

OMFANG AV PENGE- OG DATASPILLPROBLEMER I NORGE 2022

Ståle Pallesen, Rune Aune Mentzoni, André Syvertsen, Joakim
Hellumbråten Kristensen, Eilin Kirstine Erevik og Arne Magnus Morken

UNIVERSITETET I BERGEN
Nasjonalt kompetansesenter for spillforskning
Institutt for samfunnspsykologi

Mai 2023



INNHOLDSFORTEGNELSE

FORORD.....	s. 3-4
ENGLISH ABSTRACT.....	s. 5-9
SAMMENDRAG.....	s. 10-13
KAPITTEL 1. GENERELL BAKGRUNN.....	s. 14-21
KAPITTEL 2. METODE.....	s. 22-35
KAPITTEL 3. PENGESPILLPROBLEMER.....	s. 36-55
KAPITTEL 4. PENGESPILLRELATERT SKADE.....	s. 56-59
KAPITTEL 5. DELTAKELSE I, OG FORBRUK PÅ ULIKE TYPER SPILL.....	s. 60-73
KAPITTEL 6. PENGESPILL PÅ INTERNETT.....	s. 74-78
KAPITTEL 7. EKSPONERING FOR PENGESPILLREKLAME.....	s. 79-85
KAPITTEL 8. OPPLEVD PÅVIRKNING FRA PENGESPILLREKLAME.....	s. 86-93
KAPITTEL 9. SYN PÅ SPILLANSVARLIGHETSVERKTØY.....	s. 94-99
KAPITTEL 10. BRUK AV SPILLANSVARLIGHETSVERKTØY.....	s. 100-103
KAPITTEL 11. MOTIVER FOR DELTAKELSE I PENGESPILL.....	s. 104-110
KAPITTEL 12. KRYPOVALUTA.....	s. 111-112
KAPITTEL 13. DATASPILL OG DATASPILLAVHENGIGHET.....	s. 113-120
KAPITTEL 14. LOOTBOKSER.....	s. 122-129
KAPITTEL 15. DISKUSJON.....	s. 130-139
REFERANSER.....	s. 140-151
APPENDIX (INFOSKRIV, SPØRRESKJEMA, SVARFREKVENSER).....	s. 152-163



FORORD

En overordnet målsetting i de fire siste handlingsplanene mot spillproblemer har vært å overvåke spillmarkedet og å kartlegge omfanget av spillproblemer i befolkningen (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022; Kulturdepartementet, 2013, 2015, 2019). I gjeldende handlingsplan er dette spesifikt nevnt i tiltak. 2.1.a: "Det skal gjennomføres en befolkningsundersøkelse i løpet av 2022, med publisering av resultater i 2023". I punkt 2.3.a står det at det bør forskes både på dataspill og avhengighet (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022).

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

Respondentene i 2022-undersøkelsen ble spurt om bakgrunn/demografi, eksponering for og opplevde effekter av pengespillreklame, pengespill over internett, deltakelse i spesifikke pengespill, syn på og bruk av spillansvarlighetsverktøy og spillmotiver. For å kartlegge omfanget av pengespillproblematikk brukte vi Canadian Problem Gambling Index (CPGI). En ny skala for å måle pengespillrelatert skade (på områder som økonomi, relasjoner, velvære, helse, arbeid/studier, kultur, legalt) ble utviklet og inkludert i 2022-undersøkelsen. Et nytt tema som ble målt i 2022-undersøkelsen var kjøp av kryptovaluta, både til pengespill- og andre formål. Dataspillproblematikk ble målt med Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). Egne spørsmål om lootboks-fenomenet var utviklet for befolkningsundersøkelsen i 2019 og var også med i 2022-undersøkelsen.

Denne rapporten presenterer oppdaterte funn på utbredelsen av penge- og dataspillavhengighet i befolkningen og hva dette henger sammen med.

Prosjektprotokollen ble utviklet ved Nasjonalt kompetansesenter for spillforskning, Universitetet i Bergen. Spørreskjemaet ble utviklet samme sted, samt basert på innspill og tilbakemeldinger fra Lotteri- og stiftelsestilsynet (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 InfoShare Solutions AS. Sistnevnte ble trykket av Allkopi AS. Innsamling og skanning av skjemaene ble gjort ved Nasjonalt kompetansesenter for spillforskning, 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. Prosjektet ble godkjent av Regional komite for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk, helseregion vest (prosjektnummer 460136).

Vi vil rette en stor takk til Lars Petter Degnepoll og Jonny Engebø ved Lotteritilsynet for nyttig innspill i prosessen. En stor takk går også til de som var med å pakke spørreskjema (Therese Fjæra Almås, Jonathan Myrseth Arnestad, Sandra Therese Birkedal, Endre Distad Bjelkarøy, Christian Olsen Bolstad, Johanne Risa Bremer, Aurora Aasen Borthen, Henrik Yndestad Bøe, Askil Steine Faugstad, Elisabeth Haga, Malika Elise Hansen, Cathrine Harris, Mari Helle, Sine Helle, Eirik Hodneland, Didrik Gjertsen Meland, Mathilde Moldestad, Petter Oma Morken, Frida Mortensen, Mathias Olsen, Elias Bjerga Tøraasen, Mikkel Vika, Marco Leonardo Bisbal van Demen, Mikkel Vike og Henning Øianes) samt til Anne Christiansen for skanning av skjema. Vi vil også takke fagfellevurdereren Ulla Romild for svært nyttige og gode faglige tilbakemeldinger på rapporten.

Bergen, mai 2023

Ståle Pallesen, Rune Aune Mentzoni, Andre Syvertsen, Joakim Hellumbråten Kristensen, Eilin Kristine Erevik og Arne Magnus Morken



ENGLISH ABSTRACT

During autumn 2022, a population survey regarding the prevalence of gambling and gaming problems was carried out by researchers at the Norwegian Competence Center for Gambling and Gaming Research, University of Bergen. The investigation was carried out on behalf of the Norwegian Gambling Authority.

A total of 30,000 subjects, (gross sample) aged 16-74, randomly drawn from the Population Register, were invited to participate. Half were first invited to answer online, while the other half could initially choose between answering online or on paper. Up to two reminders were sent. The reminders always contained a paper-based questionnaire as well as the opportunity to answering online. A total of 7,386 valid responses were received. After people with incorrect addresses, those being sick, the dead and people abroad etc. were removed from the gross sample, this resulted in a response rate of 26.0%. A total of 61.8% had participated in gambling during the last 12 months, which represented a small, but significant decrease from the previous population survey conducted in 2019.

To assess the extent of gambling problems, we administered the Canadian Problem Gambling Index. Based on its composite total score, the respondents are divided into four groups; normal gamblers/non-problem gamblers (score = 0), low-risk gamblers (score = 1-2), moderate-risk gamblers (score = 3-7) and problem gamblers (score = 8-27). The results showed that 7.8% of the population were categorized as low risk gamblers, 2.3% as moderate risk gamblers and 0.6% as problem gamblers, respectively. Compared to the previous population survey conducted in 2019, this survey shows a reduction in the prevalence of gambling problems. The extent of problems related to gambling in Norway is approximately the same or lower than that found in Norwegian surveys carried out in the period 2005-2019, but somewhat higher than findings from Norwegian surveys performed in the period 1997 to 2002. Compared to international studies on gambling prevalence, the scale of the problem in Norway is relatively low. In a Nordic context, the extent of the problem in Norway seems to be higher than some and lower than other neighboring countries. In this survey, we found that the risk of being a moderate risk gambler/problem gambler was elevated among men, those with low education and low income, and among those who were born outside Norway.



Gambling related harm was measured with a newly developed instrument that measures harm related to seven different areas (economics, relationships, well-being, health, work/school, culture and legal). A total of 2.1% of players reported harm of some impact or more. The most frequent forms of harm reported were, in ranked order, related to well-being, finances and health. Men, those being outside the workforce and those being born outside Norway were more likely to report gambling-related injury compared to the contrast groups (women, full-time employees and people born in Norway).

When it came to participation in various types of games, number games and scratch cards (not internet) dominated, where the majority of players had participated. Men had participated more frequently than women in most types of games. Women participated to a greater extent than men in paper scratch card games, scratch tickets on the internet (not Norsk Tipping) and bingo in bingo premises. Younger people participated relatively more frequently than older people in newer types of games (typically internet-based), while older people more often than younger people played more "traditional" games such as horse betting and number games. Those with scores of 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index had higher spending on all types of games than those with lower scores except the Bottle Recycling Lottery. There was generally a decrease in participation in games that are illegal in Norway (offered by foreign gaming companies) since the survey in 2019. Considering the overrepresentation of moderate risk players and problem players in games, this was particularly pronounced for Belago, data bingo in bingo premises and casino games on the internet (not Norsk Tipping).

A total of 63.6% of the gamblers had gambled through the internet in the last 12 months. This was an increase since 2019 despite the fact that there was a decrease in the proportion who had gambled online via a desktop PC, laptop and tablet. The increase that nevertheless was documented was thus linked to gambling via mobile phones. Online gambling was most frequent among men, younger people and those with a score of 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index.

The vast majority of the sample had been exposed to advertising for gambling in the past 12 months. Younger people reported more exposure to gambling advertising on the internet than older people, while the age trend was the opposite for gambling-related advertising on TV.



Those with scores of 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index reported more exposure to gambling advertising than those with lower scores. Compared to the 2019 survey, this survey showed a decrease in exposure to gambling advertising across all channels (TV, internet, newspapers, stores and direct advertising). Respondents reported more frequent exposure to advertising for unregulated games (foreign gambling companies) compared to advertising from Norsk Tipping and Norsk Rikstoto.

Similar to the findings from the previous population survey, it was shown that the gamblers reported that advertising had a significant effect in terms of informing about different types of gambling and gambling companies. Advertising was stated to influence gambling behavior and gambling intentions to a lesser extent, and was reported to increase risky gambling to a small extent. In general, men, younger people and people with problems related to gambling reported being most influenced by gambling advertising. There was a particularly large difference in reported advertising effect with regard to gambling with increased risk between those without and those with gambling problems. Compared to the findings from 2019, there was a general reduced perceived effect of advertising.

Views on gambling responsibility measures/tools were on average weakly positive, but had nevertheless changed somewhat in a more negative direction since the previous population survey. Setting an upper limit for losses and continuous feedback about losses were the two tools the gamblers rated most positively. Women, younger people and people with a score of 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index were most positive towards responsible gambling measures/tools.

Regarding actual use of responsible gambling tools, few reported using them – the most frequently reported was setting low enough loss limits which about 20% of the gamblers confirmed (either during the last year or earlier). Men, those with a young age and those with gambling problems were more likely to have used responsible gambling tools compared to the contrast groups which constituted women, the elderly and those with no/few gambling problems.

A total of 13 possible motives for participating in gambling were listed in the questionnaire. More than half of the players endorsed "for fun" and "to win" as motives for participating in



gambling. Those with scores of 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index more frequently confirmed gambling according to the motives listed except for “for fun”, “don't know” and “other causes” and less frequently the motive “to support a good cause” than those with 0-2 in score on the Canadian Problem Gambling Index. Compared to the survey in 2019, there were now five of the motives that were endorsed less often, while there was no change for the remaining eight.

Cryptocurrency for gambling purposes was only reported by 0.4% of the sample, while 7.0% stated having purchased cryptocurrency as an investment. Having purchased cryptocurrency was generally related to male gender, young age, and scoring 3 or more on the Canadian Problem Gambling Index, underscoring a link between problem gambling and cryptocurrency purchases.

A total of 45.7% had participated in computer games during the last 6 months. This proportion was unchanged since the population survey in 2019. More men than women and more young people than older people had played video games. Excessive computer gaming was measured with the Game Addiction Scale for Adolescents. Based on this scale, 94.4% were categorized as normal computer gamers (including those who did not play computer games), 5.0% were categorized as problem computer gamers and 0.6% as computer game addicts, respectively. The proportion of problem computer gamers and addicts was statistically unchanged since 2019. Belonging to the categories problem computer gamer/computer game addict was related to male sex, low age, low education, being unemployed/disabled/rehabilitation/clarification money and having Africa, Asia, or South and Central America as birthplace. Approximately 19% of those with gambling problems reported problematic gaming.

A total of 8.3% of the population had purchased loot boxes during the last six months, which was a slight but significant decrease since 2019. Buying loot boxes was related to male gender, young age, having care responsibilities for children living at home, having low education, and having a problem with gambling and computer games. Most had bought loot boxes for themselves. Of the loot box buyers, 3.8% stated that they had a problematic high consumption linked to this, which was related to having problems with gambling and computer games. A total of 37.9% of buyers stated more general problems with loot boxes



(based on an adaptation of the Lie/Bet questionnaire). Also this was related to having problems with gambling and computer games.



SAMMENDRAG

Høsten 2022 ble det i regi av Nasjonalt kompetansesenter for spillforskning, 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. Halvparten ble først invitert til å svare på nett, mens den andre halvparten også initialt kunne velge mellom å svare på nett eller papir. Inntil to påminnelser ble sendt alltid inneholdende et papirbasert spørreskjema. Totalt 7 386 valide svar ble mottatt. Etter at personer med uriktige adresser, syke, døde og personer i utlandet etc. ble trukket fra bruttoutvalget ga dette en svarprosent på 26.0%. I alt 61.8% hadde deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene, noe som representerte en liten men signifikant nedgang fra den forrige befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2019.

For å kartlegge omfanget av pengespillproblemer brukte vi Canadian Problem Gambling Index. Ut fra totalskåren 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 7.8% av befolkningen ble kategorisert som lavrisikospiller, 2.3% som moderat risikospiller og 0.6% som problemspiller. Sammenliknet med den forrige befolkningsundersøkelsen viser denne undersøkelsen en reduksjon i problemomfanget. Omfanget av problemer knyttet til pengespill i Norge er dermed omtrent likt eller lavere enn det som er funnet i norske undersøkelser gjennomført i perioden 2005-2019, men noe høyere enn funn fra norske undersøkelser gjort i 1997 og 2002. Sammenliknet med internasjonale studier på utbredelse er problemomfanget i Norge relativt lavt. I nordisk sammenheng ser problemomfanget i Norge ut til å ligge høyere enn noen og lavere enn andre naboland. I denne undersøkelsen fant vi at risikoen for å være moderat risikospiller/problemspiller var forhøyet hos menn, de med lav utdanning og lav inntekt, og blant de som hadde fødested utenfor Norge.

Pengespillrelatert skade ble målt med et nyutviklet instrument som måler skade relatert til syv områder (økonomi, relasjoner, velvære, helse, jobb/skole, kultur og legalt/juridisk). I alt 2.1% av spillerne rapporterte minst en form for pengespillrelatert skade med minst noe påvirkning.



De mest hyppige formene for skade var i rangert rekkefølge knyttet til velvære, økonomi og helse. Menn, å stå utenfor arbeidslivet og å være født utenfor Norge hadde større sannsynlighet for å rapportere pengespillrelatert skade sammenliknet med kontrastgruppene (kvinner, heltidsansatte og personer født i Norge).

Når det gjaldt deltakelse i ulike typer spill dominerte tallspill og papirskrapelodd, der majoriteten av spillerne hadde deltatt. Menn hadde deltatt mer hyppig enn kvinner i de fleste typer spill. Kvinner deltok i større grad enn menn i papirskrapelodd, skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping og bingo i bingolokale. Yngre deltok relativt hyppigere enn eldre i mer nyere typer spill (typisk internettbaserte) mens eldre mer hyppig enn yngre spilte mer «tradisjonelle» spill som spill på hester og tallspill. De med skåre på 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index hadde høyere forbruk på alle typer spill enn de med lavere skåre bortsett fra Pantelotteriet. Det var generelt en nedgang i deltakelse i spill som er ulovlige i Norge (som tilbys av utenlandske spillselskap) siden undersøkelsen i 2019. Med tanke på overrepresentasjon av moderate risikospillere og problemspillere i spill var dette særlig uttalt for Belago, databingo i bingolokale og kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping).

I alt 63.6% av spillerne hadde spilt pengespill på internett siste 12 måneder. Dette var en økning siden 2019 til tross for at det var en nedgang i andelen som hadde spilt over nett via stasjonær PC, bærbar PC og nettbrett. Økningen som likevel ble dokumentert var således knyttet til spilling over mobil. Spilling over nett var mest hyppig forekommende hos menn, yngre og hos dem med skåre 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index.

De aller fleste hadde blitt eksponert for reklame for pengespill siste 12 måneder. Yngre rapporterte mer eksponering for pengespillreklame enn eldre på internett, mens alderstrenden var motsatt for pengespillrelatert reklame på TV. De med skåre 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index rapporterte mer eksponering for pengespillreklame enn dem med lavere skåre. Sammenliknet med befolkningsundersøkelsen fra 2019 viste denne undersøkelsen en nedgang i eksponering for reklame for pengespill i alle kanaler (TV, internett, aviser, butikker og direkte reklame). Respondentene rapporterte mer hyppige eksponering for reklame for uregulerte aktører (utenlandske spillselskap) sammenliknet med Norsk Tipping og Norsk Rikstoto.



I likhet med funnene fra den forrige befolkningsundersøkelsen ble det vist at spillerne rapporterte 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 i mindre grad, men ble i liten grad rapportert å øke risikospilling. Generelt rapporterte menn, yngre og personer med problemer knyttet til pengespill å bli mest påvirket av pengespillreklame. Forskjell i rapportert effekt mellom de med og uten spillproblemer var særlig stor for leddet som omhandlet at reklamen fikk en til å spille med økt risiko. Sammenliknet med funnene fra 2019 var det en generell redusert opplevd effekt av reklame.

Syn på spillansvarlighetstiltak var i gjennomsnitt svakt positivt, men hadde likevel endret seg noe i mer negativ retning siden den forrige befolkningsundersøkelsen. At en selv kan sette en øvre grense for tap og fortløpende tilbakemeldinger om tap, var de to verktøyene spillerne var mest positive til. Kvinner, yngre og personer med skåre 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index var mest positive til spillansvarlighetstiltak.

Vedrørende bruk av spillansvarlighetsverktøy rapporterte få at de hadde brukt dette – det mest hyppigst rapporterte var å sette lave nok tapsgrenser som om lag 20% av spillerne bekreftet (enten siste år eller tidligere). Menn, de med lav alder og de med problemer knyttet til pengespill hadde økt sannsynlighet for å ha brukt spillansvarlighetsverktøy sammenliknet med kontrastgruppene kvinner, eldre og de uten/få pengespillproblem.

I alt 13 mulige motiv for å delta i pengespill ble listet opp i spørreskjemaet. Over halvparten av spillerne oppgav ”for moro” og ”for å vinne” som motiv for å delta i pengespill. De med skåre 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index oppgav hyppigere motivene som var listet som alternativer bortsett fra ”for moro”, ”vet ikke” og ”annet” og sjeldnere motivet ”for å støtte en god sak” enn dem med 0-2 i skåre på Canadian Problem Gambling Index. Sammenliknet med undersøkelsen i 2019 var det nå fem av motivene som sjeldnere ble oppgitt, mens det for åtte var ingen endring.

Kryptovaluta for pengespillformål var kun rapportert av 0.4% av utvalget, mens 7.0% oppga å ha kjøpt dette som en investering. Å ha kjøpt kryptovaluta var generelt relatert til mannlig kjønn, lav alder og å skåre 3 eller mer på Canadian Problem Gambling Index og understreker en kopling mellom pengespillproblem og kjøp av kryptovaluta.



I alt 45.7% hadde deltatt i dataspill i løpet av de siste 6 månedene, noe som var uendret siden befolkningsundersøkelsen i 2019. 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 94.4% kategorisert som normaldataspillere (inkludert dem som ikke spilte dataspill), 5.0% ble kategorisert som problemdataspillere og 0.6% som dataspillavhengig. Andelen problemdataspillere og avhengige var statistisk uendret siden 2019. Å tilhøre kategoriene problemdataspiller/dataspillavhengig var relatert til mannlig kjønn, lav alder, lav utdanning, å være arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger og å ha Afrika, Asia, eller Sør- og Mellom-Amerika som fødested. Om lag 19% av de med pengespillproblemer rapporterte også dataspillproblem.

I alt 8.3% av befolkningen hadde kjøpt lootbokser siste seks måneder, noe som var en svak men signifikant nedgang siden 2019. Kjøp av lootbokser var relatert til mannlig kjønn, lav alder, ha omsorgsansvar for hjemmeboende barn, ha lav utdanning, og å ha problem med pengespill og dataspill. De fleste hadde kjøpt lootbokser til seg selv. Av lootboks-kjøperne oppgav 3.8% at de hadde et problematisk høyt forbruk knyttet til dette, noe som var relatert til å ha problemer med pengespill og dataspill. I alt 37.9% av kjøperne oppgav mer generelle problemer med lootbokser (basert på en tilpasning av Lie/Bet spørreskjemaet). Også dette var relatert til å ha problemer med pengespill og dataspill.



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). Flere endringer har funnet sted siden forrige utgave av

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. |



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 avhengighetslidelser». 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. 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, familie, sosial, yrkesmessig, utdanning 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 til stede og symptomene er alvorlige.

Betegnelsen problemspilling viser som regel til pengespillproblemer som ikke er alvorlige nok til at de ovennevnte diagnostiske kriterier oppfylles, men der noen symptomer eller pengespillrelatert skade er tilstede (Potenza et al., 2019). En meta-analyse viste av utbredelsen av pengespillproblemer blant ungdom er mellom 0.2 og 12.3 % (Calado, Alexandre, & Griffiths, 2016), mens tilsvarende utbredelse blant voksne var mellom 0.12 og 5.8 % (Calado & Griffiths, 2016). En nylig meta-analyse viste at 0.50% søker hjelp for pengespillproblem i løpet av livet, mens 0.14% er hjelpesøkende i løpet av siste år (Bijker, Booth, Merkouris, Dowling, & Rodda, 2022). Det ser dermed ut til at kun et mindretall av de med pengespillproblemer søker hjelp for sine vansker.

1.2. Norsk lovgivning relevant for pengespill

Det var tre lover som frem til 2023 regulerte pengespill og lotteri i Norge: 1) [Lov om lotterier av 24.02.95 nr. 11](#) omfattet de såkalte private lotteriene i forskjellige former. Spill på bingo og lykkehjul ble 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](#) regulerte 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](#) regulerte totalisatorspillene som Norsk Rikstoto opererer. Loven ble sist endret i 2010. De tre ovennevnte lovene ble slått sammen til en ny lov, [Lov om pengespill av 18.03.22](#), som trådte i kraft fra 1. januar 2023. Loven rangerer ulike formål (der forebygging av spillproblemer rangeres høyest), ansvaret samles i ett departement (Kultur- og likestillingsdepartementet), enerettsmodellen styrkes, Lotteritilsynets rolle som kontroll- og sanksjonsorgan styrkes og det legges strengere føringer på markedsføring av pengespill. I tillegg blir pengespill i Norge regulert av forskrift om pengespill (pengespillforskriften) av 17.11.22. Den 20. mai 2020 ble det vedtatt endringer i Kringkastingsloven ([Lov om kringkasting og audiovisuelle bestillingstjenester av 04.12.92](#)) som skal kunne hindre eller vanskeliggjøre tilgang til markedsføring av pengespill i fjernsyn eller audiovisuelle bestillingstjenester som er i strid med pengespilloven i Norge. I henhold til forskrift om forbud mot betalingsformidling for pengespill som ikke har norsk tillatelse er banker og andre aktuelle foretak pålagt forbud mot å formidle betaling av innsats og gevinst i pengespill som ikke har tillatelse i Norge (betalingsformidlingsforbud).

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 2022 var det utplassert 1 408 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 2022 var det utplassert 1 275 Belago-terminaler. Både Multix og Belago har maksimalbeløpsgrenser (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 som muligheter for frivillige initierte spillepauser og selveksklusjon fra spill, samt selvtest for spillproblemer er innført. I 2015 ble det gitt tillatelse til gjennomføring av NM i poker og legalisering av private pokerlag. For sistnevnte er det fra 2023 satt en maksimal innskuddsgrense på kr 1000 (tapsgrense per spillekveld) per deltaker og maksimalt antall deltakere er satt til 20. I oktober



2016 innførte Norsk Tipping en total(global) tapsgrense på tvers av alle spill på kr 20 000 per måned. I juli 2019 innførte Norsk Tipping muligheten til å satse penger på spillobjekter innen e-sport. På nettkasinospill hos Norsk Tipping var øvre tapsgrense opprinnelig 10 000 kr per måned, men ble endret til 7500 kr fra 1. desember 2020 og til 5000 kr fra 1. september 2021. 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. Fra 1. januar 2021 ble det innført en øvre tapsgrense på 20 000 kr per måned, rullerende over en 90 dagers periode. Spillerne hos Norsk Rikstoto har tilgang til eget spillregnskap og kan også utestenge seg fra spill. I desember 2022 fikk Norsk Rikstoto fornyet sin konsesjon for 10 år.

1.4 Brutto omsetting for pengespill i Norge 2005-2022

Etter at automatforbudet ble innført i 2007 sank bruttomsetningen for pengespill i Norge drastisk. De siste årene, fra 2009 til 2022, har omsetningen steget årlig (dog ikke justert for endring i kroneverdien). Bruttoomsetningen for ulike pengespill i Norge i perioden 2009 til 2022 er vist i tabell 1.3 (det understrekes at tallene i tabell 1.3 ikke viser spill hos utenlandske spillaktører/selskap). Det understrekes at tallene representerer satset beløp. Siden tilbakebetalingsprosenten varierer en del mellom spill, kan tallene ikke anvendes til å si noe om penger tapt per spill.

Tabell 1.3 Bruttoomsetning (satset beløp før fratrekk for gevinster) for pengespill i Norge for perioden 2005 til 2022 (tall i millioner kroner)¹

Spill	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Norsk tipping (unntatt, Multix, Belago og kasinospill 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	14 402	15 198	15 412	15 890	16 956	17 545
Norsk Tipping - Multix				11	1 664	3 530	4 774	5 945	7 105	7 180	7 130	6 658	6 204	5398	3671	2131	2235	1878
Norsk Tipping – Instaspill (kasino-, skrape og bingospill på nett)										4 514	6 333	7 842	10 899	13 895	18 030	22 644	22 810	25 025
Gevinstautomater ²	27 745	23 202	10 439															
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	4 638	3707	3637	5016
Norsk Tipping – Belago i bingohaller							84	1 044	2 266	2 653	2 774	3 094	3 411	3 631	3 153	1929	1740	2255
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	3589	3228	3263
Bingo uten entreprenør	250	230	240	230	220	210	160	145	140	115	116	116	118	113	127	116	111	111
Landslotteri	508	424	422	396	378	383	291	292	288	272	269	283	292	146	122	100	89	85
Fem lotteri med lisens ³														163	302	459	568	628
Poker NM (turnering)											16	19	17	21	22		24	26
Lokale/regionale lotteri	120	100	90	110	120	120	130	130	110	120	130	150	140	160	160	150	145	160
Spill på skip					468	469	413	431	459	453	412	395	557	566	556	302	335	671
Tivoli.no/SMS jackpot		14																
Total bruttoomsetning	42 362	38 246	27 372	18 980	22 514	24 751	26 833	28 661	30 915	35 852	38 490	40 709	43 761	46 548	49 592	51 015	51 878	56 662

¹Basert på rapporter utgitt av Lotteri- og stiftelsestilsynet; for 2022 er tall for entreprenørbingo, bingo, landslotteri, lokale/regionale lotterier og spill på skip foreløpige. ²Gevinstautomater som ble forbudt i 2007. ³En stor del av omsetningen gjelder Pantelotteriet. 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 2022 viste at 76% av 9-18-åringer i Norge (92% av guttene og 59% av jentene) spiller spill på pc, Playstation, mobil, nettbrett eller liknende. I alt 17 prosent av de som gamer i alderen 9–18-år har svart at de bruker «for mye» tid på gaming (Medietilsynet, 2022).

En mindre andel kan utvikle 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 pengespillproblem 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 ble kriterier for ”Internet Gaming Disorder” (dataspillidelse) presentert (American Psychiatric Association, 2013). 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, utdannelses- eller karrieremulighet på grunn av deltakelse i internettbaserte spill



I de tre fire handlingsplanene omtales dataspillproblematikk, samt tiltak mot dette (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022; Kulturdepartementet, 2013, 2015, 2019). Hjelplinjen for spilleavhengige har over flere år tatt imot henvendelser og gitt råd i forbindelse med dataspillproblemer. En nylig meta-analyse viste en global utbredelse av dataspillidelse på 2.96 % (Nguyen, in press; M. W. R. Stevens, Dorstyn, Delfabbro, & King, 2021). Utbredelsen er høyere blant tenåringer. Her viste en meta-analyse at prevalensen var 4.6%. Utbredelsen var høyere blant gutter (6.8%) enn jenter (1.3%) (Fam, 2018). En metaanalyse basert på 84 uavhengige utvalg fra 20 land viste at dataspillidelse er moderat til sterkt positivt assosiert med psykologiske og interpersonlige problemer, samt negativt relatert til psykologisk velfølelse 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 en forløper for, mens angst, depresjon og ensomhet var konsekvenser av dataspillproblem. En oversiktsartikkel som inkluderte 57 longitudinelle studier indikerte at vansker med å regulere følelser og lav selv-følelse typisk var risikofaktorer for fremtidig dataspillavhengighet, mens konsekvenser av sistnevnte typisk var angst, dårlige relasjoner med foreldre, svekket livstilfredshet og svekkede akademiske prestasjoner (Richard, Temcheff, & Derevensky, 2020).

At dataspillproblemer er nevnt i de fire 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 tvetydig. 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 loot-boksene er normalt ikke kjent for spillerne i det boksene kjøpes. Flere har derfor påpekt likheten mellom loot-boks fenomenet og pengespill i det fenomenet innebærer at man kjøper en vare hvis utfallet (her innholdet) er helt eller delvis bestemt av tilfeldigheter (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018). Dette er derfor et tema som det bør forskes mer på. En longitudinell studie viste at kjøp av lootbokser kunne predikere fremtidig oppstart av deltakelse i pengespill (Brooks & Clark, 2023).



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 spillproblem i Norge 2019. UiB fikk anbudet og datainnsamlingen ble gjennomført høsten 2019. Oppdraget var forankret i Handlingsplan mot spillproblemer (2019-2021) der delmål 2.1 omfatter regelmessig kartlegging av spilleatferd og problemspilling (Kulturdepartementet, 2019). I kontrakten som ble inngått mellom Lotteri- og stiftelsestilsynet og UiB lå det en opsjon på en oppfølgingsundersøkelse basert på de innsamlete data. Dette ble realisert i 2022 da Lotteritilsynet ba UiB om å gjennomføre oppfølgingsundersøkelsen, samt å gjennomføre en ny befolkningsundersøkelse. Denne rapporten knytter seg opp til og presenterer funnene i den nye befolkningsundersøken.

2.2 Prosedyre

Vi søkte regional komité for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk (REK), helseregion vest, om tillatelse til å gjennomføre prosjektet (nr. 460136). Endelig godkjenning av REK ble gitt 22. september 2022. 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 1. august 2022. EVRY 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 undersøkelsene gjennomført i 2015 og 2019 (Pallesen et al., 2020; Pallesen, Molde, Mentzoni, Hanss, & Morken, 2016b) forholdene best mulig til rette for å oppnå så høy svarprosent som mulig. En metaanalyse 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). Ved første henvendelse fikk halve utvalget (n=15 000 tilfeldig randomisert) kun mulighet til å svare på nett (www.spill2022.no), mens den andre halvparten fikk tilsendt papirspørreskjema og medfølgende ferdig frankert svarkonvolutt, men kunne samtidig svare på nett om de foretrakk det. Opptil 2 påminnelser ble sendt de vi ikke hadde registrert svar fra. Ved begge påminnelsene ble det sendt ut papirskjema med ferdig frankert svarkonvolutt. Alle skjema og brev var tydelig merket med et unikt løpenummer. I informasjonsskrivet annonserte vi trekning av 300 gavekort hvert pålydende kr 500 blant de



som svarte. På alle brev, spørreskjema og på samtykke/informasjonskriv viste vi universitetstilknytning via logo (se appendix). I samtykke/informasjonskrivet 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. En nylig meta-analyse av randomiserte kontrollerte forsøk viste at bruk av insentiver (penger, lotteri eller gavekort) øker svarprosenten i spørreundersøkelser (Abdelazeem et al., 2023). Bruken av belønning som gavekort har i tidligere norske studier vist seg å øke deltakelsen særsilt fra grupper som tradisjonelt har vært underrepresentert i spørreundersøkelser (Olsen, Abelsen, & Olsen, 2012).

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.

Første utsendelse ble sendt med post tirsdag den 23. august 2022. Første påminnelse ble sendt mandag den 26. september 2022. I forbindelse med den første påminnelsen sendte vi også ut en påminner på sms (66% av utvalget hadde tilgjengelige mobilnumre knyttet til sin profil i Folkeregisteret) med direkte lenke til undersøkelsen. Denne ble sendt 3. oktober 2022, via en sms-tjeneste som vi kjøpte fra IT-avdelingen ved Universitetet i Oslo. Siste og andre påminnelse ble sendt 31. oktober 2022. For å få nok tid til statistiske analyser, utskriving og produksjon av rapporten ble registrering av svar avsluttet den 17. februar 2023.

Det ble lagt vekt på at undersøkelsen i 2022 både med tanke på spørsmål, utvalgsmetoder og tidspunkt på året skulle være mest mulig lik de tre siste befolkningsundersøkelsene, gjennomført henholdsvis høsten 2013, 2015 og 2019 (Pallelsen, Hanss, Mentzoni, Molde, & Morken, 2014; Pallelsen et al., 2020; Pallelsen et al., 2016b), slik at sammenlikningen skulle bli mest mulig reell. Når en skal gjøre datainnsamlinger basert på uttrekk fra Folkeregisteret blir det ikke mulig å invitere deltakere via epost, da epostadresser ikke er registrert i Folkeregisteret. Et alternativ til innsamling via 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 sosiale ønskerdige svar enn spørreskjema (Bowling, 2005), noe som er særlig aktuelt når temaet handler om problematferd (som



pengespill- og dataspillatferd). En undersøkelse fra Storbritannia viste at pengespillproblemestimatene ble vesentlig høyere når undersøkelsen ble gjort via internett sammenliknet med ansikt-til-ansikt intervjuer (Sturgis & Kuha, 2022).

2.3 Svar og svarprosent

Invitasjonsbrevet og skjema brukt ved påminnelser var merket ved 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 respondentene hadde deltatt eller ikke i pengespill i løpet av de siste 12 månedene. I alt mottok vi 3 559 valide svar etter hovedutsendelsen, 2 778 valide svar etter første påminnelse og 949 valide svar etter siste påminnelse. Samlet antall svar var således 7 386. Av bruttoutvalget på 30 000 fikk vi utsendelser fra 1 601 personer i retur på grunn av feil adresse. Videre gikk 9 personer ut av bruttoutvalget pga. død, utenlandsopphold, språkproblemer og sykdom. Justert bruttoutvalg var således 28 390. Ut fra dette ble svarprosenten 26.0%.

2.4 Manglende respons på spørsmål

Til tross for at det i alt var 7 386 valide svar var det likevel noe manglende respons på visse spørsmål. For de som deltok i pengespill ($n = 4\,621$) hadde 4559 komplette svar på alle de ni leddene på Canadian Problem Gambling Index, 39 hadde svar på minst ett ledd, men ikke alle, mens 23 ikke hadde svart på noen ledd. Som en konservativ tilnærming ble manglende data for de 39 som hadde svart på minst ett ledd erstattet med verdien "0" (laveste skåre). I alt kunne en sumskåre for Canadian Problem Gambling Index således kalkuleres for 4 598 personer. Totalt ble manglende svar erstattet med verdien "0" for i alt 0.85% av dem som fikk beregnet en totalskåre på Canadian Problem Gambling Index. I alt 177 responser som var "missing" ble erstattet med verdien "0". Dette utgjorde 0.430% av totalt 41 382 responser.

Problematisk dataspillavhengighet ble målt med Game Addiction Scale for Adolescents (GASA). I alt 7 287 respondenter svarte på om de hadde spilt dataspill, hvorav i alt 2 725 svarte bekreftende på at de hadde spilt dataspill. Av disse hadde 2 710 svart på alle de syv leddene i GASA, 14 hadde svart på minst ett ledd men ikke alle, og en hadde ikke svart på noen av leddene. Som en konservativ tilnærming fikk alle 14 de manglende svarene erstattet med verdien "1", som er laveste skåre. I alt ble en sumskåre for GASA dermed beregnet for 2



724 personer. Totalt ble manglende svar erstattet med verdien "1" for i alt 0.51% av de som fikk beregnet en totalskåre på GASA. I alt ble 18 responser som var "missing" erstattet med verdien "1". Dette utgjorde 0.09% av totalt 19 068 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 allmenne befolkningen, på grunn av lavere responsrate hos disse (Pallesen, Sivertsen, Nordhus, & Bjorvatn, 2014). For å justere resultatene med tanke på avvik mellom

Tabell 2.1. Befolkningsandel i alderen 16-74 år pr 1. januar 2022, forventede svar, mottatte svar og vektor for aldersgrupper og kjønn

Gruppe	Prosent av befolkningsandelen	Forventede svar	Mottatte svar	Vekt
	16-74 år			
Menn 16-20 år	4.0751	300.99	199	1.51296915
Menn 21-25 år	4.4352	327.58	157	2.086521478
Menn 26-30 år	4.7844	353.38	222	1.591782811
Menn 31-35 år	4.8927	361.37	233	1.550964901
Menn 36-40 år	4.6192	341.17	266	1.282609444
Menn 41-45 år	4.4801	330.90	241	1.373029817
Menn 46-50 år	4.7641	351.88	306	1.149922961
Menn 51-55 år	4.7945	354.12	400	0.885304425
Menn 56-60 år	4.3206	319.12	418	0.763443818
Menn 61-65 år	3.8808	286.64	410	0.699111922
Menn 66-70 år	3.4260	253.04	410	0.617181366
Menn 71-74 år	2.5227	186.33	310	0.601053619
Kvinner 16-20 år	3.8765	286.32	225	1.272525733
Kvinner 21-25 år	4.1409	305.85	187	1.635544781
Kvinner 26-30 år	4.5332	334.82	249	1.344667277
Kvinner 31-35 år	4.6935	346.66	299	1.159404381
Kvinner 36-40 år	4.3684	322.65	280	1.152321514
Kvinner 41-45 år	4.2342	312.74	332	0.941981964
Kvinner 46-50 år	4.5445	335.66	390	0.860658385
Kvinner 51-55 år	4.5753	337.93	425	0.795133313
Kvinner 56-60 år	4.1419	305.92	430	0.711443567
Kvinner 61-65 år	3.8164	281.88	397	0.710023436
Kvinner 66-70 år	3.4788	256.94	366	0.702033246
Kvinner 71-74 år	2.6006	192.08	234	0.820856051

befolkningssammensetningen og utvalget tok vi utgangspunkt i befolkningssammensetningen per 1.1. 2022 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 vektorer som vist i tabell 2.1. Som det



framgår av tabell 2.1 var menn 16-50 år underrepresentert, mens menn 51-74 år var overrepresentert i det endelige utvalget (nettoutvalget). Kvinner 16-40 år var underrepresentert, mens kvinner 41-74 år var overrepresentert. For å kompensere (etterstratifisering) for dette ble dataene vektet i henhold til forskjellen mellom befolkningssammensetningen per 1.1. 2022 og sammensetningen av nettoutvalget.

Vi lagde også en oversikt over befolkningsandelen i de ulike fylkene i Norge i alderen 16-74 år per 1. januar 2022. 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 vektorer for hvert enkelt fylke. Disse 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 vektorer for fylke

Fylke	Prosent av befolkningsandelen	Forventede svar	Mottatte svar	Vekt
	16-74 år			
Oslo	13.5170	998.37	929	1.074667
Viken	23.1556	1710.27	1671	1.023502
Vestfold og Telemark	7.7857	575.05	572	1.005335
Innlandet	6.8212	503.81	486	1.036654
Agder	5.6678	418.62	420	0.996723
Rogaland	8.8288	652.10	660	0.988023
Vestland	11.7328	866.58	940	0.921899
Møre og Romsdal	4.8301	356.75	329	1.08435
Trøndelag	8.7431	645.77	702	0.919894
Nordland	4.3987	324.89	353	0.920363
Troms og Finmark	4.5193	333.80	324	1.030233

Som det fremgår av tabellen var det små avvik mellom forventede svar og mottatte svar for hvert fylke. Oslo var sterkest underrepresentert, mens Trøndelag, Nordland og Vestland 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.

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, hjemmевærende, 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 fylke/bostedskommune ble hentet fra Folkeregisteret.

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 subskalaer, hvorav en ble inkludert i spørsmålsbatteriet. Denne tapper informasjon om i hvilken grad en opplever at ens atferd og holdninger til pengespill blir påvirket av reklame. Subskalaen har totalt fem ledd. Hvert ledd skåres på en skala fra 1 (veldig uenig) til 4 (veldig enig). Skalaen ble oversatt til norsk til befolkningsundersøkelsen i 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014). I henhold til den representasjonelle måletradisjonen kan slike svaralternativer forstås som en intervallskala (Nunnally & Bernstein, 1994) og vi har følgelig brukt parametrisk statistikk i analysene av disse. To av leddene skal snus. Vi la også til fire ledd konstruert for undersøkelsen i 2013. En totalskåre lages ved å summere skåren fra hvert ledd. Jo høyere skåre jo mer positiv holdning til pengespill og mer intens spilleatferd angis reklamen å ha forårsaket (Derevensky et al., 2007). Et eksempel på et ledd er "Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)". Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare spørsmålene om innvirkning fra pengespillreklame. To av leddene var reversert og ble således snudd/rekodet før skåring. Cronbachs alfa (mål på indre konsistens i svar – der .80, og .70 for korte skalaer anses som akseptable verdier (Bland & Altman, 1997)) var .77 (n = 4 621).



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). Totalskåren varierer således mellom 0 og 27. Cronbach’s alfa for CPGI var .89 (n = 4 621 i denne undersøkelsen). Basert på totalskåren deles spillerne inn i fire grupper: 1) ikke pengespillproblemer (totalskåre = 0), 2) lavrisikospiller (totalskåre = 1-2), 3) moderat risikospiller (totalskåre = 3-7) og 4) problemspiller (totalskåre = 8-27) (Ferris & Wynne, 2001). Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare denne skalaen.

Pengespillplattformer. Pengespill spilles i økende grad på internett (Gainsbury, Wood, Russell, Hing, & Blaszczynski, 2012; Pallesen et al., 2021). Siden internettilgangen i Norge er svært god (ca 99 % har tilgang til internett i 2022), Norge er rangert blant de fire landene i verden med høyest tilgang ifølge Statista (Statista, 2023) og fordi spillsselskap i økende grad tilbyr satsing over nett eller tilbyr internettbaserte spill spurte vi 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 siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene.

Deltakelse i og problemopplevelse knyttet til ulike typer spill. Basert på undersøkelsen gjennomført høsten 2019 (Pallesen et al., 2020) samt en gjennomgang av ulike typer pengespill tilgjengelig i Norge, validert og justert av ansatte ved Lotteritilsynet, ble det utarbeidet en 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 (f.eks. V75, V5, dagens dobbel eller Vinner hos Norsk Rikstoto, o. Langodds og liveodds hos Norsk Tipping unntatt e-sportbetting, p. Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping unntatt e-sportbetting, q. Tipping (midtuke, Lørdags- eller Søndagskupong, pausetipping, r. Tallspill (f.eks.. Lotto, Viking Lotto, Nabolaget, EuroJackpot, Keno, Joker, Extra, Postkodelotteriet) , s. Private pokerlag eller andre private spill (f.eks. spilleklubber, pokerlag), t. Pantelotteriet (Panto), u. Fantasy hos Norsk Tipping, w. Fantasy hos andre spillsselskap enn Norsk Tipping, x. E-sportbetting hos Norsk Tipping, og y. 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.

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 eksisterende 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). Et spørsmål om bruk av proaktive samtaler (Jonsson, Hodgins, Munck, & Carlbring, 2019) ble i tillegg lagt inn i denne undersøkelsen. Respondentene ble bedt om å vurdere i hvilken grad 11 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 parametrisk statistikk i analysene av disse. Totalskåren ble kalkulert ved å summere alle leddene, for så å dele summen på 11. Totalskåren varierte dermed mellom 1 og 5. Høyere skåre innebærer mer positive holdninger til spillansvarlighetsverktøy for pengespill. I alt 10 av leddene om spillansvarlighetsverktøy var med i befolkningsundersøkelsen i 2019 (Pallesen et al., 2020). Det ellefte leddet (lagt til i 2022-undersøkelsen) lød "At spillelskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min". Kun



de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare disse spørsmålene. Cronbach's alfa for skalaen var .96 ($n = 4\,391$) 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 et al., 2020; Pallesen et al., 2016b), listet opp. Respondentene ble instruert i 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", "tidsfordriv", "vet ikke" 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.

Pengespillrelatert skade. Selv om CPGI måler pengespillrelatert skade (primært økonomisk) har en mer utvidet forståelse av begrepet pengespillrelatert skade fått økende oppmerksomhet de siste årene. Flere betraktninger av dette begrepet foreligger. En av de mest innflytelsesrike taksonomiene i dag er utviklet av Langham og kolleger (2016) og skiller mellom skade langs syv ulike domener (økonomi, relasjonelt, emosjonelt/psykologisk velvære, fysisk/mentale helse, arbeid/studier, kultur/religion og legalt/juridisk). Flere skalaer er utviklet på grunnlag av denne taksonomien, men svakheter ved disse er at de er meget omfattende (E. Li, Browne, Rawat, Langham, & Rockloff, 2017) eller ikke dekker alle de syv domene/dimensjonene (Browne, Goodwin, & Rockloff, 2018). Mot denne bakgrunnen utviklet vi en egen skala med totalt syv ledd (et for hvert domene/dimensjon). Skalaen ser ut til å reflektere overordnet faktor, har høy indre konsistens og viser konvergerende validitet opp mot andre skalaer som måler pengespillrelatert skade. Hvert ledd skåres fra 0 (ingen påvirkning) til 4 (betydelig påvirkning). En totalskåre kan beregnes ved å summere skåren på hvert enkelt ledd og varierer således fra 0 til 28 (Syvertsen, Kristensen, Browne, Li, & Pallesen, submitted). Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare denne skalaen. Cronbach's alfa for skalaen var .90 ($n = 4\,457$) i denne undersøkelsen.

Eksponering 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, d. butikker og



e. mottatt direkte reklame (sms, epost, telefon). Svaralternativene var "aldri", "sjeldnere enn en dag i måneden", "omtrent månedlig", "omtrent ukentlig" og "omtrent daglig". Alle ble bedt om å besvare disse spørsmålene. Svarene ble analysert med ikke-parametriske metoder (Kruskal-Wallis og Mann-Whitney U test). 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 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.).

Bruk av spillregulatoriske verktøy. Flere spillselskap tilbyr ulike typer regulatoriske verktøy som spilleren kan bruke for å regulere egen spilling. Det ble spurt om bruk av seks slike verktøy: a. Satt mine egne beløpsgrenser i spillet som er lave nok til at jeg ikke bruker mer penger enn jeg har råd til, b. Satt meg på tidsbegrenset pause fra ett eller flere spill, c. Utestengt meg permanent fra ett eller flere spill, d. Testet meg hos et pengespillselskap (f.eks. på nettsiden) for å se om jeg kan ha et spillproblem, e. Bedt om eller lastet ned mitt spilleregnskap fra et pengespillselskap (som viser økonomisk oversikt over spillingen), 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. I tillegg ble det spurt om: g. Kontaktet hjelpelinjen for spilleavhengige eller andre (selvhjelpsgrupper og/eller behandlere) pga. pengespillproblemer og h. Overlatt styringen av min økonomi til andre (som partner eller foreldre) pga. mine pengespillproblemer (Engebø, Torsheim, & Pallesen, 2022). Svaralternativene var "Nei", "Ja, i løpet av siste år", og "Ja, men for lengre tid siden".

Kryptovaluta. Kryptovaluta er en form for digitale penger/betalingsmiddel og er i motsetning til tradisjonelle betalingsmidler kontrollert på en desentralisert måte, via en såkalt blokkjede, og skjer dermed utenfor kontroll av det tradisjonelle bankvesenet. Blokkjedene fungerer ved at informasjon spres til mange noder som oppdaterer og kontrollerer hverandre fortløpende. Utvinning/produksjon av kryptovaluta skjer på basis av spesifikke algoritmer som innebærer at tempoet i utviklingen er forhåndsbestemt (Joo, Nishikawa, & Dandapani, 2020). Noen spillselskap tilbyr kunder å satse via kryptovaluta. Fra Norge vet en at noen via kryptovaluta prøver å omgå betalingsformidlingsforbudet. Fra utlandet vet en at en del spillselskap lar kunder spille anonymt via kryptovaluta, som klart vanskeliggjør buk av flere potensielle spillregulatoriske tiltak (Andrade, Sharman, Xiao, & Newall, in press). Det har videre blitt pekt på at investering i kryptovaluta (og aksjehandel, særlig «fast-trading») har likheter med



pengespill, ved at det satses penger ofte på et tynt informativt grunnlag som innebærer høy usikkerhet og at et hovedmotiv ofte er kortsiktig gevinst (Delfabbro, King, Williams, & Georgiou, 2021). Studier har også funnet store demografiske overlapp mellom de som deltar i kortsiktig kryptovalutahandel og som de som har pengespillproblem (B. Johnson et al., 2023; Steinmetz, 2023). Studier har også pekt på at handel med ressurser og andre dataspillrelaterte elementer i en del nettverk skjer ved hjelp av kryptovaluta (Culannay et al., 2022). Siden kryptovaluta dermed er relevant både for penge- og dataspillfeltet inkluderte vi tre spørsmål om kryptovaluta i denne undersøkelsen: Om en i løpet av det siste året; a. hadde kjøpt kryptovaluta som en ren investering, b. kjøpt kryptovaluta til andre formål enn investering (f.eks. for å betale noe; dog ikke pengespill) og c. kjøpt kryptovaluta i forbindelse med pengespill hos utenlandske spillleselskap. For hvert av de tre leddene kunne respondentene krysse av for følgende svaralternativer: "Nei", "1-1000 kr", "1001-5000 kr", "5001-10000 kr", "10001- 25000 kr", "25001-50000 kr" og "Mer enn 50000 kr".

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», «501-1000 kr», «1001-2000 kr», «2001-5000 kr» og «Mer enn 5000 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». Endelig ble respondentene bedt om å besvare 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 et av spørsmålene som en indikasjon på problemer (E. E. Johnson, Hamer, Nora, Eisenstein, & Engelhart, 1997) og tilsvarende fortolkning er lagt til grunn her.

Dataspill. I undersøkelsen ble dataspill definert for respondentene. Det ble i denne sammenheng understreket at pengespill ikke regnes som dataspill. Med dataspill regnes 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 liknende. 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. Totalskåren 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 .84 ($n = 2\,724$) i denne undersøkelsen. Kun de som hadde spilt dataspill 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, Scharkow, & Quandt, 2013; Khazaal et al., 2016).

2.7 Beskrivelse av nettoutvalget

Tabell 2.3 viser en (uvektet og vektet) oversikt over de demografiske variablene i nettoutvalget på i alt 7 386 personer.

Tabell 2.3 Beskrivelse/oversikt over de demografiske variablene samt deltakelse i penge- og dataspill i nettoutvalget ($N = 7\,386$)

Variabel	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (uvektet)	Antall (n) og % eller gjennomsnitt og standardavvik (vektet)
Kjønn		
Kvinne	$n = 3\,814 - 51.6\%$	$n = 3\,622 - 49.0\%$
Mann	$n = 3\,572 - 48.4\%$	$n = 3\,768 - 51.0\%$
Alder	48.9 år (SD = 16.1)	43.9 år (SD = 16.3)
Sivil status		
Samboer/gift	$n = 5\,175 - 70.4\%$	$n = 4\,930 - 67.0\%$
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	$n = 2\,175 - 26.9\%$	$n = 2\,428 - 33.0\%$
Antall hjemmeboende barn en har omsorgsansvar for		
Ingen	$n = 5\,042 - 68.5\%$	$n = 4\,868 - 66.1\%$
1 barn	$n = 872 - 11.8\%$	$n = 904 - 12.3\%$
2 barn	$n = 1\,036 - 14.1\%$	$n = 1\,133 - 15.4\%$
3 barn	$n = 338 - 4.6\%$	$n = 380 - 5.2\%$
4 barn	$n = 56 - 0.8\%$	$n = 62 - 0.8\%$
5 barn eller flere	$n = 20 - 0.3\%$	$n = 22 - 0.3\%$
Personlig inntekt før skatt siste år		
0 – 99 999	$n = 572 - 7.8\%$	$n = 809 - 11.0\%$
100 000 – 199 999	$n = 287 - 3.9\%$	$n = 360 - 4.9\%$
200 000 – 299 999	$n = 599 - 8.1\%$	$n = 552 - 7.5\%$
300 000 – 399 999	$n = 854 - 11.6\%$	$n = 747 - 10.1\%$
400 000 – 499 999	$n = 992 - 13.5\%$	$n = 932 - 12.5\%$
500 000 – 599 999	$n = 1\,166 - 15.9\%$	$n = 1\,162 - 15.8\%$



600 000 – 699 999	n = 977 – 13.3%	n = 948 – 12.9%
700 000 – 799 999	n = 554 – 7.5%	n = 554 – 7.5%
800 000 – 899 999	n = 338 – 4.6%	n = 330 – 4.5%
900 000 – 999 999	n = 249 – 3.4%	n = 243 – 4.3%
1 000 000 eller mer	n = 663 – 9.0%	n = 629 – 8.5%
Vil ikke svare	n = 102 – 1.4%	n = 104 – 1.4%
Høyeste fullførte utdanning		
Ikke avsluttet grunnskole	n = 11 – 0.1%	n = 13 – 0.2%
Grunnskole	n = 536 – 7.3%	n = 558 – 7.6%
Videregående skole (gymnas/yrkesskole)	n = 1 515 – 20.5%	n = 1 578 – 21.4%
Faglig yrkesutdanning	n = 1 263 – 17.1%	n = 1 180 – 16.0%
Universitet/høgskole (lavere grad; opptil 4 år)	n = 2 255 – 30.6%	n = 2 236 – 30.3%
Universitet/høgskole (høyere grad; opptil 5-6 år)	n = 1 673 – 22.7%	n = 1 698 – 23.0%
PhD/doktorgrad	n = 122 – 1.7%	n = 116 – 1.6%
Yrkesstatus (flere kryss var her mulig)		
Heltidsansatt	n = 4 135 – 56.3%	n = 4 295 – 58.4%
Deltidsansatt	n = 664 – 9.0%	n = 696 – 9.5%
Arbeidsledig	n = 90 – 1.2%	n = 118 – 1.6%
Student	n = 519 – 7.1%	n = 785 – 10.7%
Hjemmeværende	n = 31 – 0.4%	n = 31 – 0.4%
Uføretrygdet/attføring	n = 471 – 6.4%	n = 409 – 5.6%
På avklaringspenger	n = 112 – 1.5%	n = 120 – 1.6%
Pensjonist	n = 1 327 – 18.1%	n = 904 – 12.3%
Fødested		
Norge	n = 6 539 – 88.7%	n = 6 472 – 87.6%
Land i Norden utenfor Norge	n = 170 – 2.3%	n = 178 – 2.4%
Land i Europa utenfor Norden	n = 371 – 5.0%	n = 418 – 5.6%
Afrika	n = 41 – 0.6%	n = 44 – 0.6%
Asia	n = 178 – 2.4%	n = 198 – 2.7%
Nord-Amerika	n = 28 – 0.4%	n = 29 – 0.4%
Sør- eller Mellom-Amerika	n = 41 – 0.6%	n = 41 – 0.6%
Oceania	n = 3 – 0.0%	n = 4 – 0.0%
Deltatt pengespill siste året		
Ja	n = 4 621 – 62.6%	n = 4 568 – 61.8%
Nei	n = 2 765 – 37.4%	n = 2 822 – 38.2%
Deltatt dataspill siste 6 måneder		
Ja	n = 2 725 – 37.4%	n = 3 329 – 45.7%
Nei	n = 4 562 – 62.6%	n = 3 953 – 54.3%

I 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 på noen variabler noe avvik på sentrale demografiske variabler (inkl. deltakelse i penge- og dataspill) mellom uvektete og vektete frekvenser. Disse avvikene skyldes primært at yngre var underrepresentert. Således ble frekvensen på nivå av demografiske variabler der unge utgjør en stor andel (som å være student og å ha deltatt i dataspill) særlig oppjustert i de vektete analysene.

2.8 Statistiske analyser

Statistiske analyser ble gjort med SPSS, versjon 28.0. Disse er vektet i henhold til avviket mellom nettoutvalget og befolkningssammensetningen per 1.1. 2022 når det gjelder kjønn,



alder og fylke (etterstratifisering). Deskriptive analyser representerer beregning av aritmetisk gjennomsnitt og standardavvik, eller frekvenser (angitt i prosenter). I noen tilfeller er 95% konfidensintervall også beregnet. For å undersøke sammenhenger mellom pengespillproblemer og andre variabler er det benyttet kjikvadratanalyser (der de andre variablene er målt på nominelt nivå eller ordinalnivå). Der avhengig variabel er målt på ordinale nivå ble Kruskal-Wallis eller Mann-Whitney U tester utført (evt. Friedman test). De sistnevnte ikke-parametriske testene ble også brukt der forutsetningene for kjikvadratanalyser i noen tilfeller ikke var oppfylt (f.eks. ved 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 (med Bonferroni-korreksjon) 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 justerte for alder, kjønn og fylke om ikke annet spesifikt er oppgitt.



KAPITTEL 3. PENGESPILLPROBLEM

3.1 Måleinstrumenter

I spørreundersøkelser måles ofte pengespillproblem 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 totalskåren grupperes respondentene inn i fire kategorier: 1) ikke pengespillproblemer/ikke problemspillere/normalspiller (totalskåre = 0), 2) lavrisikospiller (totalskåre = 1-2), 3) moderat risikospiller (totalskåre = 3-7), og 4) problemspiller (totalskåre = 8-27) (Ferris & Wynne, 2001). Instrumentet brukes internasjonalt mye 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; Pallesen et al., 2020; Pran & Ukkelberg, 2010). Det var også CPGI som var inkludert i forrige befolkningsundersøkelse (Pallesen et al., 2020), 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). Totalskåren 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 pengespillproblem har benyttet NODS (Bakken & Weggerberg, 2008; I. Lund & Nordlund, 2003; Øren & Bakken, 2007). En revidert versjon av NODS som er tilpasset de diagnostiske kriteriene i DSM-5 er utviklet (Brazeau & Hodgins, 2022).

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 (siste 12 måneder) status (Abbott & Vollberg, 1996). En tidligere norsk befolkningsstudie av pengespillproblem var basert på SOGS-R (I. Lund & Nordlund, 2003). I en del intervju- og spørreskjembaserte 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 (E. E. 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 og evaluering av disse er nylig publisert (Dowling et al., 2019).

3.2 Tidligere norske befolkningsundersøkelser

Flere tidligere norske befolkningsstudier på pengespillproblem har vært gjennomført. Disse er vist i tabell 3.1. Flere tendenser ser ut til å fremtre fra dette materialet. En klar tendens vist i tabell 3.1 er fallende svarprosent. De to tidligst gjennomførte undersøkelsene (Götestam & Johansson, 2003; I. 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; Stedman, Connelly, Heberlein, Decker, & Allred, 2019). Dette er bekymringsfylt da dette kan svekke



Tabell 3.1 Oversikt over tidligere norske befolkningsstudier på pengespillproblem

Forfatter	Utvalg	Svarprosent	Instrumenter	Nåværende prevalens
(Götestam & Johansson, 2003)	4 820 tilfeldige 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%, problemspill: 0.45% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).
(I. 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).
Pallesen et. al., 2020	30 000 personer 16-74 år trukket fra Folkeregisteret. Innsamling gjort i 2019	32.7% når de med feil adresse, døde, i utlandet, ikke forstod norsk og syke ble trukket fra	CPGI	Lavrisikospill: 8.8%, moderat risikospill: 3.1%, problemspill: 1.4% (vektet ut fra kjønn, alder og fylke).



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 og som tilskrives ovennevnte tiltak (Pallesen, Hanss, et al., 2014). Likefullt falt svarprosenten til 40.8% i undersøkelsen som ble gjennomført 2 år senere (Pallesen et al., 2016b), og til 32.7% i befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2019 (Pallesen et al., 2020), som igjen understreker problemet med fallende svarprosjenter (Stedman et al., 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). Basert på en oversiktsartikkel som gikk igjennom responsrater i 824 spørreundersøkelser av ulik art (publisert i perioden 2000-2019) ble det funnet at responsratene typisk varierte mellom 16.5% og 50.0%, med en median på 27.8% (B. Lund, 2023)

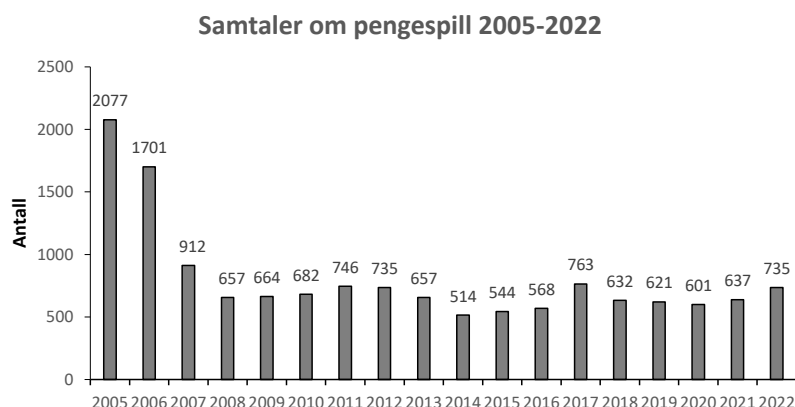
Når det gjelder instrumentene, som til nå har vært benyttet for å kartlegge pengespillproblem i Norge har disse stort sett vært basert på NODS (Gerstein et al., 1999) og CPGI (Ferris & Wynne, 2001). Over tid ser det ut til å ha vært en viss reduksjon eller stabilitet i andelen som sliter med pengespillproblem, 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.

I befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2019 ble det imidlertid funnet en betydelig økning i problemer med pengespill i Norge, sammenliknet med undersøkelsen i 2015. Økningen ble forklart ut fra økt andel som deltar i pengespill, økt omsetting, økt tilgjengelighet (via internett), flere aggressive spill (f.eks. spill med kort tid mellom innsats og utfall), økt reklameeksponering for pengespill på TV og internett, og økning i størrelsen på sårbare grupper (som etniske minoriteter) i befolkningen (Pallesen et al., 2020).



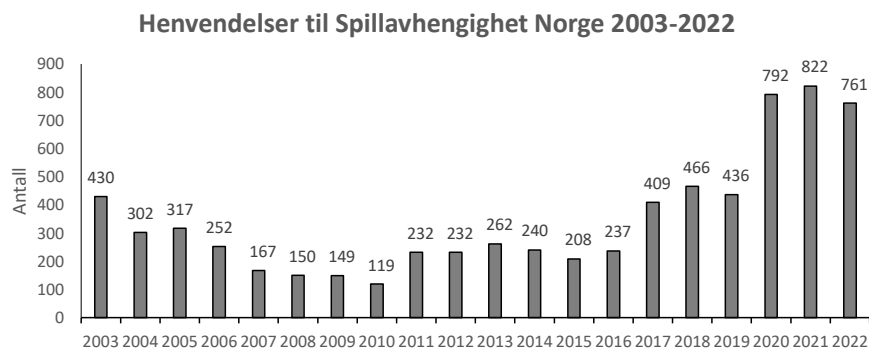
Tall fra Hjelpelinjen for spilleavhengige over mottatte henvendelser i forbindelse med pengespillproblemer i perioden 2005-2022 er vist i figur 3.1. Her sees en kraftig nedgang fra 2005 til 2008 og en svak stigning fra 2014 til 2017, og deretter en avflating.

Figur 3.1 Antall samtaler om pengespill registrert ved Hjelpelinjen for spilleavhengige i perioden 2005-2022.



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

Figur 3.2 Antall henvendelser til Spillavhengighet Norge i perioden 2003-2022.



henvendelser der fra 2016 og til og med 2019. De siste tre årene (2020 - 2022) sees en særlig kraftig økning. Siden tilsvarende tendens ikke sees hos Hjelpelinjen og heller ikke reflekteres



i problemomfanget rapportert ellers i denne rapporten er det nærliggende å fortolke økningen i henvendelser til Spillavhengighet Norge som et uttrykk for økt kjennskap, økt markedsføring og bedret tilgjengelighet av dette tilbudet (som åpningstider, kunnskap om tilbudet og alternative tilbud). Siden bare et fåtall av de med pengespillproblemer søker hjelp (Suurvali, Cordingley, Hodgins, & Cunningham, 2009) vil data vedrørende hjelpsøking generelt i liten grad kunne si noe om problemomfanget i en hel befolkning.

3.3 Pengespilldeltakelse og pengespillproblemer i denne undersøkelsen

I alt hadde 61.8% 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), men mer tilsvarende det som ble rapportert i befolkningsundersøkelsene gjennomført i 2015 (Pallesen et al., 2016b) og 2019 (Pallesen et al., 2020). 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 2019 (63.6%) var det signifikant færre (61.8%) som hadde deltatt i pengespill i 2022 ($\chi^2=5.3$, $df=1$, $p<.05$, continuity correction). I alt var det 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 2019 og 2022, totalt og brutt ned på kjønn

	Andel deltatt pengespill siste 12 måneder ¹	
	2019	2022
Totalt	63.6%	61.8%
Menn	67.1%	64.5%
Kvinner	60.2%	59.1%

¹Kjønnsforskjellen for både 2019 ($\chi^2=47.5$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) og for 2022 ($\chi^2=22.5$, $df=1$, $p<.01$, continuity correction) er statistisk signifikant

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
16-17 år	287	24.6%
18-25 år	933	52.8%
26-35 år	1 404	65.0%
36-45 år	1 310	64.2%
46-55 år	1 380	66.7%
56-65 år	1 190	66.6%
66-74 år	886	60.7%

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 de tre siste befolkningsundersøkelsene, i 2013, 2015 og 2019 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 de 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?	4542	96.5%	2.8%	0.6%	0.2%
b. ...har du følt behov for å spille for mer og mer penger for å oppnå ønsket spenningsnivå?	4542	88.9%	10.1%	0.8%	0.2%
c. ...har du gått tilbake en annen dag for å vinne tilbake pengene du har tapt?	4542	94.2%	4.9%	0.7%	0.2%
d. ...har du lånt penger eller solgt gjenstander for å skaffe penger til spill?	4542	99.1%	0.6%	0.2%	0.1%
e. ...har du følt at du kanskje har et problem med pengespill?	4542	96.3%	3.1%	0.4%	0.2%
f. ...har pengespill forårsaket helseproblemer for deg, inkludert stress og angst?	4542	98.3%	1.3%	0.2%	0.2%
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?	4542	98.0%	1.5%	0.2%	0.3%
h. ...har ditt pengespill forårsaket økonomiske problemer for deg selv eller din husholdning?	4542	98.8%	0.8%	0.2%	0.3%
i. ...har du hatt dårlig samvittighet i forbindelse med hvordan du spiller og hva som skjer når du spiller	4542	93.1%	5.9%	0.7%	0.4%

Som det framgår av tabellen er det en klar venstredreining i svarfordelingen (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 de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 ($\chi^2=42.7$, $df=3$, $p<.01$) fra fordelingen i befolkningsundersøkelsen i 2019 (Pallesen et al., 2020). Generelt sees at der nå er flere ikke problemspillere/ikke spillere/normalspillere sammenliknet med undersøkelsen i 2019, og at det er færre lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere nå. Også når analysen ble begrenset kun til dem som hadde

Tabell 3.5 Prevalens og 95% konfidensintervall for ulike pengespillkategorier i befolkningen 2019 og 2022

Kategori	n		Prevalens (95% konfidensintervall)		Estimert antall (95% konfidensintervall) i befolkningen 16-74 år i 2022 ¹
	2019	2022	2019	2022	
Ikke problemspiller / ikke spiller	7 994	6576	86.7% (86.0 – 87.4)	89.3% (88.6 – 90.0)	3 568 000 (3 540 000 – 3 596 000)
Lavrisikospiller	814	574	8.8% (8.3 – 9.4)	7.8% (7.2 – 8.4)	312 000 (287 000 – 336 000)
Moderat risikospiller	286	172	3.1% (2.7 – 3.5)	2.3% (2.0 – 2.7)	93 000 (79 000 – 107 000)
Problemspiller	126	42	1.4% (1.1 – 1.6)	0.6% (0.4 – 0.7)	23 000 (16 000 – 30 000)

¹ Rundet av til nærmeste 1000

deltatt i pengespill var det en signifikant lavere problemandel i 2022-undersøkelsen sammenliknet med 2019-undersøkelsen. Andelen lavrisikospillere, moderate risikospillere og problemspillere var 13.9%, 4.9% og 2.2% i 2019, mens de tilsvarende tallene for 2022 for de som deltok i pengespill var 12.6%, 3.8% og 0.9% ($\chi^2=38.2$, $df=3$, $p<.01$).

Andelen som sliter med pengespillproblemer er også lavere nå, sammenliknet med estimatene fra de aller fleste tidligere norske undersøkelser lengre tilbake i tid og som har benyttet CPGI (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pallesen et al., 2016b; Pran & Ukkelberg, 2010) og er omtrent på nivå med det som ble målt i 2013-undersøkelsen (Pallesen, Hanss, et al., 2014). Det konkluderes med at andelen med pengespillproblemer i Norge har gått ned i løpet av de 3 siste årene (fra 2019 til 2022).

Som det framgår av den høyre kolonnen i tabell 3.5 er det mange personer i Norge som direkte sliter med pengespillproblemer, selv om nedgangen fra 2019 er betydelig. 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 tilsvarende fordelingen fra tidligere norske befolkningsundersøkelser (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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)	(Pallesen, Hanss, et al., 2014)	(Pallesen, Molde et al., 2016)	(Pallesen, Mentzoni et al., 2020)	Pallesen et al., 2023
15-24 år	40.1%	24.3%	20.7%	26.3%	22.3%	23.9%	26.5%	21.6%
25-29 år	7.8%	12.6%	10.3%	13.2%	15.5%	18.8%	11.2%	11.6%
30-39 år	11.2%	15.4%	17.5%	9.4%	20.9%	17.0%	21.9%	26.6%
40-49 år	19.0%	16.6%	15.7%	19.6%	19.9%	18.2%	20.7%	14.4%
50-59 år	6.8%	9.7%	7.4%	11.3%	11.6%	10.8%	10.7%	15.0%
60-69 år	3.4%	12.5%	13.4%	8.3%	8.0%	8.5%	6.3%	7.8%
70 år +	11.8%	8.9%	15.0%	11.9%	1.7%	2.8%	2.7%	3.0%
Total	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
N	172	127	115	135	301	176	412	214

Ut fra sammenlikningen er den tydeligste endringen over tid en nedgang i andelen i den eldste aldersgruppen (70 år +) som sliter med pengespillproblemer. Det ser også ut til å være en viss nedgang i andelen i den yngste gruppen 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. Likefult er det ganske klart at den største andelen av personer som sliter med pengespillproblemer er å finne blant de som er under 40 år. Vedrørende sammenlikningen må det samles tas høyde for at studiene er forskjellige når det gjelder utvalgsstørrelse, svarprosjenter, 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 tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 noe med tid, særlig fra 2013 til 2019, er



endringene i kjønnsfordelingen ikke statistisk signifikant ($\chi^2=2.0$, $df=3$, $p>.05$). Samlet indikerer resultatene at det ikke er kjønnsforskjeller når det gjelder andelen moderate risiko- og problemspillere som er rekruttert over de siste årene.

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

Kjønn	Pallesen et al., 2014	Pallesen et al., 2016	Pallesen et al., 2020	Pallesen et al., 2023
Menn	76.1%	74.4%	71.5%	74.2%
Kvinner	23.9%	25.6%	28.5%	25.8%
Total	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
N	301	176	412	214

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 pengespillproblem blant menn sammenliknet med kvinner. Dette er i overensstemmelse med en tidligere litteraturgjennomgang (Johansson, Grant, Kim, Odlaug, & Götestam, 2009), en nyere meta-analyse (Allami et al., 2021) og med alle tidligere norske rapporter på feltet (Bakken & Weggerberg, 2008; Götestam & Johansson, 2003; Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; I. Lund & Nordlund, 2003; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b; Pran & Ukkelberg, 2010; Øren & Bakken, 2007). Pengespillproblem var videre mer utbredt blant yngre enn eldre i denne undersøkelsen. Dette er også i samsvar med tidligere litteraturgjennomganger (Allami et al., 2021; Johansson et al., 2009) samt de tre forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 (Allami et al., 2021; Black, Shaw, McCormick, & Allen, 2012) samt de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Omsorgsansvar for hjemmeboende barn var imidlertid ikke relatert til pengespillproblem i denne undersøkelsen. Dette er i tråd med de tre siste befolkningsundersøkelsene hvor det heller ikke ble funnet en sammenheng mellom omsorgsansvar for hjemmeboende barn og pengespillproblemer (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). De ulike indikatorene på sosioøkonomisk status, som utdanning, inntekt og yrkesstatus var alle relatert til pengespillproblem i den

Tabell 3.8 Sammenhengen mellom problemspillkategori og demografiske variabler



Variabel	n	Signifikans	Lavrisiko-spiller	Moderat risikospiller	Problem-spiller
Kjønn					
Kvinne	3 609	$(\chi^2=74.6, df=3, p<.01)$	6.3%	1.4%	0.2%
Mann	3 754		9.3%	3.3%	0.9%
Alder					
16-25 år	1 211	$(\chi^2=75.3, df=15, p<.01)$	8.8%	3.7%	0.7%
26-35 år	1 397		11.0%	3.4%	0.9%
36-45 år	1 309		7.9%	1.9%	0.6%
46-55 år	1 375		7.2%	1.7%	0.6%
56-65 år	1 190		5.5%	1.7%	0.3%
66-74 år	883		5.3%	1.2%	0.2%
Sivil status					
Samboer/gift	4 912	$(\chi^2=18.0, df=3, p<.01)$	7.3%	2.2%	0.4%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	2 421		8.8%	2.7%	1.0%
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for					
Ingen	4 848	$(\chi^2=10.4, df=3, p>.05)$	7.5%	2.5%	0.6%
1-2	2 031		8.7%	1.6%	0.4%
3 eller flere	464		7.3%	3.2%	0.6%
Utdanning					
Opptil grunnskole	567	$(\chi^2=69.7, df=12, p<.01)$	7.2%	3.2%	1.4%
Videregående skole	1 573		8.8%	3.8%	0.8%
Faglig yrkesutdanning	1 178		10.5%	2.2%	0.8%
Universitet/høgskole lavere grad	2 227		7.9%	2.0%	0.4%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 810		5.4%	1.3%	0.3%
Bruttoinntekt siste år					
0 – 299 999	1 710	$(\chi^2=50.8, df=9, p<.01)$	7.7%	3.9%	1.0%
300 000 – 599 999	2 824		8.9%	2.4%	0.5%
600 000 – 899 999	1 829		7.3%	1.2%	0.3%
900 000 eller mer	869		5.8%	1.4%	0.6%
Yrkesstatus					
Heltidsansatt	4 238	$(\chi^2=66.8, df=12, p<.01)$	8.2%	2.1%	0.5%
Deltidsansatt	696		7.6%	2.3%	0.4%
Student	781		7.8%	3.8%	0.5%
Hjemmeværende/pensjonist	932		4.9%	1.2%	0.1%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	639		9.1%	3.4%	2.2%
Fødested					
Norge	6 450	$(\chi^2=54.1, df=6, p<.01)$	7.8%	2.1%	0.6%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	626		6.9%	2.2%	0.5%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	283		10.6%	8.5%	0.7%
Deltatt dataspill siste 6 måneder					
Ja	3 327	$(\chi^2=44.8, df=3, p<.01)$	9.3%	3.0%	0.9%
Nei	3 949		6.5%	1.7%	0.3%

forstand at risikoen var høyest for dem med lav utdannelse, 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 (Allami et al., 2021; Castren et al., 2013; Myrseth, Pallesen, Molde, Johnsen, & Lorvik, 2009; Tavares et al., 2010) og det ble også funnet i de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Fødested utenfor Norge, særlig land fra andre kontinent enn Europa, Nord-Amerika og Oceania, var assosiert med høye prevalenser



av pengespillproblem. Dette funnet er i tråd med andre studier som viser at etniske minoriteter har høyere nivå av pengespillproblem enn den etniske majoriteten (Alegria et al., 2009; Clarke et al., 2006; R. J. Williams et al., 2021). Dette funnet ble også rapportert i de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Også i tråd med de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) viste analysene at deltakelse i dataspill var positivt relatert til pengespillproblem. En årsak til dette kan være at grenseoppgangen mellom penge- og dataspill de siste årene er blitt mer utvasket, blant annet via introduksjonen av fenomen som lootbokser (digital beholder for tilfeldige belønninger som kan kjøpes i dataspill), som flere regner som en form for pengespill (Drummond & Sauer, 2018; Griffiths, 2018; Zendle, Meyer, Cairns, Waters, & Ballou, in press). I tråd med dette dokumenterte en nylig publisert meta-analyse en positiv sammenheng mellom kjøp av lootbokser og problemer med pengespill (Spicer, Nicklin, et al., 2022).

Analysene i tabell 3.8 er alle bivariate, således er det ikke kontrollert/justert for overlapp mellom de ulike demografiske variablene med tanke på sammenhengen med pengespillproblem. Vi gjennomførte derfor en analyse der vi slo sammen dem uten spillproblemer og lavrisikospillere (kodet "0") i en gruppe og de moderate risikospillerne 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. Den logistiske regresjonsanalysen var samlet signifikant ($\chi^2 = 144.6$, $df = 19$, $p < .01$) og forklarte mellom 2.0% (Cox & Snell) og 8.8% (Nagelkerke) av variansen i pengespillproblemer. Resultatene i tabell 3.8 vises i form av odds ratio. Denne parameteren uttrykker hvor mye større sannsynlighet det er for å skåre 3 eller mer på CPGI (altså være moderat risikospiller eller problemspiller) ved gitte nivåer på forklaringsvariablene sammenliknet med kontrastgruppen der oddsen er satt til 1.00. En odds ratio på 2.0 vil for eksempel bety at sannsynligheten for å skåre 3 eller mer på CPGI er dobbel så stor 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 1.8 ganger større sannsynlighet for å være moderat



risikospiller/problemspiller sammenliknet med kvinner. Dette er i tråd med tidligere befolkningsstudier (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Alder, sivilstatus og omsorgsansvar for hjemmeboende barn var urelatert til sannsynligheten for å være moderat risikospiller/problemspiller. Utdanning var relatert til status som moderat

Tabell 3.9 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å være moderat risikospiller / problemspiller ut fra ulike forklaringsvariabler (n = 7 051).

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	2.85	2.04 – 3.98
Alder	0.99	0.98 – 1.00
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	0.75	0.52 – 1.08
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	0.81	0.54 – 1.20
3 eller flere	1.51	0.87 – 2.63
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.82	0.97 – 3.39
Videregående skole	1.89	1.14 – 3.13
Faglig yrkesutdanning	1.51	0.88 – 2.59
Universitet/høgskole lavere grad	1.43	0.88 – 2.32
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	0.68	0.44 – 1.06
600 000 – 899 999	0.35	0.19 – 0.64
900 000 eller mer	0.41	0.19 – 0.85
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	0.77	0.44 – 1.34
Student	0.65	0.37 – 1.13
Hjemmeværende/pensjonist	0.53	0.25 – 1.13
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.50	0.92 – 2.44
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	0.98	0.57 – 1.66
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	3.09	1.90 – 5.05
Deltatt dataspill siste 6 måneder		
Ja ¹	1.00	
Nei	0.78	0.55 – 1.11

¹Utgjør kontrastgruppen (OR = 1.00)

risikospiller/problemspiller. Sammenliknet med kontrastgruppen, universitets/høgskoleutdanning høyere grad/PhD, hadde de som rapporterte videregående skole som høyeste utdanning nesten 2 ganger høyere odds 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 et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) samt i andre studier (Cunha, de Sousa, & Relvas, 2017) og en nyere meta-analyse på feltet (Allami et al., 2021). De i den laveste inntektskategorien (0 – 299 999 kr) hadde høyere odds for å være moderat risikospiller/problemsspiller sammenliknet med de i de to høyeste inntektskategoriene (600 000 kr eller mer). Dette var også vist i den siste befolkningsundersøkelsen (Pallesen et al., 2020) er det et konsistent funn på feltet at lav inntekt/fattigdom er forbundet med økt risiko for pengespillproblemer (Sharman, Butler, & Roberts, 2019). En slik sammenheng er også dokumentert i en nyere meta-analyse (Allami et al., 2021).

I forhold til yrkesstatus viste analysene at denne variabelen ikke slo ut som signifikant i den justerte logistiske regresjonsanalysen. I de tre siste befolkningsundersøkelsene har imidlertid det å være arbeidsledig/ufør/på attføring eller avklaringspenger konsistent vist seg å være assosiert med en høyere sannsynlighet for å være moderat risikospiller/problemsspiller (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b).

Fødested var en signifikant risikofaktor for å være moderat risikospiller/problemsspiller. Sammenliknet med kontrastgruppen (født i Norge) hadde personer som var født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika hadde mer enn 3 ganger større odds for å være moderat risikospiller/problemsspiller sammenliknet med de som var født i Norge. Funnet er helt i tråd med befolkningsundersøkelsen fra 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014) og fra 2019 (Pallesen et al., 2020). I de to foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) viste de justerte analysene at som hadde deltatt i dataspill siste 6 måneder hadde større sannsynligheten for å være moderat risikospiller/problemsspiller sammenliknet med dem som ikke deltok i dataspill. I denne undersøkelsen slo imidlertid ikke denne variabelen ut som signifikant relatert til å være moderat risikospiller/problemsspiller.

En del sammenhenger som i de tre foregående befolkningsundersøkelsene viste seg å være assosiert med sannsynligheten for å være moderat risikospiller/problemsspiller, slo ikke ut i denne undersøkelsen. En forklaring kan være at utvalgsstørrelsen i denne undersøkelsen var noe lavere enn i 2013- (Pallesen, Hanss, et al., 2014) og i 2019-undersøkelsene (Pallesen et al., 2020), noe som gir noe svakere statistisk kraft. En annen forklaring er at antallet som ble kategorisert som moderat risikospiller/problemsspiller samlet var lavere i denne undersøkelsen enn i de to foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Likevel viser analysene samlet sett at det er tradisjonelt svake grupper i samfunnet



(lavt utdannede, med lav inntekt, og personer som antas å tilhøre etniske minoriteter) som utgjør risikogruppene 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 (Syse et al., 2022) og at dette også gjelder pengespill spesifikt (Allami et al., 2021; Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b; Stedman et al., 2019). Det kan dermed argumenteres for at det er "svake grupper" i samfunnet som i betydelig grad bidrar til finansiering av kultur- og idrettsliv som mye av pengespilloverskuddet brukes til. Funnene tilsier at forebygging og behandling av pengespillproblemer bør særskilt tilpasses disse "svake gruppene".

I henhold til nåværende handlingsplan mot spilleproblemer (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022) skal det drives forebyggende informasjonsarbeid overfor utsatte grupper (tiltak 1.1.a), aktører skal bli invitert til å gjennomføre eller bidra til informasjonstiltak rettet mot sårbare grupper i samfunnet (tiltak 1.1.b), forske på etniske minoriteter (tiltak 2.2.b), og utvikle og videreføre målrettet informasjonsarbeid, blant annet rettet mot utsatte gruppe (tiltak 3.1.c)

3.6 Pengespillproblemer i Norge sammenliknet med studier fra andre land

En omfattende metaanalyse (R. J. Williams, Volberg, & Stevens, 2012) publisert estimerte prevalenser for pengespillproblemer i en rekke ulike land. En utfordring som forfatterne av metaanalysen 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 underestimat. 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 prevalenstillene med 0.53. Tabell 3.10 viser standardisert 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 x 0.58 (justeringsfaktor for måleinstrumentet) x 0.53 (justeringsfaktor for utvalgs karakteristika) (R. J. 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 $(2.359\% + 0.643\%) \times 0.58 \times 0.53 = 0.92\%$ (Pallesen, Hanss, et al., 2014), for 2015 $(2.326\% + 0.895\%) \times 0.58 \times 0.53 = 0.99\%$, og for undersøkelsen i 2019 ble den justerte problemspillingsprevalensen $(3.100\% + 1.364\%) \times 0.58 \times 0.53 = 1.37\%$. For denne undersøkelsen ble justerte problemspillingsprevalensen $(2.3304\% + 0.5741\%) \times 0.58 \times 0.53 = 0.89\%$.

Dette tilsier at prevalensen i gjeldende undersøkelse er lavere enn gjennomsnittet basert på alle tidligere norske studier. En bør med tanke på sammenlikninger på tvers av studier imidlertid ta høyde for at justeringsfaktorene for instrumentene (NODS, SOGS og CPGI), metoden (telefon vs. papir eller webskjema) og utvalget kan gi opphav til visse skjevheter i estimeringen.

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							2.8						3.9
Belgia																						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)



Den justerte problemspillingsprevalensen i denne undersøkelsen er også betydelige lavere enn gjennomsnittet fra alle de nasjonale undersøkelsene som inngikk i metaanalysen til Williams et al. (2012). Likefullt tyder undersøkelsen på at omtrent 93 000 nordmenn er moderate risikospillere og 23 000 er problemspillere. Det er også bekymringsfylt at svakerestilte grupper i samfunnet er overrepresentert blant disse

3.7 Pengespillproblemer i Norge sammenliknet med studier fra andre land

Selv om pengespillpolitikken i de nordiske landene har utviklet seg ulikt over de siste årene,

Tabell 3.11 Resultat fra de sist gjennomførte befolkningsstudiene vedrørende pengespillproblemer i de norske landene

Land	Forfatter	År	Metode	Resultat
Danmark	(Rambøl, 2022)	2021	Tilfeldig uttrekk av 10 000 i alderen 18-79 år fra personnumre fra Danmarks Statistikk. Instrument CPGI. Utsendelse via e-boks, 3 skriftlige påminnelser, deretter telefon. Analyser vektet for alder og utdannelsesnivå	Svarprosent: 37.6. Funn: 3.7% moderate risikospillere, 0.7% problemspillere
Finland	(Salonen, Hagfors, Lind, & Kontto, 2020)	2019	Tilfeldig uttrekk av 7 800 i alderen 15-74 år fra Folkeregisteret. Gjennomført som telefonintervju. Instrument: SOGS og CPGI. Analyser vektet for alder, kjønn og region.	Svarprosent: 51.9%. Funn: 2.4% moderate risikospillere, 0.7% problemspillere (CPGI).
Island	(Olason, 2018)	2017	Tilfeldig uttrekk av 5 000 i alderen 18-70 år fra Folkeregisteret. Gjennomført som telefonintervju. Instrument: CPGI. Analyser vektet for alder, kjønn og bosted.	Svarprosent: 57%. Funn: 2.3% moderate risikospillere, 0.3% problemspillere.
Norge	Pallesen et al, 2023	2022	Uttrekk fra 30 000 i alderen 16-74 år fra folkeregisteret. Instrument CPGI. Skjema tilsendt i post. 2 påminnelser. Anledning svare på nett. Analyser vektet for kjønn, alder og fylke	Svarprosent: 26.0. Funn: 2.3% moderate risikospillere, 0.6% problemspillere
Sverige	(Folkhälsomyndigheten, 2023)	2021	Tilfeldig uttrekk (men stratifisert for kjønn, alder og risiko for spillproblem) av 25 000 i alderen 18-84 fra registeret over totalbefolkningen. Bedt om å svare på nett, senere anledning til å svare på papir og telefon. Analyser vektet for kjønn, alder, fødeland, utdanningsnivå, utdannelsesinnretning, inntekt, familiesammensetning, yrke og yrkesstatus.	Svarprosent: 28.0. Funn: 0.8% moderate risikospillere, 0.5% problemspillere



der Sverige og Danmark opererer med en lisensmodell, mens Norge og Finland følger en monopolmodell, og der Island kan sies å stå i en mellomstilling, tilsier den geografiske og kulturelle nærheten/likheten at det er av særlig interesse å sammenlikne utbredelsen av spillproblematikk i Norge med problemprevalensene rapportert i de sist gjennomførte befolkningsundersøkelsene gjennomført i våre nordiske naboland. Tabell 3.11 viser en oversikt over disse.

Når man sammenlikner utbredelsen av problemer i Norge med de øvrige nordiske landene ser vi at problemomfanget i Norge ser ut til å være noe høyere enn på Island og i Sverige, men noe lavere enn Danmark og omtrent på samme nivå som i Finland.

En bør imidlertid tolke forskjellene med forsiktighet da en rekke metodiske forhold som utvalg, instrument, datainnhentingmetode, datainnsamlingstidspunkt og svarprosent varierer på tvers av land og undersøkelser. For eksempel er de relevante sammenlikningsundersøkelser på Island og Finland basert på telefonintervju (Olason, 2018; Salonen et al., 2020), mens undersøkelsen i Danmark delvis er basert på telefonintervju (Rambøl, 2022). Den norske undersøkelsen er utelukkende basert på web/papir. Det er også forskjeller i alderssammensetningen på utvalgene i de ulike landene og når de er gjennomført samt hva det er vektet for i analysene. Slike forskjeller kan ha avgjørende betydning når det gjelder estimatene (Bowling, 2005). Det er derfor problematisk direkte å sammenlikne estimatene på tvers av de nordiske landene.

På dette grunnlaget er det i den innværende handlingsplanen mot spilleproblemer oppført som eget tiltak (tiltak 2.1.b) at det skal arbeides aktivt for å få gjennomført en felles nordisk undersøkelse gjort samtidig og med lik metode i de nordiske landene (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022).

3.7. Spillproblem, svarrunde og svarformat

For å undersøke om grad av pengespillproblem var relatert til hvilken runde (hovedutsendelsen, første og andre purring) respondenten svarte/deltok ble det via kjikvadratanalyser undersøkt om det var forskjeller i utbredelsen av moderat risikospilling/problemspilling mellom rundene. Prosentandelen som var kategorisert som



moderat risikospiller/problemspiller var 3.0% i hovedutsendelsen, 2.5% blant dem som svarte etter første purring og 3.7% hos dem som svarte etter 2. purring. Dette er vist i tabell 3.12.

Tabell 3.12 Prosentandelen moderate risikospiller/problemspiller i de ulike rundene av undersøkelsen.

Runde	n	Prevalens ¹	95% konfidensintervall
Hovedutsendelse	3 711	3.0%	2.5% - 3.6%
1. purring	2 710	2.5%	1.9% - 3.1%
2. purring	943	3.7%	2.5% - 5.0%

¹Forskjellen i prevalens i de ulike rundene er ikke signifikant ($\chi^2=4.1$, $df=2$, $p>.05$).

I to tidligere befolkningsundersøkelser fant vi en økning i prevalens over rundene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2016b), men dette ble ikke funnet her.

I første runde av undersøkelsen ble informantene randomisert, enten til utelukkende å kunne svare på nett ($n = 15\,000$) eller til å kunne svare både på nett og papir. Her var det en viss tendens til (dog ikke signifikant ($\chi^2 = 2.9$, $df = 1$, $p = .090$; continuity correction) at utbredelsen av moderat risikospilling/problemspilling var høyere blant de ($n = 1551$) som kun kunne svare på nett (3.6%; 95% CI = 2.7 – 4.5%) sammenliknet med de ($n = 2161$) som kunne svare både på nett og papir (2.6%; 95% CI = 1.9 – 3.3%). For undersøkelsen samlet (alle tre rundene totalt) var det imidlertid ingen tendens til forskjell mellom betingelsene ($n = 3654$ vs. 3708) når det gjaldt utbredelsen av moderat risikospilling/problemspilling (2.9 % i begge betingelser; $\chi^2 = 0.0$, $df = 1$, $p = 1.00$; continuity correction). Disse funnene indikerer imidlertid at man bør, for å få en valid undersøkelse om utbredelsen av problemer øker med svarrunde (som kan indikere at det endelige estimatet er et underestimat), sørge for at innsamlingsmetodikken er lik i alle runder.

Det ble ellers undersøkt om svarformat (web vs. papir) gav opphav til ulike problemprevalens (moderat risikospilling/problemspilling). Det ble ikke funnet forskjeller i problemforekomst mellom de som svarte på nett (3.2%, 95% CI = 2.6 – 3.8%) og de som svarte på papir (2.6%; 95% CI = 2.1 – 3.1%; $\chi^2 = 1.7$, $df = 1$, $p = .19$; continuity correction).

Oppsummering

Oppsummert viser funnene fra dette kapittelet at noe færre deltar i pengespill nå, sammenliknet med for tre år siden. Undersøkelsen viser en reduksjon i problemomfanget knyttet til pengespill i Norge siden 2019. Problemomfanget er omtrent tilsvarende det som ble



vist i en tilsvarende undersøkelse i 2013. Sammenliknet med korresponderende grupper er pengespillproblemer mer hyppig blant menn, personer med lav utdanning og inntekt, og blant de født utenfor Norge. Dette indikerer, som vist i flere tidligere befolkningsundersøkelser, at svakere stilte har mer problemer med pengespill enn antatt mer ressurssterke grupper i samfunnet.



KAPITTEL 4. PENGESPILLRELATERT SKADE

Selv om CPGI måler pengespillrelatert skade og har vært et godt instrument for å kartlegge problemomfang over tid, er det og andre tilsvarende instrument blitt kritisert for å vektlegge visse typer skade (særlige økonomisk skade) og i liten grad andre former for skade. Ifølge Langham et al. (2016) kan pengespillrelatert skade knyttes til syv ulike områder: økonomisk, relasjonell, emosjonell, helse, kulturell, skole/jobb og legalt/juridisk. Et nylig utviklet instrument fra vår forskningsgruppe som tapper skade langs alle disse dimensjonene inngikk i undersøkelsen (Syvertsen et al., submitted). Tabell 4.1 viser svarfordelingen på dette instrumentet, som kun ble besvart av de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder.

Tabell 4.1 Fordelingen av ulike typer pengespillrelatert skade blant de som har deltatt i pengespillspill siste 12 måneder (N = 4415 – 4430)

I hvilken grad har pengespilling i løpet av de siste 12 månedene hatt negativ påvirkning på...	Ingen påvirkning	Liten påvirkning	Noe påvirkning	Moderat påvirkning	Betydelig påvirkning
1. .. din økonomiske trygghet	93.9%	5.0%	0.7%	0.1%	0.3%
2. ..dine personlige relasjoner (venner, ektefelle, partner etc.)	97.9%	1.5%	0.4%	0.1%	0.2%
3. ..ditt emosjonelle eller psykologiske velvære	94.5%	4.3%	0.8%	0.2%	0.2%
4. ..din fysiske eller mentale helse	96.7%	2.5%	0.5%	0.2%	0.1%
5. ..din arbeids- eller studieprestasjon	98.6%	0.9%	0.2%	0.2%	0.1%
6. ..ditt kulturelle eller religiøse fellesskap (f.eks. følt mindre tilknyttet eller bidratt mindre til ditt kulturelle/religiøse fellesskap)	99.0%	0.7%	0.1%	0.1%	0.1%
7. ..din lovlidighet (f.eks. tatt penger eller gjenstander fra venner eller familie uten å spørre først)	99.2%	0.4%	0.3%	0.1%	0.0%

Friedman's test viste at fordelingen av de ulike typer skade var ulik ($\chi^2 = 789.6$, $df = 6$, $p > .01$, Friedman), der økonomisk og skade på velvære var mest hyppig, mens kulturell og legal/juridisk skade var minst hyppig. Vi beregnet så hvor mange som hadde opplevd skade av et visst omfang (noe påvirkning eller mer på minst ett område) av skade. Blant de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder omfattet dette 2.1% (95% CI = 1.6 – 2.5%).

For å undersøke overlappet mellom de ulike formene for skade og kategorien moderat risikospiller/problemsspiller gjorde vi en analyse som viste hvor stor andel av de med pengespillrelatert skade (noe påvirkning eller mer) innenfor hvert område som også var klassifisert som moderat risikospiller/problemsspiller basert på CPGI. Funnene er vist i tabell 4.2. Som det fremgår av tabellen er det en betydelig overlapp mellom å rapportere skade (minst noe) og å bli kategorisert som moderat risikospiller/problemsspiller basert på CPGI, dog varierer det noe avhengig av type pengespillrelatert skade. Overlappet er lavest for relasjonell, emosjonell og kulturell skade. Om de aktuelle resultatene er stabile innebærer funnene at de



tre ovennevnte typer skade står i fare for ikke å bli tilstrekkelig fanget opp av mer tradisjonelle målemetoder som CPGI. Det understrekes imidlertid at antall personer som inngår i analysene i tabell 4.2 er lave og at funnene dermed trengs å bli validert i andre studier.

Tabell 4.2 Overlappet mellom skade (minst noe påvirkning) og kategorisering som moderat risikospiller/problemspiller basert på CPGI

Skade (minst noe påvirkning)	Ikke problemspiller/ lavrisikospiller	Moderat risikospiller / problemspiller	Totalt
Økonomisk (n = 49)	4.1% (n = 2)	95.9% (n = 47)	100.0%
Relasjonelt (n = 29)	17.2% (n = 5)	82.8% (n = 24)	100.0%
Emosjonelt (n = 53)	17.0% (n = 9)	73.0% (n = 44)	100.0%
Helse (n = 38)	10.5% (n = 4)	89.5% (n = 34)	100.0%
Arbeid/studier (n = 22)	4.5% (n = 1)	95.5% (n = 21)	100.0%
Kulturelt (n = 13)	15.4% (n = 2)	84.6% (n = 11)	100.0%
Legalt/juridisk (n = 16)	6.3% (n = 1)	93.8% (n = 15)	100.0%

Vi gjorde så en analyse som viser hvor mange i hver pengespillproblemkategori som rapporterte minst en pengespillrelatert skade av minst noe betydning. Resultatene er vist i Tabell 4.3. Funnene viser at selv om skade bare er til stede blant 0.35% av de som ifølge CPGI ble klassifisert som normalspillere finner vi likevel 21.4% av de med pengespillrelatert skade blant de som er klassifisert som normalspillere. Dette kan knyttes an til forebyggingsparadokset som innebærer at skadeomfanget på aggregert nivå likevel kan være betydelig hos grupper som i liten grad rapporterer skade fordi disse gruppene totalt utgjør store deler av befolkningen (Browne & Rockloff, 2018).

Tabell 4.3 Andel med minst en pengespillrelatert skade brutt ned på ulike problemspillkategorier og korresponderende antall i befolkningen

Kategori	n	Prosent	Antall i befolkningen ¹
Normalspillere	3748	0.35%	12 500
Lavrisikospiller	533	1.63%	5 100
Moderat risikospiller	163	24.54%	22 800
Problemspiller	42	78.57%	18 100

¹Rundet av til nærmeste 100

Vi gjorde videre en logistisk regresjonsanalyse der vi kodet de med kun ingen eller liten skade på alle de syv områdene som "0", mens de som hadde noe skade på minst ett område ble kodet som "1". Alle de demografiske variablene som ble brukt som uavhengige variabler i analysene for å være moderat risikospiller/problemspiller (tabell 3.8) ble inkludert. Tabell 4.4 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. Den logistiske regresjonsanalysen var samlet signifikant ($\chi^2 = 86.8$, $df = 19$, $p < .01$) og forklarte mellom 2.0% (Cox & Snell) og 11.3% (Nagelkerke) av variansen i pengespillrelatert skade. Resultatene i tabell 4.3 vises i form av odds ratio. Denne parameteren uttrykker hvor mye større sannsynlighet det er for å rapportere skade av noe påvirkning eller mer ved gitte nivåer på forklaringsvariablene sammenliknet med kontrastgruppen (som maksimalt har opplevd liten påvirkning på et eller flere områder) der oddsen er satt til 1.00. En odds ratio på 2.0 vil for eksempel bety at sannsynligheten for

Tabell 4.4 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å rapportere minst noe skade på minst et område (n = 4 303).

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Mann	3.03	1.74 – 5.11
Alder	0.98	0.96 – 1.01
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.23	0.71 – 2.10
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	1.35	0.75 – 2.44
3 eller flere	2.02	0.81 – 5.06
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.15	0.45 – 2.92
Videregående skole	1.03	0.49 – 2.18
Faglig yrkesutdanning	1.17	0.54 – 2.53
Universitet/høgskole lavere grad	0.72	0.34 – 1.52
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	1.06	0.54 – 2.07
600 000 – 899 999	0.40	0.15 – 1.07
900 000 eller mer	0.46	0.14 – 1.49
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.01	0.40 – 2.57
Student	1.99	0.84 – 4.71
Hjemmeværende/pensjonist	0.89	0.25 – 3.12
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	3.85	1.92 – 7.70
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	1.60	0.57 – 1.66
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	4.15	1.90 – 5.05
Deltatt dataspill siste 6 måneder		
Ja ¹	1.00	
Nei	0.92	0.53 – 1.57

¹Utgjør kontrastgruppen (OR = 1.00)



å rapportere noe påvirkning på minst et område er dobbel så stor 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.

I alt tre av de uavhengige variablene var signifikant relatert til pengespillrelatert skade. Dette omfattet kjønn, yrkesstatus og fødested, hvorav to av disse (kjønn og fødested) også var signifikant relatert til å være moderat risikospiller/problemspiller. Menn var overrepresentert blant dem med pengespillrelatert skade, som er et konsistent funn i litteraturen (Allami et al., 2021). Personer som var i kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger hadde nesten 3 ganger høyere sannsynlighet for å rapportere minst noe skade på minst et område sammenliknet med kontrastgruppen heltidsansatte. Dette funnet er i tråd med andre studier som viser at marginaliserte grupper i større grad enn andre opplever problemer pga. pengespill (Latvala, Lintonen, Browne, Rockloff, & Salonen, 2021). Endelig viste analysene at de som var født i Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika hadde mer enn 3 ganger større sannsynlighet for å rapportere minst noe skade på minst et område sammenliknet med kontrastgruppen født i Norge. Dette er i samsvar med flere studier som indikerer at etniske minoriteter opplever mer problemer enn den etniske majoriteten (Kragelund, Ekholm, Larsen, & Christensen, 2022). Som konkludert med fra kapittel 3 viser disse funnene at «svake grupper» i samfunnet er overrepresentert blant dem som blir negativt påvirket av pengespill.

Oppsummering

Oppsummert viser funnene at 2.1% av de som har deltatt i pengespill siste året rapporterte minst en form for pengespillrelatert skade med minst noe påvirkning. Funnene indikerte ellers en tendens til at relasjonell, emosjonell og kulturell skade i mindre grad enn f.eks. økonomisk type fanges opp/detekteres av mer tradisjonelle instrumenter, som CPGI, som brukes for å måle pengespillproblemer. Menn, personer i kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger og de født i Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika hadde større sannsynlighet for å rapportere pengespillrelatert skade sammenliknet med kontrastgruppene som henholdsvis var kvinner, heltidsansatte og personer født i Norge.



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). I alt 4 568 respondenter hadde spilt minst ett spill siste 12 måneder. Dette tilsvarer 61.8% av befolkningen i alderen 16-74 år, om lag 2 470 000 personer. I tabell 5.1 vises en oversikt over deltakelsen i ulike typer pengespill blant dem ($n = 5\,878$) som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder. Generelt sees at de fleste ikke har deltatt i de aktuelle spillene (kun 2 spill var spilt av mer enn 50% av spillerne, tallspill og papirskrapelodd) og bruker relativt små summer på deltakelse. Tallspill peker seg klart ut med hensyn til antall (> 50 personer) som har brukt mer enn 5000 kr siste året. I tillegg til tallspill er det også mer enn 50 personer som har brukt mer enn 5000 kr siste året på langodds- og liveodds hos Norsk Tipping. Av spill der 10 eller flere enkeltpillere bruker mer enn 25 000 kr siste 12 måneder finner vi tallspill og private spill.

Av dem som spesifikt hadde navngitt andre spill (annet) som ikke var oppført som alternativ i spørreskjemaet hadde 110 oppgitt ulike andre spill. De meste frekvente (nevnt av minst 3) var fysisk kasino i utlandet som var oppgitt av 14, dataspill (som å kjøpe nye liv, skins etc.) var oppgitt av 13, lokalt loddsalg/basar var rapportert av 12, radiobingo var oppgitt av 10, e-sportbetting hos andre enn Norsk Tipping var oppgitt av 7, postkodelotteriet var rapportert av 6, mens fredagspotten var oppgitt av 3.

I gjennomsnitt hadde de som hadde deltatt i pengespill spilt 2.72 ($SD = 1.94$) ulike typer spill. Når dette ble brutt ned på spillerkategori viste funnene at normalspillere i gjennomsnitt hadde spilt 2.44 ($SD = 1.59$) ulike spill, lavrisikospillere 3.71 ($SD = 2.15$) ulike spill, moderate risikospillere 4.91 ($SD = 2.85$) ulike spill og problemspillere 7.09 ($SD = 4.71$) ulike spill. Overordnet var forskjellene signifikante (Welch $F_{3,159.4} = 113.6$, $p < .01$). Oppfølgingstester (Bonferroni) viste videre at forskjellene mellom alle gruppene var statistisk signifikante ($p < .01$).

Deltakelse i de ulike spillene (21 relevante) blant spillerne for 2019 og 2022 ble sammenliknet med kjikvadratter (continuity correction). Det var en økning fra 2019 til



2022 i deltakelse i følgende spill: Internettskrapeloddet Flax ($\chi^2 = 7.9$, $df = 1$, $p < .01$), skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping ($\chi^2 = 7.8$, $df = 1$, $p < .01$), pantelotteriet ($\chi^2 = 32.0$, $df = 1$, $p < .01$).

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

	Antall besvarte	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
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.) n %	4 523 27.3	1236 27.3	1479 32.7	1332 29.4	355 7.8	108 2.4	13 0.3
Papirskrapelodd n %	4 500 47.5	2138 47.5	2278 50.6	69 1.5	10 0.2	1 0.0	3 0.1
Pantelotteriet n %	4 500 55.8	2509 55.8	1869 41.5	118 2.6	4 0.1	0 0.0	0 0.0
Internett-skrapeloddet Flax n %	4 492 77.1	3463 77.1	946 21.1	67 1.5	14 0.3	0 0.0	2 0.0
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping n %	4 486 85.2	3821 85.2	453 10.1	157 3.5	32 0.7	13 0.3	9 0.2
Tipping n %	4 481 86.1	3858 86.1	476 10.6	113 2.5	27 0.6	4 0.1	2 0.1
Spill på hester n %	4 491 90.2	4050 90.2	354 7.9	62 1.4	15 0.3	6 0.1	6 0.1
Odds- og liveodds ikke hos Norsk Tipping n %	4 467 93.2	4163 93.2	202 4.5	73 1.6	9 0.2	6 0.1	13 0.3
Private pengespill n %	4 488 93.3	4189 93.3	217 4.8	54 1.2	9 0.2	8 0.2	11 0.2
KongKasino (Norsk Tipping) n %	4 493 95.1	4273 95.1	154 3.4	40 0.9	13 0.3	7 0.2	5 0.1
Pengespill båt Norge-utland n %	4 497 95.5	4293 95.5	174 3.9	22 0.5	6 0.1	2 0.1	0 0.0
Poker på internett n %	4 495 96.5	4337 96.5	116 2.6	25 0.5	7 0.2	5 0.1	6 0.1
Spilleautomater/kasinospill internett n (ikke Norsk Tipping) %	4 493 97.3	4372 97.3	72 1.6	33 0.7	10 0.2	0 0.0	6 0.1
Andre spill n %	4 313 97.3	4195 97.3	84 2.0	23 0.5	4 0.1	3 0.1	4 0.1
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping) n %	4 490 97.4	4372 97.4	113 2.5	3 0.1	1 0.0	0 0.0	1 0.0
Spilleautomater i lokale (Multix) n %	4 495 97.6	4386 97.6	95 2.1	12 0.3	2 0.1	1 0.0	0 0.0
Bingo i bingolokale n %	4 494 97.7	4392 97.7	91 2.0	6 0.1	3 0.1	2 0.0	0 0.0
Bingoria (bingospill Norsk Tipping) n %	4 495 98.2	4415 98.2	74 1.6	4 0.1	3 0.1	0 0.0	0 0.0
E-sportbetting hos Norsk Tipping n %	4 494 98.8	4442 98.8	45 1.0	6 0.1	0 0.0	1 0.0	0 0.0
Fantasy hos Norsk Tipping n %	4 494 99.2	4457 99.2	33 0.7	3 0.1	0 0.0	1 0.0	0 0.0
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping) n %	4 493 99.2	4457 99.2	32 0.7	2 0.0	1 0.0	1 0.0	0 0.0
Fantasy (ikke Norsk Tipping) n %	4 494 99.2	4460 99.2	26 0.6	6 0.1	2 0.0	0 0.0	0 0.0
Databingo i bingolokale n %	4 495 99.4	4466 99.4	23 0.5	3 0.1	1 0.0	3 0.1	0 0.0
Belago (Norsk Tipping sine terminaler) n %	4 495 99.5	4470 99.5	17 0.4	4 0.1	3 0.1	0 0.0	0 0.0



Det var ingen endring for databingo i bingolokale, bingo på internett ikke Norsk Tipping, langodds- og liveodds Norsk Tipping, KongKasino, hestespill, tipping og tallspill.

Det var fra 2019 til 2022 nedgang i andelen av spillere som hadde deltatt i følgende spill:

Papirskrapelodd ($\chi^2 = 4.4$, $df = 1$, $p < .05$), bingo i bingolokale ($\chi^2 = 17.5$, $df = 1$, $p < .01$), Belago ($\chi^2 = 5.6$, $df = 1$, $p < .05$), Bingoria ($\chi^2 = 5.1$, $df = 1$, $p < .05$), Multix ($\chi^2 = 19.$, $df = 1$, $p < .01$), pengespill på båt/ferge i rute mellom Norge og utlandet ($\chi^2 = 29.5$, $df = 1$, $p < .01$), internettpoker ($\chi^2 = 22.4$, $df = 1$, $p < .01$), kasinospill på nett ikke Norsk Tipping ($\chi^2 = 18.5$, $df = 1$, $p < .01$), odd og liveodds ikke Norsk Tipping ($\chi^2 = 14.1$, $df = 1$, $p < .01$), private spill ($\chi^2 = 4.8$, $df = 1$, $p < .05$) og andre spill ($\chi^2 = 26.4$, $df = 1$, $p < .01$).

Samlet ser det ut til å være, med unntak av skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping, en nedgang for spill hos ulovlige aktører. Dette skyldes trolig reduksjon i reklame for sistnevnte gruppe spill samt en styrking av håndhevelsen av betalingsformidlingsforbudet. Det ser ellers ut til å være en nedgang i spill som finner sted på fysiske arenaer, som i bingolokale (bingo og Belago) og kiosker (Multix). Dette kan være en langtidskonsekvens av nedstengingen av denne type spill i forbindelse med COVID-19 tiltakene (Stark & Robinson, 2021). Når det gjelder økningen i andelen som har deltatt i skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping kan dette reflektere lokale skrapelodd som vinnes over mobilappen Spond, som brukes for å organisere idrett, korps og andre grupper i Norge og ikke økt pengespilling med ulovlige aktører.

For å undersøke om endringen i deltakelse i spesifikke spill fra 2019 til 2022 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 i pantelotteriet, internettskrapeloddet Flax og skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping. Kvinner hadde en reduksjon i spilling på odds- og liveodds ikke Norsk Tipping, spill på båt i rute mellom Norge og utlandet, internettpoker, kasinospill på internett ikke Norsk Tipping, andre spill, Multix og bingo i bingolokale. Menn hadde en økning i deltakelsen i pantelotteriet, mens det for menn ble funnet en nedgang i deltakelse fra 2019 til 2022 på papirskrapelodd, hestespill, live- og oddspill hos andre enn Norsk Tipping, private pengespill, spill på båt i rute mellom Norge og utlandet, Multix, bingo i bingolokale, Bingoria, Bingo på internett ikke Norsk Tipping og Belago. Det var flere spill det var nedgang i deltakelse hos blant menn enn blant kvinner. Ellers er trenden den samme



som for spillerne generelt, spill tilbudt av ulovlige aktører og spill som må spilles på fysiske arenaer (bingolokale og kiosker) ser ut til å ha redusert deltakelse.

Tabell 5.2 Endring i deltakelse i ulike typer pengespill (rangert fra hyppigst til sjeldnest spilt i 2022) fra 2019 til 2022 brutt med på kjønn for hele utvalget

Spill	Kvinner					Menn				
	2019		2022		Sign ¹	2019		2022		Sign ¹
	n	%	n	%		n	%	n	%	
Tallspill	4 742	42.7	3 622	41.4	$\chi^2=1.4$, df=1, p> .05	4 506	48.9	3 768	47.5	$\chi^2=1.6$, df=1, p> .05
Papirskrapelodd	4 742	36.6	3 621	35.5	$\chi^2=1.0$, df=1, p> .05	4 507	31.7	3 768	28.6	$\chi^2=9.2$, df=1, p< .01
Pantelotteriet	4 742	22.2	3 622	24.9	$\chi^2=8.3$, df=1, < .01	4 506	26.3	3 768	28.9	$\chi^2=6.7$, df=1, < .01
Internett-skrapeloddet Flax	4 743	11.7	3 622	13.1	$\chi^2=4.1$, df=1, p< .05	4 506	14.1	3 769	14.7	$\chi^2=0.5$, df=1, p> .05
Langodds- og liveodds NT ²	4 743	2.7	3 622	2.3	$\chi^2=0.8$, df=1, p> .05	4 507	16.4	3 768	15.4	$\chi^2=1.5$, df=1, p> .05
Tipping	4 742	5.3	3 622	4.9	$\chi^2=0.3$, df=1, p> .05	4 506	12.7	3 769	11.8	$\chi^2=1.6$, df=1, p> .05
Spill på hester	4 742	4.3	3 622	4.3	$\chi^2=0.0$, df=1, p> .05	4 506	9.5	3 768	7.6	$\chi^2=8.6$, df=1, p< .01
Odds- og liveodds ikke hos NT ²	4 742	1.2	3 622	0.7	$\chi^2=4.5$, df=1, p< .05	4 506	10.0	3 769	7.4	$\chi^2=16.8$, df=1, p< .01
Private pengespill	4 742	1.4	3 622	1.1	$\chi^2=1.0$, df=1, p> .05	4 506	8.5	3 768	6.8	$\chi^2=8.0$, df=1, p< .01
KongKasino (NT ²)	4 743	1.5	3 622	1.5	$\chi^2=0.0$, df=1, p> .05	4 506	4.8	3 769	4.4	$\chi^2=0.6$, df=1, p> .05
Pengespill båt Norge-utland	4 742	3.0	3 622	1.7	$\chi^2=15.2$, df=1, p< .01	4 506	5.9	3 768	3.8	$\chi^2=19.7$, df=1, p< .01
Poker på internett	4 742	0.6	3 622	0.2	$\chi^2=5.2$, df=1, p< .05	4 506	6.4	3 769	4.0	$\chi^2=24.1$, df=1, p< .01
Kasinospill nett ikke NT ²	4 743	1.1	3 622	0.3	$\chi^2=14.8$, df=1, p< .01	4 506	4.4	3 769	2.9	$\chi^2=12.2$, df=1, p< .01
Andre spill	4 742	2.1	3 622	1.2	$\chi^2=9.6$, df=1, < .01	4 506	3.6	3 768	2.0	$\chi^2=20.0$, df=1, p< .01
Skrapelodd internett (ikke NT ²)	4 742	0.9	3 622	2.1	$\chi^2=18.2$, df=1, p< .01	4 507	1.3	3 769	1.1	$\chi^2=0.3$, df=1, p> .05
Multix	4 742	1.6	3 622	0.8	$\chi^2=11.3$, df=1, p< .01	4 507	3.5	3 768	2.2	$\chi^2=12.4$, df=1, p< .01
Bingo i bingolokale	4 742	2.6	3 622	1.8	$\chi^2=6.1$, df=1, p< .05	4 506	2.0	3 769	1.0	$\chi^2=13.1$, df=1, p< .01
Bingoria (NT ²)	4 743	1.3	3 621	1.0	$\chi^2=1.3$, df=1, p> .05	4 506	1.8	3 768	1.1	$\chi^2=5.4$, df=1, p< .05
Bingo internett (ikke NT ²)	4 743	0.4	3 621	0.5	$\chi^2=0.7$, df=1, p> .05	4 506	1.0	3 768	0.4	$\chi^2=7.4$, df=1, p< .01
Databingo i bingolokale	4 742	0.4	3 621	0.3	$\chi^2=0.0$, df=1, p> .05	4 506	0.7	3 769	0.5	$\chi^2=2.3$, df=1, p> .05
Belago (NT ²)	4 742	0.3	3 622	0.2	$\chi^2=0.0$, df=1, p> .05	4 506	1.0	3 769	0.5	$\chi^2=7.0$, df=1, p< .05

¹Continuity correction, ²NT = Norsk Tipping



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 5.2 til 5.6.

Tabell 5.3 Deltakelse i skrapelodd på papir, internettskrapeloddet Flax hos 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 = 628)	21.6%	11.1%	0.5%	0.3%	0.3%	0.0%
Spillere (n = 308)	44.0%	22.7%	1.1%	0.6%	0.6%	0.0%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 717)	38.1%	20.8%	0.9%	1.8%	0.7%	0.7%
Spillere (n = 480)	56.9%	31.1%	1.3%	2.7%	1.0%	1.0%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 673)	32.4%	18.4%	1.8%	1.0%	0.0%	0.4%
Spillere (n = 463)	47.1%	26.8%	2.6%	1.4%	0.0%	0.6%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 707)	31.9%	15.5%	1.7%	1.0%	0.9%	0.4%
Spillere (n = 490)	46.0%	22.4%	2.5%	1.4%	1.3%	0.5%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 604)	23.7%	11.3%	1.2%	1.0%	0.3%	0.6%
Spillere (n = 425)	33.7%	16.0%	1.7%	1.4%	0.5%	0.9%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 438)	18.4%	7.2%	0.3%	0.7%	0.3%	0.6%
Spillere (n = 264)	30.5%	11.9%	0.4%	1.2%	0.5%	1.0%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 592)	31.4%	7.8%	0.3%	2.8%	0.5%	0.0%
Spillere (n = 255)	72.7%	18.1%	0.6%	6.5%	1.2%	0.0%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 686)	46.7%	22.0%	2.2%	1.6%	0.5%	0.2%
Spillere (n = 433)	74.0%	34.8%	3.5%	2.6%	0.8%	0.3%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 637)	37.2%	16.9%	4.6%	1.4%	0.5%	0.3%
Spillere (n = 379)	62.2%	28.3%	7.7%	2.3%	0.9%	0.6%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 673)	38.1%	13.3%	3.4%	1.7%	0.1%	0.2%
Spillere (n = 431)	59.5%	20.8%	5.2%	2.7%	0.2%	0.4%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 585)	28.9%	9.2%	0.8%	1.3%	0.0%	0.1%
Spillere (n = 367)	46.1%	14.7%	1.3%	2.1%	0.0%	0.2%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 448)	26.2%	6.3%	0.5%	1.8%	0.4%	0.5%
Spillere (n = 274)	49.2%	10.4%	0.8%	2.9%	0.7%	0.8%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=40.8$, df=1, p<.01)	$\chi^2=3.5$, df=1, p>.05)	$\chi^2=10.1$, df=1, p<.01)	$\chi^2=7.3$, df=1, p<.01)	$\chi^2=0.4$, df=1, p>.05)	$\chi^2=2.3$, df=1, p>.05)
Alderseffekt alle	$\chi^2=152.4$, df=5, p<.01)	$\chi^2=151.4$, df=5, p<.01)	$\chi^2=51.4$, df=5, p<.01)	$\chi^2=2.2$, df=5, p>.05)	² FFH=4.1, p<.05	² FFH=7.7, p<.05

¹Continuity correction, ²FFH= Fisher-Freeman-Halton Exact Test



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 = 628)	0.7%	0.6%	3.0%	2.6%	6.6%	5.5%
Spillere (n = 308)	1.4%	1.2%	6.1%	5.2%	13.6%	11.3%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 717)	1.9%	0.4%	3.3%	6.7%	6.2%	6.6%
Spillere (n = 480)	2.9%	0.7%	5.0%	10.0%	9.2%	9.8%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 673)	1.4%	0.8%	1.4%	4.3%	5.3%	4.9%
Spillere (n = 463)	2.0%	1.1%	2.0%	6.3%	7.8%	7.1%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 707)	1.4%	0.4%	1.6%	4.0%	3.4%	4.8%
Spillere (n = 490)	2.1%	0.6%	2.4%	5.8%	4.9%	6.9%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 604)	0.5%	0.2%	1.9%	2.3%	0.5%	2.1%
Spillere (n = 425)	0.7%	0.3%	2.7%	3.2%	0.7%	3.0%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 438)	0.3%	0.0%	1.5%	1.7%	0.1%	1.2%
Spillere (n = 264)	0.5%	0.0%	2.6%	2.8%	0.2%	2.0%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 592)	1.3%	1.0%	1.5%	1.9%	0.0%	1.3%
Spillere (n = 255)	3.0%	2.3%	3.5%	4.3%	0.0%	2.9%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 686)	1.6%	0.9%	1.5%	1.8%	0.5%	2.5%
Spillere (n = 433)	2.5%	1.4%	2.3%	2.9%	0.9%	4.0%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 637)	1.4%	0.3%	0.5%	2.6%	0.1%	2.1%
Spillere (n = 379)	2.3%	0.6%	0.9%	4.4%	0.2%	3.6%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 673)	0.7%	0.3%	0.5%	1.4%	0.4%	1.1%
Spillere (n = 431)	1.1%	0.4%	0.8%	2.2%	0.6%	1.7%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 585)	1.0%	0.3%	0.2%	1.5%	0.2%	1.0%
Spillere (n = 367)	1.6%	0.6%	0.4%	2.4%	0.4%	1.5%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 448)	0.2%	0.3%	0.1%	0.5%	0.0%	1.3%
Spillere (n = 274)	0.3%	0.5%	0.2%	0.8%	0.0%	0.5%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=0.0$, df=1, p>.05)	$\chi^2=0.2$, df=1, p>.05)	$\chi^2=23.8$, df=1, p<.01)	$\chi^2=29.9$, df=1, p<.01)	$\chi^2=120.4$, df=1, p<.01)	$\chi^2=55.3$, df=1, p<.01)
Alderseffekt alle	$\chi^2=14.6$, df=5, p<.05)	$\chi^2=8.1$, df=5, p>.05)	$\chi^2=22.6$, df=5, p<.01)	$\chi^2=29.7$, df=5, p<.01)	$\chi^2=59.6$, df=5, p<.01)	$\chi^2=38.2$, 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 = 628)	6.7%	1.7%	12.6%	9.1%	5.5%	19.0%
Spillere (n = 308)	13.7%	3.5%	25.7%	18.5%	11.3%	38.8%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 717)	4.9%	5.9%	20.2%	11.1%	15.0%	44.1%
Spillere (n = 480)	7.3%	8.8%	30.1%	16.5%	22.4%	65.9%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 673)	1.6%	5.9%	18.9%	10.9%	11.0%	49.3%
Spillere (n = 463)	2.3%	8.6%	27.5%	15.9%	16.0%	71.8%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 707)	2.0%	10.3%	18.5%	6.2%	15.0%	58.6%
Spillere (n = 490)	2.9%	14.9%	26.7%	9.0%	21.7%	84.6%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 604)	0.6%	12.1%	12.6%	3.4%	12.4%	61.6%
Spillere (n = 425)	0.8%	17.1%	18.0%	4.9%	17.6%	87.5%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 438)	0.6%	11.0%	5.2%	0.7%	10.6%	53.7%
Spillere (n = 264)	0.9%	18.2%	8.6%	1.2%	17.6%	89.0%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 592)	0.7%	1.0%	2.5%	1.3%	2.9%	14.1%
Spillere (n = 255)	1.6%	2.3%	5.8%	2.9%	6.7%	32.6%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 686)	0.5%	3.6%	3.3%	1.4%	8.3%	37.8%
Spillere (n = 433)	0.8%	5.7%	5.2%	2.2%	13.1%	59.9%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 637)	0.5%	4.1%	4.0%	0.3%	4.1%	47.1%
Spillere (n = 379)	0.8%	6.9%	6.8%	0.5%	6.9%	70.0%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 673)	0.1%	5.3%	1.9%	0.7%	3.7%	49.7%
Spillere (n = 431)	0.2%	8.3%	2.9%	1.1%	5.7%	77.6%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 585)	0.1%	6.0%	1.2%	0.5%	4.6%	54.3%
Spillere (n = 367)	0.2%	9.5%	1.9%	0.8%	7.4%	86.6%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 448)	0.0%	6.1%	0.3%	0.0%	6.1%	52.8%
Spillere (n = 274)	0.0%	10.0%	0.5%	0.0%	9.9%	86.5%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=73.3$, df=1, p<.01)	$\chi^2=36.0$, df=1, p<.01)	$\chi^2=385.4$, df=1, p<.01)	$\chi^2=203.6$, df=1, p<.01)	$\chi^2=111.0$, df=1, p<.01)	$\chi^2=27.8$, df=1, p<.01)
Alderseffekt alle	$\chi^2=75.1$, df=5, p<.01)	$\chi^2=92.9$, df=5, p<.01)	$\chi^2=80.4$, df=5, p<.01)	$\chi^2=77.9$, df=5, p<.01)	$\chi^2=50.0$, df=5, p<.01)	$\chi^2=560.3$, df=5, p<.01)

¹Continuity correction



Tabell 5.6 Deltakelse i private spill, Pantelotteriet, Fantasy hos Norsk Tipping, Fantasy (ikke Norsk Tipping), E-sport betting hos Norsk Tipping, og andre spill brutt ned på kjønn og alder

	Private spill	Pante- lotteriet	Fantasy hos Norsk Tipping	Fantasy (ikke Norsk Tipping)	E-sport betting hos Norsk Tipping	Andre spill
Menn 16-25 år						
Alle (N = 628)	7.8%	26.5%	1.6%	1.3%	3.7%	4.7%
Spillere (n = 308)	15.9%	54.0%	3.3%	2.8%	7.6%	9.6%
Menn 26-35 år						
Alle (N = 717)	11.9%	44.6%	1.1%	1.6%	1.8%	3.0%
Spillere (n = 480)	17.7%	66.7%	1.6%	2.4%	2.7%	4.5%
Menn 36-45 år						
Alle (N = 673)	10.2%	38.7%	0.8%	0.9%	0.6%	1.5%
Spillere (n = 463)	14.9%	56.3%	1.1%	1.3%	0.9%	2.2%
Menn 46-55 år						
Alle (N = 707)	5.9%	27.7%	0.4%	0.5%	0.7%	1.0%
Spillere (n = 490)	8.5%	40.0%	0.5%	0.8%	1.0%	1.4%
Menn 56-65 år						
Alle (N = 604)	2.0%	17.8%	0.0%	0.0%	0.1%	0.6%
Spillere (n = 425)	2.9%	25.2%	0.0%	0.0%	0.2%	0.9%
Menn 66-74 år						
Alle (N = 438)	0.3%	9.2%	0.0%	0.0%	0.3%	0.4%
Spillere (n = 264)	0.4%	15.2%	0.0%	0.0%	0.5%	0.7%
Kvinner 16-25 år						
Alle (N = 592)	1.3%	22.2%	0.0%	0.0%	0.3%	1.1%
Spillere (n = 255)	3.0%	51.5%	0.0%	0.0%	0.7%	2.4%
Kvinner 26-35 år						
Alle (N = 686)	2.3%	39.7%	1.1%	0.5%	0.4%	2.0%
Spillere (n = 433)	3.7%	62.9%	1.7%	0.8%	0.6%	3.1%
Kvinner 36-45 år						
Alle (N = 637)	1.0%	32.9%	0.5%	0.0%	0.0%	1.9%
Spillere (n = 379)	1.6%	55.2%	0.8%	0.0%	0.0%	3.1%
Kvinner 46-55 år						
Alle (N = 673)	1.0%	23.2%	0.0%	0.1%	0.1%	0.7%
Spillere (n = 431)	1.5%	36.2%	0.0%	0.2%	0.2%	1.1%
Kvinner 56-65 år						
Alle (N = 585)	0.6%	15.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.5%
Spillere (n = 367)	1.0%	24.0%	0.2%	0.0%	0.0%	0.8%
Kvinner 66-74 år						
Alle (N = 448)	0.0%	9.7%	0.0%	0.0%	0.0%	1.1%
Spillere (n = 274)	0.0%	15.8%	0.0%	0.0%	0.0%	1.9%
Kjønnseffekt alle ¹	$\chi^2=155.9$, df=1, p<.01)	$\chi^2=15.2$, df=1, p<.01)	$\chi^2=4.8$, df=1, p<.05	$\chi^2=17.5$, df=1, p<.01	$\chi^2=31.0$, df=1, p<.01	$\chi^2=6.1$, df=1, p<.05
Alderseffekt alle	$\chi^2=105.8$, df=5, p<.01)	$\chi^2=429.4$, df=5, p<.01)	$\chi^2=22.7$, df=5, p<.01)	$\chi^2=22.3$, df=5, p<.01)	$\chi^2=46.8$, df=5, p<.01)	$\chi^2=37.2$, df=5, p<.01)

¹Continuity correction



Det var ingen kjønnsforskjeller når det gjaldt deltakelse i følgende spill: Internettskrapeloddet Flax, Bingoria, bingo på internett ikke Norsk Tipping, databingo i bingolokale og Belago.

Kvinner hadde høyere deltakelse enn menn i tre spill: Papirskrapelodd, skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping og bingo i bingolokale. Menn hadde høyere deltakelse enn kvinner i 16 av 24 spill (tallspill, pantelotteriet, langodds og liveodds hos Norsk Tipping, tipping, hestespill, odds og liveodds hos andre enn Norsk Tipping, private pengespill, KongKasino, pengespill på båt/ferge mellom Norge og utlandet, poker på internett, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping, andre spill, Multix, Fantasy ikke Norsk Tipping, Fantasy hos Norsk Tipping og e-sport betting hos Norsk Tipping).

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.

For fire spill (bingo i bingolokale, databingo i bingolokale, Belago og bingo på internett ikke Norsk Tipping) var deltakelse urelatert til alder.

For 11 spill var det en tendens til størst deltakelse i de midtre aldersgruppene. Dette gjaldt skrapelodd på papir, internettskrapeloddet Flax, skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping, Bingoria, pengespill på båt/ferge i rute mellom Norge og utlandet, KongKasino, langodds og liveodds hos Norsk Tipping, odds og liveodds hos andre enn Norsk Tipping, Tipping, private spill og pantelotteriet.

Noen spill, som Multix, poker på internett, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping, Fantasy hos Norsk Tipping, Fantasy ikke Norsk Tipping og E-sport betting hos Norsk Tipping, viste en synkende tendens til deltakelse med alder.

For andre spill var tendensen økt deltakelse med alder. Dette omfattet hestespill og tallspill. For kategorien andre spill var det en synkende tendens til deltakelse blant menn, mens høyest deltakelse i de midtre aldersgrupper blant kvinner.



Samlet ser det ut til å være en viss tendens til at nyere spill (typisk internettbaserte) relativt sett mer hyppig spilles av yngre, sammenliknet med spill som har vært på markedet lenge (hestespill og tallspill). Disse resultatene er stort sett i tråd med funnene fra de tre siste befolkningsundersøkelsene gjennomført i 2013, 2015 og 2019 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). En noe økt tendens er at det er de midtre aldersgruppene som har størst deltakelse på flere typer spill.

For å undersøke forskjellen i penger brukt på spesifikke spill mellom respondenter med ingen/små problem med pengespill (normalspillere/lavrisikospillere; CPGI skåre 0-2) og dem med større problem med pengespill (CPGI skåre 3-27) ble det gjort en analyse av dem som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder. Kjikvadrattester ble brukt for å undersøke om grad av pengeforbruk var forskjellig mellom normalspillerne og moderate risikospillere/problemspillerne. 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 slått sammen til en kategori; "mer enn 5 000 kr". Resultatene er vist i tabell 5.7.

Tabell 5.7 Prosent av normalspillere/lavrisikospillere og moderate risikospillere/problemspillerne 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	4 282	Mann-Whitney	47.5%	52.2%	0.3%
Moderate risiko/problemspillerne	211	U test ($p > .05$)	46.0%	52.1%	1.9%
Internettskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4273	Mann-Whitney	78.4%	21.5%	0.1%
Moderate risiko/problemspillerne	211	U test ($p < .01$)	51.2%	44.1%	4.7%
Skrapelodd internettt (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4272	Mann-Whitney	97.6%	2.4%	0.0%
Moderate risiko/problemspillerne	210	U test ($p < .01$)	92.9%	6.7%	0.5%
Bingo i bingolokale					
Normalspillere/lavrisikospillere	4276	Mann-Whitney	98.0%	2.0%	0.0%
Moderate risiko/problemspillerne	211	U test ($p < .01$)	92.9%	5.2%	1.9%
Databingo i bingolokale					
Normalspillere/lavrisikospillere	4277	Mann-Whitney	99.6%	0.4%	0.0%
Moderate risiko/problemspillerne	210	U test ($p < .01$)	94.3%	4.3%	1.4%
Belago (Norsk Tipping sine terminaler)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4277	Mann-Whitney	99.8%	0.2%	0.0%
Moderate risiko/problemspillerne	211	U test ($p < .01$)	92.9%	6.6%	0.5%
Bingoria (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4277	Mann-Whitney	98.8%	1.2%	0.0%
Moderate risiko/problemspillerne	211	U test ($p < .01$)	87.2%	12.3%	0.5%



	n	Sign	Ikke spilt	1 – 5000 kr	Mer enn 5000 kr
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4276	Mann-Whitney	99.4%	0.6%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	210	U test (p < .01)	95.7%	3.3%	1.0%
Multix					
Normalspillere/lavrisikospillere	4728	Mann-Whitney	92.8%	1.8%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	83.9%	15.2%	0.9%
Pengespill ferge Norge-utland					
Normalspillere/lavrisikospillere	4278	Mann-Whitney	96.1%	3.8%	0.1%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	83.4%	14.7%	1.9%
Poker på internett					
Normalspillere/lavrisikospillere	4276	Mann-Whitney	97.4%	2.5%	0.2%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	78.2%	17.1%	4.7%
KongKasino (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4273	Mann-Whitney	96.3%	3.6%	0.1%
Moderate risiko/problemspillere	212	U test (p < .01)	71.7%	19.3%	9.0%
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4274	Mann-Whitney	98.3%	1.6%	0.1%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	77.7%	17.5%	4.7%
Spill på hester					
Normalspillere/lavrisikospillere	4273	Mann-Whitney	90.8%	8.8%	0.4%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	77.7%	18.5%	3.8%
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping					
Normalspillere/lavrisikospillere	4270	Mann-Whitney	86.3%	13.0%	0.7%
Moderate risiko/problemspillere	209	U test (p < .01)	62.7%	25.4%	12.0%
Odds- og liveodds ikke Norsk Tipping					
Normalspillere/lavrisikospillere	4252	Mann-Whitney	94.0%	5.6%	0.4%
Moderate risiko/problemspillere	208	U test (p < .01)	76.4%	17.8%	5.8%
Tipping					
Normalspillere/lavrisikospillere	4263	Mann-Whitney	87.1%	12.4%	0.4%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	64.9%	28.4%	6.6%
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4304	Mann-Whitney	27.4%	62.7%	9.9%
Moderate risiko/problemspillere	212	U test (p < .01)	25.0%	50.9%	24.1%
Private pengespill					
Normalspillere/lavrisikospillere	4269	Mann-Whitney	94.1%	5.6%	0.4%
Moderate risiko/problemspillere	210	U test (p < .01)	78.6%	15.7%	5.7%
Pantelotteriet					
Normalspillere/lavrisikospillere	4282	Mann-Whitney	55.9%	44.0%	0.1%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p > .05)	53.6%	46.4%	0.0%
Fantasy (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4275	Mann-Whitney	99.4%	0.6%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	211	U test (p < .01)	94.3%	5.3%	0.5%
Fantasy (ikke Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4277	Mann-Whitney	99.4%	0.6%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	209	U test (p < .01)	96.7%	3.3%	0.0%
E-sport betting (Norsk Tipping)					
Normalspillere/lavrisikospillere	4277	Mann-Whitney	99.2%	0.8%	0.0%
Moderate risiko/problemspillere	210	U test (p < .01)	91.9%	7.6%	0.5%
Andre spill					
Normalspillere/lavrisikospillere	4103	Mann-Whitney	97.7%	2.2%	0.1%
Moderate risiko/problemspillere	203	U test (p < .01)	89.2%	7.9%	3.0%

For samtlige spill, bortsett fra papirskrapelodd og Pantelotteriet, sees et signifikant større forbruk hos moderate risikospillere/problemspillere sammenliknet med normalspillere. Dette er i tråd med studier som klart viser at de med et problematisk forhold til pengespill deltar i



flere spill (Binde, Romild, & Volberg, 2017) og bruker mer penger på spill (Jonsson et al., 2022) enn de uten/færre problem.

For å undersøke hvor stor andel av dem 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)	24	36.3%	63.7%	100.0%	13.553
Databingo i bingolokale	29	55.9%	44.1%	100.0%	9.383
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	121	61.4%	38.6%	100.0%	8.213
Bingoria	80	65.9%	34.1%	100.0%	7.255
E-sport betting (Norsk Tipping)	52	67.5%	32.5%	100.0%	6.915
Fantasy (Norsk Tipping)	37	68.3%	31.7%	100.0%	6.745
Multix	110	68.9%	31.1%	100.0%	6.617
Poker på internett	158	71.0%	29.0%	100.0%	6.170
KongKasino	219	72.7%	27.3%	100.0%	5.809
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	36	74.0%	26.0%	100.0%	5.532
Fantasy (ikke Norsk Tipping)	34	79.0%	21.0%	100.0%	4.660
Andre pengespill	118	81.3%	18.7%	100.0%	3.979
Pengespill ferge Norge-utland	204	82.6%	17.4%	100.0%	3.702
Odds- og liveodds ikke Norsk Tipping	304	83.8%	16.2%	100.0%	3.447
Private pengespill	298	84.9%	15.1%	100.0%	3.213
Bingo i bingolokale	101	85.7%	14.3%	100.0%	3.043
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	118	86.8%	13.2%	100.0%	2.809
Tipping	623	88.1%	11.9%	100.0%	2.532
Odds- og liveodds hos Norsk Tipping	665	88.3%	11.7%	100.0%	2.489
Spill på hester	442	89.4%	10.6%	100.0%	2.255
Internettskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)	1029	90.0%	10.0%	100.0%	2.128
Pantelotteriet	1991	95.1%	4.9%	100.0%	1.043
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	3287	95.2%	4.8%	100.0%	1.021
Skrapelodd (papir)	2363	95.2%	4.8%	100.0%	1.021

¹Forholdstallet viser hvor mange ganger flere moderate risikospillere/problemspillere som spiller et gitt spill i forhold til utbredelsen i befolkningen.

I analysen ble prosenten moderate risikospillere/problemspillere i hvert spill, delt på 4.7% (som er andelen risikospillere/problemspillere i befolkningen generelt). Forholdstallet sier dermed hvor mange ganger høyere andel risikospillere/problemspillere det er som spiller hvert spill, sammenliknet med befolkningen generelt.

De moderate risikospillere/problemspillere er særlig overrepresentert i spill som spilles av relativt få (Belago, databingo i bingolokale, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping, Bingoria, E-sport betting hos Norsk Tipping, Fantasy hos Norsk Tipping og Multix) der over 30% av



spillerne utgjøres av moderate risikospillere/problemspillere. 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 at de spillene som har en overrepresentasjon av moderate risikospillere/problemspillere generelt spilles av få. Det kan tyde på at sistnevnte kategori av 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 og skrapelodd (ikke på internett) og Pantelotteriet som dominerer deltakelse. Når det gjelder volum av spill med særlig høy innsats (der minst 5% av normalspillere/lavrisikospillere spiller for mer enn 5000 kr året er det tallspill som peker seg ut. Spill der minst 10% av moderate risikospillere/problemspillere spiller for mer enn 5000 kr året) omfatter tallspill og langodds- og liveodds hos Norsk Tipping.

Tabell 5.9. Andelen av dem som deltok i ulike typer spill som rapporterer minst en skade tilsvarende noe påvirkning eller mer

Spill	n	Rapporterer ikke skade	Rapporterer skade	Total	Forholdstall ¹
Belago (Norsk tipping sine terminaler)	24	67.8%	32.2%	100.0%	15.333
Databingo i bingolokale	29	76.0%	24.0%	100.0%	10.952
Fantasy (Norsk Tipping)	37	76.5%	23.5%	100.0%	11.190
Fantasy (ikke Norsk Tipping)	34	76.5%	23.5%	100.0%	11.190
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	121	76.8%	23.2%	100.0%	11.048
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	36	79.6%	20.4%	100.0%	9.714
Multix	110	84.3%	15.7%	100.0%	7.476
Bingoria	80	84.5%	15.5%	100.0%	7.381
Poker på internett	158	86.1%	13.9%	100.0%	6.619
E-sport betting (Norsk Tipping)	52	86.5%	13.5%	100.0%	6.429
KongKasino	219	88.0%	12.0%	100.0%	5.714
Andre pengespill	118	88.6%	11.4%	100.0%	5.429
Pengespill ferge Norge-utland	204	88.9%	10.1%	100.0%	4.810
Bingo i bingolokale	101	90.4%	9.6%	100.0%	4.571
Odds- og liveodds ikke Norsk Tipping	304	92.2%	7.8%	100.0%	3.714
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	118	92.3%	7.7%	100.0%	3.667
Private pengespill	298	92.7%	7.3%	100.0%	3.476
Internettsskrapeloddet Flax (Norsk Tipping)	1029	96.0%	4.0%	100.0%	1.905
Tipping	623	96.0%	4.0%	100.0%	1.905
Odds- og liveodds hos Norsk Tipping	665	96.1%	3.9%	100.0%	1.857
Spill på hester	442	96.3%	3.7%	100.0%	1.762
Pantelotteriet	1991	97.5%	2.5%	100.0%	1.190
Skrapelodd (papi)	2363	97.8%	2.2%	100.0%	1.048
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	3287	98.0%	2.0%	100.0%	0.952

¹Forholdstallet viser hvor mange ganger flere som rapporterer skade som spiller et gitt spill i forhold til den gjennomsnittlige utbredelsen av skade blant de som deltar i pengespill.



Det ble så gjort en analyse lik den presentert i tabell 5.8, der vi undersøkte hvor mange ganger høyere andel spillere som rapportere skade det er som spiller de ulike spillene, sammenliknet med gjennomsnittlig skade (2.1%) rapportert av spillerne generelt. Resultatene er presentert i tabell 5.9. Resultatene i tabell 5.9 er ganske overlappende med de presentert i tabell 5.8. De som rapporterer skade er særlig overrepresentert i spill som spilles av relativt få (Belago, databingo i bingolokale, Fantasy, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping, og bingo på internett ikke Norsk Tipping der over 20% av spillerne rapporterer minst en pengespillrelatert skade med minst noe påvirkning.

Oppsummering

Oppsummert er tallspill og skrapelodd på papir spillene som spilles av flest. Menn deltar generelt mer i de fleste (i alt 16) spill enn kvinner, mens kvinner kun er overrepresentert i 3 spill. Yngre deltar mer enn eldre i nye og internetbaserte spill. For 11 spill var det størst deltakelse i de midtre aldergruppene. Eldre dominerer deltakelsen i mer tradisjonelle spill (som hestespill og tallspill). Det var generelt en nedgang i deltakelse på ulovlige spill (som tilbys av utenlandske spillselskap) siden undersøkelsen i 2019. Desto mer problem som ble rapportert desto flere spill deltas det i. Spill som spilles av få har generelt et høyere andel av moderate risikospillere/problemspillere og høyere andel som rapportere pengespillrelatert skade, 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 bærbar datamaskiner, nettbrett og smarttelefoner. Norge er det landet i verden med nest høyest andel (kun slått av Sør-Korea) av husstandene (i alt 99.0%) som sier de har tilgang til internett (OECD, 2023). Dette innebærer at for mange har muligheten for å delta i pengespill via internett økt betraktelig de siste årene (Gainsbury et al., 2012; Pallesen et al., 2021).

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. Tabell 6.1 viser fordelingen av andel respondenter innen hver svarkategori til sammenligning inngår også data fra forrige befolkningsundersøkelse (Pallesen et al., 2020) i tabellen.

Tabell 6.1 Andel respondenter som har spilt pengespill på internett via ulike plattformer i 2019 og 2022

	<i>n</i>		Aldri		Sjeldnere enn en gang per måned		Omtrent månedlig		Omtrent ukentlig		Omtrent daglig	
	2019	2022	2019	2022	2019	2022	2019	2022	2019	2022	2019	2022
a. Stasjonær datamaskin	5 781	4 414	90.1%	91.7%	6.4%	5.5%	1.8%	1.7%	1.3%	1.0%	0.3%	0.1%
b. Bærbar datamaskin	5 762	4 414	83.8%	88.2%	11.5%	8.0%	2.6%	2.1%	1.8%	1.6%	0.3%	0.1%
c. Nettbrett	5 761	4 413	90.2%	93.1%	6.6%	4.4%	1.8%	1.4%	1.2%	1.0%	0.2%	0.1%
d. Mobiltelefon	5 819	4 507	51.3%	42.6%	23.0%	24.8%	14.5%	16.5%	10.5%	15.5%	0.8%	0.6%

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 særlig ved hjelp av mobiltelefon. I 2022 rapporterer over halvparten (57.4%) at de i løpet av det siste året har spilt pengespill på mobil. For å undersøke om spilling over internett (blant de som spiller) hadde endret seg de siste 3 årene ble fordelingen i 2019 sammenliknet med fordelingen i 2022 (Mann-Whitney U test). Analysene viste en nedgang i spilling på stasjonær datamaskin ($p < .01$), bærbar datamaskin ($p < .01$) og nettbrett ($p < .01$) fra 2019 til 2022, mens det var en signifikant økning i bruk av mobiltelefon ($p < .01$) til pengespillformål fra 2019 til 2022.



Totalt hadde i alt 58.4% av de som hadde deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene spilt over internett (minst en gang) i 2019, mens den tilsvarende andelen i 2022 var 63.6%, noe som representerer en signifikant økning ($\chi^2 = 28.3$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction).

Av de som hadde spilt over internett i 2019, hadde 30.4% spilt på mer enn en internettplattform, mens den tilsvarende andelen i 2022 var 23.0%. Denne forskjellen var signifikant ($\chi^2 = 43.5$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction) og indikerer at mobiltelefon i økende grad er det primære internettmidiet som brukes til pengespillformål.

For å undersøke om spilling på internett var relatert til kjønn, aldersgruppe 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 «lavrisikospillere» 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. Dette er også i tråd med funnene fra den forrige befolkningsundersøkelsen (Pallesen et al., 2020). Mer enn 6 av 10 av mannlige spillere og om lag 5 av 10 kvinnelige spillere bruker mobiltelefon til pengespillformål.

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	2 355	Mann-Whitney	86.8%	8.8%	2.7%	1.7%
Kvinner	2 059	U test (p < .01)	97.2%	1.7%	0.6%	0.4%
b. Bærbar datamaskin						
Menn	2 355	Mann-Whitney	82.5%	11.8%	3.1%	2.6%
Kvinner	2 061	U test (p < .01)	94.6%	3.8%	1.0%	0.7%
c. Nettbrett						
Menn	2 359	Mann-Whitney	91.0%	5.3%	2.1%	1.6%
Kvinner	2 060	U test (p < .01)	95.4%	3.4%	0.5%	0.6%
d. Mobiltelefon						
Menn	2 393	Mann-Whitney	37.6 %	22.7 %	19.6 %	20.1 %
Kvinner	2 115	U test (p < .01)	48.3 %	27.2 %	12.9 %	11.5 %



Tabell 6.3 viser deltakelse i pengespill på internett via ulike typer plattformer brutt ned på aldersgrupper. Som det fremgår av tabellen, ser de yngste og eldste ut til å spille oftere på stasjonær maskin sammenliknet med de andre aldersgruppene. Blant de som hadde brukt bærbar datamaskin til pengespilling fant vi de yngre og de nest eldste. For nettbrett viste resultatene en mer intens spilling med økende alder. For spilling via mobil var dette mest intenst/frekvent blant de midtre aldersgruppene

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		(Kruskal- Wallis, <i>p</i> < .01)				
16-25 år	550		87.1%	9.8%	2.0%	1.1%
26-35 år	904		91.8%	6.1%	1.4%	0.7%
36-45 år	833		92.9%	5.2%	1.4%	0.6%
46-55 år	894		93.0%	4.5%	1.8%	0.8%
56-65 år	745		92.2%	4.3%	2.0%	1.5%
66-74 år	486		91.6%	4.1%	1.6%	2.7%
b. Bærbar datamaskin		(Kruskal- Wallis, <i>p</i> < .01)				
16-25 år	550		86.7%	11.1%	1.6%	0.5%
26-35 år	905		87.6%	9.2%	2.0%	1.2%
36-45 år	835		89.7%	7.3%	2.2%	0.8%
46-55 år	896		88.1%	7.8%	2.2%	1.9%
56-65 år	744		87.0%	7.8%	2.2%	3.1%
66-74 år	484		90.1%	4.5%	2.5%	2.9%
c. Nettbrett		(Kruskal- Wallis, <i>p</i> < .01)				
16-25 år	550		97.3%	1.8%	0.9%	0.0%
26-35 år	904		95.5%	3.9%	0.3%	0.3%
36-45 år	834		95.4%	2.9%	1.2%	0.5%
46-55 år	896		91.5%	6.1%	1.3%	1.0%
56-65 år	745		88.7%	6.2%	3.0%	2.1%
66-74 år	491		89.2%	5.3%	2.0%	3.5%
d. Mobiltelefon		(Kruskal- Wallis, <i>p</i> < .01)				
16-25 år	551		53.5%	23.0%	13.4%	10.9%
26-35 år	905		33.5%	35.5%	20.9%	10.2%
36-45 år	839		33.4%	26.9%	19.9%	19.8%
46-55 år	914		39.3%	24.7%	15.4%	20.6%
56-65 år	781		44.8%	19.5%	15.6%	20.1%
66-74 år	516		64.7%	12.8%	9.5%	13.0%

Videre undersøkte vi om problemspillingskategori var relatert til spillefrekvens på internett. Resultatene er vist i tabell 6.4. Tabellen viser at en langt større andel av moderate risikospillere/problemspillere spiller på nett sammenliknet 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 og personer med moderat risiko/pengespillproblemer.



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		Mann-Whitney U test, $p < .01$				
	Normal/lavrisikospillere	4 209		92.5%	5.3%	1.4%	0.8%
	Moderate risiko/problemspillere	206		74.8%	10.7%	7.8%	6.8%
b.	Bærbar datamaskin		Mann-Whitney U test, $p < .01$				
	Normal/lavrisikospillere	4 209		89.3%	7.5%	1.8%	1.4%
	Moderate risiko/problemspillere	206		65.0%	18.0%	7.8%	9.2%
c.	Nettbrett		Mann-Whitney U test, $p < .01$				
	Normal/lavrisikospillere	4 212		93.6%	4.2%	1.3%	0.9%
	Moderate risiko/problemspillere	205		83.9%	9.3%	2.9%	3.9%
d.	Mobiltelefon		Mann-Whitney U test, $p < .01$				
	Normal/lavrisikospillere	4 296		43.7%	25.3%	16.2%	14.9%
	Moderate risiko/problemspillere	210		21.0%	14.8%	22.4%	41.9%

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 bli gjeldene. Resultatene er vist i tabell 6.5.

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	4 529		36.4%	27.5 %	18.0 %	18.1 %
Kjønn		$(\chi^2=190.6, df = 3, p < .01)$				
Menn	2 409		28.9%	26.5%	21.5 %	23.1 %
Kvinner	2 122		45.0%	28.7%	13.9 %	12.3 %
Aldersgrupper		$(\chi^2 = 240.3, df = 15, p < .01)$				
16-25 år	551		44.8%	30.1%	14.5 %	10.5 %
26-35 år	906		29.9%	37.3%	22.1 %	10.7 %
36-45 år	839		29.9%	28.8%	20.5%	20.7%
46-55 år	914		34.0%	26.5%	17.1%	22.4%
56-65 år	790		36.3%	22.2%	17.7%	23.8%
66-74 år	537		53.7%	15.7%	12.5%	18.0%
Spillerkategori		$(\chi^2 = 167.7, df = 3, p < .01)$				
Normal/lavrisikospillere	4 317		37.8%	28.0%	17.7%	16.6%
Moderate risiko/problemspillere	212		9.9%	18.4%	23.1%	48.6%

Her er fordelingen også brutt ned på kjønn, aldersgrupper og spillerkategori. Resultatene viser at bare 36.4 % av de som deltar i pengespill aldri spiller over internett. Menn spiller hyppigere pengespill på internett enn kvinner. De i de midtre aldersgruppene (26-65 år) spiller oftest på internett. Ikke overraskende var spilling på internett langt mer hyppig hos moderate risikospillere/problemspillere sammenliknet med normalspillere. Sammenliknet med



fordelingen av samlet pengespill på internett (høyest frekvensskåre) i 2019 viser fordelingen i 2022 at involvering i spill over internett er høyere nå enn for 3 år siden ($\chi^2 = 48.8$, $df = 3$, $p < .01$).

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

Internetbasert 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)	1007	11.5%	16.4%	10.9%	86.4%
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	116	12.0%	21.7%	11.8%	69.0%
Bingoria (Norsk Tipping)	80	16.5%	24.5%	22.0%	88.4%
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	36	10.9%	24.1%	9.2%	68.8%
Poker på internett	155	26.7%	48.9%	14.5%	78.9%
KongKasino (Norsk Tipping)	216	13.7%	32.0%	18.2%	89.9%
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	121	41.3%	47.9%	18.0%	80.5%

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 (bortsett fra internettskrapeloddet Flax) synes det rimelig å konkludere med at mobiltelefon er den plattformen som definitivt blir foretrukket av disse spillerne.

Oppsummering

En klar hovedkonklusjon fra dette kapittelet er at flere spilte over internett i 2022 enn i 2019. Selv om spilling over stasjonær PC, bærbar PC og nettbrett hadde gått ned, kompenserte økning i bruk av mobil for dette. Blant spillerne er det slik at menn, de i de midtre aldersgruppene og de med spillproblemer spiller mer over nett enn kvinner, de aller yngste og eldste, og de uten eller med mindre spillproblemer.



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 til å kunne øke forekomsten av pengespilling i befolkningen og medvirke til at flere utvikler pengespillproblemer (Binde, 2014; Clemens, Hanewinkel, & Morgenstern, 2017). I henhold til norsk lovgivning er det kun Norsk Tipping og Norsk Rikstoto som har lov å markedsføre spill i Norge. Inntil nylig annonserte flere spillemarkedsførere utenfor det regulerte markedet for sine pengespill rettet mot norske borgere, typisk via TV som sendes fra utlandet, via internett eller via direkte reklame. Endringer i kringkastingsloven har imidlertid redusert muligheten for videredistribusjon av TV-reklame, og TV-reklame for pengespill tilbudt av ulovlige aktører har derfor avtatt sterkt den siste tiden.

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, i butikker og i form av direkte reklame. Tabell 7.1 viser fordelingen av svarene. Som det fremgår av tabell 7.1 er

Tabell 7.1 Andelen som har vært eksponert for pengespillreklame i ulike kanaler i løpet av de siste 12 månedene brutt ned på ulike frekvenser av eksponering i 2019 og 2022.

Medier	År	n	Aldri	Sjeldnere enn en dag i måneden	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
Reklame på TV	2019	9 102	9.9%	15.2%	17.5%	31.2%	26.3%
	2022	7 210	15.7%	24.3%	21.4%	27.0%	11.6%
Reklame på internett	2019	9 076	12.7%	18.8%	18.6%	29.7%	20.3%
	2022	7 164	15.6%	22.9%	20.7%	26.4%	14.3%
Reklame i aviser	2019	9 051	38.6%	32.3%	14.5%	11.3%	3.3%
	2022	7 132	50.2%	29.2%	10.7%	8.0%	1.8%
Reklame i butikker	2019	9 071	14.0%	18.6%	18.1%	34.8%	14.4%
	2022	7 156	19.7%	22.7%	19.0%	30.2%	8.4%
Direkte reklame	2019	9 069	48.7%	26.4%	12.0%	9.3%	3.6%
	2022	7 157	55.1%	23.1%	11.3%	8.0%	2.5%

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 2019 til 2022 ved å sammenlikne



fordelingene vist i tabell 7.1. Det var en klar nedgang i reklameeksponering i alle kanaler fra 2019 til 2022 (alle Mann-Whitney U, $p < .01$).

Nedgangen i rapportert eksponering for pengespillreklame i alle kanaler fra 2019 til 2022 skyldes mest sannsynlig at utenlandske spilloperatører har redusert eller gitt opp å reklamere på TV rettet mot personer bosatt i Norge gitt endringer i kringkastingsloven. Innskjerpingen av bankenes betalingsformidlingsforbud kan også ha gjort at flere utenlandske spilloperatører har gitt opp det norske markedet.

Totalt rapporterte 97.8% i 2019 at de hadde blitt eksponert for pengespillreklame i løpet av det siste året, mens 96.0% rapporterte dette for 2022. Reduksjonen fra 2019 til 2022 var statistisk signifikant ($\chi^2 = 42.0$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction), dog triviell med tanke på størrelsen i endringen.

For å undersøke om eksponering for pengespillreklame i 2022 var relatert til alder ble frekvensen av eksponering for pengespillreklame via ulike medier brutt ned på aldersgrupper. Resultatene er vist i tabell 7.2.

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 to yngste gruppene (16-25 år og 26-35 år) rapporterer dette i mindre grad. Funnene vedrørende TV er i stor grad i overenstemmelse med siste befolkningsundersøkelse (Pallesen et al., 2020) og i tråd med Norsk Mediebarometer for 2021 som viser at i aldersgruppen 16-24 år var det 30% som så lineær-TV på en vanlig gjennomsnittsdag, mens denne andelen var 75% blant dem i aldersgruppen 67-79 år.

En klar alderstrend ble funnet for reklame på internett, der de yngre rapporterer mer eksponering enn de eldre. Mens bare 5.5 % av de i alderen 16-25 år aldri har sett reklame for pengespill på internett de siste 12 månedene er den tilsvarende andelen blant dem i alderen 66-74 år 41.9 %. Dette kan reflektere generell bruk av internett, da Norsk Mediebarometer viste at 98% av personer i alderen 16-24 år brukte internett en gjennomsnittsdag i 2018, mens andelen for dem i alderen 67-79 år var 71%. Når det gjelder eksponering for pengespillreklame fra aviser viser resultatene en motsatt alderstrend, med økende eksponering med økende alder. Også dette funnet er i tråd med Norsk Mediebarometer som viser at kun



2 % av dem i alderen 16-24 år sa at de leste en papiravis en gjennomsnittsdag i 2021, mens den tilsvarende andelen i alderen 67-79 år var 61%.

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						
16-25 år (n = 1 193)	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)	16.1%	26.2%	26.5%	24.1%	7.2%
26-35 år (n = 1 379)		17.8%	26.8%	22.9%	23.6%	9.0%
36-45 år (n = 1 279)		17.8%	25.6%	22.0%	22.8%	11.9%
46-55 år (n = 1 350)		12.4%	21.7%	18.1%	32.9%	14.9%
56-65 år (n = 1 158)		12.7%	23.2%	18.2%	32.1%	14.8%
66-74 år (n = 854)		18.1%	21.0%	20.8%	27.8%	12.2%
Reklame på internett						
16-25 år (n = 1 193)	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)	5.5%	19.0%	25.7%	32.1%	17.6%
26-35 år (n = 1 379)		7.5%	20.0%	24.1%	28.8%	19.6%
36-45 år (n = 1 275)		9.8%	22.5%	21.8%	29.2%	16.7%
46-55 år (n = 1 340)		15.4%	24.4%	20.4%	26.1%	13.8%
56-65 år (n = 1 153)		23.6%	29.1%	16.2%	21.9%	9.3%
66-74 år (n = 824)		41.9%	23.2%	12.7%	17.0%	5.2%
Reklame i aviser						
16-25 år (n = 1 187)	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)	68.8%	20.6%	7.2%	2.2%	1.1%
26-35 år (n = 1 379)		53.8%	30.4%	10.0%	4.7%	1.1%
36-45 år (n = 1 267)		47.2%	31.6%	11.4%	8.2%	1.7%
46-55 år (n = 1 334)		43.6%	31.6%	12.7%	9.4%	2.8%
56-65 år (n = 1 146)		42.7%	32.2%	10.7%	12.0%	2.4%
66-74 år (n = 818)		43.3%	28.2%	12.8%	13.6%	2.1%
Reklame i butikker						
16-25 år (n = 1 193)	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)	25.2%	25.1%	21.1%	21.1%	7.4%
26-35 år (n = 1 379)		20.2%	20.4%	20.7%	29.6%	9.0%
36-45 år (n = 1 270)		16.1%	23.5%	18.3%	30.7%	10.2%
46-55 år (n = 1 341)		15.4%	20.1%	18.9%	35.9%	9.7%
56-65 år (n = 1 150)		18.2%	24.1%	17.2%	33.5%	7.0%
66-74 år (n = 824)		25.6%	24.0%	16.5%	28.3%	5.6%
Direkte reklame						
16-25 år (n = 1 190)	(Kruskal-Wallis, $p < .01$)	63.8%	18.2%	9.1%	7.1%	1.9%
26-35 år (n = 1 376)		53.6%	20.6%	12.0%	10.8%	3.0%
36-45 år (n = 1 275)		55.8%	23.8%	10.7%	7.5%	2.1%
46-55 år (n = 1 343)		49.7%	26.3%	13.2%	7.4%	3.5%
56-65 år (n = 1 149)		52.8%	25.2%	11.7%	8.2%	2.1%
66-74 år (n = 824)		56.3%	24.9%	10.9%	6.2%	1.7%

Resultatene viser at eksponering for pengespillreklame i butikker rapporteres oftest av de to midtre aldergruppene (36-45 år og 46-55 år), mens mindre eksponering rapporteres av de to yngste (16-25 år og 26-35 år) og de to eldste aldersgruppene (56-65 år og 66-74 år). Dette er i tråd med studier som viser at de i alderen 35-49 år handler hyppigst hvorav 53% handler i butikker minst fire ganger i uken (Kolonial.no, 2019). Analysene vedrørende reklame i TV,



internett, aviser og i butikker indikerer oppsummert at rapportert reklameeksponering i stor grad følger bruken av mediet, i tråd med statistikk fra Norsk Mediebarometer og Kolonial.no.

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 aller yngste og de aller eldste.

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	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 6998)	U test, p	15.9%	24.2%	21.5%	27.0%	11.4%
Moderat risiko/problemspiller (n = 204)	< .01)	9.3%	26.5%	18.6%	26.5%	19.1%
Reklame på internett	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 6 951)	U test, p	15.9%	23.2%	20.6%	26.4%	13.9%
Moderat risiko/problemspiller (n = 205)	< .01)	6.3%	13.2%	25.9%	26.8%	27.8%
Reklame i aviser	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 6 921)	U test, p	50.2%	29.3%	10.7%	8.0%	1.8%
Moderat risiko/problemspiller (n = 203)	> .05)	49.3%	27.1%	12.8%	7.9%	3.0%
Reklame i butikker	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 6 944)	U test, p	19.8 %	22.8 %	18.9 %	30.3 %	8.2 %
Moderat risiko/problemspiller (n = 204)	< .01)	16.2 %	20.1 %	21.1 %	28.4 %	14.2 %
Direkte reklame	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 6 943)	U test, p	55.9 %	23.0 %	11.1 %	7.6 %	2.3 %
Moderat risiko/problemspiller (n = 205)	< .01)	27.8 %	23.4 %	21.0 %	21.0 %	6.8 %
Mediet med høyest reklameeksponering	Mann-Whitney					
Normalspillere/lavrisikospillere (n = 7 020)	U test, p	4.8 %	12.9 %	18.7 %	39.6 %	24.0 %
Moderat risiko/problemspiller (n = 205)	< .01)	1.5 %	8.8 %	16.6 %	35.1 %	38.0 %

Som vist i tabellen rapporterer moderate risikospillere/problemspillere større grad av eksponering for pengespillreklame sammenlignet med respondentene uten pengespillproblem/lavrisikospillere på alle medier, bortsett fra aviser.

En mulig årsak til at personer med pengespillproblemer rapporterer mer eksponering for pengespillreklame enn dem 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 laboratorie-studie (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 (eks. tippekiosker, internettkasinoer). I tillegg tilpasses reklamen en internetbruker eksponeres for til de sidene brukeren 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). Særlig direkte markedsføring har av spillere med problemer blitt pekt på som noe kan vanskeliggjøre mestring av spillproblem (Syvertsen, Pallesen, Erevik, & Mentzoni, 2020)

Funnene er i stor grad i overensstemmelse med det som ble rapportert i de tre siste befolkningsundersøkene i Norge (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b).

For å undersøke grad av eksponering for reklame fra spillemarkeder innenfor det regulerte markedet og fra spillemarkeder utenfor det regulerte markedet ble respondentene bedt om å angi hvor mange dager sist uke de hadde sett reklame for Norsk Tipping eller Norsk Rikstoto og hvor mange dager sist uke de hadde sett reklame for utenlandske spillere (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.). Resultatene (både i frekvens for hvert alternativ samt gjennomsnitt og standardavvik) er vist i tabell 7.4. Respondentene i 2022 rapporterte hyppigere eksponering for reklame for utenlandsk spillere



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.

	År	<i>n</i>	0 dager	1 dag	2 dager	3 dager	4 dager	5 dager	6 dager	7 dager	Antall dager (<i>M</i>)	Antall dager (<i>SD</i>)
Alle												
Norsk Tipping/Rikstoto	2019	9 097	35.2%	19.4%	16.0%	13.3%	6.0%	4.6%	1.4%	4.2%	1.76	1.89
	2022	7 209	42.0%	19.9%	15.8%	10.3%	4.8%	3.4%	1.0%	2.9%	1.45	1.75
Utenlandsk spillerselskap	2019	9 072	29.2%	12.8%	12.1%	11.7%	8.7%	7.8%	3.9%	13.7%	2.66	2.47
	2022	7 188	42.5%	16.6%	12.2%	10.6%	6.0%	4.6%	2.1%	5.6%	1.71	2.06
Normalspillere/lavrisikospillere												
Norsk Tipping/Rikstoto	2019	8 682	35.8%	19.5%	16.1%	12.9%	5.9%	4.5%	1.4%	4.0%	1.73	1.88
	2022	6 994	42.7%	19.8%	15.6%	10.1%	4.7%	3.3%	0.9%	2.9%	1.42	1.74
Utenlandsk spillerselskap	2019	8 660	29.6%	12.9%	12.1%	11.6%	8.7%	7.7%	3.9%	13.4%	2.63	2.46
	2022	6 973	42.9%	16.7%	12.1%	10.5%	5.9%	4.5%	2.0%	5.5%	1.69	2.05
Moderat risiko/problemspillere												
Norsk Tipping/Rikstoto	2019	401	23.3%	17.5%	12.4%	20.3%	8.1%	6.8%	1.4%	10.2%	2.49	2.19
	2022	205	19.6%	20.7%	21.8%	17.1%	8.9%	5.2%	1.8%	5.0%	2.23	1.87
Utenlandsk spillerselskap	2019	400	21.5%	10.1%	11.0%	13.9%	8.3%	9.9%	4.7%	20.6%	3.29	2.57
	2022	205	28.3%	12.6%	16.4%	14.0%	6.8%	7.4%	5.2%	9.3%	2.48	2.30

($t = 11.87$, $df = 7179$, $p < .01$) sammenlignet med Norsk Tipping/Norsk Rikstoto. Dette var tilfelle for normalspillere/lavrisikospillere ($t = 11.77$, $df = 6964$, $p < .01$), men ikke for moderate risikospillere/problemspillere ($t = 1.63$, $df = 204$, $p > .05$).

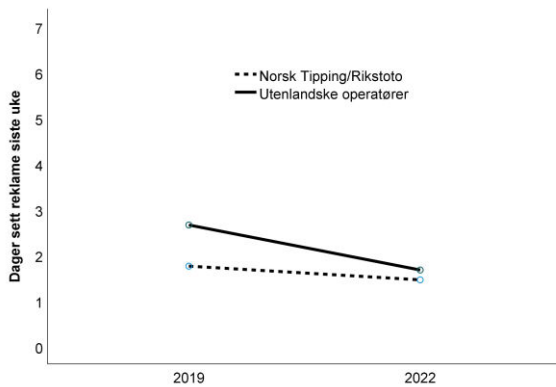
Moderate risikospillere/problemspillere hadde hyppigere sett reklame både for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto ($t = 6.51$, $df = 7197$, $p < .01$) og for de utenlandske spillerselskapene ($t = 4.88$, $df = 213.8$, $p < .01$) sammenlignet med normalspillere/lavrisikospillere.

For utvalget samlet var det ellers en nedgang i gjennomsnittlig dager en rapporterte eksponering for pengespillreklame, både for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto ($t=10.90$, $df = 15941.9$, $p < .01$) og for utenlandske spillaktører ($t=26.67$, $df = 16212.8$, $p < .01$) fra 2019 til 2022.

En toveis variansanalyse viste at nedgangen var størst for utenlandske operatører sammenliknet med Norsk Tipping/Norsk Rikstoto ($F_{1,17873} = 462.0$, $p < .01$). Se også figur 7.1



Figur 7.1 Reklameeksponering siste uke rapportert i 2019 og 2022 brutt ned på Norsk Tipping/Rikstoto og utenlandske operatører



Se også kapittel 8 om opplevd påvirkning fra pengespillreklame.

Oppsummering

Samlet viser funnene fra dette kapittelet at TV er mediet med mest pengespillreklame, tett etterfulgt av internett. Direkte reklame og reklame via aviser var sjeldnest forekommende. Siden 2019 var det en signifikant nedgang i alle kanaler vedrørende reklame for pengespill. Moderate risikospillere/problemspillere rapporterte mer reklameeksponering i alle medier sammenliknet med normalspillere/lavrisikospillere. Hele utvalget rapporterte hyppigere reklameeksponering for utenlandske spillselskap enn for Norsk Tipping/Norsk Rikstoto. Fra 2019 til 2022 hadde reklameeksponeringen fra begge kilder gått ned, mest for utenlandske spillselskap.



KAPITTEL 8. OPPLEVD PÅVIRKNING FRA PENGESPILLREKLAME

For å undersøke i hvilken grad ens holdninger til og atferd i forbindelse med pengespill oppleves å bli 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 totalskåre kan kalkuleres ved å summere skåren fra alle leddene. Kun de som oppga å ha deltatt 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.

Tabell 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	4 516	52.6%	18.3%	24.5%	4.6%	1.81 (0.96)
b. ¹ Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	4 524	15.6%	16.7%	15.1%	52.6%	1.95 (1.15)
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	4 517	58.4%	18.3%	19.9%	3.4%	1.68 (0.91)
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	4 518	57.7%	18.6%	19.9%	3.8%	1.70 (0.92)
e. ¹ Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	4 529	12.5%	11.1%	18.6%	57.8%	1.78 (1.07)
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	4 507	21.0%	13.0%	45.7%	20.3%	2.65 (1.03)
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	4 499	20.8%	12.5%	41.3%	25.3%	2.71 (1.06)
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	4 518	82.8%	11.3%	4.5%	1.4%	1.24 (0.60)
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	4 521	66.8%	20.8%	10.5%	1.8%	1.47 (0.75)

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. Desto høyere skåre desto høyere opplevd influens fra reklamen (det er i tabellen korrigert for at skåringen for ledd b og e skal snus/reverseres). Svaralternativene (veldig uenig = 1 til veldig enig = 4) var like for alle ledd.

Ut ifra svarfordelingen i tabell 8.1 ser det ut som at en hovedtendens er 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"). Dette samsvarer med hovedtendensen rapportert i befolkningsundersøkelsen fra 2019 (Pallesen et al., 2020)

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.

For å undersøke om opplevd påvirkning fra reklame hadde endret seg siden 2019 ble resultatene fra denne undersøkelsen (2022) sammenliknet med resultatene fra befolkningsundersøkelsen gjennomført i 2019. Resultatene er vist i tabell 8.2

Tabell 8.2 Endring i skåre på reklamesubskalaen fra *Effect of Gambling Advertising Questionnaire*, sumskåre og standardavvik (SD) for hvert ledd for 2019 og 2022

Leddene i reklameskalaen	2019 n	2022 n	2019 Gjennomsnitt (SD)	2022 Gjennomsnitt (SD)	t-test
a. Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	5 833	4 516	1.97 (0.97)	1.81 (0.96)	t=8.22, df=10347, p<.01
b. ¹ Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	5 835	4 524	1.91 (1.04)	1.95 (1.15)	t=2.06, df=9245, p<.05
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	5 824	4 517	1.86 (0.94)	1.68 (0.91)	t=9.44, df=9871, p<.01
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	5 833	4 518	1.83 (0.94)	1.70 (0.92)	t=7.47, df=10349, p<.01
e. ¹ Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	5 837	4 529	1.84 (0.96)	1.78 (1.07)	t=2.95, df=9180, p<.01
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	5 827	4 507	2.90 (0.94)	2.65 (1.03)	t=12.38, df=9254, p<.01
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskaper som tilbyr pengespill	5 819	4 499	3.00 (0.95)	2.71 (1.06)	t=14.37, df=9108, p<.01
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	5 837	4 518	1.33 (0.68)	1.24 (0.60)	t=6.61, df=10174, p<.01
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	5 835	4 521	1.55 (0.76)	1.47 (0.75)	t=5.32, df=9734, p<.01

¹Ved utregning av gjennomsnittsskårene 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 2019 var det i 2022 en lavere skåre på åtte ledd (ledd a, c, d, e, f, g, h, og i), mens det på et ledd, ledd b var økt skåre fra 2019 til 2022 etter at dette leddet var snudd riktig vei (slik at høyere skåre indikerer mer reklamepåvirkning). 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 ble



gjennomsnittet redusert fra 2.02 (SD=0.58) i 2019 til 1.89 (SD=0.57) i 2022 ($t=11.31$, $df=9647$, $p<.01$). Samlet sett synes reklame for pengespill å ha en ikke-ubetydelig innvirkning. Det var likevel en klar tendens i resultatene til at respondentene i 2022 rapporterte en mindre innvirkning fra reklame enn respondentene i 2019.

For å undersøke om reklamens innvirkning var relatert til alder, kjønn og problemspillkategori ble sumskåre for reklameskalaen analysert som avhengig variabel i en enveis-ANOVA (en for aldersgrupper og en for problemspillkategori). Enveis-ANOVA for aldersgrupper var statistisk signifikant ($F_{5,4930} = 48.1$, $p<.01$). Bonferonni ble brukt som korrigering for mange signifikanstester. Tabell 8.3 viser sumskåren og standardavviket for de ulike aldersgruppene og angir mellom hvilke grupper det er signifikante forskjeller i påvirkning fra reklame. Som det fremgår av tabell 8.3 har opplevd påvirkning fra reklame nesten en negativt lineær funksjon med alder (desto høyere alder desto mindre påvirkning fra reklame blir rapportert), med unntak av de to yngste aldersgruppene. I hovedtrekk er dette i tråd med funnene fra de tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) og en svensk studie som viste at personer i alderen 30-49

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	567	1.95	0.56	2,5,6
2	26-35 år	857	2.04	0.59	1, 3, 4, 5, 6
3	36-45 år	705	1.94	0.59	2, 5, 6
4	46-55 år	991	1.89	0.59	2, 5, 6
5	56-64 år	1074	1.75	0.52	1, 2, 3, 4
6	66-74 år	742	1.68	0.49	1, 2, 3, 4

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

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 på internett (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 influert av reklame enn eldre, da yngre ofte ikke har samme grad av kritisk vurderingsevne som eldre personer (Friend & Ladd, 2009).



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

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

Kjønn	Gjennomsnittskåre ¹	Standardavvik
Menn (n=2 389)	1.93	0.56
Kvinner (n=2 069)	1.85	0.59

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

statistisk signifikant ($t = 4.79$, $df = 5762$, $p < .01$). Funnene er i tråd med funnene rapportert i befolkningsundersøkelsene fra 2013, 2015 og 2019 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b).

Til slutt ble det gjort en 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 ($F_{3,4922} = 151.2$, $p < .01$). 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

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	4 099	1.80	0.53	2, 3, 4
2	Lavrisikospiller	604	2.17	0.61	1, 3, 4
3	Moderat risikospiller	179	2.30	0.66	1, 2, 4
4	Problemspiller	44	2.64	0.64	1, 2, 3

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

en svensk intervjustudie (Binde, 2007), en svensk befolkningsundersøkelse (Binde & Romild, 2019) og med de tre foregående norske befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b).

Videre undersøkte vi forskjellen mellom respondenter uten pengespillproblem/lavrisikospillere og moderate risikospillere/problemspillere på hvert av de 9 leddene som målte innvirkning fra pengespillreklame. 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). Cohens d kan forstås som forskjellen i gjennomsnittskåre uttrykt i standardavvik-enheter. Resultatene er vist i tabell 8.6.

Tabell 8.6 Gjennomsnittskåre (og standardavvik) for ikke-problemspillere/lavrisikospillere (n = 4 276-4 308) og moderate risikospillere/problemspillere (n = 213-214) 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	1.78 (0.95)	2.40 (1.05)	8.39**	0.65
b. Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	1.93 (1.15)	2.32 (1.07)	4.80**	0.34
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	1.65 (0.89)	2.31 (1.02)	9.30**	0.74
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	1.66 (0.89)	2.40 (1.05)	10.06**	0.81
e. Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	1.77 (1.07)	2.15 (1.05)	5.13**	0.36
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	2.64 (1.03)	2.80 (1.05)	2.22*	0.16
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	2.69 (1.06)	3.06 (1.00)	5.18**	0.34
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	1.21 (0.55)	1.92 (1.00)	10.30**	1.23
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	1.44 (0.72)	2.13 (1.03)	9.68**	0.93

** p < .01, t = t-verdi; *0.2=liten effekt, 0.5=middels effekt, 0.8=stor effekt

Tabell 8.6 viser at moderate risikospillere/problemspillere skårer 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 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 0.81 og 1.23. 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 tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Det har vært hevdet at rapportert effekt av reklame for pengespill og andre produkter ofte er basert på "tredjepersoneffekten", det at en tror *andre* blir mer påvirket av reklame enn en selv (Youn, Faber, & Shah, 2000). Våre resultat viser at det også *selvrapporteres* om relativ stor innvirkning, et funn som vi også tidligere har formidlet internasjonalt (Hanss et al., 2015).



Vi undersøkte også om de som var moderate risikospillere/problemspillere i 2022 rapporterte å bli påvirket av reklame i en annen grad enn dem 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 2019 og 2022 for moderate risikospillere/problemspillere.

Leddene i reklameskalaen	2019 n	2022 n	2019 Gjennomsnitt (SD)	2022 Gjennomsnitt (SD)	t-test
a. Det er større sjanse for at jeg deltar i pengespill etter at jeg har sett reklame for pengespill	412	214	2.61 (1.00)	2.40 (1.05)	t=2.48, df=412, p<.05
b. ¹ Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller	409	214	2.34 (1.02)	2.32 (1.07)	t=0.29, df=621, p>.05
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill	408	214	2.54 (0.99)	2.31 (1.02)	t=2.82, df=620, p<.01
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden	411	214	2.55 (0.98)	2.40 (1.05)	t=1.84, df=408, p>.05
e. ¹ Jeg følger ikke med på reklame for pengespill	408	213	2.36 (0.94)	2.15 (1.05)	t=2.60, df=619, p<.01
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill	412	213	3.03 (0.97)	2.80 (1.05)	t=2.64, df=623, p<.01
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill	408	214	3.26 (0.95)	3.06 (1.00)	t=2.60, df=620, p<.01
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	409	214	2.21 (1.01)	1.92 (1.00)	t=3.42, df=456, p<.01
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill	409	214	2.17 (0.98)	2.13 (1.03)	t=0.56, df=621, p>.05

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

Fra 2019 til 2022 fant vi en reduksjon i alt seks ledd (a, c, e, f, g og h), mens ingen endring ble funnet på tre av leddene (b, d, og i). Sumskåren hadde gått ned fra 2.57 (SD = 0.67) i 2019 til 2.38 (SD = 0.68) i 2022 (t = 3.19, df = 613, p < .01).

Samlet ser det ut til at både reklameeksponering (se kapittel 7) og opplevd reklameinfluens (dette kapittelet) samlet gått ned siden 2019, også for de som er moderate risikospillere/problemspillere.

Generelt ser reklameinnvirkningen ut til å være sterkere for antatt svake grupper (yngre og personer med pengespillproblem) enn for andre, og funn har vist at pengespillreklame kan utløse tilbakefall hos enkelte som sliter med pengespillproblem (Binde, 2007). Slikt sett er funnene i disse analysene i hovedsak i tråd med funnene som ble rapportert i de tre



foregående befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). I henhold til en rapport om markedsføringens effekt på spilling av pengespill og pengespillproblemer i Norge, utarbeidet av Rambøll i 2018, oppga de med spillproblemer 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). Endringer i kringkastingsloven har gjort det vanskelig for utenlandske spilloperatører å markedsføre inn mot det norske markedet. Om, og eventuelt hvilke implikasjoner dette bør få for de norske enerettsaktørene blir trolig gjenstand for diskusjoner fremover.

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
Fantasy (Norsk Tipping)	37	2.40	0.59
Belago i bingolokale (Norsk tipping sine terminaler)	24	2.25	0.69
Multix (spilleautomater i Kiosk eller annet lokale)	106	2.24	0.64
Bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	34	2.23	0.69
Fantasy (ikke Norsk Tipping)	34	2.20	0.58
Kasinospill internett (ikke Norsk Tipping)	121	2.18	0.68
Poker på internett	157	2.17	0.63
Bingoria (bingospill på nett fra Norsk Tipping)	80	2.14	0.65
Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping	303	2.12	0.57
KongKasino	218	2.12	0.62
E-sport betting (Norsk Tipping)	52	2.12	0.67
Pengespill på ferge i rute mellom Norge-utland	201	2.10	0.66
Langodds- og liveodds hos Norsk Tipping	660	2.07	0.57
Internett-skrapeloddet Flax (fra Norsk Tipping)	1 011	2.05	0.63
Skrapelodd internett (ikke Norsk Tipping)	117	2.05	0.69
Spill på hester	435	2.04	0.63
Private pengespill	296	2.04	0.61
Andre pengespill	117	2.04	0.59
Tipping	609	2.03	0.61
Pantelotteriet (Panto)	1959	1.98	0.58
Bingo i bingolokale	99	1.95	0.53
Tallspill (Lotto, Keno, Joker, Extra, etc.)	3 211	1.93	0.59
Skrapelodd på papir	2 318	1.93	0.58
Databingo i bingolokale	29	1.90	0.56

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 er det en tendens til at spillere i spill



som spilles av mange rapporterer 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 de uten pengespillproblem, er det sannsynlig at sistnevnte gruppetilhørighet forklarer mye av variasjonen vist i tabell 8.8.

Oppsummering

I sum viste resultatene fra kapittel 8 at de som deltar i pengespill, både alle og for de med problem, at de opplever mindre påvirkning fra reklame nå, sammenliknet med funnene fra undersøkelsen gjennomført for 3 år siden. Menn, yngre og de med problemer rapporterer generelt å bli mer påvirket av reklame enn kvinner, eldre og de uten spillproblemer. De med spillproblemer rapporterer særlig stor forskjell i effekt av reklameeksponering sammenliknet med dem uten spillproblemer 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 respondentene var i utsagn knyttet til 11 slike verktøy. Verktøyene var basert på en litteraturgjennomgang (Mentzoni, 2013), en publisert spørreundersøkelse om holdninger til spillansvarlighetsverktøy (Gainsbury et al., 2013), verktøy undersøkt i de tre forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) og et nytt spørsmål om nytte av proaktive samtaler (Jonsson et al., 2019). Hver påstand skulle besvares langs en skala fra 1 (helt uenig) til 5 (helt enig). En totalskåre ble kalkulert ved å summere alle leddene og dele på 11, 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.

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	Gj.snitt (SD)	Enig eller helt enig
a. At gevinster går inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill	4 490	17.1%	6.1%	43.3%	20.3%	13.2%	3.07 (1.21)	33.4%
b. Øvre grense for innsats	4 477	17.8%	6.0%	37.3%	22.8%	16.2%	3.14 (1.28)	39.0%
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	4 476	15.7%	4.7%	37.3%	25.4%	16.9%	3.23 (1.25)	42.3%
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	4 479	17.9%	6.9%	42.7%	20.2%	12.3%	3.02 (1.22)	32.5%
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	4 481	22.2%	10.1%	43.1%	14.4%	10.3%	2.80 (1.23)	24.7%
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	4 482	16.4%	5.3%	38.8%	22.9%	16.7%	3.18 (1.25)	39.6%
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	4 405	14.0%	4.1%	36.1%	27.4%	18.3%	3.32 (1.23)	45.7%
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	4 399	15.4%	5.9%	42.5%	22.5%	13.7%	3.13 (1.20)	36.2%
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	4 396	16.4%	5.4%	41.7%	20.6%	15.9%	3.14 (1.24)	36.5%
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	4 394	16.5%	5.8%	42.7%	21.0%	14.0%	3.10 (1.22)	35.0%
k. At spillskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min	4393	23.3%	8.5%	45.6%	12.2%	10.5%	2.78 (1.23)	22.7%



Som vist i tabell 9.1 er gjennomsnittskåren for alle leddene (bortsett fra e. "øvre grense for hvor mye en kan vinne" og k. "at spillskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min") 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.

Reguleringsforslagene som respondentene i gjennomsnitt er minst positive til er de to sistnevnte, der henholdsvis bare 24.7% og 22.7% er enig eller helt enig. Respondentene har i gjennomsnitt mest positivt syn på forslaget om at personen "selv på forhånd kan stille inn spillet på hvor mye en kan tape" der 45.7% er enig eller helt enig. "Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt" (42.3% er enig eller helt enig) og at "spillet har en øvre grense for hvor mye jeg kan tape" (39.6.1% er enig eller helt enig) kommer ut som det nest og tredje høyest rangerte spillansvarlighetsverktøyet. Når det gjelder innbyrdes rangering av spillansvarlighetsverktøy er funnene i er hovedsak i tråd med funnene fra befolkningsundersøkelsene i 2013, 2015 og 2019 (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Det er et nesten lineært forhold mellom gjennomsnittskåren og andelen som svarer "enig/helt enig". Sistnevnte er trolig lettest å fortolke.

Da vi undersøke om synet på spillansvarlighetsverktøy hadde endret seg fra 2015 til 2019 fant vi en endring i retning av mer positive syn på potensiell og reell nytte av alle de ti (det ellefte leddet, k., var nytt i 2022-undersøkelsen) spillansvarlighetsverktøyene i ovennevnte tidsperiode. Det ble basert på 2019-undersøkelsen konkludert med at en mulig parallell til den positive endringen i synet på verktøyene var loven om røykfrie serveringssteder som ble innført i 2004 og der undersøkelser viste at de ansatte på serveringssteder over tid ble mer positiv 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).

Vi undersøkte så endringen fra 2019 til 2022 i totalskåren for synet på de 10 spillansvarlighetsverktøyene med en t-test for uavhengige utvalg. Totalskåren endret seg fra 3.37 (SD = 1.00) i 2019 til 3.11 (SD = 1.03) i 2022 ($t = 12.47$, $df = 10129$, $p < .01$). Dette tilsvarer en effektstørrelse på 0.25 (Cohens d) som er liten. Ut fra funn i de tidligere befolkningsundersøkelsene ser det ut som om synet på spillansvarlighetsverktøy delvis står i et inverst forhold til endringer i problemomfanget. Dette kan i så fall forstås i lys av Jon



Elsters (2009) syn på pre-forpliktelser – som indikerer at noen ved avhengighetsproblematikk innser behovet for å overlate kontrollen til andre (jf. spillansvarlighetsverktøy).

For å undersøke om det generelt var kjønnsforskjeller i holdninger til regulering ble totalskåren for menn og kvinner (på alle de 11 leddene) sammenliknet. Resultatene er vist i tabell 9.2.

Tabell 9.2. Syn på spillansvarlighetsverktøy brutt ned på kjønn

Kjønn	Totalskåre ¹	Standardavvik
Menn (n = 2 323)	2.97	1.04
Kvinner (n = 2 033)	3.22	0.98

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

Kvinner var generelt mer positive til spillansvarlighetsverktøy ($t = 8.06$, $df = 4331$, $p < .01$) enn menn. For å undersøke om syn på spillansvarlighetsverktøy var relatert til alder ble en enveis-ANOVA utført, der totalskåren ble sammenliknet på tvers av ulike aldersgrupper. Resultatene er presentert i tabell 9.3. Overordnet ble det funnet en effekt av

Tabell 9.3 Syn på spillansvarlighetsverktøy brutt ned på aldersgrupper

Gruppe nr.	Aldersgruppe	n	Totalskåre	Standardavvik	Sign forskjell ¹
1	16-25 år	529	3.31	0.88	4, 5, 6
2	26-35 år	888	3.40	0.81	3, 4, 5, 6
3	36-45 år	812	3.18	0.91	2, 4, 5, 6
4	46-55 år	888	3.00	1.05	1, 2, 3, 5, 6
5	56-64 år	751	2.82	1.10	1, 2, 3, 4
6	66-74 år	487	2.68	1.17	1, 2, 3, 4

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

aldersgruppe ($F_{5,4350} = 52.99$, $p < .01$). De i de eldste aldersgruppene var mindre positive til spillansvarlighetsverktøy sammenliknet med de i de yngre aldersgruppene. Dette er i tråd med funnene fra de tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Respondentene i de to laveste aldergruppene, 16-25 år og 26-35 år, var de mest positive til spillansvarlighetsverktøy.

Vi undersøkte så om respondentene uten pengespillproblemer/lavrisikospillere skåret forskjellig fra risikospillere/problemspillere på hvert av de 11 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.



Som det fremgår av tabellen har risikospillere/problemspillere mer positivt syn på spillansvarlighetsverktøy enn respondentene uten pengespillproblem/lavrisikospillere på

9 av 11 ledd. De to leddene der det ikke var signifikante forskjeller gjaldt leddet "øvre grense for hvor mye en kan vinne" og "at spillskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min". Forskjellene var, selv om de var signifikante, i hovedsak små sett ut fra effekttørrelsene. På leddet "At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape" var forskjellene størst med en middels effekttørrelse. Dette var også det leddet der utvalget generelt hadde høyest gjennomsnittskåre. Resultatene er noe avvikende fra en tidligere studie vedrørende dette temaet (Gainsbury et al., 2013), der spillere var mest positive til de minst begrensende reguleringsmekanismer (som kun ren tilbakemelding), mens resultatene fra denne undersøkelsen ikke viste et slikt mønster, kanskje med unntak for ledd k.

Tabell 9.4. Gjennomsnittskåre (og standardavvik) for ikke-problemspillere/lavrisikospillere (n = 4 184 - 4 276) og moderate risikospillere/problemspillere (n = 204-210) 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	3.05 (1.21)	3.42 (1.22)	4.34**	0.31
b. Øvre grense for innsats	3.12 (1.28)	3.56 (1.24)	4.89**	0.37
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	3.21 (1.25)	3.56 (1.12)	3.95**	0.28
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	3.01 (1.22)	3.26 (1.16)	2.94**	0.21
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	2.80 (1.23)	2.88 (1.24)	0.97	0.07
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	3.16 (1.25)	3.52 (1.20)	4.05**	0.29
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	3.29 (1.23)	3.87 (1.04)	7.78**	0.48
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	3.11 (1.20)	3.56 (1.11)	5.30**	0.38
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	3.12 (1.24)	3.58 (1.18)	5.23**	0.37
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	3.09 (1.22)	3.39 (1.14)	3.47**	0.25
k. At spillskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min	2.78 (1.23)	2.66 (1.30)	1.36	-0.10

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

En annen studie viste at de med spillproblemer var mer tilbøyelig til å mene at andre aktører (som myndigheter og ansatte i spillskap) var ansvarlige for å minimere skader fra spill (Gray, LaPlante, Abarbanel, & Bernhard, 2021). Funnene i denne befolkningsundersøkelsen



er således delvis i tråd med sistnevnte undersøkelse. De samsvarer også i stor grad med funnene fra de tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 Elster's (2009) syn på "selvbinding": de som har størst problem med selvregulering har presumptivt større behov og nytte av ekstern regulering/spillansvarlighetsverktøy (Elster, 2009). At kvinner er mer positive til verktøyene kan reflektere at kvinner generelt er mindre risikovillig enn menn (Outreville, 2014).

Tabell 9.5 Gjennomsnittskåre (og standardavvik) for personer født i Norge (n = 4 018 - 4 104), utenfor Norge (Nord-Amerika, Europa, Oceania; n = 262 - 267) eller utenfor Norge (Sør-Amerika, Afrika, Asia; n = 109 - 115) vedrørende syn på spillansvarlighetsverktøy. Signifikante forskjeller er vist med fet skrift.

	1	2	3		
	Født i Norge (n=4018-4104)	Født utenfor Norge (Nord-Amerika, Europa, Oceania) (n=262-267)	Født utenfor Norge (Sør-Amerika, Afrika, Asia) (n=109-115)	F	Sign
Leddene som måler holdninger til strukturell regulering av pengespill					
a. At gevinster går inn på min bankkonto og ikke er direkte tilgjengelig for spill	3.06 (1.21)	3.14 (1.23)	3.18 (1.37)	$F_{2,4483} = 1.21$, $p > .05$	1=2=3
b. Øvre grense for innsats	3.13 (1.27)	3.21 (1.30)	3.30 (1.25)	$F_{2,4470} = 1.40$, $p > .05$	1=2=3
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt	3.22 (1.24)	3.39 (1.26)	3.25 (1.26)	$F_{2,4469} = 2.31$, $p > .05$	1=2=3
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt	3.01 (1.21)	3.16 (1.31)	3.11 (1.35)	$F_{2,4472} = 2.40$, $p > .05$	1=2=3
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne	2.79 (1.22)	2.95 (1.32)	2.96 (1.27)	$F_{2,4474} = 3.04$, $p < .05$	1=2=3
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape	3.17 (1.50)	3.34 (1.31)	3.36 (1.28)	$F_{2,4475} = 3.58$, $p < .05$	1=2=3
g. At jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape	3.30 (1.22)	3.49 (1.23)	3.63 (1.31)	$F_{2,4398} = 6.68$, $p < .01$	1<2, 1<3, 2=3
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille	3.11 (1.19)	3.32 (1.21)	3.50 (1.24)	$F_{2,4392} = 8.99$, $p < .01$	1<2, 1<3, 2=3
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode	3.13 (1.23)	3.27 (1.29)	3.35 (1.35)	$F_{2,4389} = 3.03$, $p < .05$	1=2=3
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spilleproblemer	3.09 (1.21)	3.26 (1.24)	3.24 (1.31)	$F_{2,4387} = 3.52$, $p < .05$	1=2=3
k. At spillskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min	2.78 (1.22)	2.77 (1.34)	2.77 (1.32)	$F_{2,4388} = 0.02$, $p > .05$	1=2=3

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.

Undersøkelsen i 2019 viste at personer født i Norge på ett ledd ("at spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape") hadde et mer positivt syn enn de som var født i Sør-Amerika, Afrika eller Asia. I denne undersøkelsen (2022) fant vi derimot at de født utenfor Norge hadde et mer positivt syn på to av leddene ("at jeg på forhånd kan sette en grense på spillet for hvor mye jeg kan tape" og "at jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille").

Hvorfor det er slik er ikke klart, men ulike kulturelle praksiser og syn på pengespill og regulatoriske tiltak kan spille inn (Radermacher, Dickins, Anderson, & Feldman, 2016; B. M. Williams, Browne, Rockloff, Stuart, & Smith, 2022).

Oppsummering

Oppsummert viser funnene fra dette kapittelet at den spillende befolkningen samlet har et svakt positivt syn på spillansvarlighetsverktøy. Det verktøyet som spillerne er mest positive til knytter seg til å sette øvre grenser for tap. Kvinner, yngre og de med spillproblemer er mer positive til spillansvarlighetsverktøy enn menn, eldre og de uten spillproblemer. Resultatene viser at den spillende befolkningen siden 2022-undersøkelsen har blitt noe mindre positive til spillansvarlighetsverktøy.



KAPITTEL 10. BRUK AV SPILLANSVARLIGHETSVERKTØY

For å undersøke bruk av spillansvarlighetsverktøy ble respondentene (også de som ikke hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder), bedt om å oppgi om de hadde brukt i alt åtte ulike spillansvarlighetsverktøy. Svaralternativene var "Nei", "Ja, i løpet av siste år", og "Ja, men for lengre tid siden". Tabell 10.1 viser fordelingene av svarene på de ulike spørsmålene.

Tabell 10.1 Fordeling av svar vedrørende bruk av spillansvarlighetsverktøy.

Spillansvarlighetsverktøy	n	Nei	Ja, i løpet av siste år	Ja, men for lengre tid siden
Satt mine egne beløpsgrenser i spillet som er lave nok til at jeg ikke bruker mer penger enn jeg har råd til?	7 158	80.2%	8.7%	11.0%
Satt meg på tidsbegrenset pause fra ett eller flere spill?	7 142	96.1%	2.2%	1.7%
Utestengt meg permanent fra ett eller flere spill?	7 132	98.7%	0.8%	0.6%
Testet meg hos et pengespillselskap (f.eks. på nettsiden) for å se om jeg kan ha et spilleproblem?	7 137	96.8%	1.8%	1.5%
Bedt om eller lastet ned mitt spilleregnskap fra et pengespillselskap (som viser økonomisk oversikt over spillingen)?	7 135	95.3%	3.8%	0.9%
Satt en tidsgrense i spillet for hvor lenge jeg kan spille for å hindre meg selv i å spille lenger enn jeg hadde tenkt?	7 137	97.6%	1.3%	1.1%
Kontaktet hjelpelinjen for spilleavhengige eller andre selvhjelpsgrupper og/eller behandlere pga. pengespillproblemer?	7 135	99.7%	0.2%	0.1%
Overlatt styringen av min økonomi til andre (som partner eller foreldre) pga. mine pengespillproblemer?	7 137	99.5%	0.3%	0.2%

Som det fremgår av tabell 10.1 er det kun en liten andel som har benyttet de aktuelle tiltakene, med unntak av å sette egne beløpsgrenser som er tilstrekkelig lave. En grunn til at sistnevnte er det mest benyttede er at det er enkelt å bruke og lett tilgjengelig når en oppretter en spillerkonto eller starter som kunde i et nytt spill. De andre tiltakene krever gjerne mer aktivt initiativ fra spilleren. Disse funnene er langt på vei i tråd med en undersøkelse basert på data hentet fra den forrige befolkningsundersøkelsen (Engebø et al., 2022).

For å undersøke faktorer relatert til bruk av de aktuelle spillansvarlighetstiltakene ble de to bekreftende svaralternativene ("ja, i løpet av siste år", og "ja, men for lengre tid siden") slått sammen fordi det var relativt få i hver svarkategori separat. Analysene ble gjort med de som hadde deltatt i pengespill siste året, for å unngå å inkludere personer i analysene som aldri har deltatt i slike spill. Data ble analysert med en logistisk regresjonsanalyse der bruk inngikk som den avhengige variabelen og der "nei" var kodet "0" og "ja" kodet "1". De uavhengige variablene var kjønn, aldersgrupper (der de eldste var referansen), spillproblemer og fødested. Fordi det var relativt få som hadde benyttet de ulike spillansvarlighetstiltakene ble kun tre aldersgrupper (16-35 år, 36-55 år og 56-74 år) og to fødestedgrupper (Norge vs. utland)



benyttet. En odds ratio på 2.0 vil for eksempel bety at sannsynligheten for å ha brukt det aktuelle spillansvarlighetsverktøyet er dobbel så stor for dem som har det gitte nivået på den uavhengige variabelen, sammenliknet med kontrastgruppen på samme variabel. Dersom 95% konfidensintervallet for odds ratioen (OR) ikke inkluderer 1.00 er sammenhengen statistisk signifikant. Resultatene er vist i tabell 10.2 og tabell 10.3

Tabell 10.2 Logistisk regresjonsanalyse for prediktorer for satt egne tapsgrenser, satt meg på pause, utestengt meg permanent og testet meg for spilleproblem (n = 4 445 – 4 458)

	a. Satt egne tapsgrenser	b. Satt meg på pause	c. Utestengt meg permanent	d. Testet meg for spilleproblem
Kjønn				
Kvinne	1.00	1.00	1.00	1.00
Mann	1.39 (1.21-1.59)	1.68 (1.23-2.28)	1.62 (0.89-2.97)	2.61 (1.87-3.64)
Alder				
16-35 år	2.77 (2.31-3.32)	2.27 (1.52-3.39)	1.62 (0.77-3.37)	2.59 (1.69-3.96)
36-55 år	1.93 (1.62-2.23)	1.35 (0.89-2.06)	1.11 (0.51-2.44)	2.08 (1.35-3.19)
56-74 år	1.00	1.00	1.00	1.00
Fødested				
Norge	1.00	1.00	1.00	1.00
Utlend	0.99 (0.78-1.27)	2.67 (1.82-3.90)	1.76 (0.87-3.58)	0.56 (0.31-1.01)
Spilleproblem				
Normal/lavrisiko	1.00	1.00	1.00	1.00
Moderat risiko/problemspiller	4.15 (3.06-5.62)	10.19 (7.20-14.42)	26.18 (14.93-45.93)	7.39 (5.11-10.69)
Modellen totalt	$\chi^2 = 268.4$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 233.3$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 145.0$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 176.6$, df = 5, p < .01

Tallene viser odds ratio og 95% konfidensintervall (i parentes)

Tabell 10.3 Logistisk regresjonsanalyse for prediktorer for lastet ned spillregnskap, satt tidsgrense i spill, kontaktet hjelpeinstanser pga. problemer og latt andre styre min økonomi (n = 4448 – 4450)

	e. Lastet ned spillregnskap	f. Satt tidsgrense i spill	g. Kontaktet hjelpeinstanser pga. problemer	h. Latt andre styre min økonomi
Kjønn				
Kvinne	1.00	1.00	1.00	1.00
Mann	2.40 (1.84-3.12)	1.10 (0.77-1.55)	12.84 (1.36-121.34)	Ikke estimerbart ¹
Alder				
16-35 år	1.69 (1.22-2.36)	3.53 (2.06-6.03)	1.38 (0.42-4.52)	1.47 (0.41-5.24)
36-55 år	1.79 (1.29-2.47)	2.03 (1.16-3.55)	0.57 (0.13-2.45)	1.43 (0.38-5.35)
56-74 år	1.00	1.00	1.00	1.00
Fødested				
Norge	1.00	1.00	1.00	1.00
Utlend	0.65 (0.41-1.04)	2.13 (1.35-3.36)	1.66 (0.44-6.29)	1.24 (0.33-4.64)
Spilleproblem				
Normal/lavrisiko	1.00	1.00	1.00	1.00
Moderat risiko/problemspiller	5.82 (4.14-8.18)	6.48 (4.25-9.89)	19.39 (7.12-52.78)	23.35 (8.97-60.74)
Modellen totalt	$\chi^2 = 166.7$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 114.7$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 177.2$, df = 5, p < .01	$\chi^2 = 67.5$, df = 5, p < .01

¹Ingen kvinner latt andre styre økonomi, tallene viser odds ratio og 95% konfidensintervall (i parentes)



Som resultatene viser var det høyere sannsynlighet for at menn hadde brukt seks av de i alt åtte spillansvarlighetsverktøyene. Vedrørende «å la andre styre økonomien» var konfidensintervallet ikke mulig å estimere fordi det var ingen variasjon vedr den avhengige variabelen for kvinner (ingen kvinner hadde benyttet verktøyet), noe som i praksis betyr at menn under andre statistiske betingelser ville blitt funnet å ha brukt dette tiltaket hyppigere enn kvinner. Det er dermed rimelig å legge til grunn at menn således hadde brukt syv av åtte tiltak hyppigere enn kvinner. Dette funnet står i kontrast til studier som viser at kvinner generelt er mer positive til spillansvarlighetstiltak enn menn (Engebø et al., 2019), men er i tråd med studier som viser at menn likevel bruker spillansvarlighetsverktøy hyppigere enn kvinner (Engebø et al., 2022). En forklaring på kjønnsforskjellen i faktisk bruk er at menn typisk er mer tungt involvert i pengespill (Romild, Svensson, & Volberg, 2016), og således har et større behov for å bruke slike verktøy for å regulere sin spillatferd (Elster, 2009). En annen forklaring er at menn typisk deltar mer i pengespill på nett enn kvinner, hvor de ovennevnte spillansvarlighetsverktøyene inngår som en mer naturlig del sammenliknet med spill på fysiske spillarenaer (Griffiths, Wood, & Parke, 2009). For fem av åtte verktøy rapportere yngre mer bruk enn den eldste aldersgruppen (56-74 år). Dette er i tråd med andre studier (Engebø et al., 2022; Heirene, Vanichkina, & Gainsbury, 2021) og kan forklares ut fra at unge har større tro på spillansvarlighetstiltak (Engebø et al., 2019) og at de er mer involvert i pengespill på nett hvor spillansvarlighetstiltak typisk er integrert (Griffiths et al., 2009). De født utenfor Norge hadde økt sannsynlighet for å ha brukt to av åtte spillansvarlighetsverktøy sammenliknet med de født i Norge. Det er uvisst hvorfor en slik sammenheng ble påvist, men det er kjent at det er ulike kulturelle holdninger og praksiser knyttet til pengespill, også når det gjelder hjelpsøking (Wardle, Bramley, Norrie, & Manthorpe, 2019). Den mest konsistente prediktoren for bruk av spillansvarlighetsverktøy var å være moderat risikospiller/problemspiller – disse hadde høyere sannsynlighet for bruk av alle de åtte verktøyene sammenliknet med kontrastgruppen (normalspillere/lavrisikospillere). Dette er også i tråd med tidligere funn (Engebø et al., 2022) og kan forklares ut fra behovet moderate risikospillere/problemspillere har for ytre regulering av sin spillatferd (Forsström, Hesser, & Carlbring, 2016).



Oppsummering

Få av spillerne rapporterte bruk av ulike spillansvarlighetsverktøy, med unntak av å sette lave nok tapsgrenser. Mannlig kjønn, lav alder, å være født utenfor Norge samt å rapportere spillproblemer var alle relatert til økt sannsynlighet for å bruke flere av verktøyene. Dette kan forklares ut fra grad av involvering i pengespill, spilling over internett der slike verktøy ofte tilbys, kulturelle forhold samt behovet for ytre regulering av egen spillatferd.

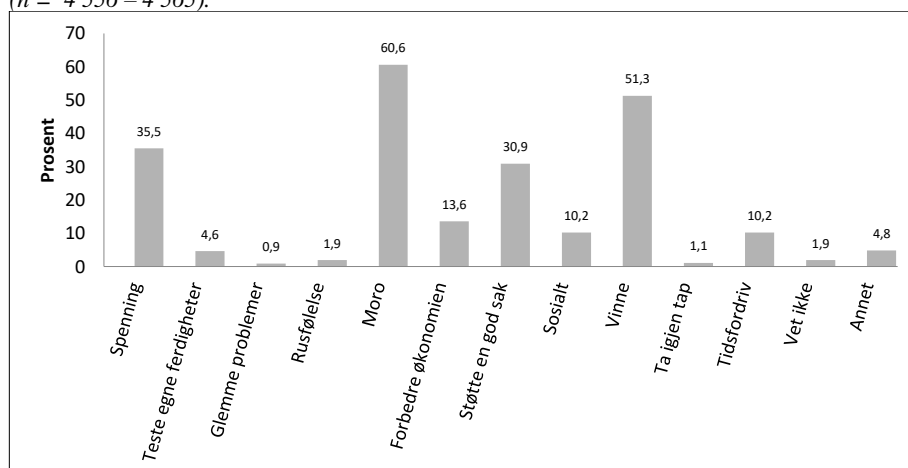


KAPITTEL 11. MOTIVER FOR DELTAKELSE I PENGESPILL

For å kartlegge motiver for deltakelse i pengespill ble respondentene presentert for en liste med mulige motiv, som var delvis 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 spørreskjema). Kun de som hadde deltatt i pengespill siste 12 måneder ble bedt om å besvare dette spørsmålene om motiv. Figur 11.1 viser andelen som angir de ulike motivene/årsakene til deltakelse i pengespill. Som det fremgår av figur 11.1 er de to klart hyppigst angitte motivene "for moro" og "for å vinne"

Figur 11.1 Prosent som angir de spesifikke årsakene til /motivene for deltakelse i pengespill (n = 4 556 – 4 565).



som begge blir oppgitt av henholdsvis 60.6% og 51.3% av respondentene. Videre er "spenning" (35.5%) og "støtte en god sak" (30.9%) også relativt hyppig angitt. Hver av de øvrige motivene angis av under 14% 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 "fått skrapelodd i gave" (n=40), "for å ha håp/drømme" (n=18), "julekalender" (n=13), "interesse/følge med" (n=9), "vane" (n=7), "støtte grasrotandel" (n=3) og "tippelag" (n=1).



For å undersøke om motivene for å spille var ulike for respondentene som ble klassifisert som ikke-problemspillere/lavrisikospillere sammenliknet med respondentene klassifiserte som moderate risikospillere/problemspillere, ble det gjort en kjikvadratanalyse for hvert motiv. Resultatene er fremstilt i tabell 11.1.

Tabell 11.1 Motiver for å spille hos respondenter uten pengespillproblem/lavrisikospillere vs. moderate risikospillere / problemspillere

Motiv	n	Sign ¹	Angitt som motiv
For spenning		$(\chi^2=112.6, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 318		34.0%
Moderate risikospillere / problemspillere	213		70.0%
For å teste egne ferdigheter		$(\chi^2=56.1, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 317		4.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		15.4%
For å glemme problemer		$(\chi^2=303.6, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 316		0.3%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		12.1%
Gir en rusfølelse		$(\chi^2=344.7, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 315		1.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		19.2%
For moro		$(\chi^2=0.5, df=1, p>.05)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 320		61.0%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		58.4%
For å forbedre økonomien		$(\chi^2=84.6, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 316		12.7%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		35.0%
For å støtte en god sak		$(\chi^2=36.8, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 320		32.1%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		12.1%
Sosialt		$(\chi^2=27.3, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 319		9.7%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		21.0%
For å vinne		$(\chi^2=38.4, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 324		50.5%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		72.4%
For å ta igjen tidligere tap		$(\chi^2=668.4, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 316		0.2%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		19.2%
Tidsfordriv		$(\chi^2=148.5, df=1, p<.01)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 315		9.0%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		35.0%
Vet ikke		$(\chi^2=0.0, df=1, p>.05)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 315		1.9%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		1.9%
Annet		$(\chi^2=0.8, df=1, p>.05)$	
Ikke pengespillproblemer / lavrisikospillere	4 316		4.9%
Moderate risikospillere / problemspillere	214		3.3%

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", "vet ikke" 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 tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). Samlet er resultatene i tråd med internasjonale studier som viser at personer med pengespillproblem skårer høyere enn spillere uten pengespillproblem 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) og å unnsnippe dysfori og å vinne (Hagfors, Castren, & Salonen, 2022).

Tabell 11.2 Motiver for å spille hos menn og kvinner

Motiv	n	Sign ¹	Angitt som motiv
For spenning		$(\chi^2=121.6, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 134		27.2%
Menn	2 425		42.9%
For å teste egne ferdigheter		$(\chi^2=109.4, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 134		1.1%
Menn	2 422		7.7%
For å glemme problemer		$(\chi^2=3.2, df=1, p>.05)$	
Kvinner	2 133		0.6%
Menn	2 423		1.2%
Gir en rusfølelse		$(\chi^2=25.4, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 133		0.8%
Menn	2 423		2.9%
For moro		$(\chi^2=0.4, df=1, p>.05)$	
Kvinner	2 134		60.1%
Menn	2 427		61.0%
For å forbedre økonomien		$(\chi^2=0.2, df=1, p>.05)$	
Kvinner	2 133		13.4%
Menn	2 423		13.9%
For å støtte en god sak		$(\chi^2=0.1, df=1, p>.05)$	
Kvinner	2 134		31.0%
Menn	2 425		30.9%
Sosialt		$(\chi^2=74.8, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 135		6.0%
Menn	2 425		13.9%
For å vinne		$(\chi^2=6.2, df=1, p<.05)$	
Kvinner	2 137		49.3%
Menn	2 428		53.0%
For å ta igjen tidligere tap		$(\chi^2=11.5, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 133		0.5%
Menn	2 423		1.6%
Tidsfordriv		$(\chi^2=35.5, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 133		7.3%
Menn	2 423		12.7%
Vet ikke		$(\chi^2=7.6, df=1, p<.01)$	
Kvinner	2 133		2.6%
Menn	2 423		1.4%
Annet		$(\chi^2=5.9, df=1, p<.05)$	
Kvinner	2 133		5.6%
Menn	2 423		4.0%

¹"Continuity correction" benyttet



Samlet indikerer resultatene fra denne undersøkelsen og andre studier at personer med pengespillproblem 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 pengespillproblem.

For å undersøke om det var kjønnsforskjeller i de ulike motivene ble dette undersøkt i en egen analyse. Resultatene er vist i tabell 11.2. Som vist rapporterer menn 7 av 13 motiver hyppigere enn kvinner. Dette kan forklare hvorfor menn er mer involvert i pengespill enn kvinner og hvorfor menn har mer spillproblem enn kvinner. Kvinner rapporterte oftere "vet ikke" og motivet "annet" enn menn. Det var ingen kjønnsforskjell når det gjaldt "for å glemme problemer", "moro", "forbedre økonomien" og "støtte en god sak".

For å undersøke om spillemotiv varierte med alder, ble egne analyser av motiv også gjort for ulike aldersgrupper. Resultatene er vist i tabell 11.3.

Tabell 11.3 Motiver for å spille brutt ned på aldersgrupper

Motiv	n	Sign	Angitt som motiv
For spenning		$(\chi^2=16.1, df=5, p<.01)$	
16-25 år	560		38.8%
26-35 år	912		39.5%
36-45 år	840		32.3%
46-55 år	921		32.8%
56-65 år	790		36.1%
66-74 år	534		34.5%
For å teste egne ferdigheter		$(\chi^2=27.5, df=5, p<.01)$	
16-25 år	560		4.8%
26-35 år	910		6.4%
36-45 år	838		6.4%
46-55 år	921		4.3%
56-65 år	790		2.5%
66-74 år	537		2.2%
For å glemme problemer		$(\chi^2=23.8, df=5, p<.01)$	
16-25 år	559		1.8%
26-35 år	910		2.0%
36-45 år	840		0.6%
46-55 år	920		0.4%
56-65 år	790		0.5%
66-74 år	537		0.2%
Gir en rusfølelse		$(\chi^2=60.5, df=5, p<.01)$	
16-25 år	559		5.5%
26-35 år	910		2.7%
36-45 år	839		1.7%
46-55 år	919		1.1%
56-65 år	790		0.8%
66-74 år	538		0.2%
For moro		$(\chi^2=44.8, df=5, p<.01)$	
16-25 år	563		68.9%
26-35 år	910		66.5%



36-45 år	839	57.9%
46-55 år	920	56.6%
56-65 år	790	56.2%
66-74 år	537	59.4%
For å forbedre økonomien ($\chi^2=43.7$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	560	11.1%
26-35 år	910	18.7%
36-45 år	839	16.1%
46-55 år	921	13.5%
56-65 år	790	10.5%
66-74 år	537	8.9%
For å støtte en god sak ($\chi^2=53.9$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	563	24.5%
26-35 år	911	32.2%
36-45 år	839	39.5%
46-55 år	920	32.3%
56-65 år	790	27.6%
66-74 år	537	25.0%
Sosialt ($\chi^2=220.9$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	561	24.1%
26-35 år	911	14.6%
36-45 år	839	10.7%
46-55 år	920	7.1%
56-65 år	790	2.9%
66-74 år	538	3.3%
For å vinne ($\chi^2=62.1$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	563	38.0%
26-35 år	909	50.4%
36-45 år	842	48.8%
46-55 år	921	54.6%
56-65 år	792	57.2%
66-74 år	537	56.1%
For å ta igjen tidligere tap ($\chi^2=10.4$, df=5, $p>.05$)		
16-25 år	559	1.1%
26-35 år	910	2.0%
36-45 år	840	1.0%
46-55 år	920	0.9%
56-65 år	790	0.6%
66-74 år	537	0.6%
Tidsfordriv ($\chi^2=156.1$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	560	16.3%
26-35 år	910	18.2%
36-45 år	839	11.1%
46-55 år	920	6.5%
56-65 år	790	4.6%
66-74 år	537	3.4%
Vet ikke ($\chi^2=14.2$, df=5, $p<.05$)		
16-25 år	559	3.4%
26-35 år	910	1.1%
36-45 år	839	1.1%
46-55 år	920	2.1%
56-65 år	790	2.3%
66-74 år	537	2.4%
Annet ($\chi^2=17.8$, df=5, $p<.01$)		
16-25 år	513	8.2%
26-35 år	865	4.8%
36-45 år	803	4.4%
46-55 år	880	4.3%
56-65 år	760	3.8%
66-74 år	516	3.9%



Som vist i tabell 11.3 varierte alle spillemotiv, unntatt "ta igjen tidligere tap " med alder. Yngre oppgav stort sett hyppigere de fleste spillemotiv enn eldre som årsak til deltakelse i pengespill. Unntakene var "for å støtte en god sak" som hyppigst ble oppgitt som motiv av de midtre aldersgruppene, "for å vinne" der frekvensen som bekreftet steg med alder, samt "vet ikke" som var mest vanlig blant de yngste og de eldste. Funnene kan sees i lys av at de fleste studier viser at yngre er overrepresentert blant personer med pengespillproblem.

Det ble så gjort en analyse der vi undersøkte hvor mange motiv (unntatt "vet ikke") som ble rapportert. For hele utvalget ble i gjennomsnitt 2.25 motiv oppgitt (SD=1.32). Antall oppgitte motiv for deltakelse i pengespillspill brutt ned på problemspillkategori, kjønn og alder er vist i tabell 11.4. Der mer enn to kategorier er sammenliknet er det brukt Bonferroni-korreksjon.

Tabell 11.4 Antall oppgitte motiv for å spille brutt ned på problemspillkategori, kjønn og aldersgrupper

Aldersgrupper					Gruppeforskjeller ¹
Kategori/gruppe	n	Gjennomsnitt	Standardavvik	Sign	
Problemspillingskategori				$F_{3,4525} = 207.3$, $p < .01$	
1 Ikke-problemspiller	3 744	2.07	1.15		2, 3, 4
2 Lavrisikospiller	571	2.98	1.44		1, 3, 4
3 Moderat risikospiller	172	3.51	1.80		1, 2, 4
4 Problemspiller	42	4.64	1.86		1, 2, 3
Kjønn				$t = 11.15$, $df = 4520$, $p < .01$	♀ vs. ♂
Kvinne	2 133	2.03	1.15		
Mann	2 423	2.45	1.42		
Aldersgrupper				$F_{5,4549} = 24.0$, $p < .01$	
1 16-25 år	559	2.42	1.48		4, 5, 6
2 26-35 år	910	2.58	1.40		3, 4, 5, 6
3 36-45 år	839	2.30	1.33		2, 5, 6
4 46-55 år	920	2.14	1.24		1, 2
5 56-65 år	790	2.03	1.17		1, 2, 3
6 66-74 år	537	1.98	1.14		1, 2, 3

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

Resultatene viser at økende grad av pengespillproblem 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 tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 2022 sammenliknet med 2019. Resultatene er vist i tabell 11.5

Motiv	n 2019	n 2022	Prosent oppgitt motiv i 2019	Prosent oppgitt motiv i 2022	Sign ¹
For spenning	5 876	4 559	39.2%	35.5%	$\chi^2=14.6$, df=1, p<.01
For å teste ferdigheter	5 876	4 557	6.2%	4.6%	$\chi^2=12.1$, df=1, p<.01
For å glemme problemer	5 876	4 556	1.3%	0.9%	$\chi^2=3.0$, df=1, p>.05
Gir rusfølelse	5 876	4 556	1.8%	1.9%	$\chi^2=0.1$, df=1, p>.05
For moro	5 876	4 560	59.9%	60.6%	$\chi^2=0.5$, df=1, p>.05
For å forbedre økonomien	5 876	4 557	18.0%	13.6%	$\chi^2=35.2$, df=1, p<.01
For å støtte en god sak	5 876	4 560	29.8%	30.9%	$\chi^2=1.4$, df=1, p>.05
Sosialt	5 876	4 559	10.6%	10.2%	$\chi^2=0.5$, df=1, p>.01
For å vinne	5 876	4 564	54.4%	51.3%	$\chi^2=10.0$, df=1, p<.01
For å ta igjen tap	5 876	4 556	1.5%	1.1%	$\chi^2=4.0$, df=1, p<.05
Tidsfordriv	5 875	4 556	11.2%	10.2%	$\chi^2=2.7$, df=1, p>.05
Vet ikke	5 876	4 556	2.3%	2.0%	$\chi^2=1.0$, df=1, p>.05
Annet	5 876	4 556	4.9%	4.8%	$\chi^2=0.0$, df=1, p>.05

¹Continuity correction

Fra 2019 til 2022 var det en reduksjon i andelen spillere som rapporterte at de spilte på basis av følgende motiver: "For spenning", "for å teste ferdigheter", "for å forbedre økonomien", "for å vinne" og "for å ta igjen tap. For de øvrige åtte motivene var det ingen endring med hensyn til andelen som oppgav disse i 2022 sammenliknet med 2019.

Oppsummering

Oppsummert viser funnene at å spille for moro, for å vinne og for spenning er de tre mest hyppigst rapporterte spillmotivene. Moderate risikospillerne /problemspillere oppgir de fleste motiv hyppigere enn normalspillerne/lavrisikospillere bortsett fra "for moro", "vet ikke" og "annet" (ingen forskjell). Vedrørende motivet "for å støtte en god sak" oppgir moderate risikospillerne /problemspillere dette sjeldnere enn normalspillerne/lavrisikospillere. Menn og yngre oppgir generelt flere spillmotiv enn kvinner og eldre. For fem av motivene var det en nedgang i andelen av spillerne som oppgav disse i 2022 sammenliknet med 2019, mens det for de resterende åtte motivene var ingen endring.



KAPITTEL 12. KRYPTOVALUTA

Et nytt tema som ble introdusert i 2022-undersøkelsen omhandler kryptovaluta. Kryptovaluta er en form for valuta som eksisterer digitalt. Valutaen blir ikke produsert eller kontrollert av offisielle myndigheter eller bankvesen, isteden er den basert på et desentralisert digitalt nettverk som registrerer transaksjoner og produserer nye penger (Maese, Avery, Nafalis, Wink, & Valdez, 2016). Tematikken ble inkludert fordi en del utenlandske spilloperatører gjør det mulig for nordmenn å sette inn penger på spillerkontoen i form av kryptovaluta, noe som kan brukes til å omgå de norske bankene sitt betalingsformidlingsforbud. Tematikken er også relevant fordi studier viser at spekulasjon med kryptovaluta er forbundet med overdreven pengespilling (Oksanen, Hagfors, Vuorinen, & Savolainen, 2022), samt at det er et stort demografisk overlapp mellom de som har pengespillproblem og de som handler med kryptovaluta (B. Johnson et al., 2023). Direkte likheter mellom aktivitetene (pengespill og kryptovalutaspekulasjon) har også vært påpekt av flere (Delfabbro et al., 2021; Mills & Nower, 2019; Senarathne, 2019; Sonkurt & Altinoz, 2021). I undersøkelsen ble respondentene spurt om og hvor mye kryptovaluta de det siste året hadde kjøpt som ren investering, til andre formål og til pengespill. Tabell 12.1 viser fordelingen av svar.

Tabell 12.1 Fordelingen av svar vedrørende kjøp av kryptovaluta siste året

Har du ilt siste året kjøpt kryptovaluta..	n	Nei	1 – 1 000 kr	1 001 – 5 000 kr	5 001 – 10 000 kr	10 001 – 25 000 kr	25 001 – 50 000 kr	Mer enn 50 000 kr
..som ren investering?	7 199	93.0%	1.8%	2.0%	1.1%	1.0%	0.5%	0.7%
..til andre formål?	7 186	98.9%	0.5%	0.3%	0.2%	0.1%	0.0%	0.1%
..til pengespill?	7 182	99.6%	0.1%	0.2%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%

Som det fremgår av tabell 12.1 er det 7.0% som har kjøpt kryptovaluta som en investering, 1.1% av kjøpt kryptovaluta for andre formål og bare 0.4% har kjøpt kryptovaluta med pengespill som formål. Pga. den skjeve fordelingen ble variablene dikotomisert til kjøpt eller ikke-kjøpt. De to første variablene (investering og andre formål) ble slått sammen til en. Med den nye variabelen var det 7.4% av befolkningen som hadde kjøpt kryptovaluta som ren investering eller til andre formål. Det ble så gjort en logistisk regresjonsanalyse for å undersøke egenskaper assosiert med å ha kjøpt kryptovaluta.

De uavhengige variablene var kjønn, aldersgrupper (der de eldste var referansen) og spillproblemer. Fordi det var relativt få som hadde kjøpt kryptovaluta ble kun tre aldersgrupper benyttet (16-35 år, 36-55 år og 56-74 år). En odds ratio på 2.0 vil for eksempel bety at sannsynligheten for å ha kjøpt kryptovaluta er dobbel så stor for dem som har det gitte nivået



på den uavhengige variabelen, sammenliknet med kontrastgruppen på samme variabel. Dersom 95% konfidensintervallet for odds ratioen (OR) ikke inkluderer 1.00 er sammenhengen statistisk signifikant. Resultatene er vist i tabell 12.2.

Tabell 12.3 Logistisk regresjonsanalyse for prediktorer for å ha kjøpt kryptovaluta ($n = 7\,161 - 7\,163$)

	Kjøpt kryptovaluta for investering eller andre formål	Kjøpt kryptovaluta for pengespillformål
Kjønn		
Kvinne	1.00	1.00
Mann	4.26 (3.39-5.29)	8.22 (2.28-29.6)
Alder		
16-35 år	8.19 (5.82-11.55)	3.31 (1.15-9.53)
36-55 år	2.98 (2.07-4.29)	0.85 (0.23-3.16)
56-74 år	1.00	1.00
Spillproblem		
Normal/lavrisiko	1.00	1.00
Moderat risiko/problemspiller	3.05 (2.15-4.33)	16.72 (8.05-34.75)
Modellen totalt	$\chi^2 = 502.2$, df = 4, $p < .01$	$\chi^2 = 85.7$, df = 4, $p < .01$

Tallene viser odds ratio og 95% konfidensintervall (i parentes)

Som tabell 12.3 viser er faktorene relatert til kjøp av kryptovaluta, både til pengespill- og andre formål klart assosiert med risikofaktorer for pengespillproblem som lav alder og mannlig kjønn. Dette er i tråd med annen forskning på feltet (B. Johnson et al., 2023). Kanskje særlig interessant er funnene som viser at både kjøp av kryptovaluta til pengespillformål og til andre formål begge er assosiert med å være moderat risikospiller/problemspiller og kan således indikere at investering i kryptovaluta kan forstås som en form for pengespill (Delfabbro et al., 2021; Mills & Nower, 2019; Senarathne, 2019; Sonkurt & Altinoz, 2021).

Oppsummering

Bare 0.4% hadde kjøpt kryptovaluta til pengespillformål siste året, mens 7.4% hadde kjøpt det til andre formål. Mannlig kjønn, lav alder, og å være moderat risikospiller/problemspiller var assosiert med kjøp av kryptovaluta til begge formål. En stor andel (65.6%) av de som hadde kjøpt kryptovaluta til pengespillformål hadde kjøpt kryptovaluta til andre formål. Både blant de som hadde kjøpt kryptovaluta som investering eller til andre formål og blant de som hadde kjøpt kryptovaluta til pengespillformål ble det funnet en økt sannsynlighet for å være moderat risiko eller problemspiller sammenliknet med de som ikke hadde kjørt kryptovaluta. En klar assosiasjon mellom kjøp av kryptovaluta og vansker med pengespill ble dermed påvist.



KAPITTEL 13. 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 foreligger i en rekke ulike genre, 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, selv om dette er mulig gjennom tredjepartsløsninger. Gevinst/seier i et dataspill gir normalt heller ikke direkte materielle/økonomiske goder, utenom spesifikke turneringer.

Av de 7 282 som hadde besvart dette spørsmålet bekreftet 3 329 (45.7%) at de hadde spilt dataspill i løpet av de siste 6 månedene. Det tilsvarende andelen som hadde spilt dataspill i 2019 var 45.3%. Økningen i andelen som spiller dataspill var ikke signifikant ($\chi^2=0.3$, $df=1$, $p>.05$, continuity correction). Tabell 13.1 viser andelen menn og kvinner som bekrefter å ha spilt dataspill 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 tre siste befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). En mulig forklaring på kjønnsforskjellene er at menn i gjennomsnitt har større interesse for dataspill som aktivitet eller kulturelt fenomen, men flere har også vist til andre forhold som bidrar til at kvinner i mindre grad enn menn spiller. Blant annet har det blitt påpekt at spill har voldelige elementer og konkurranse som kjennetegner en del spill appellerer mer til menn, at spill fremstiller kvinner på måter mange kvinner ikke finner gjenkjennbare (f.eks. seksualisert) og at kvinner møter diskriminerende atferd fra

Tabell 13.1 Andel menn og kvinner i utvalget som har deltatt i dataspill siste 6 måneder

Kjønn	n	Sign	Andel som har deltatt i dataspill
Menn	3 717	$(\chi^2=181.5, df=1, p<.01)$	53.4%
Kvinner	3 566		37.7%

¹Continuity correction er benyttet

andre spillere (Cruea & Park, 2012; Lopez-Fernandez, Williams, Griffiths, & Kuss, 2019). Det har også vært pekt på at en del dataspill innebærer behov for romlig rotering, som er en kognitiv ferdighet menn typisk skårer bedre på enn kvinner, samt at kvinner i mindre grad enn menn rapporterer å få tilfredsstilt kommunikasjonsbehov gjennom dataspilling (Lucas &



Sherry, 2004). En annen forklaring er at kvinner prioriterer andre interbaserte aktiviteter, som deltakelse på sosiale medier, i sterkere grad enn menn, som bruker mer tid på dataspill (Leonhardt & Overå, 2021). En rapport fra Medietilsynet basert på en undersøkelse blant barn i alderen 9-18 år i 2022 viste at en klart høyere andel gutter enn jenter spiller spill (92 mot 59 prosent). Mens 76 prosent av jentene spilte dataspill i 2020, oppgav kun 59 prosent det samme i 2022. For gutter var det en nedgang fra 96 til 92%. Jentene ser særlig ut til å falle fra når de blir tenåringer (Medietilsynet, 2022).

Tabell 13.2 viser deltakelse i dataspill brutt ned på aldersgrupper. Resultatene viser en klar fallende tendens med alder. Funnene vedrørende 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 et al., 2020; Pallesen et al., 2016b). For å kartlegge symptomer på dataspillavhengighet ble GASA

Tabell 13.2 Deltakelse i dataspill siste 6 måneder brutt ned på alder

Aldersgrupper	n	Sign	Andel som har deltatt i dataspill
16-25 år	1 192	$(\chi^2=1786.6, df=5, p<.01)$	81.7%
26-35 år	1 384		64.2%
36-45 år	1 294		55.6%
46-55 år	1 358		34.2%
56-65 år	1 183		16.8%
66-74 år	870		9.9%

administrert. Der 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 problemdataspiller, mens en skåre på 3 eller mer på alle de 7 leddene definerer dataspillavhengighet (Lemmens et al., 2009; Mentzoni et al., 2011). Tabell 13.3 viser fordeling av skårer på de syv leddene på GASA blant dem som hadde besvart dette.

I denne undersøkelsen ble respondentene som ikke hadde spilt dataspill siste 6 måneder kategorisert som normaldataspillere. På dette grunnlag estimerte vi utbredelsen av problemdataspilling og dataspillavhengighet. Resultatene er vist i tabell 13.4. I alt ble 5.0% og 0.7% kategorisert som henholdsvis problemdataspiller og dataspillavhengig. Tilsvarende prosentandeler fra forrige befolkningsundersøkelse var 5.5% og 0.9% (Pallesen et al., 2020).



Tabell 13.3 Spørsmålene i Game Addiction Scale for Adolescents og fordelingen (%) av svar (N= 3 328)

Hvor ofte i løpet av siste halvår...	Aldri	Nesten aldri	Av og til	Ofte	Veldig ofte
a. ... tenkte du på spill hele dagen?	58.7%	19.0%	14.9%	4.3%	3.0%
b. ... brukte du mer og mer tid på spill?	43.5%	23.2%	24.4%	6.9%	2.0%
c. ... begynte du å spille for å slippe å tenke på andre ting?	48.0%	14.1%	23.5%	9.0%	5.4%
d. ... spilte du videre selv om andre ba deg stoppe?	76.6%	13.7%	6.8%	1.9%	1.0%
e. ... følte du seg dårlig når du ikke kunne spille eller ikke fikk lov til å spille?	81.8%	11.1%	5.3%	1.3%	0.5%
f. ... havnet du i krangel med andre (f.eks. foreldre, venner eller viktige andre) fordi du spilte for mye?	89.0%	6.5%	3.0%	1.1%	0.4%
g. ... lot du være å gjøre andre aktiviteter (f.eks. skole, jobb, lekser, idrett, hobbyer) for å spille?	61.6%	18.5%	14.7%	3.3%	1.9%

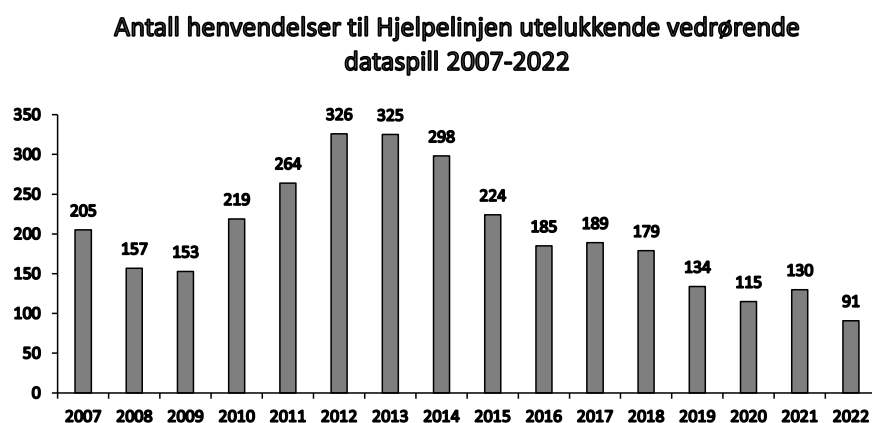
Tabell 13.4 Prevalens og 95% konfidensintervall for ulike kategorier dataspilling i befolkningen 2019 og 2022

Kategori	2019	2022	Prevalens (95% konfidensintervall)	
			2019	2022
Normaldataspiller/ikke spilt data	8 415	6 902	93.6% (93.1% – 94.1%)	94.4% (93.8% – 94.95)
Problemdataspiller	491	363	5.5% (5.0% – 5.9%)	5.0% (4.5% – 5.5%)
Dataspillavhengig	81	50	0.9% (0.7% – 1.1%)	0.7% (0.5% – 0.9%)

Denne endringen er ikke statistisk signifikant ($\chi^2=4.6$, $df=2$, $p>.05$). Det ble også gjort en egen analyse utelukkende basert på de som hadde deltatt i dataspill. Heller ikke da ble det funnet en signifikant endring i omfang at dataspillproblemer ($\chi^2=5.2$, $df=2$, $p>.05$). 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 stabil situasjon vedrørende dataspillproblemer i befolkningen de siste tre årene. I perioden 2015 til 2019 var derimot en økning i andelen i befolkningen som rapporterte dataspillproblemer (Pallesen et al., 2020). Figur 13.1 viser antall henvendelser Hjelpelinjen for spilleavhengige mottok i perioden 2007-2022 vedrørende dataspillproblem.



Figur 13.1 Antall henvendelser til Hjelpelinjen for spilleavhengige i perioden 2007-2022 utelukkende vedrørende dataspillproblem



Diskrepansen mellom funnene i denne rapporten og data fra Hjelpelinjen kan skyldes at færre med dataspillproblemer (som regel pårørende som ringer om barn) 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 om sammenhengen mellom vansker knyttet til dataspill og ulike demografiske variabler ble problemdataspilling- og dataspillavhengigkategorien slått sammen til en kategori (se tabell 13.5).

Som det fremgår av tabell 13.5 er problemdataspilling/dataspillavhengighet mer hyppig hos menn enn kvinner og synker i takt med stigende alder. Det er mer utbredt blant de som ikke bor med en partner sammenliknet med de som bor med en partner. Resultatene viser ellers at problemdataspilling/dataspillavhengighet er mer hyppig hos de som ikke har omsorgsansvar for hjemmeboende barn enn for de som har omsorgsansvar for hjemmeboende barn. Når det gjelder utdanning er problemdataspilling/dataspillavhengighet mest utbredt blant de med lav utdanning. Høyest forekomst er blant de med opptil grunnskole og med videregående skole. Resultatene viser videre at utbredelsen av problemdataspilling/ dataspillavhengighet er klart høyest hos de 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.



Tabell 13.5 Sammenhengen mellom problemdataspilling/dataspillavhengighet og demografiske variabler

Variabel	n	Signifikans	Problemdataspiller / dataspillavhengig
Kjønn		$(\chi^2=77.7, df=1, p<.01)^1$	
Kvinne	3 586		3.2%
Menn	3 729		8.0%
Alder		$(\chi^2=427.6, df=5, p<.01)$	
16-25 år	1 199		16.8%
26-35 år	1 386		7.9%
36-45 år	1 295		4.3%
46-55 år	1 369		2.2%
56-65 år	1 186		0.8%
66-74 år	879		0.6%
Sivil status		$(\chi^2=112.1, df=1, p<.01)^1$	
Samboer/gift	4 882		3.6%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	2 401		9.7%
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		$(\chi^2=23.1, df=2, p<.01)$	
Ingen	4 819		6.5%
1-2	2 016		3.8%
3 eller flere	458		3.7%
Utdanning		$(\chi^2=123.8, df=4, p<.01)$	
Opptil grunnskole	564		13.7%
Videregående skole	1 557		8.5%
Faglig yrkesutdanning	1 172		4.6%
Universitet/høgskole lavere grad	2 214		4.0%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 802		3.3%
Bruttoinntekt siste år		$(\chi^2=162.7, df=3, p<.01)$	
0 – 299 999	1 698		11.7%
300 000 – 599 999	2 801		4.2%
600 000 – 899 999	1 819		3.5%
900 000 eller mer	869		2.2%
Yrkesstatus		$(\chi^2=237.8, df=4, p<.01)$	
Heltidsansatt	4 259		4.2%
Deltidsansatt	687		5.5%
Student	777		15.7%
Hjemmeværende/pensjonist	931		0.8%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	632		10.8%
Fødested		$(\chi^2=26.4, df=2, p<.01)$	
Norge	6 414		5.3%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	625		6.2%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	271		12.5%

Det var liten forskjell i utbredelse blant de som var født i Norge sammenliknet med de født i Europa utenfor Norge, Nord-Amerika eller Oceania. De som derimot var født i Asia, Afrika eller Sør-Amerika hadde mer enn dobbel så høy prevalens av problemdataspilling/dataspillavhengighet sammenliknet med de to førstnevnte gruppene.

Sammenhengene vist i tabell 13.5 er imidlertid alle bivarierte, dermed er det ikke kontrollert/justert for overlapp mellom de ulike demografiske variablene. Vi gjennomførte derfor en logistisk regresjonsanalyse der alle de demografiske variablene ble inkludert samtidig i analysen. Dataspillproblemer var avhengig variabel (ikke dataspillproblemer var



kodet "0" og problemdatasilling/dataspillavhengighet var kodet "1"). Alder ble her lagt inn som en kontinuerlig og ikke kategorisk variabel for å unngå problemer med multikollinearitet. Tabell 13.6 viser de justerte resultatene, der alle forklaringsvariablene (uavhengige variabler) er justert for hverandre. Den logistiske modellen var signifikant ($\chi^2=552.9$, $df=18$, $p<.01$) og forklarte mellom 7.5% (Cox & Snell) og 21.5% (Nagelkerke) av variansen i dataspillproblematikk. Alder ble lagt inn som en kontinuerlig variabel i denne analysen. I tabell 13.6 er det fem variabler som viser en signifikant sammenheng med dataspillproblematikk. Dette er kjønn, alder, utdanning, yrkesstatus og fødested. Sannsynligheten for å være problemdatasiller/ dataspillavhengig var i de justerte analysene høyere hos menn enn hos kvinner.

Tabell 13.6 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for problemdatasilling/dataspillavhengighet ut fra ulike forklaringsvariabler (N = 7 095)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Menn	2.79	2.19 – 3.55
Alder	0.93	0.91 – 0.94
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	0.95	0.72 – 1.25
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	1.02	0.75 – 1.40
3 eller flere	0.90	0.52 – 1.58
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.47	0.94 – 2.31
Videregående skole	1.26	0.86 – 1.83
Faglig yrkesutdanning	1.16	0.77 – 1.73
Universitet/høgskole lavere grad	1.04	0.73 – 1.49
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	1.24	0.87 – 1.77
600 000 – 899 999	1.24	0.78 – 1.99
900 000 eller mer	0.94	0.50 – 1.77
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	0.93	0.60 – 1.45
Student	1.20	0.81 – 1.77
Hjemmeværende/pensjonist	1.23	0.52 – 2.94
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	3.34	2.18 – 4.81
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	1.40	0.85 – 1.58
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	3.19	2.10 – 4.85

¹Er referansegruppen/kategorien

formaterte: Skrift: Ikke Fet

formaterte: Skrift: Ikke Fet



Mannlig overrepresentasjon blant problemdataspillere og dataspillavhengige er i tråd med tidligere norske befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b), samt meta-analyser på feltet (Fam, 2018; Gao, Wang, & Dong, 2022; Kim et al., 2022; Liao, Chen, Huang, & Shen, 2022; Muller et al., 2015). Alder var negativt assosiert med sannsynligheten for å være problemdataspiller/dataspillavhengig. Sannsynligheten for å være problemdataspiller/ dataspillavhengig synker altså etter hvert som alder øker.

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 et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) samt en meta-analyse (Kim et al., 2022). 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 universitetsutdannelse, 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 (Syse et al., 2022). Variabelen yrkesstatus var også signifikant i den justerte logistiske regresjonsanalysen. Her ble vist at de som var i kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger hadde omtrent dobbel så stor risiko for å være problemdataspiller/dataspillavhengig sammenliknet med dem i referansekategorien «heltidsansatt». Dette er i tråd med to tidligere befolkningsundersøkelser (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020) 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 de to forrige befolkningsundersøkelsene (Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b) og kan reflektere kulturelle forskjeller i holdninger til og tilnærminger



til dataspill (Ha, 2017; King, Defabbro, & Griffiths, 2012; Seok & DaCosta, 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 er uendret siden forrige befolkningsundersøkelse. Dataspillproblemer er mer hyppig hos menn, unge, personer med lav utdanning, de som står utenfor arbeidslivet og personer født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika.

For mer spesifikt å undersøke overlappet mellom å ha problemer med pengespill (moderat risiko- eller problemspiller) og å ha problemer med dataspill (problemdataspiller eller dataspillavhengig) på individnivå. Resultatene er vist i tabell 13.7.

Tabell 13.7 Overlappet mellom penge- og dataspillproblem på individnivå

Pengespillproblem	Dataspillproblem	
	Nei	Ja
Nei	N = 6 723	N = 372
Ja	N = 163	N = 40

Overlappet var signifikant ($\chi^2 = 71.1$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction). Av de 209 som hadde pengespillproblem hadde 19.1% også dataspillproblemen, mens av de 412 som hadde et dataspillproblem hadde 9.7% også et pengespillproblem.

Endelig ble det undersøkt om den estimerte utbredelsen av dataspillproblemer (problemdataspill og dataspillavhengig) var relatert til svarrunde (etter hovedutsendelse, 1. og 2. purring). Resultatene er vist i tabell 13.8. Forekomsten av problemdataspillere og dataspillavhengige var ikke forskjellig i de ulike rundene ($\chi^2 = 2.4$, $df = 2$, $p > .05$). Vi undersøkte så om svarformat (nett. vs. papir) var relatert til forekomsten av dataspillproblemer. Forekomsten blant de som svarte på nett (7.0%) var høyere ($\chi^2 = 23.3$, $df = 1$, $p < .01$) enn blant de som svarte på papir (4.4%) og reflekterer trolig at de som er sterkt involvert i dataspill er mer digitalt orienterte enn de som foretrakk å svare på papir.



Tabell 13.8 Prosentandelen problemdataspillere og dataspillavhengige i de ulike rundene av undersøkelsen.

Runde	N	Prevalens ¹	95% konfidensintervall
Hovedutsendelse	3 690	6.0%	5.2% - 6.7%
1. puring	2 686	5.1%	4.3% - 5.9%
2. puring	938	6.0%	4.5% - 7.5%

Oppsummering

Oppsummert viste funnene at det ikke var endring i andelen av befolkningen som hadde deltatt i dataspill nå sammenliknet med 2022. Menn og yngre deltok i større grad kvinner og eldre. Utbredelsen av problemer knyttet til dataspill var uendret nå sammenliknet med 2015. Dataspillproblemer var assosiert med mannlig kjønn, lav alder, lav utdanning, å være arbeidsledig, ufør, på attføring eller avklaringspenger og å være født i Afrika, Asia eller Sør- og Mellom-Amerika. Om lag 19% av de med pengespillproblemer rapporterte også dataspillproblem.



KAPITTEL 14. LOOTBOKSER

Lootbokser i dataspill 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, enten direkte eller ved først å ha kjøpt virtuell valuta som kan brukes til formålet. Flere har påpekt likheten mellom lootbokser og pengespill ved at fenomenet innebærer at man kjøper en vare hvor utfallet (her innholdet) helt eller delvis er bestemt av tilfeldigheter (Coelho et al., in press; 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 de siste halvåret. I alt 8.3% ($n=594$; 95% CI=7.7 – 8.9%) av utvalget bekreftet kjøp av lootbokser. Andelen var 9.4% i 2019. Nedgangen fra 2019 til 2022 var statistisk signifikant ($\chi^2 = 6.0$, $df = 1$, $p < .01$, continuity correction). En mulig forklaring på dette kan være at det er blitt mer fokus på de negative sidene ved lootbokser de senere årene, inklusive metoder for å begrense bruken av disse (Macey, Cantell, Tossavainen, Karjala, & Castren, 2022). Det er også mulig at deler av dataspillbransjen har beveget seg bort fra lootbokser til fordel for andre former for salg, men det er på det rene at flere av de mest populære spillene på markedet fortsatt har denne typen produkter tilgjengelig (Xiao, Henderson, & Newall, 2022).

For å undersøke hvorvidt kjøp av lootbokser var relatert til ulike demografiske variabler som kjønn, alder, sivilstatus, barn, utdanning, inntekt, yrkesstatus, fødested og dataspillproblemer (problemdataspill og dataspillavhengig) og pengespillproblemer (moderat risikospill/problemspiller), ble det gjort separate analyser for sammenhengen mellom disse og kjøp av lootbokser. Resultatene er vist i tabell 14.1. Resultatene viser at mannlig kjønn, lav alder, sivilstatus som alene, lav utdanning, lav inntekt, å være student samt problemer med pengespill og dataspill var forbundet med økt sannsynlighet for å ha kjøpt lootbokser. Omsorgsansvar for barn og fødested var, i motsetning til forrige befolkningsundersøkelse (Pallesen et al., 2020), ikke signifikant assosiert med å ha kjøpt 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 siste 6 måneder var den avhengige variabelen (ikke kjøpt=0, kjøpt=1) og der de uavhengige ble utgjort av variablene i tabell 14.1.



Alder ble lagt inn som en kontinuerlig variabel for å unngå problemer med multikollinearitet. Den logistiske modellen var signifikant ($\chi^2=824.6$, $df=20$, $p<.01$) og forklarte mellom 11.2% (Cox & Snell) og 25.6% (Nagelkerke) av variansen i kjøp av lootbokser. Resultatene fra den logistiske regresjonsanalysen er vist i tabell 14.2.

Tabell 14.1 Sammenhengen mellom demografiske variabler og kjøp av lootbokser

Variabel	n	Signifikans	Kjøpt lootbokser
Kjønn		($\chi^2=203.3$, $df=1$, $p<.01$) ¹	
Kvinne	3 499		3.5%
Menn	3 647		12.9%
Alder		($\chi^2=452.0$, $df=5$, $p<.01$)	
16-25 år	1 177		21.3%
26-35 år	1 361		11.1%
36-45 år	1 277		9.2%
46-55 år	1 338		4.1%
56-65 år	1 155		1.0%
66-74 år	838		0.8%
Sivil status		($\chi^2=119.6$, $df=1$, $p<.01$) ¹	
Samboer/gift	4 774		5.8%
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	2 350		13.4%
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		($\chi^2=2.5$, $df=2$, $p>.05$)	
Ingen	4 706		8.7%
1-2	1 968		7.5%
3 eller flere	452		8.0%
Utdanning		($\chi^2=115.0$, $df=4$, $p<.01$)	
Opptil grunnskole	542		15.7%
Videregående skole	1 521		12.9%
Faglig yrkesutdanning	1 141		6.4%
Universitet/høgskole lavere grad	2 166		7.0%
Universitet/høgskole høyere grad; PhD	1 771		5.1%
Bruttoinntekt siste år		($\chi^2=128.8$ $df=3$, $p<.01$)	
0 – 299 999	1 664		15.0%
300 000 – 599 999	2 722		5.7%
600 000 – 899 999	1 786		6.6%
900 000 eller mer	852		7.3%
Yrkesstatus		($\chi^2=155.7$, $df=4$, $p<.01$)	
Heltidsansatt	4 178		7.7%
Deltidsansatt	674		10.8%
Student	765		17.3%
Hjemmeværende/pensjonist	895		0.8%
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	606		9.6%
Fødested		($\chi^2=0.6$, $df=2$, $p>.05$)	
Norge	6 264		8.2%
Europa, Nord-Amerika, Oceania	617		8.4%
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	260		9.6%
Pengespillproblem		($\chi^2=42.9$, $df=1$, $p<.01$) ¹	
Ikke problem/lavrisikospiller	6 931		7.9%
Moderat risikospiller/problemspiller	205		21.0%
Dataspillproblem		($\chi^2=445.6$, $df=1$, $p<.01$) ¹	
Ikke spiller/ikke problem	6 735		6.6%
Problemdataspiller/dataspillavhengig	405		36.5%



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 = 6 911)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Kjønn		
Kvinne ¹	1.00	
Menn	3.95	3.14 – 4.95
Alder	0.94	0.93 – 0.95
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.42	1.10 – 1.79
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	1.49	1.15 – 1.93
3 eller flere	1.66	1.11 – 2.49
Utdanning		
Opptil grunnskole	1.88	1.26 – 2.82
Videregående skole	2.09	1.52 – 2.87
Faglig yrkesutdanning	1.16	0.81 – 1.66
Universitet/høgskole lavere grad	1.62	1.21 – 2.17
Universitet/høgskole høyere grad; PhD ¹	1.00	
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	0.84	0.61 – 1.16
600 000 – 899 999	0.99	0.66 – 1.48
900 000 eller mer	1.21	0.75 – 1.93
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.28	0.90 – 1.83
Student	0.61	0.43 – 0.87
Hjemmeværende/pensjonist	0.49	0.21 – 1.15
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.05	0.71 – 1.56
Fødested		
Norge ¹	1.00	
Europa, Nord-Amerika, Oceania	0.93	0.67 – 1.30
Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika	0.81	0.49 – 1.33
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	1.64	1.11 – 2.44
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	3.51	2.72 – 4.54

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 tidligere studier som viser at menn kjøper lootbokser i større grad enn kvinner (Brooks & Clark, 2019; Kristiansen & Severin, 2020) samt en systematisk oversiktsartikkel på feltet (Yokomitsu, Irie, Shinkawa, & Tanaka, 2021). 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 (W. Li, Mills, & Nower, 2019) men er støttet av funn i andre studier (von Meduna, Steinmetz, Ante, Reynolds, & Fiedler, 2020). Sivilstatus var assosiert med lootboks-kjøp, da enslige personer rapporterte oftere enn personer i et parforhold å ha kjøpt lootbokser. En mulig forklaring på denne sammenhengen er at partnere ofte har en sosial og regulerende effekt på atferd, som single personer ikke har (Umberson, 1992).

Å bo sammen med barn økte oddsen 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 med lavere utdanning enn høyere universitets-/høgskolegrad (bortsett fra de med faglig yrkesutdanning) hadde økt risiko for å ha kjøpt lootbokser sammenliknet med dem med høyere universitets-/høgskolegrad. Funnet er langt på vei i tråd med andre studier på feltet (Close, Spicer, Nicklin, Lloyd, & Lloyd, 2022). 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). Selv om studenter var den gruppen som i de bivariate analysene hadde høyest andel som kjøpte lootbokser, ble denne sammenhengen «reverser» i de justerte analysene. Dette innebærer at andre variabler enn alder, kan ha vært en bakenforliggende variabler som forklarte sammenhengen i de bivariate analysene. At status som student var inverst relatert til lootboks-kjøp i de justerte analysene kan reflektere at høyere utdanning er en beskyttelse mot ulike typer negativ helseatferd (Cowell, 2006).

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; Coelho et al.; Kristiansen & Severin, 2020; W. 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 ved studier som viser at dersom lootbokser fjernes fra dataspill, så vil spillere med pengespillproblem 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 er også studier



som spillere selv rapporterer at lootboks-kjøp og involvering i pengespill gjensidig forsterker hverandre (Spicer, Fullwood, et al., 2022).

Det ble videre vist at de med dataspillproblem (dataspillproblemspiller eller dataspillavhengig) hadde høyere odds for å ha kjøpt lootbokser, noe som virker rimelig da dataspillproblem har vist seg å være relatert til fenomen som impulsivitet (Bargeron & Hormes, 2017) og funnet er videre i tråd med andre studier som har vist at dataspillavhengighet henger sammen med kjøp av lootbokser (Evren, Evren, Dalbudak, Topcu, & Kutlu, 2021; Gonzalez-Cabrera et al., 2022; W. Li et al., 2019). En meta-analyse viste en positiv sammenheng mellom lootboks-kjøp og både penge- og dataspillproblematikk (Spicer, Nicklin, et al., 2022).

Totalt var det 594 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. Tabell 14.3 viser fordelingen av beløp brukt på dette. Analysen i tabell 14.3 er basert på dem som bekreftet lootbokskjøp.

Tabell 14.3 Andel av lootboks-kjøpere som har kjøpt lootbokser til henholdsvis seg selv og andre fordelt på ulike beløp (n=589).

	Ingen /0 kr	1- 500 kr	501- 1000 kr	1001- 2000 kr	2001- 5000 kr	Mer enn 5000 kr
Kjøpt lootbokser til deg selv	19.6%	45.2%	18.9%	7.5%	5.4%	3.4%
Kjøpt lootbokser til andre	62.8%	26.3%	6.3%	1.9%	0.6%	2.1%

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. Det er dermed ikke usannsynlig 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 ($Z = 12.3$, $p < .01$, Wilcoxon). For å undersøke om lootboks-kjøperne opplevde å ha et problematisk økonomisk forhold til lootbokser ble de spurt om forbruket på lootbokser til meg 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 til å være problematisk. I alt 3.8% ($n=22$; 95% = 2.2-5.3%) av dem som hadde



kjøpt lootbokser var imidlertid enig eller helt enig i at deres forbruk var problematisk. Denne andelen var 4.6% i 2019, men endringen var ikke signifikant ($\chi^2 = 0.4$, $df = 1$, $p > .05$, continuity correction).

Tabell 14.4 Andel av lootboks-kjøpere som opplever at forbruket på lootbokser er så stort at det er et problem for dem (n=589)

	Helt uenig	Uenig	Hverken enig eller uenig	Enig	Helt enig
Forbruket mitt på lootbokser (til meg selv/andre) er så stort at det er et problem for meg	74.0%	15.0%	7.2%	2.7%	1.0%

I en logistisk regresjonsanalyse (tabell 14.5) ble så de samme variablene som i tabell 14.2 undersøkt som mulige forklaringsvariabler for høyt forbruk (enig eller helt enig) på lootbokser. Bivariate analyser ble først gjennomført, og variablene som der var signifikante (pengespillproblem og dataspillproblem) ble så inkludert i en justert logistisk

Tabell 14.5 Resultater fra justert logistisk regresjonsanalyse som viser oddsen for å rapportere problematisk høyt forbruk på lootbokser (N = 589)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	4.80	1.74 – 13.20
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	2.50	1.02 – 5.93

¹Er referansegruppen/kategorien

regresjonsanalyse. Den logistiske regresjonsmodellen var signifikant ($\chi^2=13.7$, $df=2$, $p<.01$) og forklarte mellom 2.3% (Cox & Snell) og 8.3% (Nagelkerke) av variansen i problematisk høyt forbruk på lootbokser.

Resultatene viste at både penge- og dataspillproblemer var signifikant relatert til problematisk høyt forbruk av penger på lootbokser. Dette funnet er i tråd med en meta-analyse som dokumenterer at de to variablene (penge- og dataspillproblematikk) er assosiert med lootbokskjøp (Spicer, Nicklin, et al., 2022).

Endelig ble problematiske forhold knyttet til lootbokser undersøkt med ledd tilpasset fra Lie/bet spørreskjemaet (E. E. 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 et av de to leddene ble definert som å ha et problematisk forhold til lootbokser.

I alt 37.9% (n = 224; 95% = 34.0-41.8%) av dem som hadde kjøpt lootbokser ble kategorisert som å ha et problematisk forhold til lootbokser basert på denne målemetoden. Denne andelen er omtrent 10 ganger høyere enn den som utelukkende reflekterer et problematisk høyt forbruk (3.7%) og tilsier at sensitiviteten til de to måletilnærmingene er betydelig forskjellig. Den ene tilnærmingen måler problematisk høyt forbruk, mens den andre tapper «mildere symptomer» som å ha løyet om hvor mye en har brukt og/eller at en har brukt mer enn en hadde tenkt.

I en logistisk regresjonsanalyse (tabell 14.6) ble så de samme variablene som i tabell 14.2 undersøkt som mulige forklaringsvariabler for problematisk forhold (målt med skalaen

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 = 577)

Forklaringsvariabel	Odds ratio	95% konfidensintervall for odds ratio
Alder	0.99	0.97 – 1.02
Sivil status		
Samboer/gift ¹	1.00	
Enslig/separert/skilt/enke/enkemann	1.17	0.73 – 1.85
Hjemmeboende barn omsorgsansvar for		
Ingen ¹	1.00	
1-2	0.60	0.35 – 1.05
3 eller flere	0.77	0.33 – 1.83
Bruttoinntekt siste år		
0 – 299 999 ¹	1.00	
300 000 – 599 999	0.63	0.35 – 1.15
600 000 – 899 999	0.86	0.40 – 1.84
900 000 eller mer	0.85	0.33 – 2.15
Yrkesstatus		
Heltidsansatt ¹	1.00	
Deltidsansatt	1.59	0.81 – 3.12
Student	0.71	0.37 – 1.35
Hjemmeværende/pensjonist	0.89	0.12 – 6.48
Arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger	1.05	0.50 – 2.23
Pengespillproblem		
Ikke problem/lavrisikospiller ¹	1.00	
Moderat risikospiller/problemspiller	6.70	2.94 – 15.25
Dataspillproblem		
Ikke spiller/ikke problem ¹	1.00	
Problemdataspiller/dataspillavhengig	2.14	1.40 – 3.25

¹Er referansegruppen/kategorien



tilpasset fra Lie/bet spørreskjemaet) til lootbokser. Bivariate analyser ble først gjennomført, og variablene som der var signifikante ble så inkludert i en justert logistisk regresjonsanalyse. Den logistiske regresjonsmodellen var signifikant ($\chi^2=76.3$, $df=13$, $p<.01$) og forklarte mellom 12.4% (Cox & Snell) og 16.9% (Nagelkerke) av variansen i problematisk forhold til lootbokser.

Ut fra tabellen kan en se at kun to variabler var signifikant. De med pengespillproblemer hadde ca. 6 ganger større sannsynlighet enn de uten slike problem 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 lootboks-fenomenet og pengespill (Zendle, 2019). Den andre variabelen som var signifikant relatert til problematisk forhold til lootbokser var dataspillproblemer. De som hadde dataspillproblem hadde om lag dobbel så stor sannsynlighet enn dem uten slike problem å rapportere problem med lootbokser. 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 8.3% av befolkningen i alderen 16-74 år har kjøpt lootbokser siste halvår. Dette representerte en svak, men signifikant nedgang siden forrige befolkningsundersøkelse. Kjøp var assosiert med mannlig kjønn, lav alder, å være enslig, ha barn i husstanden, lav utdanning, å ikke være student, og å ha problemer med både penge- og dataspill. Blant dem som hadde kjøpt dem var problematisk høyt forbruk på lootbokser og mer generelle problemer som å ha løyet til andre om kjøp eller bruk eller å ha brukt mer enn en hadde tenkt relatert til å ha problemer med både penge- og dataspill.



KAPITTEL 15. DISKUSJON

Det ble funnet en svak, men signifikant nedgang i andelen som rapporterte deltakelse i pengespill, fra 63.6% i 2019 til 61.8% i 2022. Prosentandelen lavrisikospillere gikk ned fra 8.8% til 7.8%, prosentandelen moderate risikospillere gikk ned fra 3.1% til 2.3%, mens prosentandelen problemspillere ble redusert fra 1.4% til 0.6%. Problemomfanget er nå omtrent på samme nivå som befolkningsundersøkelsen i 2013 (Pallesen, Hanss, et al., 2014). Henvendelser til Spillavhengighet Norge viser imidlertid motsatt utvikling, da antall henvendelser til sistnevnte har økt sterkt mellom 2019 og 2022. En årsak til at Spillavhengighet Norge har fått en økning i antall henvendelser er at tilbudet kan ha blitt endret i omfang eller at tilbudet er blitt mer kjent. Vedrørende antall henvendelser til Hjelpelinjen har dette vært mer stabilt i samme periode. Til tross for at antall henvendelser til Spillavhengighet Norge og Hjelpelinjen ikke viser en nedadgående trend når det gjelder pengespillproblematikk, synes det likevel, gitt denne undersøkelsens metodikk basert på et tilfeldig uttrekk fra Folkeregisteret, rimelig å konkludere med at problemer knyttet til pengespill har gått ned i Norge de siste 3 årene. Problemomfanget i 2022 ble målt til å være lavere enn det som er rapportert i de fleste tidligere norske befolkningsundersøkelser (Kavli, 2007; Kavli & Berntsen, 2005; Kavli & Torvik, 2008; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b; Pran & Ukkelberg, 2010) basert på samme måleinstrument som brukt i denne befolkningsundersøkelsen. Det kan være flere årsaker til nedgangen i problemomfanget. En mulig årsak, men som trolig har hatt marginal innvirkning, er den lille nedgangen i andelen som deltar i pengespill. Ser en på omsetningen på spill har denne økt (jf. tabell 1.3) fra 49.5 milliarder i 2019 til 56.6 milliarder i 2022. I tråd med totalkonsummodellen (I. Lund, 2008; Rossow, 2019) skulle man da forvente en økning i problemomfanget. En mulig grunn til at en ikke ser en slik effekt er at spillene som bærer mye av økningen i bruttoomsetning er spill med høy tilbakebetalingsprosent (kasinospillene til Norsk Tipping hadde en økning i omsetning fra 2019 til 2022 på om lag 7 milliarder) og således impliserer lavere tap per innsats sammenliknet med andre spill. Likevel kan høy tilbakebetalingsprosent gi økt antall innsatser og lengre spillsesjoner og slik skape uheldige spillvaner (Leino et al., 2015)

Basert på økt tilgjengelighet skulle en også ha forventet en økning i problemomfanget, da flere spiller over nett i 2022 (særlig på mobil) enn i 2019.



I 2019-undersøkelsen hadde 58.4% spilt pengespill over internett (Pallesen et al., 2020), mens funnene fra denne undersøkelsen (2022) viste at andelen var økt til 63.3%. I alt 48.7% av spillerne hadde spilt pengespill på mobil i 2019 57.4% i 2022. Generelt er det empirisk støtte til antakelsen om at tilgjengelighet er positivt assosiert med problemomfang (Philander, 2019) og også ut fra denne faktoren burde en forventet en økning i problemomfanget fra 2019 til 2022.

Det foreligger likevel flere mulige forklaringer på nedgangen som ble observert fra 2019 til 2022. En forklaring gjelder betalingsformidlingsforbudet (jf. forskrift om pengespill) som gjelder foretak som yter betalingstjenester i Norge når det gjelder transaksjoner i form av innskudd eller utbetalinger for pengespill som ikke har tillatelse i Norge. Selv om dette forbudet har eksistert i flere år har finansinstitusjonenes håndhevelse av dette blitt skjerpet de siste årene. Dette har gjort det vanskeligere å delta i pengespill med utenlandske spillaktører. Denne antakelsen støttes også langt på vei av funn i denne rapporten som indikerer at fra 2019 til 2022 har deltakelsen i pengespill tilbudt av utenlandske spillaktører gått ned (internett poker, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping og odds og liveodds ikke Norsk Tipping) med unntak av skrapelodd fra andre tilbydere enn Norsk Tipping. En annen mulig forklaring gjelder tapsgrensene som for Norsk Tipping sine nettkasinospill har blitt satt ned to ganger i perioden 2019 til 2022. Første gang var fra 1. desember 2020 der tapsgrensene gikk ned fra 10 000 NOK til 7 500 NOK per måned, mens den andre gangen var 1. september 2021, der tapsgrensene ble ytterligere redusert til 5 000 NOK. Gitt de store markedsandelene nettkasinospillene til Norsk Tipping har kan en således ikke se bort fra at halveringen av tapsgrensene kan ha innvirket på omfanget av pengespillproblemer i Norge. En tredje mulig forklaring på nedgangen i problemomfanget er en reduksjon i opplevd reklameeksponering fra 2019 til 2022. Reduksjon i reklameeksponering ble funnet for alle kanaler (TV, internett, aviser, butikker og direkte reklame). Den ble funnet både for reklame fra Norsk Tipping/Rikstoto og for utenlandske spillaktører, dog var nedgangen størst for sistnevnte. I tråd med dette viste resultatene en nedgang i opplevd påvirkning på reklame. En ytterligere forklaring på nedgangen i spillproblemer fra 2019 til 2022 er gjeldsregisteret (<https://www.gjeldsregisteret.com>) for usikret gjeld, som ble etablert den 26. juni 2019. Norske gjeldsopplysninger fra samtlige finansforetak som tilbyr usikret gjeld skal rapportere til registeret. En viktig målsetting er å hindre at enkeltpersoner opparbeider seg uholdbar stor usikret gjeld. Dette vil bla. redusere personer med spillproblemer sine muligheter til å ta

Feltkode endret



opp store forbrukslån for å finansiere deltakelse i pengespill. Det kan heller ikke utelukkes at reduksjonen i tilgang til visse pengespill under COVID-19 nedstengingen av samfunnet, kan ha hatt varige effekter på pengespillatferd og bidratt til endring av problemomfanget (Hodgins & Stevens, 2021)

Sammenlikner en problemomfanget av pengespillproblem i Norge per 2022 med funn fra de sist gjennomførte befolkningsstudiene i de øvrige nordiske landene tilsvarende ser det ut til at problemomfanget i Norge er noe høyere enn på Island og i Sverige, noe lavere enn i Danmark og omtrent på samme nivå som i Finland. Det å direkte sammenlikne utbredelsen av pengespillproblem i Norge med de øvrige nordiske landene er problematisk, da metoder, måletidspunkt og statistiske justeringer gjør bilde uklart. Behovet for en pan-nordisk studie basert på lik metodologi i alle landene er derfor understreket i gjeldende handlingsplan mot spillproblemer (Kultur- og likestillingsdepartementet, 2022).

I denne undersøkelsen var pengespillproblem relatert til mannlig kjønn, å ha lavere utdanning, lav inntekt, og ha fødested i Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika. I denne undersøkelsen ble mer utvidete aspekter ved pengespillrelatert skade enn det som tradisjonelt måles med CPGI inkludert i form av en skala (Syvertsen et al., submitted) som måler skade knyttet til økonomi, relasjoner, velvære, helse, arbeid/studier, kultur og til det legale området (Langham et al., 2016). De mest hyppigst rapporterte skadene var knyttet til økonomi, velvære og helse. I alt 2.1% av de som hadde deltatt i pengespill i løpet av de siste 12 månedene rapporterte minst en pengespillrelatert skade av noe (der alternativene var ingen, liten, noe, moderat og betydelig påvirkning), påvirkning eller mer. Analysene viste ellers at overlappet mellom CPGI var lavest for relasjonell, emosjonell og kulturell skade, og understreker behovet for å måle pengespillrelatert skade i vid forstand. Menn, personer i kategorien arbeidsledig/ufør/attføring/avklaringspenger og Afrika, Asia, Sør- og Mellom-Amerika hadde økt sannsynlighet for å rapportere pengespillrelatert skade sammenliknet med kontrastgruppene kvinner, heltidsansatte og personer født i Norge. Samlet peker analysene knyttet til pengespillproblemer generelt og pengespillrelatert skade mot at de som typisk rapporterer dette er grupper forbundet med lav sosioøkonomisk status. Det synes dermed rimelig å konkludere med at pengespillproblem og pengespillrelatert skade er mer vanlig hos antatt svake grupper i samfunnet. Dette var det også konkludert med i de tre foregående befolkningsundersøkelsene (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen 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 (Syse et al., 2022; World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2014). Det kan dermed argumenteres med at mer av overskuddet fra pengespill bør kunne settes inn i tiltak for å hjelpe dem som sliter med pengespillproblemer/pengespillrelatert skade.

Data vedrørende deltakelse i ulike typer pengespill indikerer at eldre er noe mer konservative enn yngre i det de ser ut til relativt oftere enn yngre å delta i mer veletablerte spill som hestespill og tallspill. Yngre ser ut til relativt sett oftere enn eldre å delta i mer nye typer spill og/eller spill som er internettbaserte, som poker på internett, kasinospill på nett ikke Norsk Tipping, Fantasy både hos Norsk Tipping og utenlandske aktører og e-sportbetting. Kvinner deltok mer enn i menn i tre spill (papirskrapelodd, skrapelodd på internett ikke Norsk Tipping og bingo i bingo lokale), mens menn hadde høyest deltakelse i 16 av 24 spill. Dette reflekterer at selv om både kvinner og menn deltar i pengespill, er menn som gruppe mer tyngre involvert enn kvinner (Wong, Zane, Saw, & Chan, 2013). Det er også kjønnsforskjeller i spillpreferanser, der menn i større grad enn kvinner ser ut til å foretrekke spill med ferdighetselementer (M. Stevens & Young, 2010). Det var generelt en nedgang i deltakelse på ulovlige spill (som tilbys av utenlandske spillselskap) siden undersøkelsen i 2019. Utenlandske spillselskap har som regel færre ansvarlighetstiltak og større grenser for innsats per spill. Nedgangen i spillproblemer kan således også reflektere nedgang i spill hos utenlandske spillselskap. Nedgang i spill hos utenlandske spillselskap kan trolig attribueres til redusert reklametrykk fra de ulovlige aktørene samt en skjerpelse av betalingsformidlingsforbudet. De med pengespillproblem rapporterer mer deltakelse i alle typer spill enn dem uten pengespillproblem. I gjennomsnitt hadde de som hadde deltatt i pengespill spilt litt i underkant av 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/skåre. 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. De siste undersøkelsene i våre nordiske naboland (Folkhälsomyndigheten, 2023; Olason, 2018; Rambøl, 2022; Salonen et al., 2020) har også benyttet CPGI, som til tross for metodiske ulikheter, fasiliterer sammenlikning. 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 den legger for stor vekt på de negative økonomiske konsekvensene av pengespill og for lite på andre (som relasjonelle) konsekvenser (Svetieva & Walker, 2008). Å supplere med instrumenter som måler andre problematiske sider ved pengespill (Langham et al., 2016; Syvertsen et al., submitted), som i denne undersøkelsen, kan dermed være nyttig. Det er også studier som indikerer at PGSI ikke entydig måler en underliggende dimensjon (Molander & Wennberg, in press).

Majoriteten av utvalget hadde vært eksponert for pengespillreklame. Likevel var det en klar tendens til nedgang i frekvens av slik eksponering i samtlige kanaler (TV, internett, aviser, butikker, direkte reklame). Dette skyldes trolig effekten av endringer i kringkastingsloven som begrenser muligheten for at personer i Norge vil bli eksponert for reklame av ulovlige aktører. Dette kombinert med innskjerper i betalingsformidlingsforbudet kan ha bidratt til at ulovlige aktører til en viss grad har gitt opp det norske markedet. Dette vil i sin tur kunne implisere at behovet for å reklamere for de norske monopolistene vil bli mindre, ettersom konkurransen fra de ulovlige aktørene avtar. I tråd med dette ble funnet at antall dager siste uke respondentene opplevde å ha blitt utsatt for reklame var gått ned siden 2019, mest for de ulovlige aktørene, men også signifikant for de norske monopolistene.

Menn, yngre og personer med pengespillproblem rapporterte større påvirkning fra reklame enn kvinner, eldre og de uten pengespillproblem. Effekter av reklame var særlig mye større for de med spillproblemer sammenliknet med dem med ingen/få spillproblemer med tanke på å spille med større risiko som en konsekvens av reklameeksponering. Sammenliknet med 2019 ble det samlet rapportert en nedgang i opplevd påvirkning fra reklame. Dette er i samsvar med frekvensen av reklameeksponering som sank i samme periode og kan indikere en sammenheng mellom grad av eksponering for og opplevd innvirkning av reklame.

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 pengespillproblem hadde mest positivt syn. At de med pengespillproblem var mest positiv 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 (2022) generelt har et mindre positivt syn på spillansvarlighetsverktøy enn i 2019. Motsatt, da det var en økning i pengespillproblem fra 2015 til 2019 viste befolkningsstudien at det da var en økning i positive syn på at spillansvarlighetstiltak hjelper eller ville ha hjulpet (Pallesen et al., 2020). Samlet kan disse funnene tyde på at synet på at spillansvarlighetstiltak hjelper eller ville ha hjulpet med å kontrollere/regulere egen spilleatferd samvarierer med graden av problemer, noe som kan tas til inntekt for Jon Elsters (2009) begrep "binding" som implisere at desto større problem med egen atferdsregulering (pengespillproblem), desto presumptivt større behov og nytte vil en ha av ekstern regulering.

I denne undersøkelsen ble det også spurt om faktisk bruk av spillansvarlighetsverktøy. De færreste rapporterte aktiv bruk av slike. Det mest hyppigst forekommende var å ha satt lave nok tapsgrenser, som om lag 20% (av alle) bekreftet å ha gjort. Særlig menn, yngre og de med spillproblemer hadde brukt slike verktøy i større grad enn kontrastgruppene, kvinner, eldre og de uten/med lite spillproblem. Siden de nevnte gruppene (menn, yngre og de med spillproblemer) er assosiert med impulsivitet og risikotaking i større grad enn kontrastgruppene (Lawrence, Luty, Bogdan, Sahakian, & Clark, 2009; Wilson & Daly, 1985) kan dette bety at de bruker de aktuelle tiltakene fordi de har sårbarheter som gjør at de har større behov for å benytte slike tiltak.

De vanligste motivene for å delta i pengespill var i rangert rekkefølge "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 spildeltakelse. For fem av i alt 13 motiv var det en nedgang i andel av spillerne som rapporterte disse, sammenliknet med 2019, mens det for de resterende åtte motiv, ikke ble funnet noen forskjeller.



I denne undersøkelsen inkluderte vi for første gang spørsmål om kryptovaluta, blant annet fordi en del ulovlige spillaktører har tilbudt innskudd i form av denne valutaen for å omgå betalingsformidlingstilbudet. Det ble spurt om kjøp av slik valuta til investerings, andre- og til pengespillformål. Bare 0.4% av utvalget hadde kjøpt kryptovaluta til dette formålet. Problemet ser per i dag således ikke ut til å være stort. Et interessant funn er at de som investerer i kryptovaluta har flere demografiske kjennetegn som overlapper med de som har pengespillproblem (lav alder og mannlig kjønn), noe som er i tråd med internasjonale studier på feltet (B. Johnson et al., 2023). I analysene fant vi også at de med pengespillproblem i langt større grad enn de uten hadde investert i kryptovaluta (ikke til pengespillformål), noe som også er konsistent med forskningslitteraturen (Oksanen et al., 2022). Noen mener sågar at spekulasjon i kryptovaluta kan forstås som en form for pengespill (Delfabbro et al., 2021; Mills & Nower, 2019; Senarathne, 2019; Sonkurt & Altinoz, 2021). Likheter mellom aksjehandel, særlig med raske kjøp og salg og pengespill (Håkansson, Fernandez-Aranda, & Jimenez-Murcia, 2021) og mellom lootboks-kjøp (se senere) og pengespill (Evans, 2022) har også blitt påpekt. Selv om fenomen som kryptovalutaspekulasjon, aksjehandel og lootboks-kjøp juridisk ikke er definert som pengespill, er det likevel av akademisk og klinisk interesse å undersøke sammenhengene mellom disse fenomenene og pengespill, særlig fordi der er et stort overlapp mellom de som er berørt av dette.

Når det gjaldt dataspill ble det ikke funnet en endring i andelen som spilte fra 2019 til 2022. Heller ikke andelen som rapporterte problemer med dataspill hadde endret seg siden 2019. Siden en økning i dataspillproblematikk var funnet fra 2015 til 2019, mens andel med slike problemer ser ut å være uendret fra 2019 til 2022 kan dette indikere at denne type problematikk mer blitt stabilisert de siste årene.

Faktorer assosiert med dataspillproblemer var mannlig kjønn, lav alder, lav utdanning, å være arbeidsledig/ufør/attføring/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 (Syse et al., 2022; World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2014) og med tidligere norske befolkningsundersøkelser



vedrørende penge- og dataspillproblematikk (Pallesen, Hanss, et al., 2014; Pallesen et al., 2020; Pallesen et al., 2016b).

Omtrent 8% hadde kjøpt lootbokser siste halvår og andelen som hadde kjøpt dette var gått litt og signifikant ned siden forrige befolkningsundersøkelse, mulig pga. økt fokus på problematikken rundt dette (Macey et al., 2022). Oddsen for å ha kjøpt lootbokser var høyest blant menn, unge, enslige, personer med barn i husholdningen, for de med lav utdanning, og å ha problemer med dataspill eller pengespill. Å bruke så mye penger på lootbokser at det ble opplevd som et problem var assosiert med å ha dataspillproblem eller pengespillproblem. De to samme faktorene var assosiert med mer generelle problemer med lootbokser. 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; Close et al., 2021; Zendle et al., 2020) og aktualiserer debatten omkring kategorisering av og lovbestemmelser knyttet til lootbokser (Evans, 2022; McCaffrey, 2019; Xiao, Henderson, Nielsen, & Newall, 2022). 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 (26.0%) svarprosenten til tross for at flere grep ble tatt for å maksimalisere deltakelse. Svarprosentene i disse undersøkelsene har vært fallende siden 2015. Fallende og lave svarprosenter er etter hvert godt dokumentert og er et økende problem i surveys/spørreundersøkelser både nasjonalt og internasjonalt (Galea & Tracy, 2007; Stedman et al., 2019). 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 estimatene 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 vekting (etterstratifisering). Vekting ble også gjort for geografisk tilhørighet etter fylke. Det bør også tilstrebes at man i fremtidige undersøkelser søker om å få hente ulike typer registeropplysninger for å undersøke kjennetegn ved non-respondere, slik at en i større grad kan vurdere hvor skjevt utvalget som svarer er og i større grad kan justere estimatene ut fra andre parametere enn kjønn, alder og fylke. Forskere bør ellers i større grad ved fremtidige studier 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). Om monopolistene i Norge får styrket sin markedsposisjon ytterligere kan det vurderes å supplere befolkningsundersøkelsene med spillerdata, for å undersøke spillemønstre, f.eks. i form at tap, dager spilt, tapsgrenser nådd, og risikovurdering av spillerne basert på Playscan (Norsk Tipping) og Mentor (Norsk Rikstoto). I tillegg kan en vurdere å sammenholde dette med opplysninger fra Hjelpelinjen, Spillavhengighet Norge og norsk pasientregister for å få et mer komplett og utfyllende bilde på problemomfanget i Norge når det gjelder pengespill.

Utover lav svarprosent er svakheter med rapporten at alle data er basert på selv-rapport og at et tverrsnittdesign ble benyttet. Det gjør at resultatene kan ha blitt påvirket av hukommelsesskjevheter (Talari & Goyal, 2020), særlig med tanke på tidsrammen som for mange spørsmål var de siste 12 månedene. For eksempel vil det gjerne være lett for en som spiller på en fast rekke å estimere årlige forbruk, men for en som spiller mer sporadisk og som varierer innsatsen fra gang til gang kan årlige estimat på forbruk blir langt mer usikre. Det kan heller ikke utelukkes at personer kan ha svart på sosialt elskverdige måter (Krumpal, 2013). Siden alle data var basert på selvrapportering og innhentet på samme tidspunkt for alle respondenter er det også mulig at funnene kan ha blitt påvirket av felles metodeskjevhet (Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003). Siden mange signifikanstester ble utført (i opptil 5% av tilfellene hvor nullhypotesen er sann vil denne bli forkastet til fordel for forskningshypotesen) uten korreksjon for antall tester er det også trolig at noen signifikante funn reflekterer såkalte type I feil (feilaktig avvisning av nullhypotesen) (Hothorn, Bretz, & Westfall, 2008).



Oppsummering

Oppsummert og sammenliknet med funnene fra befolkningsundersøkelsen for 3 år siden viser resultatene at problemomfanget knyttet til pengespill har gått ned, mens det er stabilt når det gjelder problemer knyttet til dataspill. Funnene er ellers i tråd med tidligere befolkningsundersøkelser som viser at pengespillproblemer og pengespillrelatert skade, samt dataspillproblematikk er hyppigst hos svakerestilte (lav utdanning, lav inntekt, utenfor arbeidslivet, fødested utenfor Norge). De med pengespillproblemer er mer positiv til spillansvarlighetstiltak og bruker også disse mer enn de uten problemer. De som deltok i pengespill var generelt blitt noe mindre positive til spillansvarlighetstiltak sammenliknet med for 3 år siden. Eksponering for pengespillreklame hadde siden 2019 gått ned i samtlige kanaler. En klar sammenheng mellom pengespillproblem og spekulering i kryptovaluta og kjøp av lootbokser ble funnet.



REFERANSER

- Abbott, M. W., & Vollberg, R. A. (1996). The New Zealand National Survey of Problem and Pathological Gambling. *Journal of Gambling Studies*, 12, 143-160.
- Abdelazeem, B., Hamdallah, A., Rizk, M. A., Abbas, K. S., El-Shahat, N. A., Manasrah, N., et al. (2023). Does usage of monetary incentive impact the involvement in surveys? A systematic review and meta-analysis of 46 randomized controlled trials. *PLoS One*, 18(1), e0279128.
- 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.
- Allami, Y., Hodgins, D. C., Young, M., Brunelle, N., Currie, S., Dufour, M., et al. (2021). A meta-analysis of problem gambling risk factors in the general adult population. *Addiction*, 116(11), 2968-2977.
- 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* (4th ed. ed.). Washington DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed. ed.). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- Andrade, M., Sharman, S., Xiao, L. Y., & Newall, P. W. S. (in press). Safer gambling and consumer protection failings among 40 frequently visited cryptocurrency-based online gambling operators. *Psychology of Addictive Behaviors*.
- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Z., Mazzoni, E., et al. (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.
- 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.
- Bijker, R., Booth, N., Merkouris, S. S., Dowling, N. A., & Rodda, S. N. (2022). Global prevalence of help-seeking for problem gambling: A systematic review and meta-analysis. *Addiction*, 117(12), 2972-2985.
- 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.
- Binde, P., Romild, U., & Volberg, R. A. (2017). Forms of gambling, gambling involvement and problem gambling: evidence from a Swedish population survey. *International Gambling Studies*, 17(3), 490-507.
- 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.



- Bland, J. M., & Altman, D. G. (1997). Statistics notes: Cronbach's alpha. *BMJ*, 314, 572.
- Bolen, D. W., & Boyd, W. H. (1968). Gambling and the problem gambler: A review and preliminary findings. *Archives of General Psychiatry*, 18, 617-629.
- 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.
- Brazeau, B. W., & Hodgins, D. C. (2022). Psychometric evaluation of the NORC diagnostic screen for gambling problems (NODS) for the assessment of DSM-5 gambling disorder. *Addictive Behaviors*, 130.
- Brooks, G. A., & Clark, L. (2019). Associations between loot box use, problematic gaming and gambling, and gambling-related cognitions. *Addictive Behaviors*, 96, 26-34.
- Brooks, G. A., & Clark, L. (2023). The gamblers of the future? Migration from loot boxes to gambling in a longitudinal study of young adults. *Computers in Human Behavior*, 141, article no. 107605.
- Browne, M., Goodwin, B. C., & Rockloff, M. J. (2018). Validation of the Short Gambling Harm Screen (SGHS): A tool for assessment of harms from gambling. *Journal of Gambling Studies*, 34(2), 499-512.
- Browne, M., & Rockloff, M. J. (2018). Prevalence of gambling-related harm provides evidence for the prevention paradox. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(2), 410-422.
- 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.
- Calado, F., Alexandre, J., & Griffiths, M. D. (2016). Prevalence of adolescent problem gambling: A systematic review of recent research. *Journal of Gambling Studies*, 33, 397-424.
- Calado, F., & Griffiths, M. D. (2016). Problem gambling worldwide: An update and systematic review of empirical research (2000–2015). *J Behav Addict*, 5(4), 592-613.
- Castren, S., Basnet, S., Salonen, A. H., Pankakoski, M., Ronkainen, J. E., Alho, H., et al. (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.
- 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.
- Clemens, F., Hanewinkel, R., & Morgenstern, M. (2017). Exposure to gambling advertisements and gambling behavior in young people. *Journal of Gambling Studies*, 33(1), 1-13.
- Close, J., Spicer, S. G., Nicklin, L. L., Lloyd, J., & Lloyd, H. (2022). Loot box engagement: relationships with educational attainment, employment status and earnings in a cohort of 16 000 United Kingdom gamers. *Addiction*, 117(8), 2338-2345.
- Close, J., Spicer, S. G., Nicklin, L. L., Uther, M., Lloyd, J., & Lloyd, H. (2021). Secondary analysis of loot box data: Are high-spending ? whales ? wealthy gamers or problem gamblers? *Addictive Behaviors*, 117.
- Coelho, S. G., Keough, M. T., Hodgins, D. C., Shead, N. W., Parmar, P. K., & Kim, H. S. Loot box purchasing is associated with gambling and problem gambling when



- controlling for known psychological risk factors of gambling. *Addiction Research & Theory*.
- Coelho, S. G., Keough, M. T., Hodgins, D. C., Shead, N. W., Parmar, P. K., & Kim, H. S. (in press). Loot box purchasing is associated with gambling and problem gambling when controlling for known psychological risk factors of gambling. *Addiction Research & Theory*.
- 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.
- Culannay, R. C., Mendoza, R. S., Diarios, J., Esteban, C. C., Tutaan, A., Labayog, M., et al. (2022). Analysis on the factors that influence the investment on online crypto games. *International Journal of Arts, Sciences and Education*, 3(1), 143-154.
- 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.
- Delfabbro, P., King, D., Williams, J., & Georgiou, N. (2021). Cryptocurrency trading, gambling and problem gambling. *Addictive Behaviors*, 122, Article no. 107021.
- 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.
- Dowling, N. A., Merkouris, S. S., Dias, S., Rodda, S. N., Manning, V., Youssef, G. J., et al. (2019). The diagnostic accuracy of brief screening instruments for problem gambling: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 74.
- 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., Prata, S., Wentz, R., et al. (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., et al. (2009). Methods to increase response to postal and electronic questionnaires. *Cochrane Database of Systematic Reviews*(3), Art. No.: MR 000008
- Elster, J. (2009). *Ulysses unbound. Studies in rationality, precommitment and constraints*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Engebø, 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.
- Engebø, J., Torsheim, T., & Pallesen, S. (2022). Gamblers' use of measures to prevent gambling problems and reduce harm. *Frontiers in Psychiatry*, 13, Article no. 857280.
- Evans, S. A. (2022). Pandora's loot box. *George Washington Law Review*, 90(2), 376-444.
- Evren, C., Evren, B., Dalbudak, E., Topcu, M., & Kutlu, N. (2021). The Relationship of Loot Box Engagement to Gender, Severity of Disordered Gaming, Using MMORPGs, and Motives for Online Gaming. *Psychiatry and Behavioral Sciences*, 11(1), 25-31.
- 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*. Ottawa: Canadian Centre on Substance Abuse.
- Festl, R., Scharkow, M., & Quandt, T. (2013). Problematic computer game use among adolescents, younger and older adults. *Addiction*, 108, 592-599.
- Folkhälsomyndigheten. (2023). *Återrapportering av befolkningsstudie om spel* Östersund: Folkhälsomyndigheten.
- Forsström, D., Hesser, H., & Carlbring, P. (2016). Usage of a responsible gambling tool: A descriptive analysis and latent class analysis of user behavior. *Journal of Gambling Studies*, 32(3), 889-904.
- 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.
- 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.
- Gao, Y. X., Wang, J. Y., & Dong, G. H. (2022). The prevalence and possible risk factors of internet gaming disorder among adolescents and young adults: Systematic reviews and meta-analyses. *Journal of Psychiatric Research*, 154, 35-43.
- Gelfand, M. J., Raver, J. L., Nishii, L., Leslie, L. M., Lun, J., Lim, B. C., et al. (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., et al. (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., et al. (1999). *Gambling impact and behavior study. Report to the National Gambling Impact Study Commission*. Chicago: National Opinion Research Center at the University of Chicago.
- Gonzalez-Cabrera, J., Basterra-Gonzalez, A., Montiel, I., Calvete, E., Pontes, H. M., & Machimbarrena, J. M. (2022). Loot boxes in Spanish adolescents and young adults: Relationship with internet gaming disorder and online gambling disorder. *Computers in Human Behavior*, 126.
- Gray, H. M., LaPlante, D. A., Abarbanel, B., & Bernhard, B. J. (2021). Gamblers' perceptions of stakeholder responsibility for minimizing gambling harm. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 19(4), 891-907.
- 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.
- Griffiths, M. D., Wood, R. T. A., & Parke, J. (2009). Social responsibility tools in online gambling: A survey of attitudes and behavior among internet gamblers. *Cyberpsychology & Behavior*, 12(4), 413-421.
- 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.
- Hagfors, H., Castren, S., & Salonen, A. H. (2022). How gambling motives are associated with socio-demographics and gambling behavior - A Finnish population study. *Journal of Behavioral Addictions, 11*(1), 63-74.
- 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.
- Heirene, R. M., Vanichkina, D. P., & Gainsbury, S. M. (2021). Patterns and correlates of consumer protection tool use by Australian online gambling customers. *Psychology of Addictive Behaviors, 35*(8), 974-984.
- Hodgins, D. C., & Stevens, R. M. G. (2021). The impact of COVID-19 on gambling and gambling disorder: emerging data. *Current Opinion in Psychiatry, 34*(4), 332-343.
- Holtgraves, T. (2009). Evaluating the Problem Gambling Severity Index. *Journal of Gambling Studies, 25*(1), 105-120.
- Hothorn, T., Bretz, F., & Westfall, P. (2008). Simultaneous inference in general parametric models. *Biometrical Journal, 50*(3), 346-363.
- 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.
- Håkansson, A., Fernandez-Aranda, F., & Jimenez-Murcia, S. (2021). Gambling-Like Day Trading During the COVID-19 Pandemic - Need for Research on a Pandemic-Related Risk of Indebtedness and Mental Health Impact. *Frontiers in Psychiatry, 12*, article no. 715946.
- 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, B., Co, S., Sun, T. Z., Lim, C. C. W., Stjepanovic, D., Leung, J., et al. (2023). Cryptocurrency trading and its associations with gambling and mental health: A scoping review. *Addictive Behaviors, 136*, Article no. 107504.
- 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.
- Jonsson, J., Hodgins, D. C., Lyckberg, A., Currie, S., Young, M. M., Pallesen, S., et al. (2022). In search of lower risk gambling levels using behavioral data from a gambling monopolist. *Journal of Behavioral Addictions, 11*(3), 890-899.
- Jonsson, J., Hodgins, D. C., Munck, I., & Carlbring, P. (2019). Reaching out to big losers: A randomized controlled trial of brief motivational contact providing gambling expenditure feedback. *Psychology of Addictive Behaviors, 33*(3), 179-189.
- Joo, M. H., Nishikawa, Y., & Dandapani, K. (2020). Cryptocurrency, a successful application of blockchain technology. *Managerial Finance, 46*(6), 715-733.
- 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.
- Khazaal, Y., Chatton, A., Rothen, S., Achab, S., Thorens, G., Zullino, D., et al. (2016). Psychometric properties of the 7-item game addiction scale among french and German speaking adults. *Bmc Psychiatry*, 16, Article no. 132.
- Kim, H. S., Son, G., Roh, E. B., Ahn, W. Y., Kim, J., Shin, S. H., et al. (2022). Prevalence of gaming disorder: A meta-analysis. *Addictive Behaviors*, 126.
- 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.
- Kolonial.no. (2019). Lastet ned fra <https://www.aftenposten.no/brandstudio/feature/v/kolonial/forbruker/>. *Aftenposten*.
- Kragelund, K., Ekholm, O., Larsen, C. V. L., & Christensen, A. I. (2022). Prevalence and trends in problem gambling in Denmark with special focus on country of origin: Results from the Danish Health and Morbidity Surveys. *Journal of Gambling Studies*, 38(4), 1157-1171.
- Kristiansen, S., & Severin, M. C. (2020). Lott 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., et al. (2018). A cross-lagged study of developmental trajectories of video game engagement, addiction, and mental health. *Frontiers in Psychology*, 9.
- Krumpal, I. (2013). Determinants of social desirability bias in sensitive surveys: a literature review. *Quality & Quantity*, 47(4), 2025-2047.
- Kultur- og likestillingsdepartementet. (2022). *Handlingsplan mot spilleproblemer 2022-2025*. Oslo: Kultur- og likestillingsdepartementet.
- 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., Borwne, 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.
- Latvala, T. A., Lintonen, T. P., Browne, M., Rockloff, M., & Salonen, A. H. (2021). Social disadvantage and gambling severity: a population-based study with register-linkage. *European Journal of Public Health*, 31(6), 1217-1223.
- Lawrence, A. J., Luty, J., Bogdan, N. A., Sahakian, B. J., & Clark, L. (2009). Problem gamblers share deficits in impulsive decision-making with alcohol-dependent individuals. *Addiction*, 104(6), 1006-1015.



- Leino, T., Torsheim, T., Blaszczynski, A., Griffiths, M., Mentzoni, R., Pallesen, S., et al. (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.
- Leonhardt, M., & Overå, S. (2021). Are there differences in video gaming and use of social media among boys and girls?—A mixed methods approach. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(11), artikkel nr. 6085.
- 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(9), 1184-1188.
- Li, E., Browne, M., Rawat, V., Langham, E., & Rockloff, M. (2017). Breaking bad: Comparing gambling harms among gamblers and affected others. *Journal of Gambling Studies*, 33(1), 223-248.
- 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.
- Liao, Z. J., Chen, X. X., Huang, Q. P., & Shen, H. X. (2022). Prevalence of gaming disorder in East Asia: A comprehensive meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions*, 11(3), 727-738.
- Lloyd, J., Doll, H., Hawton, K., Dutton, W. H., Geddes, J. R., Goodwin, G. M., et al. (2010). How psychological symptoms relate to different motivations for gambling: an online study of internet gamblers. *Biological Psychiatry*, 68, 733-740.
- Lopez-Fernandez, O., Williams, A. J., Griffiths, M. D., & Kuss, D. J. (2019). Female gaming, gaming addiction, and the role of women within gaming culture: A narrative literature review. *Frontiers in Psychiatry*, 10, artikkel nr. 454.
- Lucas, K., & Sherry, J. L. (2004). Sex differences in video game play: A communication-based explanation. *Communication Research*, 31(5), 499-523.
- Lund, B. (2023). The questionnaire method in systems research: an overview of sample sizes, response rates and statistical approaches utilized in studies. *Vine Journal of Information and Knowledge Management Systems*, 53(1), 1-10.
- 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 [Gambling and gambling related problems in Norway]*. Oslo: SIRUS.
- Macey, J., Cantell, M., Tossavainen, T., Karjala, A., & Castren, S. (2022). How can the potential harms of loot boxes be minimised?: Proposals for understanding and addressing issues at a national level. *Journal of Behavioral Addictions*, 11(2), 256-266.
- Maese, V. A., Avery, A. W., Nafalis, B. A., Wink, S. P., & Valdez, Y. D. (2016). Cryptocurrency: A primer. *Banking Law Journal*, 133(8), 468-471.
- McCaffrey, M. (2019). The macro problem of microtransactions: The self-regulatory challenges of video game loot boxes. *Business Horizons*, 62(4), 483-495.
- McMullan, J. L., & Miller, D. (2009). Wins, winning and winners: the commercial advertising of lottery gambling. *Journal of Gambling Studies*, 25, 273-295.
- Medietilsynet. (2022). *Spillfrelste tenåringsgutter og jenter som faller fra. Slik gamer barn og unge*. Fredrikstad: Medietilsynet.



- Mentzoni, R. A. (2013). *Structural characteristics in gambling*. University of Bergen, Bergen.
- Mentzoni, R. A., Brunborg, G. S., Molde, H., Myrseth, H., Skouveroe, K. J. M., Hetland, J., et al. (2011). Problematic video game use: estimated prevalence and associations with mental and physical health. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 14, 591-596.
- Mills, D. J., & Nower, L. (2019). Preliminary findings on cryptocurrency trading among regular gamblers: A new risk for problem gambling? *Addictive Behaviors*, 92, 136-140.
- Molander, O., & Wennberg, P. (in press). Assessing severity of problem gambling - confirmatory factor and Rasch analysis of three gambling measures. *International Gambling Studies*.
- Molde, H., Ingjaldsson, J., Kvale, G., Pallesen, S., Støylen, I. J., Prescott, P., et al. (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., et al. (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.
- Nguyen, P. M. V. (in press). Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis (vol 55, pg 553, 2021). *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*.
- 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. (2023). *Internet access (indicator)*. Lastet ned fra: <https://data.oecd.org/ict/internet-access.htm>.
- Oksanen, A., Hagfors, H., Vuorinen, I., & Savolainen, I. (2022). Longitudinal perspective on cryptocurrency trading and increased gambling problems: a 3 wave national survey study. *Public Health*, 213, 85-90.
- 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.
- 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.
- Outreville, J. T. (2014). Risk aversion, risk behavior, and demand for insurance: A survey. *Journal of Insurance Issues*, 37(2), 158-186.



- 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., Mentzoni, R. A., Morken, A. M., Engebo, J., Kaur, P., & Erevik, E. K. (2021). Changes over time and predictors of online gambling in three Norwegian population studies 2013-2019. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 597615.
- Pallesen, S., Mentzoni, R. A., Torsheim, T., Erevik, E. K., Molde, H., & Morken, A. M. (2020). *Omfang av penge- og dataspillproblemer i Norge 2019 [Prevalence of gambling- and gaming problems in Norway, 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., et al. (2014). An overview of and rationale for changes proposed for pathological gambling in DSM-5. *Journal of Gambling Studies*, 30, 493-502.
- Philander, K. S. (2019). Regional impacts of casino availability on gambling problems: Evidence from the Canadian Community Health Survey. *Tourism Management*, 71, 173-178.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 879-903.
- Potenza, M. N., Balodis, I. M., Derevensky, J., Grant, J. E., Petry, N. M., Verdejo-Garcia, A., et al. (2019). Gambling disorder. *Nature Reviews Disease Primers*, 5, article no. 51.
- Pran, K. R., & Ukkelberg, Å. (2010). *Spillevaner og spilleproblemer i befolkningen*. Oslo: Synovate.
- Radermacher, H., Dickins, M., Anderson, C., & Feldman, S. (2016). Perceptions of gambling in Tamil and Chinese communities in Australia: The role of saving face in perpetuating gambling stigma and hindering help. *Journal of Gambling Issues*(34), 77-99.
- Rambøl. (2022). *Prævalensundersøgelse af pengespil og pengespilproblemer i Danmark 2021*. København: Rambøl.
- 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.
- Richard, J., Temcheff, C. E., & Derevensky, J. L. (2020). Gaming disorder across the lifespan: A scoping review of longitudinal studies. *Current Addiction Reports*, 7(4), 561-587.
- Roksvaag, K. (2018). *Markedsføringens effekt på spilling av pengespill og pengespillproblemer*. 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.
- Romild, U., Svensson, J., & Volberg, R. (2016). A gender perspective on gambling clusters in Sweden using longitudinal data. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 33(1), 43-59.



- 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.
- Salonen, A., H., Hagfors, H., Lind, K., & Kontto, J. (2020). *Gambling and problem gambling – Finnish gambling 2019*. Helsinki: National Institute for Health and Welfare.
- 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.
- Senarathne, C. W. (2019). Gambling behaviour in the cryptocurrency market. *International Journal of Applied Behavioral Economics*, 8(4), 1-16.
- Seok, S., & DaCosta, B. (2012). The world's most intense online gaming culture: Addiction and high-engagement prevalence rates among South Korean adolescents and young adults. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2143-2151.
- Sharman, S., Butler, K., & Roberts, A. (2019). Psychosocial risk factors in disordered gambling: A descriptive systematic overview of vulnerable populations. *Addictive Behaviors*, 99.
- 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.
- Sonkurt, H. O., & Altinoz, A. E. (2021). Cryptocurrency investment: A safe venture or a new type of gambling? *Journal of Gambling Issues*, 47, 199-216.
- Spicer, S. G., Fullwood, C., Close, J., Nicklin, L. L., Lloyd, J., & Lloyd, H. (2022). Loot boxes and problem gambling: Investigating the "gateway hypothesis". *Addictive Behaviors*, 131.
- Spicer, S. G., Nicklin, L. L., Uther, M., Lloyd, J., Lloyd, H., & Close, J. (2022). Loot boxes, problem gambling and problem video gaming: A systematic review and meta-synthesis. *New Media & Society*, 24(4), 1001-1022.
- Stark, S., & Robinson, J. (2021). Online gambling in unprecedented times: Risks and safer gambling strategies during the COVID-19 pandemic. *Journal of Gambling Issues*, 47, 409-423.
- Statista. (2023). Countries with the highest internet penetration rates as of January 2023. Lasted ned fra: <https://www.statista.com/statistics/227082/countries-with-the-highest-internet-penetration-rate/>. Retrieved 24. februar, 2023
- 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. *Soc Nat Resour*, 32(10), 1139-1154.
- Steinmetz, F. (2023). The interrelations of cryptocurrency and gambling: Results from a representative survey. *Computers in Human Behavior*, 138.
- Stevens, M., & Young, M. (2010). Who plays what? participation profiles in chance versus skill-based gambling. *Journal of Gambling Studies*, 26(1), 89-103.
- Stevens, M. W. R., Dorstyn, D., Delfabbro, P. H., & King, D. L. (2021). Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 55(6), 553-568.
- Stewart, S. H., & Zack, M. (2008). Development and psychometric evaluation of a three-dimensional Gambling Motives Questionnaire. *Addiction*, 103, 1110-1117.
- Sturgis, P., & Kuha, J. (2022). How survey mode affects estimates of the prevalence of gambling harm: a multisurvey study. *Public Health*, 204, 63-69.
- Suurvali, H., Cordingley, J., Hodgins, D. C., & Cunningham, J. (2009). Barriers to seeking help for gambling problems: A review of the empirical literature. *Journal of Gambling Studies*, 25(3), 407-424.



- Svetieva, E., & Walker, M. (2008). Inconsistency between concept and measurement: the Canadian Problem Gambling Index (CPGI). *Journal of Gambling Issues*(22), 157-173.
- Syse, A., Grøholt, E. K., Madsen, C., Aarø, L. E., Strand, B. H., & Næss, Ø. E. (2022). *Folkehelse rapporten: Sosiale helseforskjeller i Norge. Lastet ned fra <https://www.fhi.no/nettpub/hin/samfunn/sosiale-helseforskjeller/>*.
- Syvvertsen, A., Kristensen, J. H., Browne, M., Li, E., & Pallesen, S. (submitted). Validation of the 7-item Domain-General Gambling Harm Scale (DGHS-7).
- Syvvertsen, A., Pallesen, S., Erevik, E. K., & Mentzoni, R. A. (2020). Direct marketing experiences among individuals with current and lifetime gambling disorder. *Frontiers in Psychology*, 11, artikkel nr. 1957.
- Talari, K., & Goyal, M. (2020). Retrospective studies - utility and caveats. *Journal of the Royal College of Physicians of Edinburgh*, 50(4), 398-402.
- Tavares, H., Carneiro, E., Sanches, M., Pinsky, I., Caetano, R., Zaleski, M., et al. (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.
- Umberson, D. (1992). Gender, marital status and the social-control of health behavior. *Social Science & Medicine*, 34(8), 907-917.
- 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.
- Vollberg, R. A., & Boles, J. (1995). *Gambling and problem gambling in Georgia. Report to Georgia Department of Human Resources*. Roaring Spring, PA: Gemini Research.
- von Meduna, M., Steinmetz, F., Ante, L., Reynolds, J., & Fiedler, I. (2020). Loot boxes are gambling-like elements in video games with harmful potential: Results from a large-scale population survey. *Technology in Society*, 63.
- Wardle, H., Bramley, S., Norrie, C., & Manthorpe, J. (2019). What do we know about gambling-related harm affecting migrants and migrant communities? A rapid review. *Addictive Behaviors*, 93, 180-193.
- 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, B. M., Browne, M., Rockloff, M., Stuart, G., & Smith, B. P. (2022). Protective action and risky beliefs: The relationship between religion and gambling fallacies. *Journal of Gambling Studies*, 38(1), 253-263.
- Williams, R. J., Leonard, C. A., Belanger, Y. D., Christensen, D. R., el-Guebaly, N., Hodgins, D. C., et al. (2021). Predictors of gambling and problem gambling in Canada. *Canadian Journal of Public Health-Revue Canadienne De Sante Publique* 112(3), 521-529.
- 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.
- Wilson, M., & Daly, M. (1985). Competitiveness, risk-taking, and violence - the young male syndrome. *Ethology and Sociobiology*, 6(1), 59-73.
- Wong, G., Zane, N., Saw, A., & Chan, A. K. K. (2013). Examining gender differences for gambling engagement and gambling problems among emerging adults. *Journal of Gambling Studies*, 29(2), 171-189.



- World Health Organization, & Calouste Gulbenkian Foundation. (2014). *Social determinants of mental health*. Geneva: World Health Organization.
- Xiao, L. Y., Henderson, L. L., & Newall, P. W. S. (2022). Loot boxes are more prevalent in United Kingdom video games than previously considered: updating Zendle et al. (2020). *Addiction*, 117(9), 2553-2555.
- Xiao, L. Y., Henderson, L. L., Nielsen, R. K. L., & Newall, P. W. S. (2022). Regulating gambling-like video game loot boxes: A public health framework comparing industry self-regulation, existing national legal approaches, and other potential approaches. *Current Addiction Reports*, 9(3), 163-178.
- Yokomitsu, K., Irie, T., Shinkawa, H., & Tanaka, M. (2021). Characteristics of gamers who purchase loot box: A systematic literature review. *Current Addiction Reports*, 8(4), 481-493.
- Youn, S., Faber, R. J., & Shah, D. V. (2000). Restricting gambling advertising and the third-person effect. *Psychology & Marketing*, 17, 633-649.
- 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), e0206767.
- Zendle, D., & Cairns, P. (2019). Loot boxes are again linked to problem gambling: Results of a replication study. *Plos One*, 14(3).
- 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*, 115(9), 1768-1772.
- 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).
- 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



VIL DU DELTA I FORSKNINGSPROSJEKTET PENGE-OG DATASPILL I NORGE 2022?

FORMÅLET MED PROSJEKTET OG HVORFOR DU BLIR SPURT

Dette er et spørsmål til deg om å delta i et forskningsprosjekt for å undersøke hvor mange i Norge som deltar i penge- og dataspill og hvor mange som opplever problemer med dette. Du forespørres om å delta fordi du er en av 30 000 personer som tilfeldig er trukket ut fra Folkeregisteret til å motta denne forespørselen. Uansett om du deltar eller ikke i pengespill og/eller dataspill ønsker vi dine svar. Det er forskere ved Universitetet i Bergen som gjennomfører undersøkelsen i samarbeid med Lotteritilsynet.

HVA INNEBÆRER PROSJEKTET FOR DEG?

Deltagelse i undersøkelsen innebærer at du besvarer spørreskjemaet du har fått tilsendt sammen med dette informasjonsskrivet. Skjemaet inneholder spørsmål om deg som person (utdanning, økonomi, etnisk bakgrunn), deltakelse i og problemer med pengespill og dataspill. Du besvarer ved å fylle ut skjemaet og sende det inn i den vedlagte ferdig frankerte svarkonvolutt. Om du heller foretrekker å svare på nett kan du gjøre det ved å gå inn på www.spill2022.no (du må da skrive spill2022.no i adressefeltet i nettleseren). Svarer du på nett blir du bedt om å oppgi det 5-sifrete tallet som står trykket øverst til høyre på spørreskjemaet.

Fra Folkeregisteret har vi hentet inn ditt navn og adresse, samt informasjon om alder og kjønn. Disse opplysningene brukes ikke i noen analyser for de som ikke deltar i undersøkelsen.

MULIGE FORDELER OG ULEMPER

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 300 gavekort pålydende kr 500 kr. En mulig ulempe med deltakelse kan være at noen kan få utløst negative følelser dersom de har et problematisk forhold til de temaene vi spør om. Det går også med noe tid, ca. 10-15 minutter, til utfylling.

FRIVILLIG DELTAKELSE OG MULIGHET FOR Å TREKKE DITT SAMTYKKE

Det er frivillig å delta i prosjektet. Dersom du ønsker å delta svarer du på undersøkelsen. Du kan når som helst og uten å oppgi noen grunn trekke ditt samtykke. Det vil ikke ha noen negative konsekvenser for deg. Dersom du trekker tilbake samtykket, vil det ikke forskes videre på dine opplysninger. Du kan kreve innsyn i opplysningene som er lagret om deg, og disse vil da utleveres innen 30 dager. Du kan også kreve at dine opplysninger i prosjektet slettes. Adgangen til å kreve destruksjon, sletting eller utlevering gjelder ikke dersom materialet eller opplysningene er anonymisert eller publisert. Denne adgangen kan også begrenses dersom opplysningene er inngått i utførte analyser, eller dersom materialet er bearbeidet. Dersom du senere ønsker å trekke deg eller har spørsmål til prosjektet, kan du kontakte prosjektleder (se kontaktinformasjon på siste side). Om du ikke vil delta ser du bare bort fra denne henvendelsen og eventuelle fremtidige påminnelser.



HVA SKJER MED OPPLYSNINGENE OM DEG?

Opplysningene som registreres om deg skal kun brukes slik som beskrevet under formålet med prosjektet, og planlegges brukt til 2027. Eventuelle utvidelser i bruk og oppbevaringstid kan kun skje etter godkjenning fra etisk komite og andre relevante myndigheter. Du har rett til innsyn i hvilke opplysninger som er registrert om deg og rett til å få korrigert eventuelle feil i de opplysningene som er registrert. Du har også rett til å få innsyn i sikkerhetstiltakene ved behandling av opplysningene. Du kan klage på behandlingen av dine opplysninger til Datatilsynet og institusjonen sitt personvernombud.

Alle opplysningene vil bli behandlet uten navn og fødselsnummer eller andre direkte gjenkjennende opplysninger (=kodete opplysninger). En kode knytter deg til dine opplysninger gjennom en navneliste. Det er kun Ståle Pallesen (prosjektleder) og prosjektmedarbeidere Eilin Kristine Erevik og Rune Aune Mentzoni som har tilgang til denne listen.

Publisering av resultater er en nødvendig del av forskningsprosessen. All publisering skal gjøres slik at enkelt deltakere ikke skal kunne gjenkjennes. Etter at forskningsprosjektet er ferdig, vil opplysningene om deg bli oppbevart i fem år av kontrollhensyn.

GODKJENNINGER

Regional komité for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk har gjort en forskningsetisk vurdering og godkjent prosjektet (saksnr. 460136) med hjemmel i helseforskningsloven § 10. Universitetet i Bergen ved prosjektleder Ståle Pallesen og personvernombud Janecke Veim er ansvarlig for personvernet i prosjektet.

Vi behandler opplysningene basert på rettslig grunnlag i EUs personvernforordning artikkel 6 og 9.

KONTAKTOPPLYSNINGER

Dersom du har spørsmål til prosjektet eller ønsker å trekke deg fra deltakelse, kan du kontakte personene under:

Ståle Pallesen
Professor
Universitetet i Bergen
Tlf: 55 58 88 42
Mobil 926 32 099
Stale.Pallesen@uib.no

Eilin Kristine Erevik
Førsteamanuensis
Universitetet i Bergen
Tlf: 55 58 86 82
Mobil 466 25 638
Eilin.Erevik@uib.no

Rune Mentzoni
Førsteamanuensis
Universitetet i Bergen
Tlf: 55 58 86 79
Mobil 936 12 705
Rune.Mentzoni@uib.no

Dersom du har spørsmål om personvernet i prosjektet, kan du kontakte personvernombudet ved Universitetet i Bergen (Janecke.Veim@uib.no).

Du samtykker til å delta ved å besvare undersøkelsen.



SPILL 2022



--	--	--	--	--	--

Bakgrunn

1. Nåværende sivilstatus (sett bare ett kryss)

- ☐ Samboer/gift
☐ Enslig/separert/skilt/enke/enkemann

2. Antall hjemmeboende barn som du har omsorgsansvar for (sett bare ett kryss)

- | | |
|--------------------------------|--|
| ☐ ingen | ☐ 3 |
| ☐ 1 | ☐ 4 |
| ☐ 2 | ☐ 5 eller flere |

3. Personlig inntekt før skatt siste år (sett bare ett kryss)

- ☐ 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

4. Høyeste fullførte utdanning (sett bare ett kryss)

- ☐ 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

5. Yrkesstatus (sett bare ett kryss)

- ☐ Heltidsansatt (100% stilling)
☐ Deltidsansatt, hvis ja jobber du 50% eller mer: ☐ Ja ☐ Nei
☐ Arbeidsledig
☐ Student
☐ Hjemmeværende
☐ Uføretrygd/attføring
☐ På avklaringspenger
☐ Pensjonist

6. Hvor er du født? (sett bare ett kryss)

- ☐ Norge
☐ Land i Norden utenfor Norge
☐ Land i Europa utenfor Norden
☐ Afrika
☐ Asia
☐ Nord-Amerika
☐ Sør- eller Mellom-Amerika
☐ Oceania

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.

7. Har du i løpet av de siste 12 månedene deltatt i pengespill? ☐ Ja ☐ Nei, gå til spørsmål 15

8. 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.....	☐	☐	☐	☐
b. Reklame for pengespill påvirker ikke hvor ofte jeg spiller.....	☐	☐	☐	☐
c. Reklame for pengespill gjør meg mer interessert i pengespill.....	☐	☐	☐	☐
d. Reklame for pengespill gjør at jeg vurderer å spille i fremtiden.....	☐	☐	☐	☐
e. Jeg følger ikke med på reklame for pengespill.....	☐	☐	☐	☐
f. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere former for pengespill.....	☐	☐	☐	☐
g. Reklame har gjort at jeg kjenner til flere selskap som tilbyr pengespill.....	☐	☐	☐	☐
h. Reklame for pengespill gjør at jeg spiller med høyere risiko (bruker mer penger)	☐	☐	☐	☐
i. Reklame for pengespill gjør meg mer positivt innstilt til pengespill.....	☐	☐	☐	☐

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.

9. 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?.....	☐	☐	☐	☐
b. ... har du følt behov for å spille for mer og mer penger for å oppnå ønsket spenningsnivå?.....	☐	☐	☐	☐
c. ... har du gått tilbake en annen dag for å vinne tilbake pengene du har tapt?.....	☐	☐	☐	☐
d. ... har du lånt penger eller solgt gjenstander for å skaffe penger til spill?.....	☐	☐	☐	☐
e. ... har du følt at du kanskje har et problem med pengespill?.....	☐	☐	☐	☐
f. ... har spilling forårsaket helseproblemer for deg, inkludert stress og angst?.....	☐	☐	☐	☐
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?..	☐	☐	☐	☐
h. ... har ditt pengespill forårsaket økonomiske problemer for deg selv og din husholdning?.....	☐	☐	☐	☐
i. ... har du hatt dårlig samvittighet i forbindelse med hvordan du spiller og hva som skjer når du spiller?.....	☐	☐	☐	☐

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

	Aldri	Sjeldnere enn en gang per måned	Omtrent månedlig	Omtrent ukentlig	Omtrent daglig
a. ... stasjonær datamaskin?.....	☐	☐	☐	☐	☐
b. ... bærbar datamaskin?.....	☐	☐	☐	☐	☐
c. ... nettbrett?.....	☐	☐	☐	☐	☐
d. ... mobiltelefon?.....	☐	☐	☐	☐	☐

--	--	--	--	--

11. 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).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
b. Internett-skrapelodd Flax (fra Norsk Tipping).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
c. Skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
d. Bingo i et bingo lokale	☐	☐	☐	☐	☐	☐
e. Databingo i et bingo lokale	☐	☐	☐	☐	☐	☐
f. Belago i et bingo lokale (på Norsk Tipping sine terminaler)	☐	☐	☐	☐	☐	☐
g. Bingoria (bingospill på nett 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 (f.eks. V75, V5, dagens dobbel eller Vinner hos Norsk Rikstoto).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
o. Langodds og liveodds hos Norsk Tipping unntatt e-sportbetting	☐	☐	☐	☐	☐	☐
p. Odds- og liveodds hos andre enn Norsk Tipping.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
q. Tipping (Midtuke, Lørdags- eller Søndagskupong, pausetipping).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
r. Talls spill (f.eks. Lotto, Viking Lotto, Nabolaget, EuroJackpot, Keno, Joker, Extra, Postkodelotteriet).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
s. Private pokerspill eller andre private spill (f.eks. spillklubber, pokerlag).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
t. Pantelotteriet (Panto).....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
u. Fantasy hos Norsk Tipping.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
w. Fantasy hos andre spill selskap enn Norsk Tipping.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
x. E-sport betting hos Norsk Tipping.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
y. Andre spill; hvilke:	☐	☐	☐	☐	☐	☐

12. 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.....	☐	☐	☐	☐	☐
b. Øvre grense for innsats.....	☐	☐	☐	☐	☐
c. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor mye jeg har tapt.....	☐	☐	☐	☐	☐
d. Fortløpende tilbakemeldinger fra spillet på hvor lenge jeg har spilt.....	☐	☐	☐	☐	☐
e. Øvre grense for hvor mye en kan vinne.....	☐	☐	☐	☐	☐
f. At spillet har en forhåndsbestemt grense for hvor mye jeg kan tape.....	☐	☐	☐	☐	☐

8345468569

3



--	--	--	--	--

12(forts). Følgende faktorer hjelper meg eller ville hjulpet meg med å regulere mitt pengespillforbruk:

	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig
g. At jeg på forhånd kan sette en grense i spillet for hvor mye jeg kan tape.....	☐	☐	☐	☐	☐
h. At jeg på forhånd kan stille inn spillet på en grense for hvor lenge jeg kan spille.....	☐	☐	☐	☐	☐
i. At jeg kan gi beskjed til spillet om å stenge meg ute for en bestemt periode.....	☐	☐	☐	☐	☐
j. At jeg via spillet kan teste meg og få tilbakemelding på om jeg har spillproblemer.....	☐	☐	☐	☐	☐
k. At spillselskapet ringer meg og samtaler om spillatferden min	☐	☐	☐	☐	☐

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

- | | | |
|---|---|---|
| ☐ For spenning | ☐ For moro | ☐ For å vinne |
| ☐ For å teste egne ferdigheter | ☐ For å forbedre økonomien | ☐ For å ta igjen tidligere tap |
| ☐ For å glemme problemer | ☐ For å støtte en god sak | ☐ Tidsfordriv |
| ☐ Gir en rusfølelse | ☐ Sosialt | ☐ Vet ikke |
| ☐ Annet: _____ | | |

14. Vennligst ta i betraktning din pengespilling de 12 siste måneder når du skal svare på de følgende spørsmålene:

	Ingen påvirkning	Liten påvirkning	Noe påvirkning	Moderat påvirkning	Betydelig påvirkning
1: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på din økonomiske trygghet i løpet av denne tiden?.....	☐	☐	☐	☐	☐
2: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på dine personlige relasjoner (familie, venner, ektefelle, partner, etc.) i løpet av denne tiden?.....	☐	☐	☐	☐	☐
3: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på ditt emosjonelle eller psykologiske velvære i løpet av denne tiden?.....	☐	☐	☐	☐	☐
4: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på din fysiske eller mentale helse i løpet av denne tiden?	☐	☐	☐	☐	☐
5: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på din arbeids- eller studieprestasjon i løpet av denne tiden?.....	☐	☐	☐	☐	☐
6: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på ditt kulturelle eller religiøse fellesskap i løpet av denne tiden (for eksempel, følt mindre tilknyttet eller bidratt mindre til ditt kulturelle/religiøse fellesskap).....	☐	☐	☐	☐	☐
7: I hvilken grad har pengespilling hatt negativ påvirkning på din lovlighet i løpet av denne tiden (for eksempel, tatt penger eller gjenstander fra venner eller familie uten å spørre først).....	☐	☐	☐	☐	☐



--	--	--	--	--

15. 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?.....	☐	☐	☐	☐	☐
b. ... sett reklame for pengespill på internett?.....	☐	☐	☐	☐	☐
c. ... sett reklame for pengespill i aviser?.....	☐	☐	☐	☐	☐
d. ... sett reklame for pengespill i butikker?.....	☐	☐	☐	☐	☐
e. ... mottatt direkte reklame (sms, epost, telefon)?.....	☐	☐	☐	☐	☐

16. 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?.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
b. ... sett reklame fra utenlandske spillerselskap (som Unibet, Betsson, Comeon, Betsafe, Mr. Green, Norgesautomaten o.l.)?.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐

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

17. Gjennom hjelpemidler som tilbys av pengespillerselskap, 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?.....	☐	☐	☐
b. Satt meg på tidsbegrenset pause fra ett eller flere spill?.....	☐	☐	☐
c. Utestengt meg permanent fra ett eller flere spill?.....	☐	☐	☐
d. Testet meg hos et pengespillerselskap (f.eks. på nettsiden) for å se om jeg kan ha et spilleproblem?.....	☐	☐	☐
e. Bedt om eller lastet ned mitt spilleregnskap fra et pengespillerselskap (som viser økonomisk oversikt over spillingen)?.....	☐	☐	☐
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?.....	☐	☐	☐
g. Kontaktet hjelpelinjen for spilleavhengige eller andre (selvhjelpsgrupper og/eller behandlere) pga.	☐	☐	☐
h. Overlatt styringen av min økonomi til andre (som partner eller foreldre) pga. mine pengespillproblemer?.....	☐	☐	☐

18. Kryptovaluta

Har du i løpet av det siste året kjøpt kryptovaluta som en ren investering? Hvis ja, angi omtrent hvor mye du har kjøpt for i norske kroner.

Nei	1-1000 kr	1001-5000 kr	5001-10000 kr	10001-25000 kr	25001-50000 kr	Mer enn 50000 kr
☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Har du i løpet av det siste året kjøpt kryptovaluta til andre formål enn investering? For eksempel til betaling eller pengeoverføring (ikke til pengespill). Hvis ja, angi omtrent hvor mye du har kjøpt for i norske kroner.

Nei	1-1000 kr	1001-5000 kr	5001-10000 kr	10001-25000 kr	25001-50000 kr	Mer enn 50000 kr
☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Har du i løpet av det siste året kjøpt kryptovaluta i forbindelse med pengespill hos utenlandske spillerselskap. Hvis ja, angi omtrent hvor mye du har kjøpt for i norske kroner.

Nei	1-1000 kr	1001-5000 kr	5001-10000 kr	10001-25000 kr	25001-50000 kr	Mer enn 50000 kr
☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐

9564468563

5



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.

19. Har du kjøpt lootbokser til deg selv eller andre det siste halvåret: ☐ Ja ☐ Nei, gå til spørsmål 24

	Ingen/ 0 kr	1- 500 kr	501- 1000 kr	1001- 2000 kr	2001- 5000 kr	Mer enn 5000 kr
20a. Hvor mye penger har du brukt på lootbokser til deg selv siste halvår?.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
20b. Hvor mye penger har du brukt på lootbokser til andre siste halvår?.....	☐	☐	☐	☐	☐	☐
	Helt uenig	Uenig	Verken enig eller uenig	Enig	Helt enig	
21. Forbruket mitt på lootbokser (til meg selv/andre) er så stort at det er et problem for meg	☐	☐	☐	☐	☐	

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

23. 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 sammenhengen). 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.

24. Har du spilt dataspill det siste halvåret: ☐ Ja ☐ Nei, du trenger ikke svare på spørsmål 25

25. Hvor ofte i løpet av siste halvår

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



Tabell. Antall (av totalt 7 386) som svarte på spørsmålet om deltakelse i pengespill som også svarte på andre spørsmål (uvektet)

Variabel		Antall respondenter som har besvart	Prosentandel besvart
Kjønn		7 386	100.0%
Alder		7 386	100.0%
Sivil status		7 350	99.5%
Antall hjemmeboende barn		7 364	99.7%
Inntekt		7353	99.6%
Utdanning		7375	99.9%
Yrkesstatus		7349	99.5%
Fødested		7381	99.9%
Deltakelse i pengespill		7 386	100.0%
EGAQ a	†	4 558	98.6%
EGAQ b	†	4 569	98.9%
EGAQ c	†	4 559	98.7%
EGAQ d	†	4 560	98.7%
EGAQ e	†	4 576	99.0%
EGAQ f	†	4 548	98.4%
EGAQ g	†	4 540	98.2%
EGAQ h	†	4 561	98.7%
EGAQ i	†	4 565	98.8%
CPGI a	†	4 598	99.5%
CPGI b	†	4 589	99.5%
CPGI c	†	4 589	99.5%
CPGI d	†	4 589	99.5%
CPGI e	†	4 589	99.5%
CPGI f	†	4 589	99.5%
CPGI g	†	4 589	99.5%
CPGI h	†	4 589	99.5%
CPGI i	†	4 589	99.5%
Spilt pengespill på internett via stasjonær datamaskin	†	4 427	95.8%
Spilt pengespill på internett via bærbar datamaskin	†	4 425	95.8%
Spilt pengespill på internett via nettbrett	†	4 433	95.9%
Spilt pengespill på internett via mobiltelefon	†	4 550	98.5%
Spilt skrapelodd på papir (ikke internett)	†	4 544	98.3%
Spilt internett-skrapelodd Flax (fra Norsk Tipping)	†	4 531	98.1%
Spilt skrapelodd på internett (ikke Norsk Tipping)	†	4 529	98.0%
Spilt bingo i bingolokalet	†	4 535	98.1%
Spilt databingo i et bingolokale	†	4 537	98.2%
Spilt Belago i et bingolokale (på Norsk Tippings terminaler)	†	4 536	98.2%
Spilt Bingoria (bingospill på nett fra Norsk Tipping)	†	4 537	98.2%
Spilt bingo på internett (ikke Norsk Tipping)	†	4 533	98.1%
Spilt spilleautomater i en kiosk eller annet lokale (Multix)	†	4 536	98.2%
Spilt pengespill på båt/ferge mellom Norge og utlandet	†	4 538	98.2%
Spilt poker på internett	†	4 535	98.1%
Spilt KongKasino (kasinospill på nett fra Norsk Tipping)	†	4 533	98.1%
Spilt spilleautomater eller annet kasinospill på internett (ikke Norsk Tipping)	†	4 533	98.1%
Spilt på hester	†	4 531	98.1%
Spilt langodds og liveodds hos Norsk Tipping	†	4 524	97.9%
Spilt odds eller liveodds hos andre enn Norsk Tipping	†	4 503	97.4%
Spilt tipping	†	4 517	97.7%
Spilt tallspill	†	4 576	99.0%
Spilt private pokerspill eller andre private spill	†	4 528	98.0%
Spilt pantelotteriet (Panto)	†	4 542	98.3%
Spilt Fantasy hos Norsk Tipping	†	4 534	98.1%
Spilt Fantasy hos andre enn Norsk Tipping	†	4 536	98.2%



Spilt E-sport betting hos Norsk Tipping	†	4 536	98.2%
Spilt andre spill (hvilke)	†	4 350	94.1%
Syn spillansvarlighetsverktøy a	†	4 542	98.3%
Syn spillansvarlighetsverktøy b	†	4 527	98.0%
Syn spillansvarlighetsverktøy c	†	4 525	97.9%
Syn spillansvarlighetsverktøy d	†	4 529	98.0%
Syn spillansvarlighetsverktøy e	†	4 529	98.0%
Syn spillansvarlighetsverktøy f	†	4 521	97.8%
Syn spillansvarlighetsverktøy g	†	4 447	96.2%
Syn spillansvarlighetsverktøy h	†	4 439	96.1%
Syn spillansvarlighetsverktøy i	†	4 435	96.0%
Syn spillansvarlighetsverktøy j	†	4 434	96.0%
Syn spillansvarlighetsverktøy k	†	4 432	95.9%
Motiv spille; for spenning	†	4 612	99.8%
Motiv spille; for å teste egne ferdigheter	†	4 611	99.8%
Motiv spille; for å glemme problemer	†	4 610	99.8%
Motiv spille; gir rusfølelse	†	4 610	99.8%
Motiv spille; for moro	†	4 613	99.8%
Motiv spille; for å forbedre økonomien	†	4 611	99.8%
Motiv spille; for å støtte en god sak	†	4 613	99.8%
Motiv spille; sosialt	†	4 612	99.8%
Motiv spille; for å vinne	†	4 617	99.9%
Motiv spille; for å ta igjen tidligere tap	†	4 610	99.8%
Motiv spille; tidsfordriv	†	4 610	99.8%
Motiv spille; vet ikke	†	4 610	99.8%
Motiv spille; annet	†	4 610	99.8%
Pengespillrelatert skade; økonomi	†	4 483	97.0%
Pengespillrelatert skade; relasjoner	†	4 477	96.9%
Pengespillrelatert skade; velvære	†	4 474	96.8%
Pengespillrelatert skade; helse	†	4 477	96.9%
Pengespillrelatert skade; arbeid/studier	†	4 463	96.6%
Pengespillrelatert skade; kultur	†	4 476	96.9%
Pengespillrelatert skade; juridisk/legalt	†	4 475	96.8%
Sett reklame pengespill; TV		7 198	97.5%
Sett reklame pengespill; internett		7 137	96.6%
Sett reklame pengespill; aviser		7 100	96.1%
Sett reklame pengespill; butikker		7 129	96.5%
Mottatt direkte reklame		7 130	96.5%
Mange dager sett reklame for Norsk Tipping eller Rikstoto		7 195	97.4%
Mange dager sett reklame for utenlandske spillsselskap		7 168	97.0%
Brukt spillansvarlighetsverktøy a		7 153	96.8%
Brukt spillansvarlighetsverktøy b		7 130	96.5%
Brukt spillansvarlighetsverktøy c		7 120	96.4%
Brukt spillansvarlighetsverktøy d		7 128	96.5%
Brukt spillansvarlighetsverktøy e		7 126	96.5%
Brukt spillansvarlighetsverktøy f		7 127	96.5%
Brukt spillansvarlighetsverktøy g		7 126	96.5%
Brukt spillansvarlighetsverktøy h		7 128	96.5%
Kryptovaluta; investering		7 192	97.4%
Kryptovaluta; andre formål		7 179	97.2%
Kryptovaluta; pengespill		7 174	97.1%
Kjøpt lootbokser siste 6 mnd		7 134	96.6%
Hvor mye penger brukt på lootbokser til deg selv	‡	4 27	99.1%
Hvor mye penger brukt på lootbokser til andre	‡	4 27	99.1%
Forbruk på lootbokser så stort at det er et problem	‡	4 27	99.1%
Løyet om hvor mye penger brukt på lootbokser	‡	4 28	99.3%
Brukt mer penger på lootbokser enn egentlig hadde tenkt	‡	4 29	99.5%
Spilt dataspill siste 6 måneder		7 287	98.7%
GASA a	#	2 724	100.0%



GASA b	#	2 724	100.0%
GASA c	#	2 724	100.0%
GASA d	#	2 724	100.0%
GASA e	#	2 724	100.0%
GASA f	#	2 724	100.0%
GASA g	#	2 724	100.0%

† Kun de som hadde deltatt i pengespill (n=4 621) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

‡ Kun de som hadde kjøpt lootbokser (n= 431) ble bedt om å besvare disse spørsmålene

Kun de som hadde deltatt i dataspill (n=2 725) ble bedt om å besvare disse spørsmålene