.4%	24.0%
26-35 år (n = 1 787)		11.0%	15.7%	16.6%	28.3%	28.4%
36-45 år (n = 1 632)		11.2%	14.5%	18.2%	30.3%	25.9%
46-55 år (n = 1 604)		9.4%	13.8%	17.4%	32.2%	27.2%
56-65 år (n = 1 374)		9.6%	15.1%	15.2%	32.1%	28.0%
66-74år (n = 1 014)	10.2%	17.4%	17.9%	31.3%	23.4%	
Reklame på internett	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)					
16-25 år (n = 1 703)		3.6%	13.3%	20.9%	35.3%	26.8%
26-35 år (n = 1 787)		5.0%	13.7%	19.5%	34.1%	27.7%
36-45 år (n = 1 622)		7.8%	19.0%	21.5%	30.2%	21.5%
46-55 år (n = 1 598)		12.5%	22.3%	18.2%	29.1%	17.9%
56-65 år (n = 1 373)		23.3%	22.5%	15.7%	26.1%	12.4%
66-74år (n = 994)	35.6%	25.8%	12.9%	17.1%	8.7%	
Reklame i aviser	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)					
16-25 år (n = 1 697)		51.5%	28.9%	13.0%	4.7%	1.9%
26-35 år (n = 1 785)		40.5%	34.8%	12.7%	9.1%	2.9%
36-45 år (n = 1 622)		35.8%	34.0%	16.3%	10.7%	3.3%
46-55 år (n = 1 589)		34.4%	33.1%	15.4%	13.2%	3.9%
56-65 år (n = 1 369)		34.1%	32.0%	14.1%	16.4%	3.4%
66-74år (n = 992)	30.1%	30.2%	16.9%	17.8%	4.9%	
Reklame i butikker	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)					
16-25 år (n = 1 700)		19.2%	22.1%	21.2%	25.0%	12.5%
26-35 år (n = 1 783)		12.4%	18.4%	19.1%	33.8%	16.3%
36-45 år (n = 1 622)		11.9%	16.3%	19.5%	36.4%	16.0%
46-55 år (n = 1 589)		11.6%	19.1%	15.7%	38.1%	15.5%
56-65 år (n = 1 375)		14.0%	16.8%	15.9%	40.9%	12.4%
66-74år (n = 999)	15.4%	18.3%	16.0%	37.4%	12.8%	
Direkte reklame	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)					
16-25 år (n = 1 702)		54.0%	23.3%	9.8%	8.8%	4.2%
26-35 år (n = 1 786)		48.2%	25.6%	12.7%	9.8%	3.8%
36-45 år (n = 1 623)		49.3%	25.3%	12.8%	9.6%	3.1%
46-55 år (n = 1 590)		44.0%	30.4%	12.7%	8.7%	4.3%
56-65 år (n = 1 376)		46.4%	28.3%	12.2%	10.0%	3.2%
66-74år (n = 993)	50.4%	26.3%	12.1%	8.8%	2.5%	



Når det gjelder reklame for pengespill på TV viser funnene at aldersgruppene 46-55 år og 56-65 år rapporterer dette i sterkest grad, mens de aller eldste (66-74 år) og de yngre rapporterer dette i noe mindre grad. Funnene vedrørende TV er ikke i overensstemmelse med siste befolkningsundersøkelse som viste at de yngre så mest pengespillreklame på TV (Pallesen, Molde, et al., 2016b) men de er i tråd med Norsk Mediebarometer som viser at i gruppen 16-24 år var det 40% som så lineær-TV på en vanlig gjennomsnittsdag, mens denne andelen var 86% blant dem i alderen 67-79 år. Den sterkeste alderstrenden ble funnet for reklame på internett, der de yngre rapporterer mer eksponering enn de eldre. Mens bare 3.6 % av de mellom 16 og 25 år aldri har sett reklame for pengespill på internett de siste 12 månedene, er den tilsvarende andelen blant personer mellom 66 og 74 år 35.6 %. Dette kan reflektere generell bruk av internett, da Norsk Mediebarometer viste at 99% av personer i alderen 16-24 år brukte internett en gjennomsnittsdag i 2018, mens andelen for dem i alderen 67-79 år var 69%. Når det gjelder eksponering for pengespillreklame fra aviser viser resultatene et noe annet bilde. Det er primært de middelaldrende og de eldste aldersgruppene som eksponeres mest for reklame for pengespill via dette mediet. Dette funnet er også i tråd med Norsk Mediebarometer som viser at kun 11 % av personer i alderen 16-24 år sa at de leste avis en gjennomsnittsdag i 2018, mens den tilsvarende andelen i alderen 67-79 år var 67%. Resultatene viser at eksponering for pengespillreklame i butikker rapporteres oftest av dem i aldersgruppene 36-45 år og 46-55 år, og sjeldnest av dem i aldersgruppen 16-25 år. Generelt viser analysene at den klareste alderseffekten gjelder eksponering for pengespillreklame via internett der de yngre rapporterer mer hyppig eksponering enn de eldre. Analysene viser ellers at rapportert reklameeksponering i stor grad følger bruken av mediet, i tråd med statistikk fra Norsk Mediebarometer. Eksponering for direkte reklame viste ikke et veldig klart mønster, men ble hyppigst rapportert av de i aldersgruppen 46-56 år, og sjeldnest blant de yngste.

Det ble videre undersøkt om frekvensen av eksponering for pengespillreklame via ulike medier var forskjellig for normalspillere/lavrisikospillere sammenlignet med moderate risikospillere/problemspillere. Resultatene fra disse analysene er vist i tabell 7.3.

Tabell 7.3 Andel som har vært eksponert for reklame i ulike kanaler i løpet av de siste 12 månedene brutt ned på ulike frekvenser av eksponering og grad av pengespillproblemer

Medier	Sig.	Aldri	Sjeldnere enn en dag i måneden	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
Reklame på TV Normalspillere/lavrisikospillere (n = 8 691) Moderat risiko/problemspiller (n = 400)	Mann-Whitney U test, p < .01)	9.9% 9.3%	15.2% 15.0%	17.5% 16.0%	31.5% 24.8%	25.9% 35.0%
Reklame på internett Normalspillere/lavrisikospillere (n = 8 666) Moderat risiko/problemspiller (n = 397)	Mann-Whitney U test, p < .01)	12.9% 7.3%	19.0% 12.8%	18.7% 15.9%	29.6% 30.7%	19.7% 33.2%
Reklame i aviser Normalspillere/lavrisikospillere (n = 8 641) Moderat risiko/problemspiller (n = 396)	Mann-Whitney U test, p > .05)	38.5% 39.1%	32.5% 29.8%	14.6% 12.9%	11.2% 13.4%	3.2% 4.8%
Reklame i butikker Normalspillere/lavrisikospillere (n = 8 691) Moderat risiko/problemspiller (n = 400)	Mann-Whitney U test, p < .01)	14.1 % 11.9 %	18.6 % 18.2 %	18.2 % 15.4 %	35.0 % 31.6 %	14.0 % 23.0 %
Direkte reklame Normalspillere/lavrisikospillere (n = 8 660) Moderat risiko/problemspiller (n = 395)	Mann-Whitney U test, p < .01)	49.9 % 22.5 %	26.4 % 26.6 %	11.8 % 16.7 %	8.7 % 22.3 %	3.2 % 11.9 %
Mediet med høyest reklameeksponering Normalspiller/lavrisikospillere (n = 8 702) Moderat risiko/problemspiller (n = 402)	Mann-Whitney U test, p < .01)	2.4 % 1.5 %	6.7 % 4.7 %	13.3 % 10.0 %	37.6 % 27.6 %	40.0 % 56.2 %

Som vist i tabellen rapporterer moderate risikospillere/problemspillere større grad av eksponering for pengespillreklame sammenlignet med respondentene uten pengespillproblemer/lavrisikospillerne på alle medier, bortsett fra aviser. En mulig årsak til at personer med pengespillproblemer rapporterer mer eksponering for pengespillreklame enn de uten pengespillproblemer kan være at førstnevnte gruppe er mer oppmerksomme på stimuli som er assosiert med deres problemer/avhengighet. At problemspillere kan være mer oppmerksomme på pengespillreklame er i samsvar med funnene i en tidligere norsk laboratoriestudie (Molde et al., 2010) og en internasjonal oversiktsartikkel på feltet (Hønsi, Mentzoni, Molde, & Pallesen, 2013). En annen mulig forklaring på at personer med pengespillproblemer rapporterer mer eksponering for pengespillreklame kan være at de faktisk er mer eksponert for pengespillreklame fordi de oftere spiller pengespill, og dermed oftere er på steder med pengespillreklame (f.eks. tippeskiosker, internettkasinoer). I tillegg tilpasses reklamen en internettkasinoer ser til de sidene de har besøkt, noe

som innebærer at de som ofte spiller pengespill på internett vil motta mer pengespillreklame enn de som sjelden eller aldri spiller pengespill over internett. Til sist kan det også tenkes at den økte eksponeringen rapportert av de med pengespillproblemer delvis kan forklares av at pengespillreklame kan ha vært en medvirkende faktor i utviklingen av pengespillproblemene, og at det dermed er den økte eksponeringen for pengespillreklame som har ført til pengespillproblemene. I en svensk intervjustudie ble det for eksempel av problemspillere hevdet at reklameeksponering kunne utløse tilbakefall (Binde, 2007). Funnene er i stor grad i overensstemmelse med det som ble rapportert i de to siste befolkningsundersøkene i Norge (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

For å undersøke grad av eksponering for reklame fra spilloperatører innenfor det regulerte markedet og fra spilloperatører utenfor det regulerte markedet, ble respondentene bedt om å angi hvor dager de hadde sett reklame for henholdsvis Norsk

Tipping/Norsk Rikstoto og utenlandske spillerselskap (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.) den siste uken. Resultatene (både i frekvens for hvert alternativ samt gjennomsnitt og standardavvik) er vist i tabell 7.4.

Tabell 7.4. Prosent eksponert for reklame for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto og fra utenlandske spillerselskap siste uke (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.), inklusive gjennomsnitt (M) og standardavvik (SD) også brutt ned på problemspillerkategori.

	n	0 dager	1 dag	2 dager	3 dager	4 dager	5 dager	6 dager	7 dager	Antall dager (M)	Antall dager (SD)
Alle											
Norsk Tipping/Rikstoto	9 097	35.2%	19.4%	16.0%	13.3%	6.0%	4.6%	1.4%	4.2%	1.76	1.89
Utenlandsk spillerselskap	9 072	29.2%	12.8%	12.1%	11.7%	8.7%	7.8%	3.9%	13.7%	2.66	2.47
Normalspiller/lavrisikospillere											
Norsk Tipping/Rikstoto	8 682	35.8%	19.5%	16.1%	12.9%	5.9%	4.5%	1.4%	4.0%	1.73	1.88
Utenlandsk spillerselskap	8 660	29.6%	12.9%	12.1%	11.6%	8.7%	7.7%	3.9%	13.4%	2.63	2.46
Moderat risiko/problemspiller											
Norsk Tipping/Rikstoto	401	23.3%	17.5%	12.4%	20.3%	8.1%	6.8%	1.4%	10.2%	2.49	2.19
Utenlandsk spillerselskap	400	21.5%	10.1%	11.0%	13.9%	8.3%	9.9%	4.7%	20.6%	3.29	2.57

Respondentene rapporterte hyppigere eksponering for reklame for utenlandsk spillerselskap ($t = 37.08$, $df = 9\ 060$, $p < .01$) sammenlignet med for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto. Dette var tilfelle både for normalspillere/lavrisikospillere ($t = 36.71$, $df = 8\ 648$, $p < .01$) og for moderate risikospillere/problemspillere ($t = 6.06$, $df = 399$, $p < .01$). Moderate risikospillere/problemspillere hadde hyppigere sett reklame både for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto ($t = 6.92$, $df = 9\ 081$, $p < .01$) og for de utenlandske spillaktørene ($t = 5.23$, $df = 9\ 058$, $p < .01$) sammenlignet med normalspillere/lavrisikospillere.

Til slutt ble deltakerne spurt om hvor troverdig de oppfattet reklamen fra henholdsvis de norske (Norsk Tipping/Norsk Rikstoto) og de utenlandske (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.) spillerselskapene. Dette ble respondentene bedt om å vurdere vha. en 6-punkts Likert skala fra 1 ("Ikke troverdig") til 6 ("Troverdig"). Dette leddet har tidligere vært brukt innen forskning på pengespill (Prendergast et al., 2009). Resultatene er vist i tabell 7.5.



Tabell 7.5. Oppfattet troverdighet (% på hvert svaralternativ) av reklame for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto og fra utenlandske spillsselskap, inklusive gjennomsnitt troverdighetskåre (M) og standardavvik (SD) også brutt ned på problemspillerkategori.

	n	1 Ikke troverdig	2	3	4	5	6 Troverdige	M	SD
Alle									
Norsk Tipping/Rikstoto	9 065	21.3%	13.3%	24.0%	17.7%	13.0%	10.7%	3.20	1.61
Utenlandsk spillsselskap	9 032	56.7%	22.4%	14.5%	4.1%	1.3%	1.1%	1.74	1.05
Normalspiller/lavrisikospillere									
Norsk Tipping/Rikstoto	8 653	21.4%	13.2%	24.0%	17.7%	13.1%	10.6%	3.20	1.61
Utenlandsk spillsselskap	8 621	57.7%	22.2%	14.3%	3.9%	1.2%	0.9%	1.72	1.02
Moderat risiko/problemspiller									
Norsk Tipping/Rikstoto	400	19.4%	15.0%	23.8%	18.2%	11.1%	12.5%	3.24	1.62
Utenlandsk spillsselskap	399	37.6%	26.6%	18.8%	9.6%	3.2%	4.2%	2.27	1.35

Generelt var reklamen både fra Norsk Tipping/Norsk Rikstoto og de utenlandske spillsselskapene vurdert til å være lite til moderat troverdig. Likefullt ble reklamen for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto vurdert til å være mer troverdig enn reklamen for utenlandske spillsselskap av alle ($t = 90.52$, $df = 9\ 022$, $p < .01$), normalspillere/lavrisikospillere ($t = 89.91$, $df = 8\ 611$, $p < .01$) og av moderate risikospillere/problemspillere ($t = 13.10$, $df = 398$, $p < .01$). Det var ingen forskjell i vurderingen av troverdigheten til reklamen for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto mellom normalspillere/lavrisikospillere og moderate risikospillere/problemspillere ($t = 0.53$, $df = 9\ 051$, $p > .05$), mens normalspillere/lavrisikospillere vurderte reklamen fra utenlandske spillsselskap som mindre troverdig enn moderate risikospillere/problemspillere ($t = 7.98$, $df = 9\ 019$, $p < .01$).

Se også kapittel 8 om opplevd påvirkning fra pengespillreklame.

Oppsummering

Samlet viser funnene fra dette kapittelet at TV er der flest opplever eksponering for pengespillreklame, mens minst eksponering skjer via direkte reklame. Reklameeksponeringen på TV og via internett hadde økt siden 2015, mens den var gått ned i aviser i samme tidsrom. Moderate risikospillere/problemspillere rapporterte mer reklameeksponering i alle medier sammenliknet med normalspillere/lavrisikospillere. Alle respondentene, også når delt inn i normalspillere/lavrisikospillere og moderate risikospillere/problemspillere, rapporterte hyppigere reklameeksponering for utenlandske spillsselskap enn for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto og vurderte reklamen for førstnevnte som mindre troverdig enn reklamen for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto.



KAPITTEL 8. OPPLEVD PÅVIRKNING FRA PENGESPILLREKLAME

For å undersøke i hvilken grad ens holdninger til og atferd i forbindelse med pengespill ble påvirket av reklame, ble en subskala med fem ledd fra Effects of Gambling Advertising Questionnaire (EGAQ) supplert med fire selvkonstruerte ledd administrert (Hanss, Mentzoni, Griffiths, & Pallesen, 2015). En

sumskåre kan kalkuleres ved å summere skåren fra alle leddene. Kun de som deltok i pengespill ble bedt om å besvare spørsmålene om opplevd effekt av reklame. Fordeling av svarene på de ni leddene er vist i tabell 8.1.

8.1 Fordeling av svar (prosent) på reklamesubskalaen fra Effect of Gambling Advertising Questionnaire, sumskåre og standardavvik (SD) for hvert ledd

Leddene i reklameskalaen		n	Veldig uenig	Litt uenig	Litt enig	Veldig enig	Gjennomsnitt (SD)
a.	Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	5 833	43.1%	22.8%	28.1%	5.9%	1.97 (0.97)
b. ¹	Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	5 835	10.1%	20.1%	20.4%	49.4%	1.91 (1.04)
c.	Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	5 824	47.9%	23.1%	24.5%	4.6%	1.86 (0.94)
d.	Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	5 833	49.0%	22.4%	24.8%	3.8%	1.83 (0.94)
e.	Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	5 837	7.3%	17.6%	27.3%	47.8%	1.84 (0.96)
f.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	5 827	12.9%	11.5%	48.9%	26.8%	2.90 (0.94)
g.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskaper som tilbyr pengespill	5 819	11.7%	10.2%	44.3%	33.8%	3.00 (0.95)
h.	Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	5 837	77.1%	15.1%	5.8%	2.0%	1.33 (0.68)
i.	Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	5 835	59.4%	27.5%	11.5%	1.6%	1.55 (0.76)

¹Ved utregning av gjennomsnittsskårene for ledd b. og e. er skalaen snudd, slik at høyere skåre for alle ledd indikerer sterkere innvirkning fra reklame.

Det ble kalkulert en gjennomsnittsskåre for hvert ledd. Jo høyere skåre, desto høyere påvirkning fra reklamen (det er i tabellen korrigert for ledd b og e, der skåringen skal snus/reverseres). Svaralternativene ("veldig uenig" = 1 til "veldig enig" = 4) var like for alle ledd.

Ut fra svarfordelingen i tabell 8.1 virker det som en hovedtendens at reklame har en betydelig effekt med hensyn til å informere forbrukerne om ulike former for pengespill og ulike selskaper som tilbyr pengespill ("følger med på reklame", "kjenner til flere former for pengespill", "kjenner til flere

selskaper som tilbyr pengespill"). Reklamen ser ut til å påvirke både spilleatferden (frekvens, sjanse for å delta), og spilleintensjoner (vurderer å spille i fremtiden) noe. Holdninger til pengespill ser også ut til å kunne bli mer positive etter eksponering for pengespillreklame ("gjør meg mer interessert", "gjør meg positivt innstilt"). Reklame for pengespill ser imidlertid ikke ut til å ha veldig stor subjektiv innvirkning på risikoen respondentene rapporterer de er villige til å ta under spilling. Samlet sett synes reklame for pengespill å ha en relativt stor innvirkning.

For å undersøke om opplevd påvirkning fra reklame hadde endret seg siden 2015 ble resultatene fra denne undersøkelsen (2019) sammenliknet med resultatene fra befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2015. Resultatene er vist i tabell 8.2

8.2 Endring i skåre på reklamesubskalaen fra *Effect of Gambling Advertising Questionnaire*, sumskåre og standardavvik (SD) for hvert ledd for 2015 og 2019.

Leddene i reklameskalaen		2015 n	2019 n	2015 Gjennomsnitt (SD)	2019 Gjennomsnitt (SD)	t-test
a.	Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	3 132	5 833	1.77 (0.94)	1.97 (0.97)	t=9.38, df=8 963, p<.01
b. ¹	Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	3 141	5 835	1.98 (1.19)	1.91 (1.04)	t=3.00, df=8 974, p<.01
c.	Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	3 132	5 824	1.64 (0.89)	1.86 (0.94)	t=10.76, df=8 954, p<.01
d.	Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	3 124	5 833	1.68 (0.90)	1.83 (0.94)	t=7.65, df=8 955, p<.01
e.	Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	3 127	5 837	1.92 (1.11)	1.84 (0.96)	t=3.21, df=8 963, p<.01
f.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	3 115	5 827	2.74 (1.04)	2.90 (0.94)	t=7.14, df=8 940, p<.01
g.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	3 106	5 819	2.77 (1.08)	3.00 (0.95)	t=10.30, df=8 923, p<.01
h.	Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	3 133	5 837	1.21 (0.57)	1.33 (0.68)	t=8.60, df=8 968, p<.01
i.	Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	3 130	5 835	1.44 (0.74)	1.55 (0.76)	t=6.57, df=8 963, p<.01

¹Ved utregning av gjennomsnittskårene for ledd b. og e. er skalaen snudd, slik at høyere skåre for alle ledd indikerer sterkere innvirkning fra reklame.

Sammenliknet med de som svarte i 2015 var det i 2019 en høyere skåre på 7 ledd (a, c, d, f, g, h, i) og lavere skåre på 2 ledd (b, e). En sumskåre ble laget ved å addere skårene fra alle ledd og så dele summen på 9 (antall ledd). Ledd b og e ble reversert før skårene fra disse ble inkludert i sumskåren. På sumskåren økte gjennomsnittet fra 1.91 (SD=0.57) i 2015 til 2.02 (SD=0.58) i 2019 (t=9.13, df=8 805, p<.01). Samlet viste funnene at respondentene i 2019 rapporterte større innvirkning fra reklame enn respondentene i 2015.

For å undersøke om reklamens innvirkning var relatert til alder, kjønn og problemspillkategori ble sumskåre for reklameskalaen analysert som avhengig variabel i to enveis-ANOVAer (en for aldersgrupper og en for problemspillkategori). Enveis-ANOVA for aldersgrupper var statistisk signifikant ($F_{5,5758} = 57.7$, $p < .01$). Bonferonni ble brukt som korrigering for mange signifikanstester. Tabell 8.3 viser sumskåren og standardavvik for de ulike aldersgruppene, og angir mellom hvilke grupper det er signifikante forskjeller i påvirkning fra reklame. Som det fremgår av tabell 8.3 er påvirkning fra reklame nærmest en negativ lineær funksjon av alder (jo høyere alder, jo mindre påvirkning fra reklame blir rapportert).

Tabell 8.3 Påvirkning fra reklame på pengespillatferd og holdninger brutt ned på aldersgrupper

Gruppe nr.	Aldersgruppe	n	Sumskåre	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	16-25 år	857	2.11	0.61	4, 5, 6
2	26-35 år	1 143	2.09	0.58	4, 5, 6
3	36-45 år	1 087	2.06	0.56	4, 5, 6
4	46-55 år	1 083	1.98	0.59	1, 2, 3, 5, 6
5	56-64 år	922	1.83	0.55	1, 2, 3, 4
6	66-74 år	673	1.74	0.49	1, 2, 3, 4

¹Tallene viser hvilke aldersgrupper den spesifikke aldergruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferonni-korrigert)

Dette er helt i tråd med det som ble rapportert i de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b) og en svensk studie som viste at personer i alderen 30-49 ble mer påvirket av reklame enn referansegruppen som var 70 år eller eldre (Binde & Romild, 2019). Årsaken til dette kan være at yngre eksponeres for mer pengespillreklame enn eldre (jf. funnene i

kapittel 7). Funnene er også i tråd med studier som indikerer at reklame for pengespill ofte retter seg spesifikt mot yngre (McMullan & Miller, 2009; Slater, Tiggemann, Hawkins, & Werchon, 2012). En tredje forklaring er at yngre personer blir mer påvirket av reklame enn eldre, da yngre ofte ikke har samme grad av kritisk vurderingsevne som eldre personer (Friend & Ladd, 2009).

Tabell 8.4. Påvirkning fra reklame på pengespillatferd og holdninger brutt ned på kjønn

Kjønn	Gjennomsnittskåre ¹	Standardavvik
Menn (n=2 977)	2.06	0.57
Kvinner (n=2 787)	1.98	0.59

¹Forskjellen i gjennomsnitt er statistisk signifikant ($p < .01$)

Tabell 8.4 viser forskjellene mellom menn og kvinner når det gjelder påvirkning fra reklame for pengespill. Menn skåret høyere (mer påvirket av reklame) enn kvinner og forskjellen var statistisk signifikant ($t = 5.66$, $df = 5\ 762$, $p < .01$). Funnene er i tråd med funnene rapportert i befolkningsundersøkelsene fra 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Tilslutt ble det gjort enveis-ANOVA for å undersøke om personer i ulike problemspillkategorier hadde forskjellig skåre i påvirkning fra pengespillrelatert reklame. Resultatene er vist i tabell 8.5. Analysene viste at gruppene skåret forskjellig på opplevd innvirkning fra reklame ($F_{3,5748} = 218.5$, $p < .01$). Som vist i tabellen oppga personer med større problem

å bli mer påvirket av reklame enn de med mindre problem. Dette er i tråd med en svensk intervjustudie (Binde, 2007), en svensk befolkningsundersøkelse (Binde & Romild, 2019) og med de norske befolkningsundersøkelsene fra 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Videre undersøkte vi forskjellen mellom respondenter uten pengespillproblemer/lavrisikospillere og moderate risikospillere/problemspillere på hvert av de 9 leddene som målte innvirkning fra pengespillreklame.



Tabell 8.5 Påvirkning fra reklame på pengespillatferd og holdninger brutt ned på pengespillproblemkategorier

Gruppe nr.	Problemspillkategori	n	Sumskåre	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	Ikke pengespillproblemer	4 552	1.93	0.53	2, 3, 4
2	Lavrisikospiller	798	2.23	0.59	1, 3, 4
3	Moderat risikospiller	279	2.46	0.66	1, 2, 4
4	Problemspiller	123	2.80	0.64	1, 2, 3

¹Tallene viser hvilke pengespillproblemkategori(er) den spesifikke kategorien/gruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferonni-korrigert)

Vi supplerte t-testene for uavhengige utvalg med effektstørrelser (Cohens d) for å presentere et tolkbart uttrykk for gruppeforskjellene. Som en tommelfingerregel er 0.2 en liten effekt, 0.5 er middels, mens verdier fra 0.8 og over regnes som store effekter (Cohen, 1988). Resultatene er vist i tabell 8.6.

Tabell 8.6 Gjennomsnittsskåre (og standardavvik) for ikke-problemspillere/lavrisikospillere (n = 5 399-5 415) og moderate risikospillere/problemspillere (n = 408-412) på leddene som måler innvirkning fra pengespillreklame

Leddene i reklameskalaen		Ikke problemspillere / lavrisikospillere	Moderate risikospillere / problemspillere	t	Cohens d ¹
a.	Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	1.92 (0.95)	2.61 (1.00)	13.62**	0.72
b.	Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	1.87 (1.04)	2.34 (1.02)	8.85**	0.44
c.	Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	1.80 (0.92)	2.55 (0.99)	14.78**	0.82
d.	Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	1.78 (0.90)	2.55 (0.91)	14.46**	0.85
e.	Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	1.80 (0.95)	2.36 (0.94)	11.51**	0.59
f.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	2.89 (0.94)	3.03 (0.97)	3.05**	0.15
g.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	2.98 (0.95)	3.26 (0.92)	5.78**	0.29
h.	Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	1.26 (0.59)	2.21 (1.06)	17.92**	1.51
i.	Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	1.51 (0.72)	2.17 (0.95)	13.78**	0.90

** $p < .01$, $t = t$ -verdi; ¹0.2=liten effekt, 0.5=middels effekt, 0.8=stor effekt

Tabell 8.6 viser at moderate risikospillere/problemspillere skåret statistisk signifikant høyere enn ikke-problemspillere/lavrisikospillere på alle ledd. Imidlertid varierer effektstørrelsene i stor grad. Effektstørrelser relatert til atferd peker seg ut som store. Dette gjelder ledd a ("større sjans for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill"), ledd d ("reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden") og særlig ledd h ("reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko"). For disse leddene var effektstørrelsene (Cohens d) henholdsvis 0.72, 0.85 og 1.51. Samlet var det på ledd som reflekterer mest negativ/skadelig innvirkning fra reklame at forskjellen i innvirkning på moderate risikospillere/problemspillere var størst sammenliknet med ikke-problemspillere/lavrisikospillere. Funnene er i hovedtrekk lik dem som er vist i de to foregående

befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Det har vært hevdet at rapportert effekt av reklame for pengespill og andre produkter ofte er basert på "tredjepersonseffekten", det at en tror andre blir mer påvirket av reklame enn en selv (Youn, Faber, & Shah, 2000). Våre resultat viser at det også selvrapposteres om relativ stor innvirkning.

Vi undersøkte også om de som var moderate risikospillere/problemspillere i 2015 rapporterte å bli påvirket av reklame i en annen grad enn de som var moderate risikospillere/problemspillere i 2019. Resultatene er vist i tabell 8.7.

Tabell 8.7 Endring i skåre på reklamesubskalaen fra Effect of Gambling Advertising Questionnaire, sumskåre og standardavvik (SD) for hvert ledd for 2015 og 2019 for moderate risikospillere/problemspillere.

Leddene i reklameskalaen		2015 n	2019 n	2015 Gjennomsnitt (SD)	2019 Gjennomsnitt (SD)	t-test
a.	Det er større sjans for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	168	412	2.19 (1.05)	2.61 (1.00)	t=4.53, df=578, p<.01
b. ¹	Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	172	409	2.39 (1.11)	2.34 (1.02)	t=0.42, df=579, p>.05
c.	Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	169	408	2.21 (1.09)	2.55 (0.99)	t=3.56, df=575, p<.01
d.	Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	173	411	2.28 (1.02)	2.55 (0.98)	t=3.05, df=581, p<.01
e. ¹	Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	172	408	2.40 (1.14)	2.36 (0.94)	t=0.41, df=578, p>.05
f.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	171	412	3.01 (0.99)	3.03 (0.97)	t=0.25, df=581, p>.05
g.	Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	170	408	3.20 (0.95)	3.26 (0.92)	t=0.80, df=576, p>.05
h.	Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	173	409	1.82 (1.01)	2.21 (1.06)	t=4.14, df=580, p<.01
i.	Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	173	409	2.02 (0.98)	2.17 (0.95)	t=1.69, df=579, p>.05

¹Ved utregning av gjennomsnittskårene for ledd b. og e. er skalaen snudd, slik at høyere skåre for alle ledd indikerer sterkere innvirkning fra reklame.



Fra 2015 til 2019 fant vi en økning på ledd a, c, d, og h. Sumskåren hadde økt fra 2.41 (SD=0.64) i 2015 til 2.57 (SD = 0.67) i 2019, noe som var statistisk signifikant ($t=2.51$, $df=557$, $p<.05$).

Samlet ser det ut til at både reklameeksponering (se kapittel 7) og opplevd reklamepåvirkning (dette kapittelet) samlet har økt siden 2015. Det ser videre ut til at innvirkningen subjektivt ser ut til å være sterkere for antatt svake grupper (yngre og personer med pengespillproblemer) enn for andre. I denne sammenhengen kan det være på sin plass å minne om rapporter som indikerer at pengespillreklame ser ut til å kunne utløse tilbakefall hos enkelte som sliter med pengespillproblemer (Binde, 2007). Funnene i denne analysen er også i tråd med funnene som ble rapportert i de to foregående

befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). I en rapport om markedsføringens effekt på spilling av pengespill og pengespillproblemer i Norge, utarbeidet av Rambøll i 2018, oppga de med spilleproblemer å bli mer påvirket av spillreklame enn de uten slike problemer, og rapporten konkluderte med at all observert markedsføring utelukkende innebærer positiv fremstilling av pengespill (Roksvaag, 2018).

Vi undersøkte også om det å ha deltatt i de ulike pengespillene var relatert til hvor påvirket en rapporterte å bli av reklame. Resultatene er vist i tabell 8.8.

Tabell 8.8. Opplevd påvirkning fra reklame (1-4) på pengespillatferd og holdninger brutt ned på deltakelse i spesifikke spill

Spill deltatt i	n	Sumskåre	Standardavvik
Belago i bingolokale (Norsk tipping sine terminaler)	53	2.53	0.80
Databingo i bingolokale	49	2.47	0.81
Bingoria (bingospill på nett fra Norsk Tipping)	139	2.43	0.69
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	248	2.37	0.64
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	98	2.36	0.71
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	58	2.33	0.79
Multix (spilleautomater i Kiosk eller annet lokale)	226	2.31	0.67
Pengespill på ferge i rute mellom Norge-utland	406	2.28	0.59
Bingo i bingolokale	209	2.28	0.67
Andre pengespill	257	2.24	0.64
Poker på internett	317	2.23	0.62
KongKasino	285	2.23	0.64
Internett-skrapeloddet Flax (fra Norsk Tipping)	1 173	2.21	0.63
Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping	504	2.20	0.61
Private pengespill	447	2.17	0.60
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping	859	2.16	0.61
Tipping	802	2.14	0.62
Pantelotteriet (Panto)	2 204	2.10	0.57
Spill på hester	611	2.10	0.63
Skrapelodd på papir	3 116	2.06	0.59
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	4 151	2.04	0.59



På grunn av store forskjeller i antall som har spilt de ulike spillene, gjorde vi ingen statistisk analyse med tanke på om spillere i ulike spill opplever ulik påvirkning fra pengespillreklame. Det skal bemerkes at vi kun har spurt om opplevd påvirkning fra reklame, ikke hvilke spill reklamen omfattet eller hvor reklamen ble vist. Samlet ser det ut til at spillere i spill som spilles av mange samlet opplever mindre innvirkning fra pengespillreklame, enn de som spiller spill som omfatter relativt få. Siden pengespillavhengige er overrepresentert i spill som spilles av få, og siden denne gruppen er mer påvirket av reklame enn personer uten pengespillproblemer, er det trolig at denne gruppetilhørigheten forklarer mye av variasjonen vist i tabell 8.8.

Oppsummering

I sum viste resultatene fra kapittel 8 at de som deltar i pengespill, både generelt og de med problemer, opplever sterkere påvirkning fra reklame nå sammenliknet med for 4 år siden. Menn, yngre og de med problemer rapporterer generelt å bli mer påvirket av reklame enn kvinner, eldre og de uten spilleproblemer. De med spilleproblemer rapporterer særlig stor forskjell i effekt av reklameeksponering sammenliknet med dem uten spilleproblemer på spørsmålet om reklame fikk dem til å spille med høyere risiko.

KAPITTEL 9. SYN PÅ SPILLANSVARLIGHETSVERKTØY

Spillansvarlighetsverktøy er innretninger ved spillene som er ment å begrense spillenes skadelige og avhengighetsskapende potensiale (Engebø, Torsheim, Mentzoni, Molde, & Pallesen, 2019). For å kartlegge syn på aktuelle og mulige spillansvarlighetsverktøy ble det stilt spørsmål om hvor enig respondenten var i utsagn knyttet til 10 slike verktøy. De 10 verktøyene var basert på en litteraturgjennomgang (Mentzoni, 2013), en publisert spørreundersøkelse om holdninger til spillansvarlighetsverktøy (Gainsbury et al., 2013) samt verktøy undersøkt i de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Hver påstand skulle besvares langs en skala fra 1 ("helt uenig") til 5 ("helt enig"). En sumskåre ble kalkulert ved å summere alle leddene og dele på 10, således varierte denne mellom 1 og 5. Høyere skåre

reflekterer mer positive holdninger til strukturelle reguleringsmekanismer for pengespill. Kun de som deltok i pengespill ble bedt om å besvare disse spørsmålene. Tabell 9.1 viser fordelingen av skårer samt gjennomsnittskåre og standardavvik for hvert ledd.

Som vist i tabell 9.1 er gjennomsnittskåren for alle leddene (bortsett fra e. "øvre grense for hvor mye en kan vinne") noe over 3, hvilket tilsvarer et svakt positivt syn på reell eller potensiell hjelp av spillansvarlighetsverktøyene. Det er stor spredning av svar for hvert ledd. Reguleringsforslaget som respondentene i gjennomsnitt er minst positive til er "en øvre grense for hvor mye en kan vinne", der bare 34.2% er enig eller helt enig. Respondentene har i gjennomsnitt mest positivt syn på tiltaket om at personen "selv på forhånd kan stille inn spillet

Tabell 9.1 Fordeling av svar (antall) på skalaen om spilleregulering og gjennomsnittskåre og standardavvik (SD) for hvert ledd samt andelen som er enig eller helt enig

Leddene i spillereguleringsskalaen	n	Helt uenig	Uenig	Verken uenig eller enig	Enig	Helt enig	Gjennomsnitt (SD)	Enig eller helt enig
a. At gevinster går inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill	5 814	12.3%	7.4%	37.6%	27.4%	15.3%	3.26 (1.18)	42.7%
b. Øvre grense for innsats	5 801	12.4%	6.9%	29.5%	31.1%	20.1%	3.40 (1.24)	51.2%
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	5 802	10.4%	5.7%	28.8%	32.5%	22.5%	3.51 (1.20)	55.0%
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	5 796	12.1%	7.9%	34.7%	27.6%	17.8%	3.31 (1.20)	45.4%
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	5 801	18.2%	12.5%	35.2%	21.0%	13.2%	2.99 (1.26)	34.2%
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	5 800	10.9%	6.1%	31.0%	31.0%	21.1%	3.45 (1.20)	52.1%
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	5 800	9.9%	5.4%	27.3%	33.0%	24.4%	3.57 (1.20)	57.4%
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	5 795	11.2%	7.1%	34.6%	28.2%	18.9%	3.36 (1.19)	47.1%
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	5 803	11.3%	6.4%	32.9%	27.2%	22.2%	3.43 (1.22)	49.4%
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	5 799	11.4%	6.0%	34.8%	26.3%	21.5%	3.40 (1.21)	47.8%

på hvor mye en kan tape” der 57.4% er enig eller helt enig. ”Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt” (55.0% er enig eller helt enig) og at ”spillet har en øvre grense for hvor mye jeg kan tape” (52.1% er enig eller helt enig) kommer ut som det nest og tredje høyest rangerte spillansvarlighetsverktøy. Når det gjelder innbyrdes rangering av spillansvarlighetsverktøy er funnene i er hovedsak i tråd med funnene fra befolkningsundersøkelsene i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Det var ingen endring i syn på noen av spillansvarlighetsverktøyene eller sumskåren mellom 2013- og 2015-undersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). For å undersøke om synet på spillansvarlighetsverktøy hadde endret seg siden 2015 til 2019 ble en t-test for uavhengige utvalg gjort for gjennomsnittsverdien for hvert ledd samt for sumskåren. Det ble funnet en statistisk signifikant endring på alle ledd og for sumskåren, der mer positive syn på potensiell og reell nytte av spillansvarlighetsverktøyene ble fremhevet i 2019 sammenliknet med 2015.

Sumskåren endret seg fra 3.00 (SD =1.11) i 2015 til 3.37 (SD = 1.00) i 2019 ($t=15.2$, $df=8749$, $p<.01$). Dette tilsvarer en effektstørrelse på 0.36 (Cohens d) som er liten til moderat. Det er mulig at endringen kan skyldes at spillerne er blitt mer fortrolige med spillansvarlighetsverktøy over tid, idet Norsk Tipping siden 2015 har innført globale tapsgrenser, Norsk Rikstoto har innført obligatoriske selvbestemte tapsgrenser og flere enn før spiller over nett, der spillansvarlighetsverktøy er lettere å implementere. En mulig parallell til dette er loven om røykfrie serveringssteder som ble innført i 2004, der undersøkelser viste at de ansatte på serveringssteder over tid ble mer positive til loven etter at den ble innført (Braverman, Aaro, Bontempo, & Hetland, 2010). Å tilnærme seg regulering og kontroll av pengespill på samme måte som man har tilnærmet seg regulering av røyking i samfunnet har også være fremhevet som en forebyggende helsemodell i arbeidet for å regulere pengespillproblematikk (Hancock & Smith, 2017). For å undersøke om det generelt var kjønnsforskjeller i holdninger til regulering ble sumskåren for menn og kvinner sammenliknet. Resultatene er vist i tabell 9.2.

Tabell 9.2. Syn på spillansvarlighetsverktøy brutt ned på kjønn

Kjønn	Sumskåre ¹	Standardavvik
Menn (n=2 974)	3.26	1.00
Kvinner (n=2 797)	3.49	0.99

¹Forskjellen er statistisk signifikant ($p<.01$)

Kvinner var generelt mer positive til spillansvarlighetsverktøy ($t = 8.89$, $df = 5\ 769$, $p < .01$) enn menn. For å undersøke om syn på spillansvarlighetsverktøy var relatert til alder ble en enveis-ANOVA utført, der sumskåren ble sammenliknet på tvers av ulike aldersgrupper. Resultatene er presentert i tabell 9.3.

Tabell 9.3 Syn på spillansvarlighetsverktøy brutt ned på aldersgrupper

Gruppe nr.	Aldersgruppe	n	Sumskåre	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	16-25 år	846	3.63	0.81	3, 4, 5, 6
2	26-35 år	1 147	3.55	0.86	4, 5, 6
3	36-45 år	1 081	3.44	0.86	1, 4, 5, 6
4	46-55 år	1 096	3.28	1.05	1, 2, 3, 5, 6
5	56-64 år	923	3.13	1.15	1, 2, 3, 4
6	66-74 år	678	3.07	1.18	1, 2, 3, 4

¹Tallene viser hvilke aldersgrupper den spesifikke aldersgruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferonni post hoc test)

Overordnet ble det funnet en effekt av aldersgruppe ($F_{5,5764} = 46.65, p < .01$). Med stigende alder ble en mindre positiv til spillansvarlighetsverktøy. Dette er i tråd med funnene fra befolkningsundersøkelsene i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Respondentene i de to laveste aldergruppene, 16-25 år og 26-35 år, var de mest positive til spillansvarlighetsverktøy.

Til slutt undersøkte vi om respondentene uten pengespillproblemer/lavrisikospillere skåret forskjellig fra risikospillere/problemspillere på hvert av de 10 leddene som målte syn på spillansvarlighetsverktøy. Resultatene er vist i tabell 9.4. Analysene ble supplert med effektstørrelser (Cohens d) for å lette fortolkningen av eventuelle gruppeforskjeller.

Tabell 9.4 Gjennomsnittskåre (og standardavvik) for ikke-problemspillere/lavrisikospillere (n = 5 391 - 5 403) og moderate risikospillere/problemspillere (n = 399-402) vedrørende syn på spillansvarlighetsverktøy. Signifikante forskjeller er vist med fet skrift.

Leddene som måler holdninger til strukturell regulering av pengespill	Ikke problemspillere / moderate risikospillere	Moderate risikospillere / problemspillere	t	d
a. At gevinster går inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill	3.24 (1.17)	3.52 (1.39)	4.24**	0.24
b. Øvre grense for innsats	3.38 (1.24)	3.56 (1.24)	2.81**	0.15
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	3.49 (1.20)	3.76 (1.19)	4.34**	0.23
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	3.30 (1.20)	3.42 (1.25)	1.74	0.10
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	2.99 (1.25)	2.97 (1.42)	-0.23	-0.02
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	3.43 (1.20)	3.71 (1.18)	4.45**	0.23
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	3.55 (1.20)	3.85 (1.15)	5.05**	0.25
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	3.35 (1.19)	3.52 (1.22)	2.80**	0.14
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	3.40 (1.22)	3.75 (1.16)	5.79**	0.29
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	3.39 (1.22)	3.64 (1.18)	4.02**	0.21

* $p < .05$, ** $p < .01$, t = t-verdi, d = Cohens d (0.2=liten effekt, 0.5=middels effekt, 0.8=stor effekt)



Som det fremgår av tabellen har risikospillere/problemspillere et mer positivt syn på spillansvarlighetsverktøy enn respondentene uten pengespillproblem/lavrisikospillere på 8 av 10 ledd, mens det på 2 av leddene ikke var forskjeller. Forskjellene, selv de signifikante, var imidlertid alle små, sett ut fra effektstørrelsene. De største forskjellene ble funnet på leddet som omfatter utestengelse ("at jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode") og leddet relatert til tapsbegrensninger ("at jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape"). Disse leddene var også leddene der utvalget generelt hadde et ganske positivt syn. Resultatene er noe avvikende fra en tidligere studie vedrørende dette temaet (Gainsbury et al., 2013), der spillere var mest positive til de minst begrensende reguleringsmekanismene (som kun ren tilbakemelding), mens resultatene fra denne undersøkelsen ikke viste et slikt mønster. Funnene er imidlertid i tråd med det som er rapportert fra de to foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Det faktum at de med problemer har mer positivt syn på spillansvarlighetsverktøy enn de uten problemer kan, slik Engebø et al. (2019) fortolker det, være i tråd med Elsters (2009) syn på "binding": De som har størst problem med selvregulering har presumptivt større behov og nytte av ekstern regulering/spillansvarlighetsverktøy (Elster, 2009).

Resultatene fra denne undersøkelsen er i tråd med funnene fra Gainsbury et al. (2013), som viste at kvinner, yngre og spillere med problemer var mer positive til spillansvarlighetstiltak enn menn, eldre og normalspillere. Siden det kan være store kulturelle og verdibaserte forskjeller i holdninger til samfunnsmessige reguleringstiltak (Gelfand et al., 2011), undersøkte vi om det var forskjeller i syn på spillansvarlighetsverktøy relatert til fødested. Resultatene er vist i tabell 9.5.



Tabell 9.5 Gjennomsnittskåre (og standardavvik) for personer født i Norge, utenfor Norge (Nord-Amerika, Europa, Oceania) eller utenfor Norge (Sør-Amerika, Afrika, Asia) vedrørende syn på spillansvarlighetsverktøy. Signifikante forskjeller er vist med fet skrift.

	1	2	3		
Leddene som måler holdninger til strukturell regulering av pengespill	Født i Norge (n=5 139 - 5 145)	Født utenfor Norge (Nord-Amerika, Europa, Oceania (n=418-423))	Født utenfor Norge (Sør-Amerika, Afrika, Asia) (n=188-189)	F	Sign
a. At gevinster går inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill	3.27 (1.17)	3.14 (1.22)	3.18 (1.28)	$F_{2,5752} = 2.96, p > .05$	1=2=3
b. Øvre grense for innsats	3.41 (1.23)	3.35 (1.25)	3.31 (1.24)	$F_{2,5739} = 0.90, p > .05$	1=2=3
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	3.52 (1.19)	3.48 (1.25)	3.47 (1.23)	$F_{2,5740} = 0.43, p > .05$	1=2=3
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	3.32 (1.20)	3.26 (1.27)	3.20 (1.25)	$F_{2,5735} = 1.35, p > .05$	1=2=3
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	3.00 (1.26)	2.85 (1.31)	3.04 (1.20)	$F_{2,5739} = 0.31, p > .05$	1=2=3
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	3.47 (1.20)	3.45 (1.26)	3.21 (1.20)	$F_{2,5739} = 4.18, p < .05$	1=2, 2=3 1>3
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	3.57 (1.19)	3.59 (1.26)	3.39 (1.18)	$F_{2,5738} = 2.25, p > .05$	1=2=3
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	3.37 (1.19)	3.35 (1.23)	3.37 (1.16)	$F_{2,5734} = 0.05, p > .05$	1=2=3
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	3.43 (1.22)	3.40 (1.25)	3.42 (1.23)	$F_{2,5742} = 0.08, p > .05$	1=2=3
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	3.41 (1.21)	3.33 (1.26)	3.41 (1.28)	$F_{2,5737} = 0.92, p > .05$	1=2=3

Undersøkelsen i 2015 viste at personer født i Norge var noe mindre positive til to spillansvarlighetsverktøy ("fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt" og "at jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille") sammenliknet med de som var født i Sør-Amerika, Afrika eller Asia (Pallesen, Molde, et al., 2016b). Denne undersøkelsen viste at de som var født i Norge ikke på noen ledd hadde mindre positivt syn på spillansvarlighetsverktøy sammenliknet med de som var født utenfor Norge. På ett ledd («at spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape») hadde de som var født i Norge et mer positivt syn enn de som var født i Sør-Amerika, Afrika eller Asia. Dette understøtter konklusjonen trukket tidligere i dette kapittelet om at den norske spillkulturen nå er mer positiv til spillansvarlighetsverktøy enn

tidligere (da det kan antas at de som er født i Norge har blitt mer eksponert for norsk spillkultur enn dem født utenfor Norge).

Oppsummering

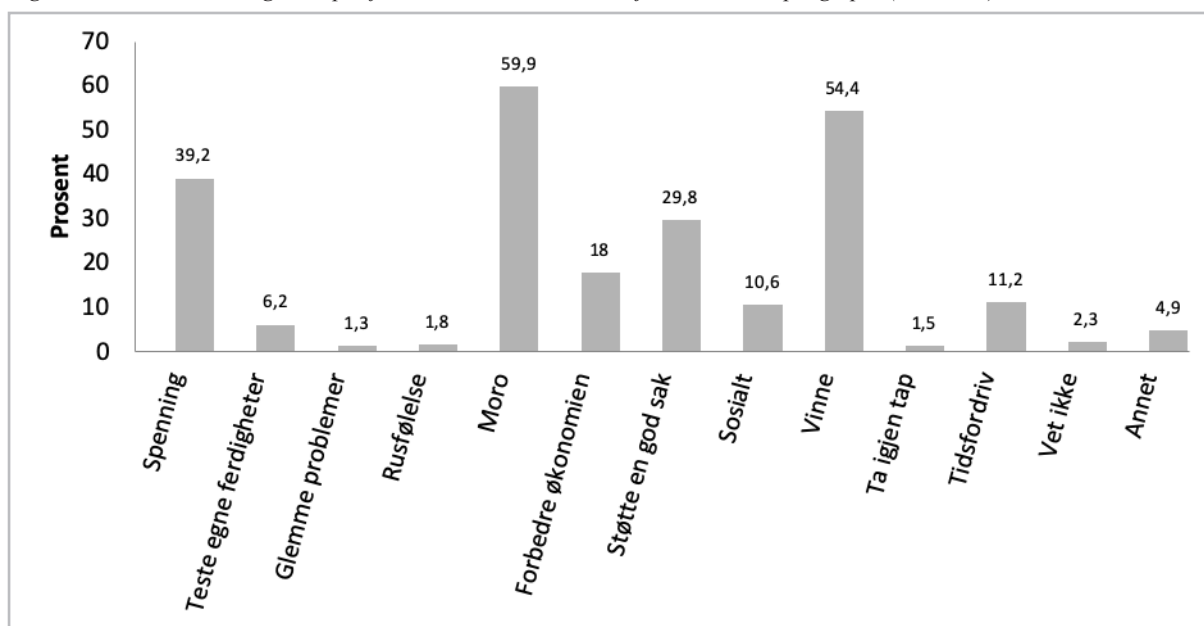
Oppsummert viser funnene fra dette kapittelet at den spillende befolkningen samlet har et svakt positivt syn på spillansvarlighetsverktøy. De verktøyene som spillerne er mest positive til omhandler fortløpende tilbakemeldinger på tap, og at de selv kan sette eller at spillet har satt en øvre grense for tap. Kvinner, de yngre og de med spilleproblemer er mer positive til spillansvarlighetsverktøy enn menn, de eldre og de uten spilleproblemer. Resultatene viser at den spillende befolkningen siden 2015-undersøkelsen har blitt mer positiv til spillansvarlighetsverktøy.

KAPITTEL 10. MOTIVER FOR DELTAKELSE I PENGESPILL

For å kartlegge motiver for deltakelse i pengespill ble respondentene presentert for en liste med mulige motiv, blant annet basert på tidligere rapporter (Bakken & Weggerberg, 2008; Pallesen, Hanss, et al., 2014). Respondentene kunne krysse for flere svaralternativer. Alternativene var ”for spenning”, ”for å teste egne ferdigheter”, ”for å glemme problemer”, ”gir en rusfølelse”, ”for moro”, ”for å forbedre økonomien”,

”for å støtte en god sak”, ”sosialt”, ”for å vinne”, ”for å ta igjen tidligere tap”, ”tidsfordriv”, ”vet ikke” og ”annet” (her kunne de skrive andre motiv enn de som var med i spørreskjemaet). Kun de som hadde deltatt i pengespill de siste 12 måneder ble bedt om å besvare spørsmålene om motiv. Figur 10.1 viser andelen som angir de ulike motivene/årsakene til deltakelse i pengespill

Figur 10.1 Prosent som angir de spesifikke årsakene til /motivene for deltakelse i pengespill (n = 5 876).



Som det fremgår av figur 10.1, er de to klart hyppigst angitte motivene ”for moro” og ”for å vinne”, som begge blir oppgitt av mellom 54% og 60% av respondentene. Ellers er ”spenning” (39.2%), ”støtte en god sak” (28.8%), ”forbedre økonomien” (18.0%) og ”tidsfordriv” (11.2%) også relativt hyppig angitt. Hvert av de øvrige motivene angis av under 10% av utvalget. De som svarte kategorien ”annet” kunne angi egne motiv som ikke var angitt. Av begrunnelser som fremkom her og som ikke falt inn under de kategoriene som allerede var spesifisert kan nevnes ”for å ha håp/drømme” (n=31), ”fått skrapelodd i gave” (n=26), ”julekalender” (n=4), ”interesse” (f.eks. fotball), ”tradisjon” (n=2), ”nysgjerrig” (n=2), ”tippelag” (n=2), ”avhengig” (n=1), ”leve av det” (n=1), ”politisk” (n=1), og ”takle en vanskelig livssituasjon” (n=1).

For å undersøke om motivene for å spille var ulike for respondentene som ble klassifiserte som ikke-problemspillere/lavrisikospillere sammenliknet med respondentene som ble klassifiserte som moderate risikospillere/problemspillere, ble det gjort en kjikvadratanalyse for hvert motiv. Resultatene er fremstilt i tabell 10.1.

Tabell 10.1 Motiver for å spille hos respondenter uten pengespillproblemer/lavrisikospillere vs. moderate risikospillere / problemspillere

Motiv	n	Sign ¹	Angitt som motiv
For spenning			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=133.3, df=1, p<.01)$	37.3%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		66.3%
For å teste egne ferdigheter			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=51.6, df=1, p<.01)$	5.6%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		14.6%
For å glemme problemer			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=520.0, df=1, p<.01)$	0.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		5.2%
Gir en rusfølelse			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=413.8, df=1, p<.01)$	0.8%
Moderate risikospillere / problemspillere	411		14.8%
For moro			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=0.1, df=1, p>.05)$	60.2%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		59.2%
For å forbedre økonomien			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 437	$(\chi^2=190.9, df=1, p<.01)$	16.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		43.4%
For å støtte en god sak			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=54.1, df=1, p<.01)$	31.2%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		13.8%
Sosialt			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=33.0, df=1, p<.01)$	10.0%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		19.2%
For å vinne			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=60.6, df=1, p<.01)$	53.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		73.1%
For å ta igjen tidligere tap			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=701.9, df=1, p<.01)$	0.4%
Moderate risikospillere / problemspillere	411		17.3%
Tidsfordriv			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=274.7, df=1, p<.01)$	9.3%
Moderate risikospillere / problemspillere	411		36.3%
Vet ikke			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=4.4, df=1, p<.05)$	2.2%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		3.9%
Annet			
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	5 436	$(\chi^2=0.0, df=1, p>.05)$	4.9%
Moderate risikospillere / problemspillere	412		4.9%

¹ "Continuity correction" benyttet

Som vist i tabellen rapporterer moderate risikospillere/problemspillere hyppigere de fleste motiver, mens det ikke ble funnet forskjeller for motivene "for moro" og "annet". Motivet "for å støtte en god sak" var det eneste som var mer hyppig oppgitt av ikke-problemspillere/lavrisikospillere sammenliknet med moderate risikospillere/problemspillere. Tilsvarende funn ble rapportert i de to foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Samlet er resultatene i tråd med internasjonale studier som viser at personer med pengespillproblemer skårer høyere enn

spillere uten pengespillproblemer på hovedgrupper av motiv som positive opplevelser, sosiale motiv, mestring (Stewart & Zack, 2008), regulering av humør, skaffe penger, glede/moro (Lloyd et al., 2010), unngå andre problem/ubehag, redusere kjedsomhet og sosiale grunner (Thomas, Allen, & Phillips, 2009). Samlet indikerer resultatene fra denne undersøkelsen og andre studier at personer med pengespillproblemer tenderer til å skåre høyere på enkeltledd/enkeltdimensjoner som måler motiv for å spille, samtidig som de rapporterer flere motiver enn de som ikke har pengespillproblemer. Resultatene er også i hovedsak i tråd med funnene fra



Tabell 10.2 Motiver for å spille hos menn og kvinner

Motiv	n	Sign ¹	Angitt som motiv
For spenning			
Kvinner	2 853	$(\chi^2=129.6, df=1, p<.01)$	31.7%
Menn	3 022		46.3%
For å teste egne ferdigheter			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=217.8, df=1, p<.01)$	1.4%
Menn	3 022		10.7%
For å glemme problemer			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=1.3, df=1, p>.05)$	1.1%
Menn	3 022		1.5%
Gir en rusfølelse			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=20.3, df=1, p<.05)$	1.0%
Menn	3 022		2.6%
For moro			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=7.1, df=1, p<.01)$	58.1%
Menn	3 022		61.6%
For å forbedre økonomien			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=10.8, df=1, p<.01)$	16.3%
Menn	3 022		19.6%
For å støtte en god sak			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=8.5, df=1, p<.01)$	31.6%
Menn	3 022		28.1%
Sosialt			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=89.7, df=1, p<.01)$	6.7%
Menn	3 022		14.3%
For å vinne			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=10.3, df=1, p<.01)$	52.2%
Menn	3 022		56.5%
For å ta igjen tidligere tap			
Kvinner	2 853	$(\chi^2=12.4, df=1, p<.01)$	0.9%
Menn	3 023		2.1%
Tidsfordriv			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=102.1, df=1, p<.01)$	6.9%
Menn	3 022		15.3%
Vet ikke			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=5.1, df=1, p<.05)$	2.7%
Menn	3 022		1.8%
Annet			
Kvinner	2 854	$(\chi^2=4.0, df=1, p<.05)$	5.5%
Menn	3 022		4.3%

¹ "Continuity correction" benyttet

befolkningsundersøkelsene i 2013 og 2015 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

For å undersøke om det var kjønnsforskjeller i de ulike motivene ble dette undersøkt i en egen analyse. Resultatene er vist i tabell 10.2.

Som vist rapporterer menn 10 av 13 motiver (bortsett fra "for å glemme problemer", "støtte en god sak" og "vet ikke") hyppigere enn kvinner. Dette kan forklare hvorfor menn er mer involvert i pengespill enn kvinner, og hvorfor menn oftere har problemer

med pengespill enn kvinner. Kvinner rapporterte oftere motivet "støtte en god sak" enn menn noe som kan reflektere at kvinner tenderer til å vektlegge prososiale verdier mer enn menn (De Wit & Bekkers, 2016). Kvinner rapporterte også motivet "vet ikke" hyppigere enn menn, mens det var ingen kjønnsforskjell når det gjaldt "for å glemme problemer".

For å undersøke om spillemotiv varierte med alder, ble egne analyser av motiv også gjort for ulike aldersgrupper. Resultatene er vist i tabell 10.3.



Tabell 10.3 Motiver for å spille brutt ned på aldersgrupper

Motiv	n	Sig.	Angitt som motiv
For spenning			
16-25 år	865	$(\chi^2=35.0, df=5, p<.01)$	46.5%
26-35 år	1 158		42.0%
36-45 år	1 096		38.1%
46-55 år	1 110		35.3%
56-65 år	944		37.5%
66-74 år	704		35.8%
For å teste egne ferdigheter			
16-25 år	865	$(\chi^2=97.3, df=5, p<.01)$	9.6%
26-35 år	1 158		10.1%
36-45 år	1 096		7.3%
46-55 år	1 111		4.1%
56-65 år	944		2.6%
66-74 år	704		2.3%
For å glemme problemer			
16-25 år	864	$(\chi^2=21.9, df=5, p<.01)$	2.1%
26-35 år	1 158		1.7%
36-45 år	1 095		1.8%
46-55 år	1 111		1.1%
56-65 år	944		0.4%
66-74 år	703		0.1%
Gir en rusfølelse			
16-25 år	865	$(\chi^2=58.8, df=5, p<.01)$	4.4%
26-35 år	1 158		2.8%
36-45 år	1 095		1.6%
46-55 år	1 110		1.2%
56-65 år	945		0.4%
66-74 år	703		0.4%
For moro			
16-25 år	865	$(\chi^2=54.0, df=5, p<.01)$	66.4%
26-35 år	1 158		65.0%
36-45 år	1 096		60.3%
46-55 år	1 110		55.0%
56-65 år	944		53.8%
66-74 år	704		58.8%
For å forbedre økonomien			
16-25 år	865	$(\chi^2=49.7, df=5, p<.01)$	18.8%
26-35 år	1 158		22.9%
36-45 år	1 096		19.8%
46-55 år	1 111		17.2%
56-65 år	944		15.3%
66-74 år	704		11.1%
For å støtte en god sak			
16-25 år	864	$(\chi^2=35.0, df=5, p<.01)$	22.0%
26-35 år	1 157		33.0%
36-45 år	1 096		32.3%
46-55 år	1 111		30.8%
56-65 år	944		29.0%
66-74 år	703		30.0%

Tabell 10.3 Fortsetter

Motiv	n	Sig.	Angitt som motiv
Sosialt			
16-25 år	865	$(\chi^2=223.5, df=5, p<.01)$	20.7%
26-35 år	1 158		15.6%
36-45 år	1 096		11.7%
46-55 år	1 110		5.8%
56-65 år	945		4.7%
66-74 år	703		3.7%
For å vinne			
16-25 år	864	$(\chi^2=42.7, df=5, p<.01)$	46.8%
26-35 år	1 158		52.8%
36-45 år	1 095		53.6%
46-55 år	1 110		54.5%
56-65 år	944		60.0%
66-74 år	704		60.1%
For å ta igjen tidligere tap			
16-25 år	865	$(\chi^2=32.0, df=5, p<.01)$	3.1%
26-35 år	1 157		2.4%
36-45 år	1 095		1.1%
46-55 år	1 110		1.1%
56-65 år	944		0.8%
66-74 år	703		0.4%
Tidsfordriv			
16-25 år	864	$(\chi^2=261.6, df=5, p<.01)$	22.1%
26-35 år	1 158		17.8%
36-45 år	1 095		10.8%
46-55 år	1 111		7.1%
56-65 år	944		4.2%
66-74 år	703		3.4%
Vet ikke			
16-25 år	865	$(\chi^2=20.3, df=5, p<.01)$	4.3%
26-35 år	1 157		1.6%
36-45 år	1 096		1.8%
46-55 år	1 111		2.3%
56-65 år	944		1.7%
66-74 år	704		2.1%
Annet			
16-25 år	864	$(\chi^2=71.4, df=5, p<.01)$	9.8%
26-35 år	1 158		6.0%
36-45 år	1 095		3.1%
46-55 år	1 111		4.5%
56-65 år	944		2.9%
66-74 år	703		2.8%

Som vist i tabell 10.3 varierte alle spillemotiv med alder. Yngre oppgav stort sett hyppigere enn eldre de fleste spillemotiv som årsak til deltakelse i pengespill. Det eneste unntaket var ”for å vinne” der færre yngre enn eldre rapporterte dette motivet. Funnene kan sees i lys av at de fleste studier viser at yngre er overrepresentert blant personer med pengespillproblemer.

Det ble så gjort en analyse der vi undersøkte hvor mange motiv (unntatt ”vet ikke”) som ble rapportert. For hele utvalget ble i gjennomsnitt 2.39 motiv oppgitt (SD=1.44). Antall oppgitte motiv for deltakelse i pengespill brutt ned på problemspillkategori, kjønn og alder er vist i tabell 10.4.

Tabell Tabell 10.4 Antall oppgitte motiv for å spille brutt ned på problemspillkategori, kjønn og aldersgrupper

Kategori/gruppe	n	Gjennomsnitt	Standardavvik	Sign	Gruppeforskjeller ¹	
Problemspillingskategori						
1	Ikke-problemspiller	4 624	2.16	1.22	$F_{3,5843} = 246.7,$ $p < .01$	2, 3, 4
2	Lavrisikospiller	812	3.03	1.58		1, 3, 4
3	Moderat risikospiller	286	3.67	1.78		1, 2
4	Problemspiller	126	3.97	2.56		1, 2
Kjønn						
	Kvinne	2 854	2.13	1.25	$t = 13.41, df = 5874,$ $p < .01$	♀ vs. ♂
	Mann	3 022	2.63	1.56		
Aldersgrupper						
1	16-25 år	865	2.72	1.69	$F_{5,5869} = 40.7,$ $p < .01$	3, 4, 5, 6
2	26-35 år	1 158	2.72	1.55		3, 4, 5, 6
3	36-45 år	1 096	2.42	1.49		1, 2, 4, 5, 6
4	46-55 år	1 111	2.17	1.31		1, 2, 3
5	56-65 år	944	2.11	1.15		1, 2, 3
6	66-74 år	703	2.09	1.14		1, 2, 3

¹Viser hvilke grupper den angitte gruppen skårer signifikant forskjellig fra (Bonferroni-korreksjon)

Resultatene viser at økende grad av pengespillproblemer er assosiert med økende antall motiver som er rapportert for å delta i pengespill. Menn rapporterer flere motiv enn kvinner. I forhold til aldersgrupper er det særlig de to yngste gruppene (16-25 år og 26-35 år) som rapporterer flest motiv. Funnene er i stor grad i tråd med det som er rapportert i de to foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b), og kan forklare hvorfor noen grupper er mer involvert i pengespill og utvikler mer problemer enn andre.

Til slutt ble det gjort en analyse for å undersøke om motiver rapportert av spillerne hadde en annen frekvens i 2019 sammenliknet med 2015. Resultatene er vist i tabell 10.5.

Fra 2015 til 2019 var det en økning i andelen spillere som rapporterte at de spilte på basis av følgende motiver: ”For spenning”, ”for å teste ferdigheter”, ”for å glemme problemer”, ”gir rusfølelse”, ”for å

forbedre økonomien”, ”for å støtte en god sak” og ”sosialt”. Det var fra 2015 til 2019 en reduksjon i andelen spillere som rapporterte at de spilte ”for å vinne”. For motivene ”for moro”, ”for å ta igjen tap”, ”vet ikke” og ”annet” var det ingen endring i andelen som oppgav dette fra 2015 til 2019.



Tabell 10.5 Endringer i oppgitte motiv for å spille fra 2015 til 2019

Motiv	n 2015	n 2019	Prosent oppgitt motiv 2015	Prosent oppgitt motiv 2019	Sign ¹
For spenning	3 176	5 876	34.6%	39.2%	$\chi^2=18.7$, df=1, p<.01
For å teste ferdigheter	3 176	5 876	4.8%	6.2%	$\chi^2=6.7$, df=1, p<.01
For å glemme problemer	3 176	5 876	0.6%	1.3%	$\chi^2=15.2$, df=1, p<.01
Gir rusfølelse	3 177	5 876	1.0%	1.8%	$\chi^2=8.2$, df=1, p<.01
For moro	3 176	5 876	60.1%	59.9%	$\chi^2=0.0$, df=1, p>.05
For å forbedre økonomien	3 176	5 876	13.2%	18.2%	$\chi^2=34.2$, df=1, p<.01
For å støtte en god sak	3 176	5 876	19.4%	29.8%	$\chi^2=115.0$, df=1, p<.01
Sosialt	3 176	5 876	7.7%	10.6%	$\chi^2=20.2$, df=1, p<.01
For å vinne	3 176	5 876	59.9%	54.4%	$\chi^2=24.6$, df=1, p<.01
For å ta igjen tap	3 177	5 876	1.3%	1.5%	$\chi^2=1.0$, df=1, p>.05
Vet ikke	3 176	5 876	1.8%	2.3%	$\chi^2=2.3$, df=1, p>.05
Annet	3 176	5 876	4.3%	4.9%	$\chi^2=1.1$, df=1, p>.05

¹Continuity correction

Oppsummering

Oppsummert viser funnene at å spille for moro, for å vinne og for spenning er de tre hyppigst rapporterte spillmotivene. Moderate risikospillere/ problemspillere oppgir de fleste motiv hyppigere enn normalspillere/lavrisikospillere bortsett fra "for moro" (ingen forskjell) og "for å støtte en god sak" (sjeldnere enn normalspillerne/lavrisikospillerne). Menn og yngre oppgir generelt flere spillmotiv enn kvinner og eldre. For syv av motivene var det en økning i frekvensen av spillerne som oppgav disse i 2019 sammenliknet med 2015, for ett motiv var det nedgang, mens det for fire motiv var ingen endring.

KAPITTEL 11. PENGESPILL OG RUSMIDLER

Pengespill og pengespillproblematikk har generelt vist høy samsykelighet med rusmiddelbruk (Lorains, Cowlshaw, & Thomas, 2011). For å kartlegge sammenhengen mellom pengespill og rusmidler (alkoholbruk, røyking og snusbruk) ble det først undersøkt om de som deltok i pengespill hadde andre nivåer av alkoholbruk enn de som ikke deltok i pengespill. Alkoholkonsum ble målt med Alcohol Use Disorder Identification Test – C, som består av tre ledd som måler hyppighet av drikking generelt, hvor mye man drikker på en typisk drikkedag og hvor ofte man drikker seks alkoholenheter eller mer på en gang (Bush et al., 1998). Sumskåren på AUDIT-C går fra 0 til 12, og jo høyere skåre, jo høyere er alkoholkonsumet. Røyking og snus ble målt med ett standardspørsmål for hver av de to: ”Røyker du/bruker du snus nå daglig, sjeldnere enn daglig eller ikke i det hele tatt?”, der svaralternativene var ”daglig”, ”sjeldnere enn daglig” og ”ikke i det hele tatt” (Global Adult Tobacco Survey Collaborative Group, 2011). Svarene for spørsmålene om røyking/snus ble dikotomisert slik at det ble skilt mellom de som røykte/brukte snus daglig og de som ikke røykte/brukte snus daglig.

De som deltok i pengespill hadde noe høyere alkoholkonsum målt med AUDIT-C (M =gjennomsnitt; $M=3.49$, $SD=2.11$) enn de som ikke deltok i pengespill ($M=2.89$, $SD=2.13$). Forskjellen var signifikant ($t=13.0$, $df=9\ 152$, $p<.01$) og er mest sannsynlig et uttrykk for at relativt flere menn deltar i pengespill sammenliknet med kvinner. Funnene viste også at mannlige spillere oppgav et høyere ($t=18.4$, $df=5\ 818$, $p<.01$) alkoholkonsum ($M=3.96$, $SD=2.20$) enn kvinnelige spillere ($M=2.98$, $SD=1.87$).

Av de som deltok i pengespill røykte flere (8.7%) enn de som ikke deltok i pengespill (5.4%). Forskjellen var statistisk signifikant ($\chi^2=34.0$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction). Det var også flere av de som hadde deltatt i pengespill som brukte snus (14.3%) sammenliknet med de som ikke hadde deltatt i pengespill (9.4%) – en forskjell som var signifikant ($\chi^2=46.8$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction).

For å undersøke om alkoholkonsum var relatert til pengespillproblematikk ble de videre analysene begrenset til de som hadde deltatt i pengespill. Det ble her skilt mellom 4 kategorier: Normalspillere, lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere (på basis av skårene på Canadian Problem Gambling Index; CPGI). En enveis ANOVA (variansanalyse) ble gjennomført med Bonferroni-oppfølgingstest. Resultatene er vist i tabell 11.1. Variansanalysen viste at det generelt var signifikante forskjeller mellom gruppene når det gjaldt alkoholkonsum ($F_{3,5802} = 19.53$, $p<.01$). Oppfølgingstesten viste at normalspillere og problemspillere hadde lavere alkoholkonsum enn lavrisikospillere og de moderate risikospillere.

Funnene vedrørende problemspillere er i motstrid med størstedelen av de fleste empiriske funn på feltet, som viser en tydelig samsykelighet mellom pengespillproblemer og alkoholproblemer, trolig pga. felles underliggende sårbarhet (Frøberg, Hallqvist, & Tengström, 2013; Loo, Kraus, & Potenza, 2019; Petry, Stinson, & Grant, 2005). At problemspillere skåret lavere på AUDIT-C sammenliknet med lavrisikospillere og de moderate risikospillere i denne undersøkelsen kan reflektere at pengespilldeltakelse og alkoholinntak delvis kan

Tabell 11.1 Gjennomsnittskårer (M) og standardavvik for (SD) på AUDIT-C for de fire pengespillgruppene ($N=5\ 806$)

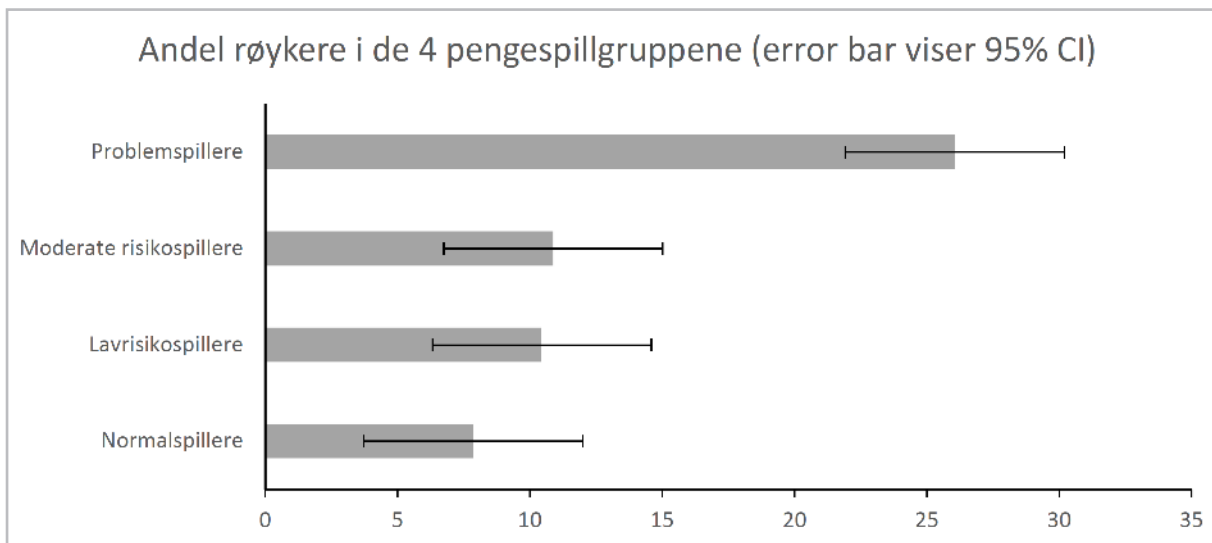
Gruppe	N	M	SD	Sign forskjell
1. Normalspiller	4 597	3.40	1.99	2, 3
2. Lavrisikospiller	808	3.86	2.35	1, 4
3. Moderat risikospiller	279	4.01	2.64	1, 3
4. Problemspiller	121	3.12	2.75	2, 3

være inkompatible i form av tids- og pengeforbruk. Det kan også tenkes at vindersjansene i pengespill der ferdighetselementer inngår blir redusert ved alkoholinntak, og at dette reduserer villigheten til å innta alkohol for de med pengespillproblemer. Tilsvarende sammenhenger har vi for eksempel tidligere vist når det gjelder tung involvering i dataspill, der vi antar at de som er tungt involvert i dataspill konsumerer mindre alkohol enn andre,

da alkoholinntak presumptivt påvirker prestasjon i dataspill negativt (Erevik et al., 2019).

Vi undersøkte så om prosentandelen som røykte var ulik i de ulike pengespillgruppene. Funnene er vist i figur 11.1. Funnene viser at det er signifikante forskjeller mellom gruppene ($\chi^2=55.3$, $df=3$, $p<.01$) og at det særlig er en høy andel røykere blant problemspillerne.

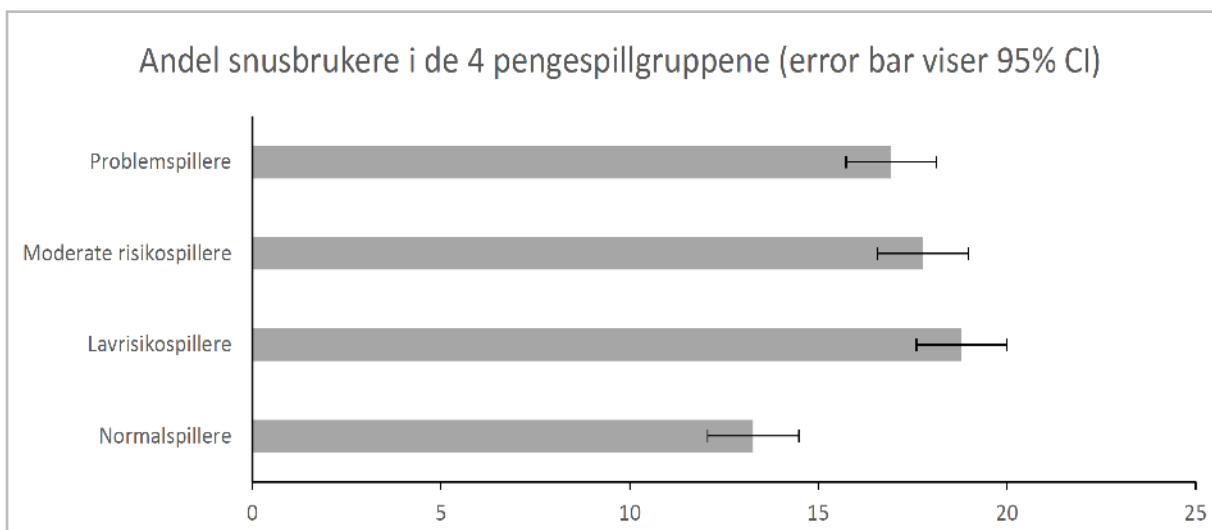
Figur 11.1 Prosentandel i de 4 pengespillgruppene som angir at de røyker daglig (n = 5 810).



Tidligere studier har bekreftet en sammenheng mellom pengespillproblemer og røyking og det har vært spekulert i at denne sammenhengen reflekterer felles nevrobiologisk, genetisk eller miljømessige påvirkning (McGrath & Barrett, 2009).

Når det gjelder snusbruk viser funnene fremstilt i figur 11.2 også signifikante gruppeforskjeller ($\chi^2=21.1$, $df=3$, $p<.01$), med en noe lavere andel brukere blant normalspillerne, sammenliknet med de andre gruppene.

Figur 11.2 Prosent i de 4 pengespillgruppene som angir at de bruker snus daglig (n = 5 810).





Funnene er i tråd med studier som viser at snusbruk er assosiert med annen potensiell risikoatferd, deriblant deltakelse i pengespill (Lund & Scheffels, 2016).

Oppsummering

Overordnet viser funnene fra kapittel 11 at de som deltar i pengespill bruker mer alkohol og har en høyere andel som røyker og bruker snus daglig enn dem som ikke deltar i pengespill. Blant spillerne var alkoholbruk noe overraskende lavest blant normalspillerne og problemspillerne. Andelen som røykte daglig var særlig høy blant problemspillere, mens andelen snusbrukere var noe høyere blant lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere sammenliknet med normalspillere.



KAPITTEL 12. DATASPILL OG DATASPILLAVHENGIGHET

Alle deltakerne ble bedt om å angi om de i løpet av de siste 6 måneder hadde deltatt i dataspill (ja/nei). Dataspill er elektroniske spill som finnes i en rekke ulike genrer og som spilles på en rekke plattformer, som PC/Mac, spesifikke spillkonsoller (som Playstation og Xbox og Nintendo Switch), nettbrett og smarttelefoner. I dataspill vises hendelser i spillet typisk på en skjerm. Spilleren interagerer med spillet og gir responser via ulike kontrollere som tastatur, mus, joystick eller ved berøring av skjermen. I motsetning til pengespill, satses det normalt ikke penger på utfallet av dataspillet, dog er dette mulig gjennom tredjepartsløsninger. Gevinst/seier i et dataspill gir normalt heller ikke materielle/økonomiske goder, utenom i spesifikke turneringer.

Av de 8 988 som hadde besvart dette spørsmålet bekreftet 4 071 (45.3%) at de hadde spilt dataspill i løpet av de siste 6 månedene. Den tilsvarende andelen som hadde spilt dataspill i 2015 var 38.5%. Økningen i andelen som spiller dataspill var statistisk signifikant ($\chi^2=62.6$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction), og skyldes trolig at dataspill har utviklet seg stadig til å ha større appell og derfor omfatter flere enn før (Fomby, Goode, Truong-Vu, & Mollborn, in press). Tabell 12.1 viser andelen menn og kvinner som bekrefter å ha spilt dataspill det siste halvåret. Som vist er det flere menn enn kvinner som har deltatt i dataspill. Dette har vært vist i andre norske studier (Mentzoni et al., 2011) og i de to siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Tabell 12.1 Andel menn og kvinner i utvalget som har deltatt i dataspill siste 6 måneder

Kjønn	n	Signifikans	Andel som har deltatt i dataspill
Menn	4 380	$(\chi^2=219.7, df=1, p<.01)^1$	53.3%
Kvinner	4 608		37.7%

¹"Continuity correction" benyttet

Kjønnsforskjellene kan delvis forklares ut fra at menn har større interesse for datateknologi enn kvinner, men også ut fra at en rekke dataspill inneholder voldelige elementer, innebærer konkurranse og fremstiller kvinner på måter mange kvinner ikke finner gjenkjennbare – og at dataspill på dette grunnlaget appellerer mindre til kvinner enn menn (Cruea & Park, 2012). Tabell 12.2 viser

deltakelse i dataspill brutt ned på aldersgrupper. Resultatene viser en klar fallende tendens med alder. Funnene, både når det gjelder kjønn og alder er også i overensstemmelse med tidligere norske studier på feltet (Mentzoni et al., 2011; Wenzel, Bakken, Johansson, Götestam, & Øren, 2009), samt tidligere norske befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Tabell 12.2 Deltagelse i dataspill siste 6 måneder brutt ned på alder

Kjønn	n	Signifikans	Andel som har deltatt i dataspill
16-25 år	1 687	$(\chi^2=2213.9, df=5, p<.01)$	79.4%
26-35 år	1 172		63.9%
36-45 år	1 596		51.3%
46-55 år	1 578		30.0%
56-65 år	1 355		15.5%
66-74 år	999		9.5%

Foråkartleggesymptomer på dataspillavhengighet ble Game Addiction Scale for Adolescents (GASA) administrert. Dersom respondenten skårer 3 eller mer (det vil si at symptomet har vært til stede av og til eller oftere) på inntil 3 ledd, betraktes denne som en normaldataspiller. Skåre 3 eller mer

på 4-6 ledd definerer problemdataspillere, mens en skåre på 3 eller mer på alle de 7 leddene definerer dataspillavhengighet (Lemmens et al., 2009; Mentzoni et al., 2011). Tabell 12.3 viser fordeling av skårer på de syv leddene på GASA blant dem som hadde besvart dette.

Tabell 12.3 Spørsmålene i Game Addiction Scale for Adolescents og fordelingen (%) av svar (N=4 069)

Hvor ofte i løpet av siste halvår...		Aldri	Nesten aldri	Av og til	Ofte	Veldig ofte
a.	... tenkte du på spill hele dagen?	56.7%	19.5%	15.2%	6.0%	2.6%
b.	... brukte du mer og mer tid på spill?	43.2%	23.3%	24.7%	7.8%	1.9%
c.	... begynte du å spille for å slippe å tenke på andre ting?	48.2%	16.3%	23.3%	8.4%	3.9%
d.	... spilte du videre selv om andre ba deg stoppe?	70.6%	15.2%	9.8%	2.9%	1.5%
e.	... følte du deg dårlig når du ikke kunne spille eller ikke fikk lov til å spille?	81.0%	10.5%	6.1%	1.8%	0.6%
f.	... havnet du i krangel med andre (f.eks. foreldre, venner eller viktige andre) fordi du spilte for mye?	84.8%	8.5%	4.9%	1.3%	0.5%
g.	... lot du være å gjøre andre aktiviteter (f.eks. skole, jobb, lekser, idrett, hobbyer) for å spille?	62.8%	18.0%	13.5%	4.0%	1.7%

I denne undersøkelsen ble respondentene som ikke hadde spilt dataspill de siste 6 måneder kategorisert sammen med normaldataspillere. På dette grunnlaget estimerte vi utbredelsen av problemdataspilling og dataspillavhengighet.

Resultatene er vist i tabell 12.4. I alt ble 5.5% og 0.9% kategorisert som henholdsvis problemdataspiller og dataspillavhengig. Tilsvarende prosentandeler fra forrige befolkningsundersøkelse var 2.8% og 0.5% (Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Tabell 12.4 Prevalens og 95% konfidensintervall for ulike kategorier dataspilling i befolkningen 2015 og 2019

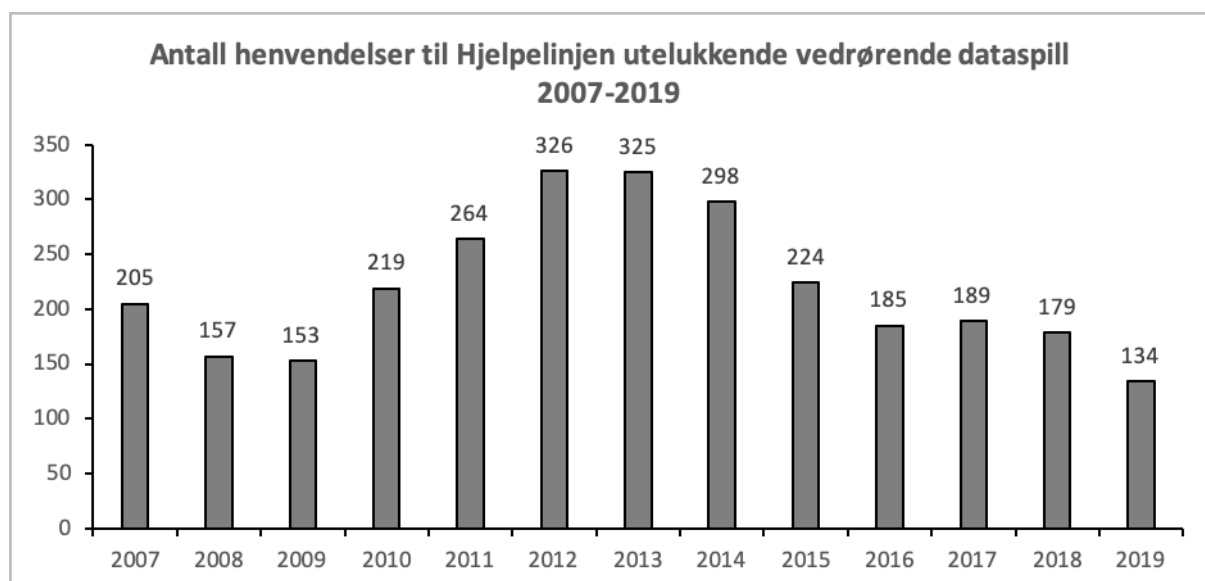
Kategori	2015	2019	Prevalens (95% konfidensintervall)	
			2015	2019
Normaldataspiller/ikke spilt data	5 164	8 415	96.7% (96.2% – 97.2%)	93.6% (93.1% – 94.1%)
Problemdataspiller	151	491	2.8% (2.4% – 3.3%)	5.5% (5.0% – 5.9%)
Dataspillavhengig	25	81	0.5% (0.3% – 0.7%)	0.9% (0.7% – 1.1%)

Kategorien Normaldataspiller/ikke spilt kan videre inndeles i ikke spilt som utgjorde 61.5% (95%KI=60.2-62.8) i 2015 og 54.7% (95%KI=53.7-55.7) i 2019 og normaldataspillere som utgjorde 35.2% (95%KI=33.9-36.5) i 2015 og 38.9% (95%KI=37.9-39.9) i 2019.

Denne endringen er statistisk signifikant ($\chi^2=65.4$, $df=2$, $p<.01$). For å undersøke om økningen kun reflekterte at antallet som spilte dataspill hadde økt fra 2015 til 2019, ble det gjort en tilsvarende analyse utelukkende basert på de som hadde deltatt i dataspill. Også da ble det funnet en signifikant økning i omfanget at dataspillproblemer ($\chi^2=39.8$, $df=2$, $p<.01$). For å undersøke om endringen var særskilt for noen av leddene på GASA ble det gjort en t-test for uavhengige utvalg, der skåren på de ulike leddene i 2015 ble sammenliknet med resultatene fra 2019 for de som hadde deltatt i dataspill. På samtlige ledd var det en signifikant økning (alle $p <.05$) fra 2015 til 2019. Således er det intet som tyder på at

økningen i dataspillproblematikk fra 2015 til 2019 ble ”båret” av spesifikke ledd på GASA. Økningen kan reflektere en samfunnstrend knyttet til mer tid brukt på dataspill nå sammenliknet med tidligere blant dem som spiller data (Fomby et al., in press). Data fra Hjelpelinjen for spilleavhengige viser en reduksjon i antall henvendelser angående problemer med dataspill i tiden etter 2012. Dette går imot funnene som viser en økning i dataspillproblemer i befolkningen de siste årene. Figur 12.1 viser antall henvendelser Hjelpelinjen for spilleavhengige mottok i perioden 2007-2019 vedrørende dataspillproblem.

Figur 12.1 Antall henvendelser til Hjelpelinjen for spilleavhengige i perioden 2007-2015 utelukkende vedrørende dataspillproblem



Diskrepansen mellom funnene i denne rapporten og data fra Hjelpelinjen kan skyldes at færre personer med dataspillproblemer henvender seg til Hjelpelinjen. Det kan tenkes at de heller nyttiggjør seg andre tilbud, eller at bekymringer rundt dataspilling er gått ned fordi dataspill mer og mer er blitt et akseptert og integrert element i mediekulturen. For å undersøke sammenhengen mellom vansker knyttet til dataspill og ulike demografiske variabler, ble problemdataspilling- og dataspillavhengigkategorien slått sammen til en kategori (se tabell 12.5).



Tabell 12.5 Sammenhengen mellom problemdataspilling/dataspillavhengighet og demografiske variabler

Variabel	n	Signifikans	Problemdataspiller / dataspillavhengig
Kjønn			
Kvinne	4 606	$(\chi^2=101.0, df=1, p<.01)^1$	3.8%
Mann	4 380		9.0%
Alder			
16-25 år	1 687	$(\chi^2=497.9, df=5, p<.01)$	16.9%
26-35 år	1 772		8.7%
36-45 år	1 595		4.4%
46-55 år	1 578		2.7%
56-65 år	1 355		1.1%
66-74 år	999		0.5%
Sivil status			
Samboer/gift	5 902	$(\chi^2=134.0, df=1, p<.01)^1$	4.2%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	3 059		10.5%
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for			
Ingen	5 882	$(\chi^2=43.0, df=2, p<.01)$	7.6%
1-2	2 529		3.8%
3 eller flere	543		5.2%
Utdanning			
Opptil grunnskole	726	$(\chi^2=149.3, df=4, p<.01)$	13.5%
Videregående skole	2 179		9.5%
Faglig yrkesutdanning	1 497		5.5%
Universitet/høgskole lavere grad	2 712		4.6%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 860		3.0%
Bruttoinntekt siste år			
0 – 299 999	2 859	$(\chi^2=299.1, df=3, p<.01)$	12.9%
300 000 – 599 999	3 761		3.6%
600 000 – 899 999	1 622		3.3%
900 000 eller mer	715		2.1%
Yrkesstatus			
Heltidsansatt	4 853	$(\chi^2=271.3, df=4, p<.01)$	4.2%
Deltidsansatt	912		6.9%
Student	1 212		15.8%
Hjemmeværende/pensjonist	1 048		1.9%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	889		10.1%
Fødested			
Norge	7 594	$(\chi^2=32.0, df=2, p<.01)$	6.1%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	873		6.0%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	423		13.0%

¹Continuity correction

Som det fremgår av tabell 12.5 er problemdataspilling/dataspillavhengighet mer hyppig hos menn enn kvinner og synker i takt med stigende alder. Det er mer utbredt blant dem som ikke bor med en partner sammenliknet med dem som bor med en partner. Resultatene viser ellers at problemdataspilling/dataspillavhengighet er

mer hyppig hos dem som ikke har omsorgsansvar for hjemmeboende barn enn for dem som har omsorgsansvar for hjemmeboende barn. Når det gjelder utdanning, er problemdataspilling/dataspillavhengighet mest utbredt blant dem med lav utdanning. Høyest forekomst er blant dem med opptil grunnskole og med videregående skole. Resultatene

viser videre at utbredelsen av problemdataspilling/dataspillavhengighet er klart høyest hos dem med lavest bruttoinntekt, mens forskjellene mellom de tre øvrige bruttoinntektskategoriene ikke er stor med tanke på utbredelsen av dataspillproblematikk. Når det gjelder yrkesstatus, viser funnene at problemdataspilling/dataspillavhengighet er mest utbredt blant studenter, dernest blant kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger.

Problemdataspilling/dataspillavhengighet var også relatert til fødested. Det var neglisjerbar forskjell i utbredelse blant dem som var født i Norge sammenliknet med dem født i Europa utenfor Norge, Nord-Amerika eller Oceania. De som derimot var født i Asia, Afrika eller Sør-Amerika hadde mer enn dobbelt så høy prevalens av problemdataspilling/dataspillavhengighet sammenliknet med de to førstnevnte gruppene.

Sammenhengene vist i tabell 12.5 omhandler hvordan den enkelte demografiske variabelen henger sammen med problemdataspilling/dataspillavhengighet. Således er det ikke kontrollert/justert for overlappet mellom de ulike demografiske variablene. Vi gjennomførte derfor en logistisk regresjonsanalyse der alle de demografiske variablene ble inkludert samtidig i analysen og dermed justert for hverandre. Dataspillproblemer var avhengig variabel (ikke dataspillproblemer var kodet "0" og problemdataspilling/dataspillavhengighet var kodet "1"). Alder ble her lagt inn som en kontinuerlig og ikke kategorisk variabel for å unngå problemer med multikollinearitet.

Tabell 12.6 viser de justerte resultatene, der alle forklaringsvariablene (uavhengige variabler) er justert for hverandre. Den logistiske modellen var signifikant ($\chi^2=689.4$, $df=18$, $p<.01$) og forklarte mellom 7.6% (Cox & Snell) og 19.9% (Nagelkerke) av variansen i dataspillproblematikk. Alder ble lagt inn som en kontinuerlig variabel i denne analysen. I tabell 12.6 peker seks variabler seg ut som signifikante. Disse er kjønn, alder, utdanning,

inntekt, yrkesstatus og fødested. Sannsynligheten for å være problemdataspiller/dataspillavhengig var i de justerte analysene høyere hos menn enn hos kvinner. Mannlig overrepresentasjon blant problemdataspillere og dataspillavhengige er i tråd med tidligere norske befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b) samt meta-analyser på feltet (Fam, 2018; Muller et al., 2015). Alder var negativt assosiert med sannsynligheten for å være problemdataspiller/dataspillavhengig. Sannsynligheten for å være problemdataspiller/dataspillavhengig synker dermed med alder.



Tabell 12.6 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for problemdataspilling/dataspillavhengighet ut fra ulike forklaringsvariabler (N = 8 753)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	2.87	2.34 – 3.50
Alder	0.94	0.93 – 0.95
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	0.98	0.78 – 1.23
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	0.92	0.70 – 1.20
3 eller flere	1.23	0.79 – 1.90
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.51	1.01 – 2.26
Videregående skole	1.13	0.80 – 1.61
Faglig yrkesutdanning	1.33	0.91 – 1.92
Universitet/høgskole lavere grad	1.26	0.90 – 1.77
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	0.65	0.48 – 0.87
600 000 – 899 999	0.66	0.41 – 1.00²
900 000 eller mer	0.47	0.25– 0.88
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.16	0.83 – 1.64
Student	1.09	0.80 – 1.49
Hjemmeværende/pensjonist	1.36	0.79 – 2.34
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.99	1.42 – 2.79
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	1.16	0.85 – 1.58
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	1.95	1.41 – 2.71

¹Er referansegruppen/kategorien, ²95% konfidensintervall er 0.431-0.998

Disse funnene er i tråd med tidligere norske studier (Mentzoni et al., 2011; Wenzel et al., 2009), inklusive tidligere norske befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Funnene kan forklares med høyere grad av impulsivitet og større grad av avhengighetsrelatert atferd hos unge sammenliknet med eldre (Griffiths, 1996; Kandel & Maloff, 1983).

Resultatene fra den logistiske regresjonsanalysen viste videre at de med lavest utdanning (opptil grunnskole) hadde høyere sannsynlighet for å være problemdataspiller/ dataspillavhengig enn

de med universitetsutdanning, høyere grad/PhD. At høy utdanning er negativt assosiert med å være problemdataspiller/dataspillavhengig har vært vist tidligere (Andreassen et al., 2016). Det er også generelt vist at det er store sosiale helseforskjeller i Norge, der de med lavere utdanning har dårligere helse enn dem med høyere utdanning (Folkehelseinstituttet, 2018). Videre hadde de med lavest inntekt høyere sannsynlighet for å være problemdataspiller/dataspillavhengig sammenliknet med dem med høyere inntekt. Dette har også tidligere vært dokumentert i litteraturen (Elliott, Ream, McGinsky, & Dunlap, 2012),



noe som igjen reflekterer større uhelse blant dem med lav sosioøkonomisk status (World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2014). Variabelen yrkesstatus var også signifikant i den justerte logistiske regresjonsanalysen. Her ble det vist at de som var i kategorien ”arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger” hadde omtrent 100% høyere risk for å være problemdataspiller/dataspillavhengig sammenliknet med de i referansekategorien ”heltidsansatt”. Dette er i tråd med en tidligere befolkningsundersøkelse (Pallesen, Hanss, et al., 2014) og reflekterer trolig at det å ikke være sysselsatt frigjør mer tid til å spille og således også øker sannsynligheten for å utvikle problemer med dette (Rehbein, Staudt, Hanslmaier, & Kliem, 2016).

Fødested var også en signifikant variabel i analysen, og sannsynligheten for å være problemdataspiller/dataspillavhengig var høyere hos de som var født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika sammenliknet med referansegruppen som hadde Norge som fødested. Dette var også vist i den forrige befolkningsundersøkelsen (Pallesen, Molde, et al., 2016b), og kan reflektere kulturelle forskjeller i holdninger til og tilnærminger til dataspill (Ha, 2017; King, Defabro, & Griffiths, 2012). Funnet er også i tråd med studier som viser at migranter og etniske minoriteter i Europa har dårligere helse enn majoritetspopulasjonen. Dette kan være en konsekvens av at de tilhører en etnisk minoritet, hvor de som gruppe har lavere sosial status og oftere lever i mer belastede miljø/omgivelser sammenliknet med den etniske majoriteten (Nielsen & Krasnik, 2010).

Det konkluderes med at utbredelsen av dataspillproblemer har økt siden forrige befolkningsundersøkelse. Dette kan delvis forklares

ved at flere spiller data nå enn før, men reflekterer også at andelen av dem som har problemer blant spillere har økt. Dataspillproblemer er mer hyppig hos menn, unge, personer med lav inntekt og lav utdanning, de som står utenfor arbeidslivet og personer født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika.

Til slutt ble det undersøkt om den estimerte utbredelsen av dataspillproblemer (problemdataspilling og dataspillavhengighet) var relatert til svarrunde (etter hovedutsendelse, 1. og 2. purring). Resultatene er vist i tabell 12.7. Forekomsten av problemdataspillere og dataspillavhengige var høyere i hovedutsendelsen enn i purrerundene. Dette er i motstrid med hva som er funnet i de tidligere befolkningsundersøkelsene, der prevalensen var høyest i purrerundene. En årsak til denne forskjellen kan være at undersøkelsen i 2019 startet med en invitasjon til å svare på nett (kun mulig å svare på nett), mens kun purrerundene inneholdt papirskjema. Undersøkelsene i 2013 og 2015 var basert på papirspørreskjema i alle rundene (kun mulighet til også å svare på nett kun i 2013). Flere unge svarte på første runde i 2019-undersøkelsen (M =gjennomsnitt; $M_1=39.8$) enn i purrerundene ($M_2=47.6$ og $M_3=47.2$), som er en signifikant forskjell ($F_{2,9245}=255.0$, $p<.01$), mens mønsteret var motsatt i 2015-undersøkelsen ($M_1=44.3$, $M_2=41.4$, $M_3=39.9$) og viste også her signifikant forskjell i gjennomsnittsalder mellom svarrundene ($F_{2,5481}=29.0$, $p<.01$). Dette kan trolig forklare forskjellene mellom rundene når det gjelder prosentandelen problemdataspillere og dataspillavhengige.

Se for øvrig kapittel 13 der sammenhengen mellom dataspillproblemer og rusmidler er beskrevet.

Tabell 12.7 Prosentandelen problemdataspillere og dataspillavhengige i de ulike rundene av undersøkelsen

Runde	N	Prevalens ¹	95% konfidensintervall
Hovedutsendelse	5 473	8.2%	7.4% - 8.9%
1. purring	2 662	4.1%	3.4% - 4.9%
2. purring	851	1.7%	0.9% - 2.6%

¹Nedgangen i prevalens er signifikant ($\chi^2=81.9$, $df=2$, $p<.01$).



Oppsummering

Oppsummert viste funnene at en større andel av befolkningen hadde deltatt i dataspill nå sammenliknet med 2015. Menn og yngre deltok i større grad enn kvinner og eldre. Utbredelsen av problemer knyttet til dataspill var høyere nå enn i 2015. Dataspillproblemer var assosiert med mannlig kjønn, lav alder, lav utdanning, lav inntekt, å være arbeidsledig, ufør, på atfering eller avklaringspenger og å være født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom Amerika.

KAPITTEL 13. DATASPILL OG RUSMIDLER

For å undersøke sammenhengen mellom dataspill og rusmidler (alkoholbruk, røyking og snusbruk), ble det først undersøkt om de som deltok i dataspill hadde andre nivå av alkoholbruk enn dem som ikke deltok i dataspill. Alkoholkonsum ble målt med Alcohol Use Disorder Identification Test – C (AUDIT-C), som består av tre ledd som måler hyppighet av drikking generelt, hvor mye man drikker på en typisk drikkedag og hvor ofte man drikker seks alkoholenheter eller mer på en gang (Bush et al., 1998). Røyking og snus ble målt med ett standardspørsmål for hver av de to: ”Røyker/bruker du snus nå daglig, sjeldnere enn daglig eller ikke i det hele tatt? ”, der svaralternativene var ”daglig”, ”sjeldnere enn daglig” og ”ikke i det hele tatt” (Global Adult Tobacco Survey Collaborative Group, 2011). Svarene for spørsmålene om røyking/snus ble dikotomisert slik at det ble skilt mellom dem som røykte/brukte snus daglig og dem som ikke røykte/brukte snus daglig.

De som deltok i dataspill hadde noe høyere alkoholkonsum ($M=3.58$, $SD=2.27$) enn de som ikke deltok i dataspill ($M=3.02$, $SD=1.98$). Forskjellen var signifikant ($t=12.3$, $df=8\ 975$, $p<.01$) og reflekterer trolig at relativt flere menn enn kvinner og relativt flere unge sammenliknet med eldre

deltar i dataspill. Analysene viste at menn ($M=3.17$, $SD=2.26$) i utvalget hadde høyere skåre enn kvinner ($M=2.84$; $SD=1.91$) på AUDIT-C ($t=20.0$, $df=9152$, $p<.01$). Det var en klar fallende skåre på AUDIT med stigende alder ($F_{5,9148}=42.4$, $p<.01$).

Av de som deltok i dataspill røykte færre (6.1%) enn dem som ikke deltok i dataspill (8.6%). Forskjellen var statistisk signifikant ($\chi^2=19.3$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction). Det var imidlertid langt flere av de som hadde spilt dataspill (18.7%) som brukte snus enn de som ikke spilte dataspill (7.6%) – en forskjell som var signifikant ($\chi^2=248.4$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction).

For å undersøke om problemer med dataspill var relatert til rusmiddelbruk ble de videre analysene begrenset til dem som spilte dataspill og det ble skilt mellom tre kategorier dataspillere: Normaldataspillere, problemdataspillere (skårer 3 eller mer på 4-6 ledd på Game Addiction Scale for Adolescents; GASA) og avhengige (skårer 3 eller mer på alle 7 ledd på GASA). Her ble en enveis ANOVA (variansanalyse) gjennomført med Bonferroni oppfølgingstest. Resultatene er vist i tabell 13.1.

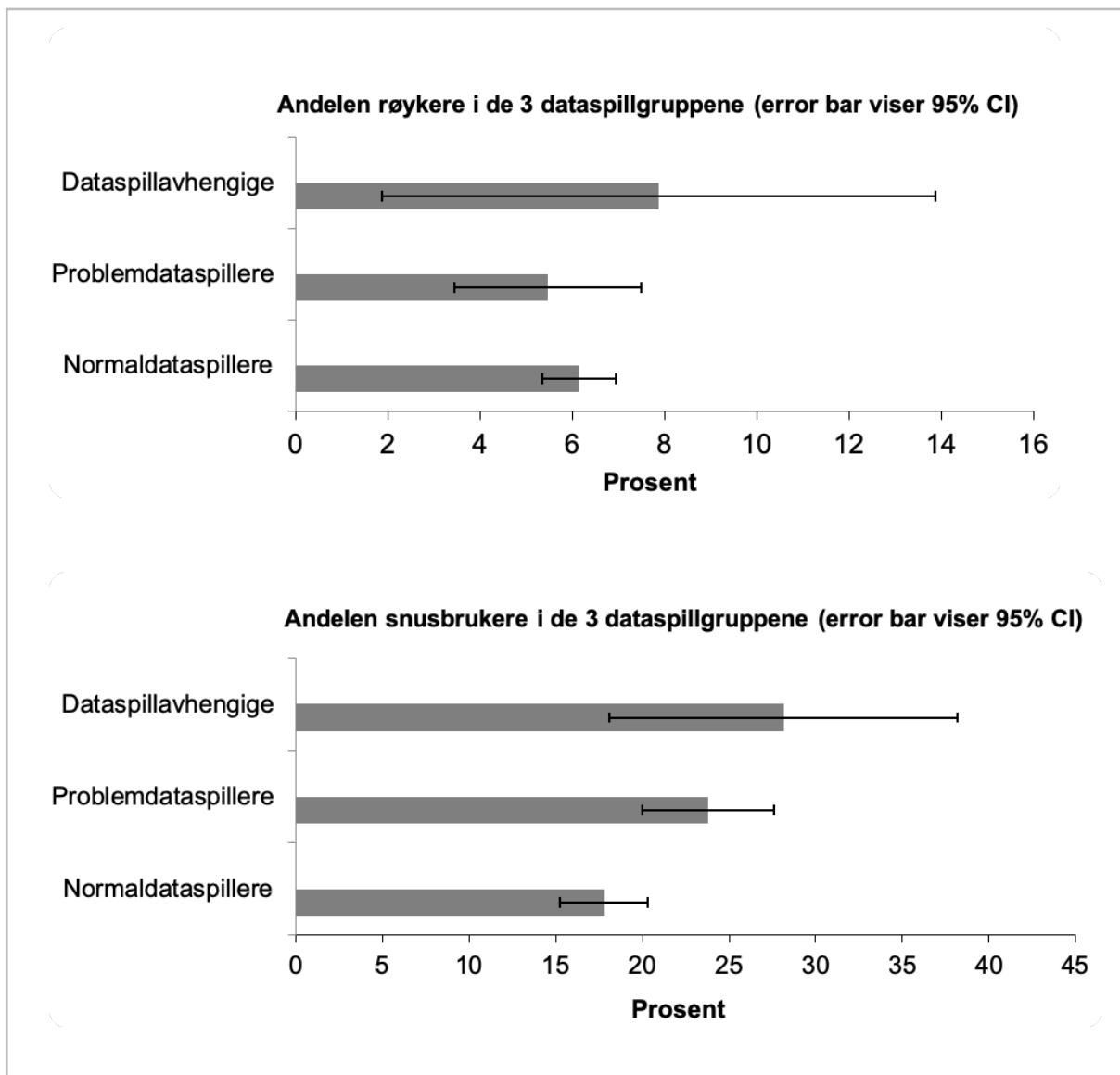
Tabell 13.1 Gjennomsnittsskåre (M) og standardavvik for (SD) på AUDIT-C for de tre dataspillgruppene (N=4 066)

Gruppe	N	M	SD	Sammenlikning
1. Normaldataspiller	3 497	3.57	2.20	1 = 2 og 3
2. Problemdataspiller	490	3.59	2.60	2 = 1 og 3
3. Dataspillavhengig	81	4.02	3.12	3 = 1 og 2

Variansanalysen viste at det generelt ikke var forskjeller mellom gruppene når det gjaldt alkoholkonsum ($F_{2,4064} = 1.60$, $p>.05$), noe som også ble bekreftet i oppfølgingstestene (sammenlikning). Funnet er i tråd med feltet, der resultat på tvers av studier er sprikende (Krossbakken et al., 2018; Rho et al., 2018; van Rooij et al., 2014). Det bør imidlertid bemerkes at en trend til

større alkoholinntak hos de dataspillavhengige ser ut til å være tilstede (tabell 13.1), og at fravær av statistisk signifikante forskjeller kan bero på at det er relativt få personer i dataspillavhengiggruppen.

Figur 13.1 Andelen daglige røykere og daglige snusbrukere for de tre dataspillgruppene (N=4 068/4 069)



Resultatene for røyking og snus er vist i figur 13.1 Det var ingen forskjell mellom gruppene når det gjaldt andel røykere ($\chi^2=0.6$, $df=2$, $p>.05$). Når det gjaldt snus viste analysen derimot en stigende tendens til snusbruk med stigende dataspillproblemgrad ($\chi^2=15.4$, $df=2$, $p>.05$). Dette er i tråd med studier som viser at de med dataspillproblemer i større grad enn dem som ikke har dataspillproblemer bruker nikotin (van Rooij et al., 2014). Det kan tenkes at bruk av snus bidrar til å opprettholde våkenhet, særlig når dataspillere spiller på tidspunkt der det ville vært naturlig å sove.

Oppsummering

I sum viste funnene at de som deltok i dataspill konsumerte noe mer alkohol, hadde færre daglige røykere og flere daglige snusbrukere enn dem som ikke deltok i dataspill. Dataspillproblematikk var urelatert til røyking, mens daglig snusbruk viste en økende tendens med nivå av dataspillproblematikk.



KAPITTEL 14. LOOTBOKSER

Lootbokser kan defineres som en digital beholder for tilfeldige belønninger (for ulike ressurser som kan brukes i spillene) og som kjøpes av spillerne for ekte penger. Flere har påpekt likheten mellom lootboksfenomenet og pengespill idet fenomenet innebærer at man kjøper en vare hvis utfall (her innholdet) er helt eller delvis bestemt av tilfeldigheter (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018). For å undersøke kjøp av lootbokser (til seg selv eller andre) ble lootbokser først definert for deltakerne, før de ble spurt om de hadde kjøpt dette i løpet av det siste halvåret. I alt 9.4% (n=828; 95% CI=8.8 – 10.1%) av utvalget bekreftet kjøp av lootbokser. For å undersøke hvorvidt kjøp av lootbokser var relatert til ulike demografiske variabler som kjønn, alder, sivilstatus, barn, utdanning, inntekt, yrkesstatus og fødested, samt dataspillproblemer (problemdataspiller og dataspillavhengig) og pengespillproblemer (moderat risikospiller/problemspiller), ble det gjort separate analyser for sammenhengen mellom disse og kjøp av lootbokser. Resultatene er vist i tabell 14.1. Alle variabler var signifikant relatert til kjøp av lootbokser.

For å undersøke hvilke variabler som var signifikante når det ble justert for alle variablene i tabell 14.1, ble det gjort en logistisk regresjonsanalyse der kjøp av lootbokser de siste 6 måneder var den avhengige variabelen ("ikke kjøpt"=0, "kjøpt"=1) og de uavhengige ble utgjort av variablene i tabell 14.1.



Tabell 14.1 Sammenhengen mellom demografiske variabler og kjøp av lootbokser

Variabel	n	Signifikans	Kjøpt lootbokser
Kjønn			
Kvinne	4 482	$(\chi^2=331.1, df=1, p<.01)^1$	3.9%
Mann	4 290		15.2%
Alder			
16-25 år	1 659	$(\chi^2=630.3, df=5, p<.01)$	23.0%
26-35 år	1 738		12.5%
36-45 år	1 567		9.8%
46-55 år	1 544		3.7%
56-65 år	1 324		1.1%
66-74 år	942		0.5%
Sivil status			
Samboer/gift	5 772	$(\chi^2=147.5, df=1, p<.01)^1$	6.7%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	2 977		14.7%
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for			
Ingen	5 726	$(\chi^2=13.9, df=2, p<.01)$	10.2%
1-2	2 490		7.6%
3 eller flere	530		10.0%
Utdanning			
Opptil grunnskole	701	$(\chi^2=161.3, df=4, p<.01)$	15.3%
Videregående skole	2 129		14.4%
Faglig yrkesutdanning	1 457		10.0%
Universitet/høgskole lavere grad	2 666		7.2%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 809		4.3%
Bruttoinntekt siste år			
0 – 299 999	2 789	$(\chi^2=169.8, df=3, p<.01)$	15.4%
300 000 – 599 999	3 672		6.7%
600 000 – 899 999	1 583		7.0%
900 000 eller mer	703		6.0%
Yrkesstatus			
Heltidsansatt	4 765	$(\chi^2=213.1, df=4, p<.01)$	8.4%
Deltidsansatt	887		9.2%
Student	1 189		19.0%
Hjemmeværende/pensjonist	1 004		1.5%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	863		11.8%
Fødested			
Norge	7 427	$(\chi^2=14.3, df=2, p<.01)$	9.6%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	845		6.4%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	413		12.6%
Pengespillproblem			
Ikke problem/lavrisikospiller	8 391	$(\chi^2=143.9, df=1, p<.01)^1$	8.7%
Moderat risikospiller/problemspiller	381		27.0%
Dataspillproblem			
Ikke spiller/ikke problem	8 128	$(\chi^2=697.5, df=1, p<.01)^1$	7.3%
Problemdataspiller/dataspillavhengig	599		41.1%

¹Continuity correction



Alder ble lagt inn som en kontinuerlig variabel for å unngå problemer med multikollinearitet. Den logistiske modellen var signifikant ($\chi^2=1\ 245.1$, $df=20$, $p<.01$) og forklarte mellom 13.7% (Cox

& Snell) og 29.2% (Nagelkerke) av variansen i kjøp av lootbokser. Resultatene fra den logistiske regresjonsanalysen er vist i tabell 14.2.

Tabell 14.2 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å ha kjøpt lootbokser i løpet av de siste 6 måneder ut fra ulike forklaringsvariabler (N = 8 476)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	4.07	3.36 – 4.93
Alder	0.93	0.92 – 0.94
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.12	0.91 – 1.37
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	1.31	1.04 – 1.65
3 eller flere	1.76	1.23 – 2.51
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.58	1.08 – 2.32
Videregående skole	1.73	1.26 – 2.36
Faglig yrkesutdanning	1.78	1.29 – 2.45
Universitet/høgskole lavere grad	1.62	1.21 – 2.18
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	1.14	0.86 – 1.52
600 000 – 899 999	1.31	0.91 – 1.89
900 000 eller mer	1.37	0.86 – 2.18
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.06	0.78 – 1.46
Student	0.90	0.67 – 1.22
Hjemmeværende/pensjonist	0.60	0.31 – 1.16
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.48	1.07 – 2.05
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	0.68	0.50 – 0.92
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	1.02	0.72 – 1.46
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	1.98	1.49 – 2.62
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	3.68	2.97 – 4.56

¹Er referansegruppen/kategorien

Menn hadde kjøpt lootbokser i større grad enn kvinner. Dette funnet er i tråd med studier som viser at menn i større grad enn kvinner deltar i dataspill (Veltri, Baumann, Krasnova, & Kalayamthanam, 2014) og er videre i overenstemmelse med to tidligere studier som viser at menn kjøper lootbokser i større grad enn kvinner (Brooks & Clark, 2019; Kristiansen & Severin, 2020). Alder var inverst relatert til sannsynligheten for å ha kjøpt lootbokser, som innebærer at yngre hadde større tilbøyelighet til å kjøpe lootbokser enn eldre. Dette stemmer overens med studier som indikerer at yngre i større grad enn eldre deltar i dataspill (Mentzoni et al., 2011). Funnet er imidlertid i motstrid til en studie som viste at de som kjøpte lootbokser var eldre enn dem som ikke kjøpte (Li, Mills, & Nower, 2019).

Å bo sammen med barn økte sannsynligheten for å ha kjøpt lootbokser sammenliknet med dem som ikke bodde med barn. Dette henger trolig sammen med at en del foreldre kjøper lootbokser til barna sine. Utdanning var inverst relatert til lootboks-kjøp i den forstand at alle grupper med lavere utdanning enn høyere universitets-/høgskolegrad hadde økt risiko for å ha kjøpt lootbokser sammenliknet med dem med høyere universitets-/høgskolegrad. I den grad lootboks-kjøp kan forstås som en "uheldig" eller "ugunstig" atferd, kan dette sees i et større perspektiv der utdanningsnivå generelt har vist seg å være positivt relatert til positiv helseatferd (Cowell, 2006). Personer som var arbeidsledige, uføre, på attføring eller på avklaringspenger hadde høyere odds for å ha kjøpt lootbokser sammenliknet med referansegruppen (i heltidsstilling). En forklaring på dette funnet kan være at de som er arbeidsledige, uføre, på attføring eller på avklaringspenger har mer tid til å delta i dataspill, samt at de har større risiko for å ha negativ helseatferd generelt (Turtle & Ridley, 1984).

Videre viste funnene at de som var født i Europa, Nord-Amerika eller Oceania hadde lavere sannsynlighet for å ha kjøpt lootbokser enn dem som var født i Norge. Årsaken til denne sammenhengen er ikke klar, men det kan være relatert til at noen personer med utenlandsk opphav ikke deltar i den norske dataspillkulturen, samt

at lootboks-kjøp i dataspill i flere land har blitt forbudt og/eller klassifisert som pengespill (McCaffrey, 2019), noe som antas å kunne gjøre personer fra slike land noe mer tilbakeholdne vedrørende kjøp av lootbokser. Det ble videre funnet en økt odds for å ha kjøpt lootbokser dersom man hadde et pengespillproblem enn om man ikke hadde det. Dette er i tråd med en rekke tidligere studier (Brooks & Clark, 2019; Kristiansen & Severin, 2020; Li et al., 2019; Zendle & Cairns, 2018, 2019; Zendle, Meyer, & Over, 2019). Det har vært antatt at dette kan skyldes at lootboks-fenomenet har mange likhetstrekk med pengespill (Zendle, Cairns, Barnett, & McCall, 2020). Denne antakelsen er styrket gjennom studier som viser at dersom lootbokser fjernes fra dataspill, så vil spillere med pengespillproblemer bruke mindre penger i dataspillet, til tross for flere andre muligheter til å bruke penger i spillet. Dette kan således fortolkes som at det er en spesifikk link mellom lootbokser og pengespill (Zendle, 2019).

Det ble videre vist at de med dataspillproblem (dataspillproblemspiller eller dataspillavhengig) hadde høyere risiko for å ha kjøpt lootbokser, noe som virker rimelig da dataspillproblemer har vist seg å være relatert til fenomen som impulsivitet (Bargeron & Hormes, 2017). Funnet er videre i tråd med andre studier som har vist at dataspillavhengighet henger sammen med kjøp av lootbokser (Li et al., 2019). Totalt var det 828 personer som hadde kjøpt lootbokser siste halvåret. Disse ble videre spurt om hvor mye penger de hadde brukt på dette, henholdsvis til seg selv eller andre. Svaralternativene var 0 kr, 1-500 kr, 501-1 000 kr, 1 001-2 000 kr, 2 001-5 000 kr og mer enn 5 000 kr. Tabell 14.3 viser fordelingen av beløp brukt på dette. Analysen i tabell 14.3 er basert på dem som bekreftet lootboks-kjøp.

Tabell 14.3 Andel av lootboks-kjøpere som har kjøpt lootbokser til henholdsvis seg selv og andre fordelt på ulike beløp (n=824).

	Ingen / 0 kr	1- 500 kr	501- 1 000 kr	1 001- 2 000 kr	2 001- 5 000 kr	Mer enn 5 000 kr
Kjøpt lootbokser til deg selv	20.0%	48.9%	15.1%	8.9%	4.8%	2.4%
Kjøpt lootbokser til andre	66.5%	22.8%	5.9%	3.5%	0.4%	1.0%

Resultatene viser at de fleste har brukt under 500 kr på lootbokser, enten til seg selv eller andre. Funnene må fortolkes med forsiktighet ettersom respondentene må ha oversikt over en rekke mindre kjøp over lengre tid for å kunne rapportere dette nøyaktig. Således er det rimelig å anta at forbruket som her er oppgitt samlet representerer et underestimat.

Bruk av penger på lootbokser til seg selv var høyere enn bruk av penger på lootbokser til andre ($p < .01$, McNemar). For å undersøke om lootboks-kjøperne

opplevde å ha et problematisk økonomisk forhold til lootbokser ble de spurt om forbruket på lootbokser til seg selv/andre var så høyt at det var et problem for dem. Svarene ble gitt på en 5-punkts Likert-skala fra «helt uenig» til «helt enig». Funnene er vist i Tabell 14.4. Som vist i tabell 14.4 er det en klart venstredreining i svarene som indikerer at få opplever deres forbruk på lootbokser som å være problematisk. I alt 4.6% ($n=38$; $95\% = 3.2-6.0\%$) av dem som hadde kjøpt lootbokser var imidlertid enig eller helt enig i at deres forbruk var problematisk.

Tabell 14.4 Andel av lootboks-kjøpere som opplever at forbruket på lootbokser er så stort at det er et problem for dem (n=826).

	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig
Forbruket mitt på lootbokser (til meg selv/ andre) er så stort at det er et problem for meg	70.7%	15.3%	9.2%	3.2%	1.4%

I en logistisk regresjonsanalyse (tabell 14.5) ble så de samme variablene som i tabell 14.2 undersøkt som mulige forklaringsvariabler for høyt forbruk på lootbokser ("enig" eller "helt enig"). Bivariate analyser ble først gjennomført, og variablene som der var signifikante (yrkesstatus, fødested, pengespillproblem og dataspillproblem) ble så inkludert i en justert logistisk regresjonsanalyse. Kategorien "hjemmewærende/pensjonist" ble utelatt fra kategorien yrkesstatus pga. få kasus. Den logistiske regresjonsmodellen var signifikant ($\chi^2=33.7$, $df=7$, $p < .01$) og forklarte mellom 4.1% (Cox & Snell) og 12.9% (Nagelkerke) av variansen i problematisk høyt forbruk på lootbokser.

Tabell 14.5 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å rapportere problematisk høyt forbruk på lootbokser ($N = 803$)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.19	0.37 – 3.88
Student	1.61	0.71 – 3.62
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.29	0.46 – 3.65
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	2.04	0.63 – 6.62
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	1.73	0.61 – 4.92
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	2.17	0.99 – 4.74
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	4.43	2.14 – 9.16

¹Er referansegruppen/kategorien

Resultatene viste at det kun var dataspillproblemer som var signifikant relatert til problematisk høyt forbruk av penger på lootbokser. Dette funnet er generelt i tråd med funn som viser at de med dataspillproblemer kjøper mer lootbokser enn andre (Li et al., 2019). til slutt ble problematiske forhold knyttet til lootbokser undersøkt med ledd tilpasset fra Lie/Bet-spørreskjemaet (Johnson et al., 1997). En ble her spurt om en hadde løyet til mennesker som var viktige for en om hvor mye penger en hadde brukt på lootbokser (ja/nei) og om en hadde brukt mer penger på lootbokser enn egentlig tenkt (ja/nei). De som svarte ja på minst ett av de to leddene ble definert som å ha et problematisk forhold til lootbokser. I alt 44.2% ($n=$; 95% = 40.8-47.6%) av dem som hadde kjøpt lootbokser ble kategorisert som å ha et problematisk forhold til lootbokser basert på denne målemetoden. Denne andelen er betydelig høyere enn den som utelukkende reflekterte et problematisk høyt forbruk, og tilsier at sensitiviteten til de to måletilnærmingene er betydelig forskjellig. Ut fra en mer konservativ og mer realistisk vurdering er det rimelig å legge til grunn at problemomfanget vedrørende lootbokser blant dem som kjøper slike er nærmere 4.6% (der vekten er lagt på negative økonomiske konsekvenser) enn 44.2% (basert på å svare positivt på et av to spørsmål – brukt

mer penger enn egentlig tenkt og/eller løyet til andre om hvor mye penger en hadde brukt på lootbokser). En klar majoritet (86.8%) av de som rapporterte et problematisk høyt forbruk på lootbokser bekreftet også de mer generelle problemene målt ved Lie/bet spørreskjemaet ($p < .01$, McNemar).

I en logistisk regresjonsanalyse (tabell 14.6) ble så de samme variablene som i tabell 14.2 undersøkt som mulige forklaringsvariabler for problematisk forhold til lootbokser. Bivariate analyser ble først gjennomført, og variablene som der var signifikante (alle bortsett fra utdanning) ble så inkludert i en justert logistisk regresjonsanalyse. Den logistiske regresjonsmodellen var signifikant ($\chi^2=133.5$, $df=16$, $p < .01$) og forklarte mellom 15.2% (Cox & Snell) og 20.3% (Nagelkerke) av variansen i problematisk forhold til lootbokser.

Tabell 14.6 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å rapportere å ha et problematisk forhold til lootbokser ut fra ulike forklaringsvariabler (N = 802)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	1.48	0.99 – 2.22
Alder	0.98	0.96 – 1.01
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.01	0.68 – 1.48
Hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	0.57	0.35 – 0.92
3 eller flere	0.29	0.12 – 0.66
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	1.09	0.65 – 1.82
600 000 – 899 999	0.90	0.44 – 1.82
900 000 eller mer	1.72	0.70 – 4.23
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	0.99	0.55 – 1.79
Student	0.92	0.55 – 1.54
Hjemmeværende/pensjonist	0.76	0.21 – 2.73
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.06	0.58 – 1.95
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	0.97	0.52 – 1.80
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	1.43	0.73 – 2.82
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	3.27	1.96 – 5.46
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	2.89	2.04 – 4.10

¹Er referansegruppen/kategorien

Ut fra tabellen kan en se at kun tre variabler var signifikante. Det å ha ansvar for hjemmeboende barn reduserte sannsynligheten for å rapportere problemer med lootbokser. Trolig henger dette sammen med at en god del av dem som bor med barn har kjøpt lootbokser til barna, og at det dermed er lettere å regulere/kontrollere forholdet til lootbokser. Den andre variabelen som slo ut var pengespillproblemer. De med pengespillproblemer hadde mer enn 200% større risiko enn dem uten slike problemer for å rapportere problem med lootbokser. Dette er i tråd med andre studier som viser at pengespillvansker er

relatert til risikofylt lootboks-atferd (Brooks & Clark, 2019), og understreker igjen likheten mellom lootboksfenomenet og pengespill (Zendle, 2019). Den tredje variabelen som var signifikant relatert til problematisk forhold til lootbokser var dataspillproblemer. De som hadde dataspillproblemer hadde nesten 200% større risiko for å rapportere problem med lootbokser enn de uten slike problemer. Dette understreker at dataspillproblemer trolig er en risikofaktor for flere uheldige aspekter ved dataspilling, som bla. kjøp av lootbokser (Kristiansen & Severin, 2020).



Oppsummering

Samlet viser funnene at litt under 10% av befolkningen i alderen 16-74 år har kjøpt lootbokser siste halvår. Kjøp var assosiert med mannlig kjønn, lav alder, å ha barn i husstanden, lav utdannelse, å være utenfor arbeidslivet og å ha problemer med både penge- og dataspill. Problematisk høyt forbruk på lootbokser (blant dem som hadde kjøpt dette) var relatert til å ha problemer med dataspill. Mer generelle problemer med lootbokser (blant dem som hadde kjøpt dette) var relatert til ikke å ha barn i husstanden samt å ha problemer med penge- og/eller dataspill.

KAPITTEL 15. LOOTBOKSER OG RUSMIDLER

For å undersøke sammenhengen mellom kjøp av lootbokser og rusmidler (alkoholbruk, røyking og snusbruk) ble det først undersøkt om de som kjøpte lootbokser hadde andre nivåer av alkoholkonsum enn dem som ikke hadde kjøpt lootbokser (som utgjorde alle andre i utvalget). Alkoholkonsum ble målt med Alcohol Use Disorder Identification Test – C (AUDIT-C; Bush et al., 1998), der sumskåren varierer mellom 0 og 12. Gjennomsnittskåren ($M=3.92$, $SD=2.49$) var noe høyere ($t=7.56$, $df=8\ 758$, $p<.01$) for de som hadde kjøpt lootbokser sammenliknet med dem som ikke hadde kjøpt lootbokser ($M=3.22$, $SD=2.08$). Dette reflekterer trolig at flere menn og unge har kjøpt lootbokser. Variablene røyking og snus hadde tre svaralternativer (ikke i det hele tatt, sjeldnere enn daglig og daglig). De to første svarkategoriene ble for videre analyser slått sammen. I alt 6.1% av lootboks-kjøpere røykte daglig, sammenliknet med 7.4% av dem som ikke hadde kjøpt lootbokser. Denne forskjellen var ikke signifikant ($\chi^2=1.81$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction). Det var imidlertid flere lootboks-kjøpere som brukte snus daglig (26.2%) sammenliknet med dem som ikke kjøpte lootbokser (11.2%), en forskjell som var statistisk signifikant ($\chi^2=151.35$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction).

Videre analyser ble kun forbeholdt lootboks-kjøpere. En sammenlikning av de som rapporterte et problematisk høyt forbruk på lootbokser ($n=38$) med lootboks-kjøpere som ikke rapporterte dette ($n=788$) viste ingen forskjeller for alkoholkonsum ($M=3.76$, $SD=2.67$ vs. $M=3.92$, $SD=2.49$, $t=0.69$, $p>.05$), daglig røyking (2.6% vs. 6.2%, $p>.05$, Fishers Exact Test) eller for daglig snusbruk der utbredelsen var 26.3% i begge grupper ($\chi^2=0.00$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction). Lootboks-kjøpere som basert på Lie/Bet-skjemaet, tilpasset fra pengespillfeltet (Johnson et al., 1997) generelt rapporterte problem med lootbokser ($n=364$) ble så sammenliknet med lootboks-kjøpere som generelt ikke rapporterte problemer ($n=460$). De som rapporterte problemer hadde noe høyere skåre på AUDIT-C ($M=4.20$, $SD=2.66$) enn lootboks-kjøperne som ikke rapporterte generelle problemer ($M=3.70$, $SD=2.34$). Denne forskjellen var signifikant ($t=2.78$,

$df=822$, $p<.01$). Når det gjaldt daglig røyking var det ingen forskjell ($\chi^2=0.03$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction) mellom disse gruppene (5.8% vs. 6.3%). Det var heller ingen forskjell ($\chi^2=0.01$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction) når det gjaldt daglig snusbruk (26.0% vs. 26.5%).

Oppsummering

Samlet viser data at lootboks-kjøpere rapporterer noe høyere konsum av alkohol og et betydelig høyere nivå av snus enn ikke-lootboks-kjøpere. Forskjellene kan trolig forklares med at lootboks-kjøpere har et stort innslag av unge menn, sammenliknet med ikke-lootboks-kjøpere. Blant lootboks-kjøpere var det slik at de som rapporterte generelle problemer med lootbokser oppgav et noe høyere alkoholkonsum enn de som ikke rapporterte generelle problemer med lootbokser.

KAPITTEL 16. DISKUSJON

Det ble funnet en økning i andelen som rapporterte deltakelse i pengespill fra 57.9% i 2015 til 63.3% i 2019. Andelen som rapporterte problemer med pengespill fra 2015 til 2019 har også økt. Prosentandelen lavrisikospillere økte fra 7.7% til 8.8%, prosentandelen moderate risikospillere økte fra 2.3% til 3.1%, mens prosentandelen problemspillere økte fra 0.9% til 1.4%. Henvendelser til Hjelpelinjen (der problemandelen blant kvinner har økt) og Spillavhengighet Norge viser samme utvikling, selv om sistnevnte tallmateriale må fortolkes med forsiktighet. Det er likevel rimelig å konkludere med at problemer knyttet til pengespill har økt i Norge de siste 4 årene, til tross for at omfanget er lavere enn det som er rapportert i noen av de tidligere norske befolkningsundersøkelsene (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pran & Ukkelberg, 2010) basert på samme måleinstrument som ble brukt i denne befolkningsundersøkelsen. Det kan være flere årsaker til økningen i problemomfanget. Den økte andelen som deltar i pengespill kan være noe av forklaringen. Økningen er likevel signifikant selv når det ble kontrollert for dette. En annen mulig årsak til økningen er at omsetningen på spill har økt (jf. tabell 1.3). I tråd med totalkonsummodellen vil det forventes at andelen som har problemer øker i takt med totalkonsumet. Tidligere norske studier (Lund, 2008) samt en systematisk litteraturgjennomgang (Rossow, 2019) gir støtte til denne modellen i forhold til pengespill. Selv om en del spill som er relativt nye i markedet (som kasinospill på internett) har høy tilbakebetalingsprosent og således impliserer lavere tap per innsats, vil slike spill kunne bidra til flere innsatser og lengre spillsesjoner, noe som for enkelte spillere kan tenkes å skape uheldige spillevaner (Leino et al., 2015). En annen mulig forklaring på økningen gjelder tilgjengelighet. Økning av spilling på internett antas å kunne ha betydelig innvirkning på spillevaner, spesielt med tanke på når og hvor det er mulig å spille. Det var også en tendens til at deltakelse i mer ”aggressive” pengespill hadde økt, mens deltakelse i mer ”ufarlige” spill hadde gått noe ned.

I 2015-undersøkelsen hadde 30.2% spilt pengespill over internett (Pallesen, Molde, et al., 2016b), mens funnene fra denne undersøkelsen (2019) viste at andelen nesten var fordoblet (til 58.3%). Så mange som 48.7% av spillerne hadde spilt pengespill på mobil i 2019 mot 17.0% i 2015 (Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Generelt er det empirisk støtte til antakelsen om at tilgjengelighet er positivt assosiert med problemomfang (Philander, 2019). Det bør imidlertid bemerkes at spill over internett oftere muliggjør bruk av spillansvarlighetsverktøy sammenliknet med spill som ikke spilles over internett (Engebø et al., 2019). Det er også mulig at økningen i problemer med pengespill kan ha vært moderert av reklame, der eksponeringen via TV og internett ble funnet å ha økt siden 2015, mens det var en viss nedgang siden 2015 i forhold til pengespillreklame i aviser. Det ble blant spillerne også rapportert en økning i opplevd innvirkning fra reklame sammenliknet med 2015-undersøkelsen, noe som også kan forklare økningen i problemomfang. Det er også mulig at økningen i problemer med pengespill kan reflektere en økning i andelen sårbare personer. Det er for eksempel vist at etniske minoriteter har større problem med pengespill enn den etniske majoriteten (Alegria et al., 2009; Clarke et al., 2006). I 2015-undersøkelsen utgjorde for eksempel personer fra Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika 3.7% (vektet) av utvalget (Pallesen, Molde, et al., 2016b), mens denne andelen var steget til 5.0% i denne undersøkelsen.

Generelt ser omfanget av pengespillproblemer ut til å være lavere i Norge enn i verden forøvrig, men muligens høyere enn noen av våre nordiske naboland. Det å direkte sammenlikne utbredelsen av pengespillproblemer i Norge med de øvrige nordiske landene er imidlertid problematisk, da metoder, måletidspunkt og statistiske justeringer gjør bildet uklart. Behovet for en pan-nordisk studie basert på lik metodologi i alle landene er derfor understreket i den gjeldende handlingsplanen mot spilleproblemer (Kulturdepartementet, 2019).

I denne undersøkelsen var pengespillproblemer relatert til mannlig kjønn, å være singel, å ha omsorgsansvar for 1-2 hjemmeboende barn, lavere utdanning, lav inntekt, å være utenfor yrkeslivet (arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger), å ha fødested utenfor Norge og å ha deltatt i dataspill siste 6 måneder. Flere av disse kjennetegnene er forbundet med lav sosioøkonomisk status. De med pengespillproblemer rapporterte også gjennomgående mer røyking og snusbruk enn dem uten pengespillproblemer. Samlet tyder altså dataene på at pengespillproblemer er mer vanlig hos antatt svake grupper i samfunnet. Dette var det også konkludert med i de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b). Dette er i samsvar med funn som generelt viser at uhelse er hyppigere forekommende hos personer med lav, sammenliknet med høy, sosioøkonomisk status (Folkehelseinstituttet, 2018; World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2014). Om det er rimelig at overskuddet fra pengespill skal brukes til sports- og kulturtilbud til grupper som i gjennomsnitt er antatt mer ressurssterke enn de med pengespillproblemer kan diskuteres. Det kan i så henseende argumenteres for at en større del av overskuddet bør kunne settes inn i tiltak for å hjelpe dem som sliter med slike vansker.

Data vedrørende deltakelse i ulike typer pengespill indikerer at eldre er noe mer konservative enn yngre, idet de ser ut til relativt oftere enn yngre å delta i mer veletablerte spill som hestespill, tallspill og tipping, mens yngre ser ut til relativt sett oftere enn eldre å delta i nyere typer spill som internettbaserte spill. Dette støttes også av resultatene, som viser at yngre i større grad enn eldre spiller pengespill over internett og typisk deltar oftere i nyere spill (som nettbaserte kasinospill). De med pengespillproblemer rapporterer mer deltakelse i alle typer spill enn de uten pengespillproblemer. I gjennomsnitt hadde de som hadde deltatt i pengespill spilt litt under 3 ulike typer pengespill. Antall pengespill man hadde deltatt i steg med problemomfanget/pengespillproblemkategori.

Det kan diskuteres om Canadian Problem Gambling Index (CPGI) er det beste målet for å kartlegge omfanget av pengespillproblemer. Argumenter for bruk av dette målet er at responskategoriene ikke er dikotome, noe som bidrar til en større spredning av responser/skårer. Dette er viktig når målet brukes i et generelt befolkningsutvalg, og studier viser at CPGI er egnet til å måle pengespillproblemer i ikke-kliniske utvalg (Holtgraves, 2009). Et annet argument for bruk av dette målet er at det er brukt i flere tidligere norske befolkningsstudier, og således fasiliterer dette sammenlikninger på tvers av denne type studier. Argumenter mot å bruke denne skalaen er at den ikke forholder seg til de nyeste kriteriene for pengespill-lidelse (American Psychiatric Association, 2013), samt at instrumentet har blitt kritisert for at det legger for stor vekt på de negative økonomiske konsekvensene av pengespill og for lite på andre (f.eks. relasjonelle) konsekvenser (Svetieva & Walker, 2008). Langham et al. (2016) skiller for eksempel mellom syv ulike typer pengespillrelatert skade (finansiell, relasjonell, emosjonell, helsesvekkende, kulturell, prestasjon (skole, jobb) og legal/kriminell) og bare få av disse dimensjonene er kartlagt i denne befolkningsundersøkelsen.

I denne undersøkelsen inngikk en måling av befolkningens holdninger til pengespill. Sumskåren på instrumentet (Attitudes Towards Gambling Scale-8) som ble benyttet tyder samlet på en svak negativ holdning til pengespill, noe som også er funnet i de fleste andre undersøkelser i utlandet der samme skala er benyttet. Kvinner hadde mer negative holdninger til pengespill enn menn. I motsetning til det som er funnet i de fleste andre land hadde yngre mer negativ holdning til pengespill enn eldre, noe som kan forklares med at yngre i Norge, i større grad enn eldre, er vokst opp i en tidsånd med økt fokus på pengespillproblemer og en mer restriktiv pengespillpolitikk enn eldre. De som ikke hadde deltatt i pengespill og problemspillere hadde mer negative holdninger til pengespill enn de andre gruppene, som trolig reflekterer at pengespill er henholdsvis noe ukjent og problemfylt.

Majoriteten av utvalget hadde vært eksponert for pengespillreklame. Menn, yngre og personer med pengespillproblemer rapporterte større påvirkning fra reklame enn kvinner, eldre og de uten pengespillproblemer. Effekter av reklame var særlig mye større for de med spilleproblemer sammenliknet med dem med ingen/få spilleproblemer med tanke på å spille med større risiko som en konsekvens av reklameeksponering. Det skal også bemerkes at det var en rapportert økning i eksponering for pengespillreklame over internett og på TV fra 2015 til 2019. Fra 2013 til 2015 ble det også rapportert om en økning i reklame i de samme mediene (Pallesen, Molde, et al., 2016b). Paradoksalte ble det rapportert at eksponering for reklame for utenlandske spillsselskap (som ikke lovlig kan tilby pengespill i Norge) var mer hyppig (i gjennomsnitt 2.66 dager i uken) enn for norske selskap (Norsk Tipping og Norsk Rikstoto; i gjennomsnitt 1.76 dager i uken). Dette er likevel i tråd med en rapport som viser at utenlandske spillsselskap bruker langt mer penger på markedsføring av pengespill i Norge enn norske spillsselskap (Roksvaag, 2018). Siden det kun er norske selskap som har lov til å markedsføre pengespill i Norge aktualiserer dette behovet for virkemidler som bidrar til håndheving av lovverket når det gjelder markedsføring av pengespill. Til tross for at utenlandske spillsselskap bruker mer penger på markedsføring og oppnår større eksponering enn norske selskap, oppfattes reklamen fra førstnevnte som mindre troverdig enn for norske selskap. Pengespillreklame, uavhengig av selskap, ble likevel samlet vurdert til å ha relativ lav troverdighet.

I gjennomsnitt (til tross for en del spredning) ble det uttrykt et svakt positivt syn på at spillansvarlighetstiltak hjelper eller ville ha hjulpet med å kontrollere/regulere egen spilleatferd. Yngre, kvinner og personer med pengespillproblemer hadde mest positivt syn. At de med pengespillproblemer var mest positivt indikerer at slike tiltak kanskje kan ha effekt for denne gruppen. Mer omfattende forskning (for eksempel via kvalitative og eksperimentelle studier) knyttet til nytten av spillansvarlighetsverktøy anbefales imidlertid for best å kunne undersøke effekten av disse. Et interessant funn var at befolkningen nå (2019) generelt har et mer positivt syn på spillansvarlighetsverktøy enn i

2015. Både Norsk Tipping og Norsk Rikstoto har videreutviklet sine spillansvarlighetsverktøy siden 2015. Røykeloven kan kanskje representere en parallell til denne utviklingen, der man fikk positive holdninger til loven etter at den ble implementert.

De vanligste motivene for å delta i pengespill var ”for moro”, ”for å vinne” og ”for spenning”. De med problemer oppgav generelt flere motiver for deltakelse i pengespill enn de uten problemer, noe som tyder på at pengespill tjener flere funksjoner for disse enn for de uten problemer. Sammenliknet med undersøkelsen i 2015 oppgav spillerne flere motiver for spilldeltakelse.

Når det gjaldt dataspill ble det funnet en økning i andelen som spilte fra 2015 til 2019. Dette reflekterer trolig at dataspill har utviklet seg til å ha stadig større appell og derfor omfatter flere enn før (Fomby et al., in press). Andelen som rapporterte problemer med dataspill hadde økt siden 2015, også når analysene kun omfattet dem som deltok i dataspill. Økningen kan være et utslag av en samfunnstrend knyttet til mer tid brukt på dataspill nå sammenliknet med tidligere blant de som spiller data (Fomby et al., in press), og slik innebære en kohorteffekt. Det er også mulig at økningen skyldes at dataspillene har endret seg slik at de inneholder mer avhengighetsskapende elementer enn tidligere. Faktorer assosiert med dataspillproblemer var mannlig kjønn, lav alder, lav utdannelse, lav inntekt, å være arbeidsledig/ufør/på attføring/på avklaringspenger, samt å ha fødested i Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika. Samlet er det rimelig å fortolke dette som at dataspillproblemer, i likhet med pengespillproblemer, rammer sosialt ulikt, slik at sosioøkonomiske og sosiokulturelle «svakere grupper» er overrepresentert blant dem med problemer.

Dette er i tråd med generelle funn når det gjelder helse og status i samfunnet (Folkehelseinstituttet, 2018; World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2014) og med tidligere norske befolkningsundersøkelser vedrørende penge- og dataspillproblematikk (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen, Molde, et al., 2016b).

Gruppen med dataspillproblemer hadde høyere andel snusbrukere enn dataspillere uten dataspillproblemer, noe som kan forstås i lys av at snus er et virkemiddel som kan øke våkenhet/oppmerksomhet under spill, særlig når det foregår på tider man normalt ellers ville sovet. Det kan også være slik at ulike avhengigheter reflekterer felles underliggende sårbarheter (Shaffer et al., 2004).

Omtrent 10% hadde kjøpt lootbokser siste halvår. Oddsen for dette var høyest blant menn, unge, personer med barn i husholdningen, de med lav utdanning, arbeidsledige/uføre/på attføring/på avklaringspenger, de som var født i Norge eller Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika og de som hadde problemer med dataspill eller pengespill. Å bruke så mye penger på lootbokser at det ble opplevd som et problem var assosiert med å ha dataspillproblemer, mens mer generelle problemer med lootbokser var forbundet med å ikke ha barn i husholdningen og å ha problemer med dataspill og pengespill. Koplingen mellom kjøp av lootbokser/problemer med lootbokser opp mot det å ha problemer med pengespill fremkom tydelig i resultatene og reflekterer et overlapp og en likhet mellom lootbokser og pengespill. Dette overlappet/likheten, både på et konseptuelt og på et atferdsnivå, har vært påpekt i litteraturen tidligere (Brooks & Clark, 2019; Zendle et al., 2020) og aktualiserer debatten omkring kategorisering av og lovbestemmelser knyttet til lootbokser (McCaffrey, 2019). Reklameeksponering for dataspill ble ikke kartlagt i denne undersøkelsen, men det bør vurderes om det er aktuelt å tappe informasjon om dette i fremtidige befolkningsundersøkelser.

En svakhet med denne undersøkelsen er den relativt lave (32.7%) og fallende svarprosenten, til tross for at det i alle de tre siste befolkningsundersøkelsene er blitt tatt en rekke grep for å maksimere deltakelse. Fallende og lave svarprosenter er etter hvert godt dokumentert og er et økende problem i surveys/spørreundersøkelser både nasjonalt og internasjonalt (Galea & Tracy, 2007). Dette representerer stor grunn til bekymring med tanke på fremtidige undersøkelser der formålet er beregning av forekomster av og sammenhenger mellom fenomen i ulike populasjoner. Høyere

svarprosent kan trolig oppnås blant annet ved å gjøre spørreskjemaet betydelig kortere, tilby det på flere språk og ved å legge inn en monetær/materiell gevinst til alle som svarer. Sistnevnte tilnærming innebærer at undersøkelsen må sendes til langt færre enn før, om kostnadsrammene ikke skal øke. Estimaten knyttet til spill som spilles av få og av ”små grupper” blir da mer usikre, mens en fordel med en slik tilnærming er at estimaten av hovedfunn (f.eks. knyttet til generell problemutbredelse) kanskje blir noe sikrere pga. økt representativitet. Som vanlig ved epidemiologiske undersøkelser var yngre og menn underrepresentert også i denne undersøkelsen. Dette ble søkt korrigert ved vektning (etterstratifisering). Vektning ble også gjort for geografisk tilhørighet etter fylke. Forskere bør ved fremtidige studier i større grad vektlegge faktorer som kan opprettholde akseptable responsrater og/eller arbeide for å utvikle alternative tilnærminger til å måle de aktuelle fenomenene (Stedman et al., 2019).

Oppsummering

Oppsummert og sammenliknet med funnene fra befolkningsundersøkelsen for 4 år siden viser resultatene at problemomfanget når det gjelder både penge- og dataspill har økt. Dette er bekymringsfullt, og forebyggingstiltak og behandlingstilbud bør innrettes deretter. Funnene er ellers i tråd med tidligere befolkningsundersøkelser som viser at problemer er hyppigst hos svakerestilte (lav utdanning, lav inntekt, utenfor arbeidslivet, fødested utenfor Norge). De med pengespillproblemer er mer positive til spillansvarlighetstiltak enn de uten problemer. De som deltok i pengespill var generelt blitt mer positive til spillansvarlighetstiltak sammenliknet med for 4 år siden, og funnene peker slik mot en form for forebygging/skadebegrensning som kan vurderes intensivt for å regulere pengespillproblematikk i samfunnet. Penge-spillreklame i TV og over internett hadde økt siden 2015, og tiltak for å regulere dette bør også vurderes intensivt.



REFERANSER

- Abanazir, C. (2019). E-sport and the EU: The view from the English Bridge Union. *The International Sports Law Journal*, 18(3-4), 102-113.
- Abbott, M. W., Romild, U., & Volberg, R. A. (2014). Gambling and problem gambling in Sweden: Changes between 1998 and 2009. *Journal of Gambling Studies*, 30, 985-999.
- Abbott, M. W., & Vollberg, R. A. (1996). The New Zealand National Survey of Problem and Pathological Gambling. *Journal of Gambling Studies*, 12, 143-160.
- Alegria, A. A., Petry, N. M., Hasin, D. S., Liu, S. M., Grant, B. F., & Blanco, C. (2009). Disordered gambling among racial and ethnic groups in the US: Results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *Cns Spectrums*, 14, 132-142.
- American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-III*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-III-R*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-IV*. Washington DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders - 5* (5. utg. ed.). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Z., Mazzoni, E., & Pallesen, S. (2016). The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders: a large-scale cross-sectional study. *Psychology of Addictive Behaviors*, 30, 252-262.
- Andreassen, C. S., Griffiths, M. D., Gjertsen, S. R., Krossbakken, E., Kvam, S., & Pallesen, S. (2013). The relationships between behavioral addictions and the five-factor model of personality. *Journal of Behavioral Addictions*, 2, 90-99.
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B., & Monteiro, M. G. (2001). *The Alcohol Use Disorders Identification Test. Guidelines for use in primary care* (2. utg. ed.). Geneva: World Health Organization.
- Bakken, I. J., & Weggerberg, H. (2008). *Pengespill og pengespillproblemer i Norge 2008*. Trondheim: Sintef Helse.
- Bargeron, A. H., & Hormes, J. M. (2017). Psychosocial correlates of internet gaming disorder: Psychopathology, life satisfaction, and impulsivity. *Computers in Human Behavior*, 68, 388-394.
- Binde, P. (2007). *Spelreklam och spelberonende - en intervjustudie*. Stockholm: Statens folkhälsoinstitut.
- Binde, P. (2014). *Gambling advertising: A critical research review*. London: The Responsible Gambling Trust.
- Binde, P., & Romild, U. (2019). Self-reported negative influence of gambling advertising in a Swedish population-based sample. *Journal of Gambling Studies*, 35(2), 709-724.
- Black, D. W., Shaw, M. C., McCormick, B. A., & Allen, J. (2012). Marital status, childhood maltreatment, and family dysfunction: a controlled study of pathological gambling. *Journal of Clinical Psychiatry*, 73, 1293-1297.
- Bol, T., Lancee, B., & Steijn, S. (2014). Income inequality and gambling: A panel study in the United States (1980-1997). *Sociological Spectrum*, 34(1), 61-75.
- Bolen, D. W., & Boyd, W. H. (1968). Gambling and the problem gambler: A review and preliminary findings. *Archives of General Psychiatry*, 18, 617-629.



- Bonke, J., & Borregaard, K. (2006). Ludomani i Danmark – Udbredelsen af pengespil og problemspillere. Copenhagen: Socialforskningsinstituttet
- Bowling, A. (2005). Mode of questionnaire administration can have serious effects on data quality. *Journal of Public Health*, 27, 281-291.
- Braverman, M. T., Aaro, L. E., Bontempo, D. E., & Hetland, J. (2010). Bar and restaurant workers' attitudes towards Norway's comprehensive smoking ban: A growth curve analysis. *Tobacco Control*, 19(3), 240-247.
- Brooks, G. A., & Clark, L. (2019). Associations between loot box use, problematic gaming and gambling, and gambling-related cognitions. *Addictive Behaviors*, 96, 26-34.
- Brunborg, G. S., Mentzoni, R. A., & Frøyland, L. R. (2014). Is video gaming, or video game addiction, associated with depression, academic achievement, heavy episodic drinking, or conduct problems? *Journal of Behavioral Addictions*, 3, 27-32.
- Bush, K., Kivlahan, D. R., McDonell, M. B., Fihn, S. D., Bradley, K. A., & Ambulatory Care Quality Improvement, P. (1998). The AUDIT alcohol consumption questions (AUDIT-C) - An effective brief screening test for problem drinking. *Archives of Internal Medicine*, 158, 1789-1795.
- Calado, F., Alexandre, J., Rosenfeld, L., Pereira, R., & Griffiths, M. D. (2019). The efficacy of a gambling prevention program among high-school students. *Journal of Gambling Studies*.
- Canale, N., Vieno, A., Pastore, M., Ghisi, M., & Griffiths, M. D. (2016). Validation of the 8-item Attitudes Towards Gambling Scale (ATGS-8) in a British population survey. *Addictive Behaviors*, 54, 70-74.
- Castren, S., Basnet, S., Salonen, A. H., Pankakoski, M., Ronkainen, J. E., Alho, H., & Lahti, T. (2013). Factors associated with disordered gambling in Finland. *Substance Abuse Treatment Prevention and Policy*, 8, article no 24.
- Cheng, C., Cheung, M. W. L., & Wang, H. Y. (2018). Multinational comparison of internet gaming disorder and psychosocial problems versus well-being: Meta-analysis of 20 countries. *Computers in Human Behavior*, 88, 153-167.
- Chiu, J., & Storm, L. (2010). Personality, Perceived Luck and Gambling Attitudes as Predictors of Gambling Involvement. *Journal of Gambling Studies*, 26(2), 205-227.
- Clarke, D., Abbott, M., Tse, S., Townsend, S., Kingi, P., & Manaia, W. (2006). Gender, age, ethnic and occupational associations with pathological gambling in a New Zealand urban sample. *New Zealand Journal of Psychology*, 35, 84-91.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cowell, A. J. (2006). The relationship between education and health behavior: Some empirical evidence. *Health Economics*, 15(2), 125-146.
- Cruea, M., & Park, S. Y. (2012). Gender disparity in video game usage: A third-person perception-based explanation. *Media Psychology*, 15(1), 44-67.
- Cunha, D., de Sousa, B., & Relvas, A. P. (2017). Risk factors for pathological gambling along a continuum of severity: Individual and relational variables. *Journal of Gambling Issues*, 35, 49-73.
- De Wit, A., & Bekkers, R. (2016). Exploring gender differences in charitable giving: The Dutch case. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 45(4), 741-761.
- Derevensky, J., Gupta, R., & Messerlian, C. (2007). *The Effects of Gambling Advertising Questionnaire (EGAQ)*. Montreal: McGill University.
- Dickerson, M. (2003). Pathological gambling: what's in a name? Or, how the United States got it wrong. In G. Reith (Ed.), *Gambling: Who wins? Who loses?* (pp. 191-208). New York: Prometheus Books.



- Donaldson, P., Rockloff, M. J., Browne, M., Sorenson, C. M., Langham, E., & Li, E. (2016). Attitudes towards gambling and gambling reform in Australia. *Journal of Gambling Studies*, 32(1), 243-259.
- Dowling, N. A., Merkouris, S. S., Dias, S., Rodda, S. N., Manning, V., Youssef, G. J., . . . Volberg, R. A. (2019). The diagnostic accuracy of brief screening instruments for problem gambling: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 74, article no. 101784.
- Drummond, A., & Sauer, J. D. (2018). Video game loot boxes are psychologically akin to gambling. *Nature Human Behaviour*, 2(8), 530-532.
- Edwards, P., Roberts, I., Clarke, M., DiGuseppi, C., Pratap, S., Wentz, R., & Kwan, I. (2002). Increasing response rates to postal questionnaires: systematic review. *British Medical Journal*, 324, 1183-1185.
- Edwards, P., Roberts, I., Clarke, M. J., DiGuseppi, C., Wentz, R., Kwan, I., . . . Pratap, S. (2009). Methods to increase response to postal and electronic questionnaires. *Cochrane Database of Systematic Reviews*(3), Art. No.: MR 000008
- Ekholm, O., Eiberg, S., Davidsen, M., Holst, M., Larsen, C. V. L., & Juel, K. (2014). The prevalence of problem gambling in Denmark in 2005 and 2010: a sociodemographic and socioeconomic characterization. *Journal of Gambling Studies*, 30, 1-10.
- Elliott, L., Ream, G., McGinsky, E., & Dunlap, E. (2012). The contribution of game genre and other use patterns to problem video game play among adult video gamers. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 10(6), 948-969.
- Elster, J. (2009). *Ulysses unbound. Studies in rationality, precommitment and constraints*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Engbø, J., Torsheim, T., Mentzoni, R., Molde, H., & Pallesen, S. (2019). Predictors of gamblers belief about responsible gambling measures. *Journal of Gambling Studies*, 35(4), 1375-1396.
- Erevik, E. K., Torsheim, T., Andreassen, C. S., Krossbakken, E., Vedaa, Ø., & Pallesen, S. (2019). The associations between low-level gaming, high-level gaming and problematic alcohol use. *Addictive Behaviors Reports*, 10, article no. 100186.
- Fam, J. Y. (2018). Prevalence of internet gaming disorder in adolescents: A meta-analysis across three decades. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59(5), 524-531.
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The Canadian Problem Gambling Index. Final report*. Retrieved from Ottawa
- Festl, R., Scharkow, M., & Quandt, T. (2013). Problematic computer game use among adolescents, younger and older adults. *Addiction*, 108, 592-599.
- Fiedor, D., Kral, O., Frajer, J., Sery, M., & Szczyrba, Z. (2019). What do residents consider to be gambling and what are their attitudes towards it? Evidence from the Czech republic. *Journal of Gambling Studies*, 35(4), 1347-1360.
- Folkehelseinstituttet. (2018). *Sosiale helseforskjeller i Norge*. Lastet ned fra <https://www.fhi.no/nettpub/hin/grupper/sosiale-helseforskjeller/>.
- Folkhälsomyndigheten. (2019). *Resultat från Swelogs 2018*. Lastet ned fra <https://www.folkhalsomyndigheten.se/globalassets/livsvillkor-levnadsvanor/andts/spel/swelogs/resultat-swelogs-2018-2019.pdf>: Folkhälsomyndigheten.
- Fomby, P., Goode, J. A., Truong-Vu, K. P., & Mollborn, S. (in press). Adolescent technology, sleep, and physical activity time in two US cohorts. *Youth & Society*.
- Fridberg, T., & Birkelund, J. F. (2016). *Pengespil og spilleproblemer in Danmark 2005-2016*. København: Det Nationale Forskningcenter for Velfærd.
- Friend, K. B., & Ladd, G. T. (2009). Youth gambling advertising: a review of the lessons learned from tobacco control. *Drugs-Education Prevention and Policy*, 16, 283-297.



- Fröberg, F., Hallqvist, J., & Tengström, A. (2013). Psychosocial health and gambling problems among men and women aged 16-24 years in the Swedish National Public Health Survey. *European Journal of Public Health, 23*(3), 427-433.
- Gainsbury, S., Parke, J., & Suhonen, N. (2013). Consumer attitudes toward Internet gambling: Perceptions of responsible gambling policies, consumer protection, and regulations of online gambling sites *Computers in Human Behavior, 29*, 235-245.
- Gainsbury, S., Wood, R., Russell, A., Hing, N., & Blaszczynski, A. (2012). A digital revolution: comparison of demographic profiles, attitudes and gambling behavior of Internet and non-Internet gamblers. *Computers in Human Behavior, 28*, 1388-1398.
- Galea, S., & Tracy, M. (2007). Participation rates in epidemiologic studies. *Annals of Epidemiology, 17*, 643-653.
- Gavriel-Fried, B. (2015). Attitudes of Jewish Israeli adults towards gambling. *International Gambling Studies, 15*(2), 196-211.
- Gelfand, M. J., Raver, J. L., Nishii, L., Leslie, L. M., Lun, J., Lim, B. C., . . . Yamaguchi, S. (2011). Differences between tight and loose cultures: A 33-nation study. *Science, 332*, 1100-1104.
- Gentile, D. A., Choo, H., Liau, A., Sim, T., Li, D. D., Fung, D., & Khoo, A. (2011). Pathological video game use among youths: a two-year longitudinal study *Pediatrics, 127*, E319–E329.
- Gerstein, D., Hoffmann, J., Larison, C., Engleman, L., Murphy, A., Palmer, A., . . . Sinclair, S. (1999). Gambling impact and behavior study. Report to the National Gambling Impact Study Commission. Retrieved from Chicago:
- Global Adult Tobacco Survey Collaborative Group. (2011). Tobacco questions for surveys: A subset of key questions from the Global Adult Tobacco Survey (GATS) Atlanta, GA: Centers for Disease Control and Prevention.
- Griffiths, M. D. (1996). Behavioural addictions: An issue for everyone. *Journal of Workplace Learning, 8*, 19-25.
- Griffiths, M. D. (2018). Is the buying of loot boxes in video games a form of gambling or gaming? *Gaming Law Review-Economics Regulation Compliance and Policy, 22*(1), 52-54.
- Götestam, K. G., & Johansson, A. (2003). Characteristics of gambling and problematic gambling in the Norwegian context: a DSM-IV-based telephone interview study. *Addictive Behaviors, 28*, 189-197.
- Ha, J. S. (2017). Internet game addiction in East Asia: Challenges & opportunities. In D. Y. Jin (Ed.), *Mobile gaming in Asia. Politics, culture and emerging technologies* (pp. 123-139). New York: Springer.
- Hancock, L., & Smith, G. (2017). Replacing the Reno model with a robust public health approach to “responsible gambling”: Hancock and Smith’s response to commentaries on our original reno model critique. *International Journal of Mental Health and Addiction, 15*(6), 1209-1220.
- Hansen, M. (2012). Spilleforbud gir alle gevinst. *Tidsskrift for Norsk Psykologforening, 49*, 82-84.
- Hanss, D., Mentzoni, R. A., Griffiths, M. D., & Pallesen, S. (2015). The impact of gambling advertising: Problem gamblers report stronger impacts on involvement, knowledge, and awareness than recreational gamblers. *Psychology of Addictive Behaviors, 29*, 483-491.
- Holtgraves, T. (2009). Evaluating the Problem Gambling Severity Index. *Journal of Gambling Studies, 25*(1), 105-120.
- Hønsi, A., Mentzoni, R. A., Molde, H., & Pallesen, S. (2013). Attentional bias in problem gambling: a systematic review. *Journal of Gambling Studies, 29*, 359-375.
- Johansson, A., Grant, J. E., Kim, S. W., Odlaug, B. L., & Götestam, K. G. (2009). Risk factors for problematic gambling: A critical literature review. *Journal of Gambling Studies, 25*, 67-92.



- Johnson, E. E., Hamer, R., Nora, R. M., Eisenstein, N., & Engelhart, C. (1997). The Lie/Bet Questionnaire for screening pathological gamblers. *Psychological Reports*, 80, 83-88.
- Kalischuk, R. G., Nowatzki, N., Cardwell, K., Klein, K., & Solowoniuk, J. (2006). Problem gambling and its impact on families: A literature review *International Gambling Studies*, 6(1), 31-60.
- Kandel, D. B., & Maloff, D. R. (1983). Communalities in drug use: A sociological perspective In P. K. Levinson, D. R. Gerstein, & D. R. Maloff (Eds.), *Communalities in substance abuse and habitual behaviour* (pp. 3-27). Lexington, MA: Lexington Books.
- Kavli, H. (2007). *Spillevaner og spilleproblemer i den norske befolkningen*. Oslo: Synovate MMI.
- Kavli, H., & Berntsen, W. (2005). *Undersøkelse om pengespill. Spillevaner og spilleproblemer i befolkningen*. Oslo: Markeds og mediainstituttet.
- Kavli, H., & Torvik, F. A. (2008). *Spillevaner og spilleproblemer i befolkningen* Oslo: Synovate.
- King, D. L., Defabro, P. H., & Griffiths, M. D. (2012). Clinical interventions for technology-based problems: excessive internet and video game use. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 26(1), 43-56.
- Kristiansen, S., & Severin, M. C. (2020). Loot box engagement and problem gambling among adolescent gamers: Findings from a national survey. *Addictive Behaviors*, 103, article no. 106254.
- Krossbakken, E., Pallesen, S., Mentzoni, R. A., King, D. L., Molde, H., Finseras, T. R., & Torsheim, T. (2018). A cross-lagged study of developmental trajectories of video game engagement, addiction, and mental health. *Frontiers in Psychology*, 9, article no. 2239.
- Kulturdepartementet. (2013). *Handlingsplan mot spillproblemer 2013-2015*. Oslo: Kulturdepartementet.
- Kulturdepartementet. (2015). *Handlingsplan mot spilleproblemer 2016-2018*. Oslo: Kulturdepartementet.
- Kulturdepartementet. (2019). *Handlingsplan mot spilleproblemer 2019-2021*. Oslo: Kulturdepartementet.
- Langham, E., Thorne, H., Browne, M., Donaldson, P., Rose, J., & Rocloff, M. (2016). Understanding gambling related harm: a proposed definition, conceptual framework and taxonomy of harms. *BMC Public Health*, 16, article no. 80.
- Leino, T., Torsheim, T., Blaszczynski, A., Griffiths, M., Mentzoni, R., Pallesen, S., & Molde, H. (2015). The relationship between structural game characteristics and gambling behavior: A population-level study. *Journal of Gambling Studies*, 31, 1297-1315.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2009). Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology*, 12, 77-95.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2011). Psychosocial causes and consequences of pathological gaming. *Computers in Human Behavior*, 27, 144-152.
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *American Journal of Psychiatry*, 144, 1184-1188.
- Li, W., Mills, D., & Nower, L. (2019). The relationship of loot box purchases to problem video gaming and problem gambling. *Addictive Behaviors*, 97, 27-34.
- Lloyd, J., Doll, H., Hawton, K., Dutton, W. H., Geddes, J. R., Goodwin, G. M., & Rogers, R. D. (2010). How psychological symptoms relate to different motivations for gambling: an online study of internet gamblers. *Biological Psychiatry*, 68, 733-740.
- Loo, J. M. Y., Kraus, S. W., & Potenza, M. N. (2019). A systematic review of gambling-related findings from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *Journal of Behavioral Addictions*, 8(4), 625-648.



- Lorains, F. K., Cowlshaw, S., & Thomas, S. A. (2011). Prevalence of comorbid disorders in problem and pathological gambling: systematic review and meta-analysis of population surveys. *Addiction*, 106(3), 490-498.
- Lund, I. (2008). The population mean and the proportion of frequent gamblers: Is the theory of total consumption valid for gambling? *Journal of Gambling Studies*, 24(2), 247-256.
- Lund, I., & Nordlund, S. (2003). *Pengespill og pengespillproblemer i Norge*. Oslo: SIRUS.
- Lund, I., & Scheffels, J. (2016). Adolescent tobacco use practices and user profiles in a mature Swedish moist snuff (snus) market: Results from a school-based cross-sectional study. *Scandinavian Journal of Public Health*, 44(7), 646-653.
- McAllister, I. (2014). Public opinion towards gambling and gambling regulation in Australia. *International Gambling Studies*, 14(1), 146-160.
- McCaffrey, M. (2019). The macro problem of microtransactions: The self-regulatory challenges of video game loot boxes. *Business Horizons*, 62(4), 483-495.
- McGrath, D. S., & Barrett, S. P. (2009). The comorbidity of tobacco smoking and gambling: A review of the literature. *Drug and Alcohol Review*, 28(6), 676-681.
- McMullan, J. L., & Miller, D. (2009). Wins, winning and winners: The commercial advertising of lottery gambling. *Journal of Gambling Studies*, 25, 273-295.
- Medietilsynet. (2018). *Barnogmedier-undersøkelsen 2018. 9-18-åringer om medievaner og opplevelser*. Oslo: Medietilsynet.
- Mentzoni, R. A. (2013). *Structural characteristics in gambling (PhD-avhandling)*. Bergen: Universitetet i Bergen.
- Mentzoni, R. A., Brunborg, G. S., Molde, H., Myrseth, H., Skouveroe, K. J. M., Hetland, J., & Pallesen, S. (2011). Problematic video game use: Estimated prevalence and associations with mental and physical health. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 14, 591-596.
- Molde, H., Ingjaldsson, J., Kvale, G., Pallesen, S., Støylen, I. J., Prescott, P., & Johnsen, B. H. (2004). Spilleavhengighet – kartlegging, utbredelse, etiologi og behandling. *Tidsskrift for Norsk Psykologforening*, 41, 713-722.
- Molde, H., Pallesen, S., Sætrevik, B., Hammerborg, D. K., Laberg, J. C., & Johnsen, B. H. (2010). Attentional biases among pathological gamblers. *International Gambling Studies*, 10, 45-59.
- Morton, S. M. B., Bandara, D. K., Robinson, E. M., & Carr, P. E. A. (2012). In the 21st Century, what is an acceptable response rate? *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 36, 106-108.
- Muller, K. W., Janikian, M., Dreier, M., Wolfling, K., Beutel, M. E., Tzavara, C., . . . Tsitsika, A. (2015). Regular gaming behavior and internet gaming disorder in European adolescents: results from a cross-national representative survey of prevalence, predictors, and psychopathological correlates. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 24(5), 565-574.
- Myrseth, H., Pallesen, S., Molde, H., Johnsen, B. H., & Lorvik, I. M. (2009). Personality factors as predictors of pathological gambling. *Personality and Individual Differences*, 47, 933-937.
- Nielsen, S. S., & Krasnik, A. (2010). Poorer self-perceived health among migrants and ethnic minorities versus the majority population in Europe: A systematic review. *International Journal of Public Health*, 55(5), 357-371.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill Book Company.



- OECD. (2020). Internet access (indicator). Lastet ned fra: <https://data.oecd.org/ict/internet-access.htm>.
- Oksanen, A., Sirola, A., Savolainen, I., & Kaakinen, M. (2019). Gambling patterns and associated risk and protective factors among Finnish young people. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 36(2), 161-176.
- Olason, D. T. (2018). Spilahegðun og algengi spilavanda meðal fullorðinna Íslendinga árið 2017 [Gambling behavior and problem gambling prevalence among Icelandic adults in 2017] Reykjavik: Ministry of the Interior.
- Olason, D. T., Hayer, T., Brosowski, T., & Meyer, G. (2015). Gambling in the mist of economic crisis: Results from three national prevalence studies from Iceland. *Journal of Gambling Studies*, 31, 759-774.
- Olsen, F., Abelsen, B., & Olsen, J. A. (2012). Improving response rate and quality of survey data with a scratch lottery ticket incentive. *Bmc Medical Research Methodology*, 12, article no. 52.
- Orford, J., Griffiths, M. D., Warlde, H., Sproston, K., & Erens, B. (2009). Negative public attitudes towards gambling: Findings from the 2007 British gambling prevalence survey using a new attitude scale. *International Gambling Studies*, 9(1), 39-54.
- Pallesen, S., Hanss, D., Mentzoni, R. A., Molde, H., & Morken, A. M. (2014). Omfang av penge- og dataspillproblemer i Norge 2013. Bergen: Universitetet i Bergen.
- Pallesen, S., Hanss, D., Molde, H., Griffiths, M. D., & Mentzoni, R. A. (2016). A longitudinal study of factors explaining attitude change towards gambling among adolescents. *Journal of Behavioral Addictions*, 5(1), 59-67.
- Pallesen, S., Mentzoni, R. A., Torsheim, T., Erevik, E., Molde, H., & Morken, A. M. (2020). Omfang av penge- og dataspillproblemer i Norge 2019. Bergen: Universitetet i Bergen.
- Pallesen, S., Molde, H., Mentzoni, R. A., Hanss, D., & Morken, A. M. (2016a). Endring i penge- og dataspillproblemer i Norge 2013-2015. Bergen: Universitetet i Bergen.
- Pallesen, S., Molde, H., Mentzoni, R. A., Hanss, D., & Morken, A. M. (2016b). Omfang av penge- og dataspillproblemer i Norge 2015. Bergen: Universitetet i Bergen.
- Pallesen, S., Sivertsen, B., Nordhus, I. H., & Bjorvatn, B. (2014). Ten-year trend of insomnia prevalence in the adult Norwegian population. *Sleep Medicine*, 15, 173-179.
- Parke, J., & Griffiths, M. D. (2007). The role of structural characteristics in gambling. In G. Smith, D. C. Hodgins, & R. J. Williams (Eds.), *Research and measurement issues in gambling studies* (pp. 217-249). London: Academic Press.
- Petry, N. M., Blanco, C., Auriacombe, M., Borges, G., Bucholz, K., Crowley, T. J., . . . O'Brien, C. (2014). An overview of and rationale for changes proposed for pathological gambling in DSM-5. *Journal of Gambling Studies*, 30, 493-502.
- Petry, N. M., Stinson, F. S., & Grant, B. F. (2005). Comorbidity of DSM-IV pathological gambling and other psychiatric disorders: Results from the national epidemiologic survey on alcohol and related conditions. *Journal of Clinical Psychiatry*, 66(5), 564-574.
- Philander, K. S. (2019). Regional impacts of casino availability on gambling problems: Evidence from the Canadian Community Health Survey. *Tourism Management*, 71, 173-178.
- Pran, K. R., & Ukkelberg, Å. (2010). Spillevaner og spilleproblemer i befolkningen. Oslo: Synovate.
- Prendergast, G., Liu, P. Y., & Poon, D. T. Y. (2009). A Hong Kong study of advertising credibility. *Journal of Consumer Marketing*, 26, 320-329.



- Raisamo, S. U., Makela, P., Salonen, A. H., & Lintonen, T. P. (2015). The extent and distribution of gambling harm in Finland as assessed by the Problem Gambling Severity Index. *European Journal of Public Health, 25*, 716-722.
- Rehbein, F., Staudt, A., Hanslmaier, M., & Kliem, S. (2016). Video game playing in the general adult population of Germany: Can higher gaming time of males be explained by gender specific genre preferences? *Computers in Human Behavior, 55*, 729-735.
- Rho, M. J., Lee, H., Lee, T. H., Cho, H., Jung, D., Kim, D. J., & Choi, I. Y. (2018). Risk factors for Internet Gaming Disorder: Psychological factors and internet gaming characteristics. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 15*(1), article no. 40.
- Roksvaag, K. (2018). Markedsføringens effekt på spilling av pengespill og pengespillproblemer (R. M. Cosulting Ed.). Oslo: Rambøl Management Consulting.
- Romer, D., Bagdasarov, Z., & More, E. (2013). Older versus newer media and the well-being of United States youth: results from a national longitudinal panel *Journal of Adolescent Health, 52*, 613-619.
- Rossow, I. (2019). The total consumption model applied to gambling: Empirical validity and implications for gambling policy. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs, 36*(2), 66-76.
- Rossow, I., & Hansen, M. B. (2016). Gambling and gambling policy in Norway - an exceptional case. *Addiction, 111*, 593-598.
- Salonen, A. H., Alho, H., & Castren, S. (2016). The extent and type of gambling harms for concerned significant others: A cross-sectional population study in Finland. *Scandinavian Journal of Public Health, 44*(8), 799-804.
- Salonen, A. H., Alho, H., & Castren, S. (2017). Attitudes towards gambling, gambling participation, and gambling-related harm: Cross-sectional Finnish population studies in 2011 and 2015. *Bmc Public Health, 17*.
- Schaefer, E. W., Williams, M. V., & Zee, P. C. (2012). Sleep and circadian misalignment for the hospitalist: A review. *Journal of Hospital Medicine, 7*(6), 489-496.
- Schwartz, D. G. (2013). *Role the bones: The history of gambling* (Casino ed.). Las Vegas, NE: Winchester Books.
- Shaffer, H. J., LaPlante, D. A., LaBrie, R. A., Kidman, R. C., Donato, A. N., & Stanton, M. V. (2004). Toward a syndrome model of addiction: Multiple expressions, common etiology. *Harvard Review of Psychiatry, 12*, 367-374.
- Sharman, S., Butler, K., & Roberts, A. (2019). Psychosocial risk factors in disordered gambling: A descriptive systematic overview of vulnerable populations. *Addictive Behaviors, 99*, article no. 106071.
- Slater, A., Tiggemann, M., Hawkins, K., & Werchon, D. (2012). Just one click: A content analysis of advertisements on teen web sites. *Journal of Adolescent Health, 50*, 339-345.
- Statens folkhälsoinstitut. (2010). *Spel om pengar och spelproblem i Sverige 2008/2009. Hovudresultat från SWELOGS befolkningsstudie* (S. folkhälsoinstitut Ed.). Östersund: Statens folkhälsoinstitut.
- Stedman, R. C., Connelly, N. A., Heberlein, T. A., Decker, D. J., & Allred, S. B. (2019). The end of the (research) world as we know it? Understanding and coping with declining response rates to mail surveys. *Society & Natural Resources, 32*(10), 1139-1154.
- Stewart, S. H., & Zack, M. (2008). Development and psychometric evaluation of a three-dimensional Gambling Motives Questionnaire. *Addiction, 103*, 1110-1117.



- Svetieva, E., & Walker, M. (2008). Inconsistency between concept and measurement: the Canadian Problem Gambling Index (CPGI). *Journal of Gambling Issues*(22), 157-173.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55.
- Tavares, H., Carneiro, E., Sanches, M., Pinsky, I., Caetano, R., Zaleski, M., & Laranjeira, R. (2010). Gambling in Brazil. Lifetime prevalences and socio-demographic correlates. *Psychiatry Research*, 180, 35-41.
- Thomas, A. C., Allen, F. C., & Phillips, J. (2009). Electronic gaming machine gambling: Measuring motivation. *Journal of Gambling Studies*, 25(3), 343-355.
- Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2017). Real-world correlates of performance on heuristics and biases tasks in a community sample. *Journal of Behavioral Decision Making*, 30(2), 541-554.
- Turtle, A. M., & Ridley, A. (1984). Is unemployment a health hazard? Health-related behaviors of a sample of unemployed Sydney youth in 1980. *Australian Journal of Social Issues*, 19(1), 27-42.
- van Rooij, A. J., Kuss, D. J., Griffiths, M. D., Shorter, G. W., Schoenmakers, T. M., & Van de Mheen, D. (2014). The (co-)occurrence of problematic video gaming, substance use, and psychosocial problems in adolescents. *Journal of Behavioral Addictions*, 3(3), 157-165.
- Veltri, N. F., Baumann, A., Krasnova, H., & Kalayamthanam, N. (2014). Gender differences in online gaming. Paper presented at the Twentieth Americas Conference on Information Systems, Savannah.
- Vollberg, R. A., & Boles, J. (1995). Gambling and problem gambling in Georgia. Report to Georgia Department of Human Resources. Roaring Spring, PA: Gemini Research.
- Wenzel, H. G., Bakken, I. J., Johansson, A., Götestam, K. G., & Øren, A. (2009). Excessive computer game playing among Norwegian adults: self-reported consequences of playing and associations with mental health problems. *Psychological Reports*, 105, 1237-1247.
- Williams, R. J., Connolly, D., Wood, R. T., & Nowatzki, N. (2006). Gambling and problem gambling in a sample of university students. *Journal of Gambling Issues*, 16, 1-14.
- Williams, R. J., Volberg, R. A., & Stevens, R. M. G. (2012). The population prevalence of problem gambling: methodological influences, standardized rates, jurisdictional differences, and worldwide trends. Alberta: Report prepared for the Ontario Problem Gambling Research Centre and the Ontario Ministry of Health and Long Term Care.
- World Health Organization. (2019). 6C51 Gaming disorder. Retrieved online: <https://icd.who.int/browse11/l-m/en#/http://id.who.int/icd/entity/1448597234>.
- World Health Organization, & Calouste Gulbenkian Foundation. (2014). Social determinants of mental health. Geneva: World Health Organization.
- Youn, S., Faber, R. J., & Shah, D. V. (2000). Restricting gambling advertising and the third-person effect. *Psychology & Marketing*, 17, 633-649.
- Young, K. S. (2004). Internet addiction - a new clinical phenomenon and its consequences. *American Behavioral Scientist*, 48, 402-415.
- Zendle, D. (2019). Problem gamblers spend less money when loot boxes are removed from a game: A before and after study of Heroes of the Storm. *PeerJ*, 7.
- Zendle, D., & Cairns, P. (2018). Video game loot boxes are linked to problem gambling: Results of a large-scale survey. *Plos One*, 13(11), e0214167.
- Zendle, D., & Cairns, P. (2019). Loot boxes are again linked to problem gambling: Results of a replication study. *Plos One*, 14(3), e0213194.



- Zendle, D., Cairns, P., Barnett, H., & McCall, C. (2020). Paying for loot boxes is linked to problem gambling, regardless of specific features like cash-out and pay-to-win. *Computers in Human Behavior*, 102, 181-191.
- Zendle, D., Meyer, R., Cairns, P., Waters, S., & Ballou, N. (in press). The prevalence of loot boxes in mobile and desktop games. *Addiction*.
- Zendle, D., Meyer, R., & Over, H. (2019). Adolescents and loot boxes: links with problem gambling and motivations for purchase. *Royal Society Open Science*, 6(6), article no. 190049.
- Øren, A., & Bakken, I. J. (2007). Pengespill og pengespillproblem i Norge. SINTEF-rapport A3961. Trondheim: SINTEF.
- Øren, A., & Leistad, L. (2010). Endringer i den norske befolkningens pengespillvaner og påvirkning av automatforbudet. Trondheim: Sintef.





APPENDIX



FORESPØRSEL OM DELTAKELSE I FORSKNINGSPROSJEKTET SPILL 2019

Dette er en forespørsel til deg om du vil delta i en spørreundersøkelse der vi ønsker å kartlegge holdninger til og erfaring med pengespill og dataspill i den norske befolkningen. Undersøkelsen gjennomføres av forskere ved Universitetet i Bergen (som er behandlingsansvarlig) på oppdrag for Lotteritilsynet. Du forespørres om å delta fordi du er tilfeldig trukket ut av Folkeregisteret til å motta denne forespørselen. Uansett om du deltar eller ikke i pengespill og/eller dataspill ønsker vi dine svar.

HVA INNEBÆRER PROSJEKTET?

Deltakelse innebærer at du fyller ut vedlagte spørreskjema og postlegger dette i den ferdig frankerte (porto er allerede betalt) svarkonvolutten. Om du heller foretrekker det kan du svare på internett (www.spill2019.no). Husk da å legge inn riktig ID-nummer (femsifret tallkode som står trykket øverst til høyre på papirspørreskjemaet. Skjemaet inneholder spørsmål om deg som person (utdanning, sivil status, yrkesstatus, inntekt, og etnisk bakgrunn), holdninger til og deltakelse i og problemer med pengespill og dataspill.

MULIGE FORDELER OG ULEMPER

Mulige fordeler: Noen kan synes det er lærerikt og interessant å delta. Ved å delta får man også bidratt til forskning. Alle som deltar er med i en trekning av 200 gavekort pålydende kr 500 kr. Ut fra forventet svarprosent vil dette innebære ca. 2% sannsynlighet for å vinne. Det trekkes også ut to personer blant dem som har svart som vinner hver sin Iphone Xs 256 GB til en verdi av ca. 15 000 kr.

Mulige ulemper: En mulig ulempe med deltakelse kan være at noen kan få utløst noen negative følelser dersom de har et problematisk forhold til de temaene vi spør om. Det går også med noe tid, ca. 15 minutter, til utfylling.

FRIVILLIG DELTAKELSE OG MULIGHET FOR Å TREKKE SITT SAMTYKKE

Det er frivillig å delta. Så lenge du kan identifiseres i datamaterialet, har du rett til: innsyn i hvilke personopplysninger som er registrert om deg, å få rettet personopplysninger om deg, få slettet personopplysninger om deg, få utlevert en kopi av dine personopplysninger (dataportabilitet), og å sende klage til personvernombudet eller Datatilsynet om behandlingen av dine personopplysninger. I slike tilfeller kan du henvende deg til prosjektleder Ståle Pallesen (+47 55 58 88 42, Staale.Pallesen@uib.no). Hvis du ikke vil delta ser du bare bort fra denne henvendelsen og eventuelle påminnelser du får i posten. Vi behandler opplysninger om deg basert på ditt samtykke.



HVA SKJER MED INFORMASJONEN OM DEG?

I dette prosjektet er det to typer informasjon som vi holder adskilt: 1) På en liste har vi et unikt nummer (ID-nummer), samt navn og adresse. Denne navnelisten består av alle dem som tilfeldig er trukket av folkeregisteret (etter tillatelse gitt av Skattedirektoratet). Denne listen oppbevares nedlåst i skap godkjent for oppbevaring av denne type opplysninger. Når svar kommer inn krysser vi av for hvem som har svart. 2) Den andre informasjonen består av selve svarene som er gitt. Disse lastes inn i et stort dataark. Her står ikke ditt navn eller andre direkte personidentifiserbare opplysninger, kun ditt unike ID-nummer er koplet til svarene dine. Dataene i dataarket brukes til statistiske analyser av svarene som er gitt. Den er kun forskerne i prosjektet som har tilgang til dataene.

Vi kommer kanskje til å forespørre dem som deltar i denne undersøkelsen om å delta i en ny undersøkelse om pengespill om noen år for å finne ut om folk endrer seg over tid når det gjelder pengespill. Den unike tallkoden brukes for å kople det du eventuelt svarer nå i 2019, med det du eventuelt svarer i en senere undersøkelse. Om du deltar nå forplikter du deg ikke til å delta i en eventuell oppfølgingsundersøkelse. Alle forskerne som er med i prosjektet har lovpålagt taushetsplikt. Når en eventuell senere oppfølgingsundersøkelse er ferdig slettes navnelisten med det unike ID-nummeret til alle personene for godt, og dataene (svarene du har gitt) blir da oppbevart videre i avidentifisert form. Alle personidentifiserbare opplysninger slettes senest 30. juni 2023.

GODKJENNING

Prosjektet er godkjent av Norsk Senter for Forskningsdata (prosjektnummer 528056). Etter ny personopplysningslov har Universitetet i Bergen og prosjektleder Ståle Pallesen et selvstendig ansvar for å sikre at behandlingen av dine opplysninger har et lovlig grunnlag. Dette prosjektet har rettslig grunnlag i EUs personvernforordning artikkel 6 og 9.

Du har rett til å klage på behandlingen av dine opplysninger til Datatilsynet.

GAVEKORT OG MOBILTELEFONPREMIE

Alle som deltar i undersøkelsen (enten via internett eller spørreskjema) er med i trekningen av 200 universalgavekort pålydende kr 500. Dette kan brukes i en rekke butikker over hele landet. De som deltar er også med i trekningen av 2 stk Iphone Xs (256 GB).

KONTAKTOPPLYSNINGER

Dersom du har spørsmål til prosjektet kan du ta kontakt med Ståle Pallesen (telefon: 55 58 88 42; e-post: staale.pallesen@uib.no). Du kan også henvende deg til ham om du på grunn av deltakelse i prosjektet skulle oppleve vanskelig følelser som du har behov for snakke om.

Du kan ta kontakt med institusjonens personvernombud dersom du har spørsmål om behandlingen av dine personopplysninger i prosjektet (Janecke Helene Veim, tlf: 55 58 20 29, epost: Janecke.Veim@uib.no).



SPILL 2019



Bakgrunn

1. Jeg samtykker til å delta i denne undersøkelsen:

Ja (vennligst besvar resten av spørsmålene)

2. Nåværende sivilstatus (sett bare ett kryss)

Samboer/gift

Enslig/separert/skilt/enke/enkemann

3. Antall hjemmeboende barn som du har omsorgsansvar for

ingen

3

1

4

2

5 eller flere

4. Personlig inntekt før skatt siste år

0 - 99 999

100 000 - 199 999

200 000 - 299 999

300 000 - 399 999

400 000 - 499 999

500 000 - 599 999

600 000 - 699 999

700 000 - 799 999

800 000 - 899 999

900 000 - 999 999

1 000 000 eller mer

5. Høyeste fullførte utdanning

Ikke avsluttet grunnskole

Grunnskole

Videregående skole (gymnas/yrkesskole)

Faglig yrkesutdanning

Universitet/høyskole (lavere grad; opptil 4 år)

Universitet/høyskole (høyere grad; 5-6 år)

PhD/doktorgrad

6. Yrkesstatus (sett ett kryss)

Heltidsansatt (100% stilling)

Deltidsansatt, hvis ja jobber du 50% eller mer: Ja Nei

Arbeidsledig

Student

Hjemmeværende

Uføretrygdet/attføring

På avklaringspenger

Pensjonist

7. Hvor er du født?

Norge

Land i Norden utenfor Norge

Land i Europa utenfor Norden

Afrika

Asia

Nord-Amerika

Sør- eller Mellom-Amerika

Oceania

Holdninger til pengespill

Med pengespill menes et spill der det satses penger på et bestemt resultat av en hendelse eller trekning og hvor en kan vinne pengepremie

8. Ta stilling til hver påstand ved å krysse for det svaralternativet som best stemmer med din mening

	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig
a. Folk burde ha rett til å spille når som helst om de selv ønsker det.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Det er for mange muligheter til å delta i pengespill nå til dags.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. Pengespill skulle vært frarådet.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. Folk flest bruker fornuft når de spiller.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. Pengespill er farlig for familielivet	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. Samlet sett er pengespill bra for samfunnet	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. Pengespill gir livet et løft.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. Det ville være bedre om pengespill var totalforbudt	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>



--	--	--	--	--

Pengespill

Med pengespill menes et spill der det satses penger på et bestemt resultat av en hendelse eller trekning og hvor en kan vinne pengepremier (f.eks. skrapelodd, hestespill, lotto, tipping, kasinospill, pantelotteriet, bingo, spilleautomater, pokerlag o.l.). Om du er usikker, sjekk listen på neste side.

9. Har du i løpet av de siste 12 månedene deltatt i pengespill? Ja Nei, gå til spørsmål 16

10. For hver av påstandene under, kryss av for det alternativet som passer best.

	Veldig uenig	Litt uenig	Litt enig	Veldig enig
a. Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. Jeg følger ikke med på reklame for pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Nedenfor følger noen spørsmål om ditt forhold til pengespill. Tenk nøye gjennom hvert spørsmål før du svarer. Du skal bare sette ett kryss for hvert spørsmål.

11. Hvor ofte i løpet av de siste 12 månedene....

	Aldri	Noen ganger	For det meste	Alltid
a. ... har du satset mer enn du egentlig har hatt råd til å tape?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... har du følt behov for å spille for mer og mer penger for å oppnå ønsket spenningsnivå?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. ... har du gått tilbake en annen dag for å vinne tilbake pengene du har tapt?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. ... har du lånt penger eller solgt gjenstander for å skaffe penger til spill?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. ... har du følt at du kanskje har et problem med pengespill?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. ... har spilling forårsaket helseproblemer for deg, inkludert stress og angst?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. ... har andre rundt deg kritisert spillingen din og fortalt deg at du har et spilleproblem, uavhengig av om du har opplevd dette som sant eller ei?..	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. ... har ditt pengespill forårsaket økonomiske problemer for deg selv og din husholdning?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
i. ... har du hatt dårlig samvittighet i forbindelse med hvordan du spiller og hva som skjer når du spiller?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

12. Hvor ofte spiller du pengespill på internett via ...

	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
a. ... stasjonær datamaskin?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... bærbar datamaskin?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. ... nettbrett?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. ... mobiltelefon?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>



--	--	--	--	--

13. Kryss av for omtrent hvor mye penger (i norske kroner) du i løpet av de siste 12 månedene har spilt for på følgende pengespill:

	Ingen / ikke spilt	1 - 1 000 kr.	1 001 - 5 000 kr.	5 001 - 10 000 kr.	10 001 - 25 000 kr.	Mer enn 25 000
a. Skrapelodd på papir (ikke internett).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Internett-skrapelodd Flax (fra Norsk Tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. Skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. Bingo i et bingolokale	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. Databingo i et bingolokale	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. Belago i et bingolokale (på Norsk Tipping sine terminaler)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. Bingoria (bingospill på nett fra Norsk Tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. Bingo på internett (ikke Norsk Tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
i. Spilleautomater i en kiosk eller annet lokale (Multix).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
j. Pengespill på båt/ferge i rute mellom Norge og utlandet.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
k. Poker på internett.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
l. KongKasino (kasinospill på nett fra Norsk Tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
m. Spilleautomater eller annet kasinospill på internett (ikke Norsk tipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
n. Spill på hester (f.eks. V75, V5, dagens dobbel eller Vinner hos Norsk Rikstoto).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
o. Langodds og liveodds hos Norsk Tipping.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
p. Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
q. Tipping (Midtuke, Lørdags- eller Søndagskupong, pausetipping).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
r. Tallspill (f.eks. Lotto, Viking Lotto, Nabolaget, EuroJackpot, Keno, Joker, Extra, Postkodelotteriet).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
s. Private pokerspill eller andre private spill (f.eks. spillklubber, pokerlag).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
t. Pantelotteriet (Panto).....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
u. Andre spill; hvilke: _____	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

14. Følgende faktorer hjelper meg eller ville hjulpet meg med å regulere mitt pengespillforbruk:

	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig
a. At gevinster går direkte inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Øvre grense for innsats.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. At jeg på forhånd kan sette en grense i spillet for hvor mye jeg kan tape.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spillproblemer.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>



--	--	--	--	--

15. Hva er hovedårsaken(e) til at du spiller pengespill? (Du kan sette flere kryss).

- | | | |
|---|---|---|
| <input type="checkbox"/> For spenning | <input type="checkbox"/> For moro | <input type="checkbox"/> For å vinne |
| <input type="checkbox"/> For å teste egne ferdigheter | <input type="checkbox"/> For å forbedre økonomien | <input type="checkbox"/> For å ta igjen tidligere tap |
| <input type="checkbox"/> For å glemme problemer | <input type="checkbox"/> For å støtte en god sak | <input type="checkbox"/> Tidsfordriv |
| <input type="checkbox"/> Gir en rusfølelse | <input type="checkbox"/> Sosialt | <input type="checkbox"/> Vet ikke |
| <input type="checkbox"/> Annet: _____ | | |

16. Hvor ofte i løpet av de siste 12 månedene har du

	Aldri	Sjeldnere enn en dag i måneden	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
a. ... sett reklame for pengespill på TV?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... sett reklame for pengespill på internett?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. ... sett reklame for pengespill i aviser?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. ... sett reklame for pengespill i butikker?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. ... mottatt direkte reklame (sms, epost, telefon)?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

17. Hvor mange dager siste uke har du

	0 dager	1 dag	2 dager	3 dager	4 dager	5 dager	6 dager	7 dager
a. ... sett reklame fra Norsk Tipping eller Norsk Rikstoto?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... sett reklame fra utenlandske spillselskap (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.)?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

18. Hvor troverdig opplever du reklamen fra ... (på en skala fra 1 = ikke troverdig til 6 = troverdig)

	1	2	3	4	5	6
	Ikke troverdig					Troverdig
a. ... Norsk Tipping eller Norsk Rikstoto.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... utenlandske spillselskap (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.)...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Pengespillselskapene tilbyr ofte verktøy eller funksjoner der du som spiller selv kan regulere din egen spilling.

19. Gjennom hjelpemidler som tilbys av pengespillselskap, har du noen gang aktivt gjort følgende:

	Nei	Ja, i løpet av siste år	Ja, men for lengre tid siden
a. Satt mine egne beløpsgrenser i spillet som er lave nok til at jeg ikke bruker mer penger enn jeg har råd til?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Satt meg på tidsbegrenset pause fra ett eller flere spill?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. Utestengt meg permanent fra ett eller flere spill?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. Testet meg hos et pengespillselskap (f.eks. på nettsiden) for å se om jeg kan ha et spilleproblem?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. Bedt om eller lastet ned mitt spilleregnskap fra et pengespillselskap (som viser økonomisk oversikt over spillingen)?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. Satt en tidsgrense i spillet for hvor lenge jeg kan spille for å hindre meg selv i å spille lenger enn jeg hadde tenkt?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Har du noen gang gjort følgende?

	Nei	Ja, i løpet av siste år	Ja, men for lengre tid siden
g. Kontaktet hjelpelinjen for spilleavhengige eller andre (selvhjelpsgrupper og/eller behandlere) pga. mine pengespillproblemer?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. Overlatt styringen av min økonomi til andre (som partner eller foreldre) pga. mine pengespillproblemer?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>



--	--	--	--	--

Dataspill

Lootbokser er en samlebetegnelse på innhold i dataspill som kan kjøpes, men hvor innholdet ikke er kjent på forhånd. Eksempler på dette er kister i Overwatch eller Apex Legends (kosmetiske gjenstander), eller kortpakker i Hearthstone eller FIFA Ultimate Team.

20. Har du kjøpt lootbokser til deg selv eller andre det siste halvåret: Ja Nei, gå til spørsmål 25

	Ingen/ 0 kr	1- 500 kr	501- 1000 kr	1001- 2000 kr	2001- 5000 kr	Mer enn 5000 kr
21a. Hvor mye penger har du brukt på lootbokser til deg selv siste halvår?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
21b. Hvor mye penger har du brukt på lootbokser til andre siste halvår?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig	
22. Forbruket mitt på lootbokser (til meg selv/andre) er så stort at det er et problem for meg	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

23. Har du løyet for mennesker som er viktige for deg, om hvor mye penger du har brukt på lootbokser?

Ja Nei

24. Har du brukt mer penger på lootbokser enn det du egentlig hadde tenkt?

Ja Nei

Instruksjon:

De følgende spørsmålene handler om dine erfaringer med dataspill i løpet av det siste halvåret (NB! Pengespill regnes ikke som dataspill i denne sammenheng). Med dataspill menes her ulike typer elektroniske spill som spilles på PC/Mac, nettbrett eller mobil eller på ulike spillkonsoller som Playstation, Xbox, PS Vita, Nintendo 3DS og liknende.

25. Har du spilt dataspill det siste halvåret: Ja Nei, gå til spørsmål 27.

26. Hvor ofte i løpet av siste halvår

	Aldri	Nesten aldri	Av og til	Ofte	Veldig ofte
a. ... tenkte du på spill hele dagen?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. ... brukte du mer og mer tid på spill?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. ... begynte du å spille for å slippe å tenke på andre ting?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. ... spilte du videre, selv om andre ba deg stoppe?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. ... følte du deg dårlig når du ikke kunne spille eller ikke fikk lov til å spille?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. ... havnet du i krangel med andre (f.eks. foreldre, venner, eller viktige andre) fordi du spilte for mye?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. ... lot du være å gjøre andre aktiviteter (f.eks. skole, jobb, lekser, idrett, hobbyer) for å spille?.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>



--	--	--	--	--

Helse

27. Hvor ofte drikker du alkohol?

- Aldri --> Gå til spørsmål 30
- Månedlig eller sjeldnere
- To til fire ganger i måneden
- To til tre ganger i uken
- Fire ganger i uken eller mer

28. Hvor mange alkoholenheter (en alkoholenhet er en drink, et glass vin eller en liten flaske øl) tar du på en vanlig "drikkedag"?

- 1-2
- 3-4
- 5-6
- 7-9
- 10 eller flere

29. Hvor ofte drikker du seks alkoholenheter eller mer på en gang?

- Aldri
- Sjeldnere enn månedlig
- Noen ganger i måneden
- Noen ganger i uken
- Daglig eller nesten daglig

30. Røyker du nå daglig, sjeldnere enn daglig eller ikke i det hele tatt?

- Ikke i det hele tatt
- Sjeldnere enn daglig
- Daglig

31. Bruker du snus nå daglig, sjeldnere enn daglig eller ikke i det hele tatt?

- Ikke i det hele tatt
- Sjeldnere enn daglig
- Daglig



Tabell Appendix. Antall (av totalt 9 248) som svarte på spørsmålet om deltakelse i pengespill som også svarte på andre spørsmål (uvektet)

Variabel	Antall respondenter som har besvart		Prosentandel besvart
Kjønn		9 248	100.0%
Alder		9 248	100.0%
Sivil status		9 215	99.6%
Antall hjemmeboende barn		9 206	99.5%
Inntekt		9 206	99.5%
Utdanning		9 235	99.9%
Yrkesstatus		9 166	99.1%
Fødested		9 148	98.9%
Deltakelse i pengespill		9 248	100.0%
ATGS a		9 167	99.1%
ATGS b		9 199	99.5%
ATGS c		9 174	99.2%
ATGS d		9 185	99.3%
ATGS e		9 174	99.2%
ATGS f		9 164	99.1%
ATGS g		9 189	99.4%
ATGS h		9 193	99.4%
EGAQ a	†	5 782	99.2%
EGAQ b	†	5 785	99.2%
EGAQ c	†	5 774	99.0%
EGAQ d	†	5 781	99.2%
EGAQ e	†	5 786	99.2%
EGAQ f	†	5 778	99.1%
EGAQ g	†	5 767	98.9%
EGAQ h	†	5 787	99.3%
EGAQ i	†	5 785	99.2%
CPGI a	†	5 805	99.6%
CPGI b	†	5 805	99.6%
CPGI c	†	5 805	99.6%
CPGI d	†	5 806	99.6%
CPGI e	†	5 805	99.6%
CPGI f	†	5 805	99.6%

† Kun de som hadde deltatt i pengespill (n=5 830) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

‡ Kun de som hadde kjøpt lootbokser (n= 817) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

Kun de som hadde deltatt i dataspill (n=3 919) ble bedt om å besvare disse spørsmålene



Variabel	Antall respondenter som har besvart		Prosentandel besvart
CPGI g	†	5 805	99.6%
CPGI h	†	5 805	99.6%
CPGI i	†	5 805	99.6%
Spilt pengespill på internett via stasjonær datamaskin	†	5 729	98.3%
Spilt pengespill på internett via bærbar datamaskin	†	5 714	98.0%
Spilt pengespill på internett via nettbrett	†	5 715	98.0%
Spilt pengespill på internett via mobiltelefon	†	5 768	99.0%
Spilt skrapelodd på papir (ikke internett)	†	5 768	98.9%
Spilt internett-skrapelodd Flax (fra Norsk Tipping)	†	5 766	98.9%
Spilt skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping)	†	5 762	98.9%
Spilt bingo i bingolokalet	†	5 771	99.0%
Spilt databingo i et bingolokale	†	5 771	99.0%
Spilt Belago i et bingolokale (på Norsk Tippings terminaler)	†	5 771	99.0%
Spilt Bingoria (bingospill på nett fra Norsk Tipping)	†	5 767	98.9%
Spilt bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	†	5 771	99.0%
Spilt spilleautomater i en kiosk eller annet lokale (Multix)	†	5 770	99.0%
Spilt pengespill på båt/ferge mellom Norge og utlandet	†	5 772	99.0%
Spilt poker på internett	†	5 768	98.9%
Spilt KongKasino (kasinospill på nett fra Norsk Tipping)	†	5 766	98.9%
Spilt spilleautomater eller annet kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping)	†	5 764	98.9%
Spilt på hester	†	5 771	99.0%
Spilt langodds og liveodds hos Norsk Tipping	†	5 753	98.7%
Spilt odds eller liveodds hos andre enn Norsk Tipping	†	5 747	98.6%
Spilt tipping	†	5 764	98.9%
Spilt tallspill	†	5 787	99.3%
Spilt private pokerspill eller andre private spill	†	5 767	98.9%
Spilt pantelotteriet (Panto)	†	5 772	99.0%
Spilt andre spill (hvilke)	†	5 701	97.8%
Spillansvarlighetsverktøy a	†	5 766	98.9%
Spillansvarlighetsverktøy b	†	5 757	98.7%
Spillansvarlighetsverktøy c	†	5 757	98.7%
Spillansvarlighetsverktøy d	†	5 755	98.7%

† Kun de som hadde deltatt i pengespill (n=5 830) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

‡ Kun de som hadde kjøpt lootbokser (n= 817) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

Kun de som hadde deltatt i dataspill (n=3 919) ble bedt om å besvare disse spørsmålene



Variabel	Antall respondenter som har besvart		Prosentandel besvart
Spillansvarlighetsverktøy e	†	5 758	98.8%
Spillansvarlighetsverktøy f	†	5 757	98.7%
Spillansvarlighetsverktøy g	†	5 756	98.7%
Spillansvarlighetsverktøy h	†	5 750	98.6%
Spillansvarlighetsverktøy i	†	5 758	98.8%
Spillansvarlighetsverktøy j	†	5 755	98.7%
Motiv spille; for spenning	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å teste egne ferdigheter	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å glemme problemer	†	5 829	100.0%
Motiv spille; gir rusfølelse	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for moro	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å forbedre økonomien	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å støtte en god sak	†	5 829	100.0%
Motiv spille; sosialt	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å vinne	†	5 829	100.0%
Motiv spille; for å ta igjen tidligere tap	†	5 829	100.0%
Motiv spille; tidsfordriv	†	5 829	100.0%
Årsak spille; vet ikke	†	5 829	100.0%
Årsak spille; annet	†	5 829	100.0%
Sett reklame pengespill; TV		9 103	98.4%
Sett reklame pengespill; internett		9 077	98.2%
Sett reklame pengespill; aviser		9 050	97.9%
Sett reklame pengespill; butikker		9 075	98.1%
Mottatt direkte reklame		9 070	98.1%
Mange dager sett reklame for Norsk Tipping eller Rikstoto		9 099	98.4%
Mange dager sett reklame for utenlandske spillselskap		9 071	98.1%
Hvor troverdig reklame for Norsk Tipping eller Rikstoto		9 066	98.0%
Hvor troverdig reklame for utenlandske spillselskap		9 029	97.6%
Kjøpt lootbokser siste halvåret		8 773	94.9%
Hvor mye penger brukt på lootbokser til deg selv	‡	815	99.8%
Hvor mye penger brukt på lootbokser til andre	‡	814	99.6%
Forbruk på lootbokser så stort at det er et problem	‡	816	99.9%

† Kun de som hadde deltatt i pengespill (n=5 830) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

‡ Kun de som hadde kjøpt lootbokser (n= 817) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

Kun de som hadde deltatt i dataspill (n=3 919) ble bedt om å besvare disse spørsmålene



Variabel	Antall respondenter som har besvart		Prosentandel besvart
Løyet om hvor mye penger brukt på lootbokser	‡	814	99.6%
Brukt mer penger på lootbokser enn egentlig hadde tenkt	‡	815	99.8%
Spilt dataspill siste 6 måneder		8 985	97.2%
GASA a	#	3 917	99.9%
GASA b	#	3 917	99.9%
GASA c	#	3 917	99.9%
GASA d	#	3 917	99.9%
GASA e	#	3 917	99.9%
GASA f	#	3 917	99.9%
GASA g	#	3 917	99.9%
AUDIT-C 1		9 165	99.1%
AUDIT-C 2		9 158	99.0%
AUDIT-C 3		9 162	99.1%
Røyking		9 157	99.0%
Snusbruk		9 157	99.0%

‡ Kun de som hadde deltatt i pengespill (n=5 830) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

‡ Kun de som hadde kjøpt lootbokser (n= 817) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

Kun de som hadde deltatt i dataspill (n=3 919) ble bedt om å besvare disse spørsmålene



UNIVERSITETET I BERGEN

ISBN - 978-82-91713-70-0