

Masterscriptie

De kansen onthuld

Een kwantitatief onderzoek naar de legalisering van online kansspelen in Nederland

21-8-2023

Wouter Baljet



rijksuniversiteit
groningen

Informatiepagina

Engelstalige titel	Unveiling the odds: a quantitative study of the legalization of online gambling in the Netherlands
Naam	Wouter Baljet
Begeleider	Dr. J.G. (Jaap) Nieuwenhuis
Referent	Prof. dr. B.J.M. (Nardi) Steverink
Maand en jaar	Augustus, 2023
Opleiding	Master Sociologie
Route	Criminaliteit en Veiligheid
Instelling	Rijksuniversiteit Groningen
Faculteit	Gedrags- en Maatschappijwetenschappen
Studentnummer	S4998545

Abstract

Met de inwerkingtreding van de Wet Kansspelen op Afstand (Koa) werd het vanaf 1 oktober 2021 mogelijk om in Nederland online kansspelen aan te bieden. Vanaf dat moment mochten aanbieders ook reclame maken voor online kansspelen, met als doel de huidige online kansspeldeelnemers van het illegale naar het gereguleerde legale aanbod te leiden. Voorafgaand aan de legalisering van online kansspelen hebben verschillende Eerste en Tweede Kamerleden hun zorgen geuit met betrekking tot het reclamebeleid. Reclames mogen namelijk niet gericht worden op kwetsbare groepen, waaronder jongeren tot 24 jaar. Bestaande inzichten uit andere Europese landen laten zien dat er verschillen bestaan in de invloed op het aantal deelnemers na de legalisering van online kansspelen. In sommige landen werd een toename van het aantal deelnemers en probleemspelers geconstateerd, terwijl dit in andere landen minder het geval was. Het is nog onduidelijk in hoeverre het legaliseren van online kansspelen in Nederland leidt tot een toename van het aantal deelnemers. Hierom luidt de centrale vraag: *‘wat is de te verwachten invloed van de legalisering van online kansspelen op het aantal online kansspeldeelnemers in Nederland?’* Om deze vraag te beantwoorden is er op basis van een secundaire dataset met 2906 respondenten, aan de hand van logistische regressieanalyses onderzocht hoe groot de kans is dat men gaat deelnemen aan online kansspelen naarmate men blootgesteld is aan kansspelreclames, en of de invloed van reclames groter was voor jongeren dan voor volwassenen. Deze twee analyses zijn ook uitgevoerd per type online kansspel op basis van een grotere steekproef met 4380 respondenten. Verder is onderzocht in hoeverre het aantal deelnemers aan online kansspelen verschilde in de periode voorafgaand aan de coronamaatregelen en tijdens de coronamaatregelen, toen er beperkingen voor casino's en speelhallen golden. De uitkomsten van het kwantitatieve onderzoek laten zien dat naarmate men meer blootgesteld is aan reclames voor kansspelen, men sneller geneigd is deel te nemen aan online kansspelen. De impact van reclame op deelname aan online kansspelen was het sterkst bij krasloten en het wedden op paardenraces. De invloed van reclame was echter niet groter voor jongeren ten opzichte van ouderen. Wel blijkt dat jongeren over het algemeen sneller geneigd zijn om deel te nemen aan online kansspelen. Ten slotte, toen er beperkende coronamaatregelen golden voor fysieke kansspelen in casino's en speelhallen, was er juist een afname in online kansspeldeelname, met uitzondering van online bingo en sportweddenschappen. Op basis van dit onderzoek concluderen we dat de legalisering van online kansspelen in Nederland zal leiden tot een toename van het aantal online kansspeldeelnemers.

Voorwoord

Beste lezer,

voor u ligt mijn Masterscriptie ‘De kansen onthuld: een kwantitatief onderzoek naar de legalisering van online kansspelen in Nederland’ welke ik heb geschreven in het kader van mijn afstuderen voor de Master Sociologie. Dit onderzoek is uitgevoerd in de periode van februari tot en met augustus 2023. Het grootste deel van deze periode heb ik stage gelopen bij Breuer&Intraval. Gedurende mijn stage heb ik al veel kunnen werken aan dit onderzoek.

Ik wil graag een aantal mensen bedanken dat heeft bijgedragen aan het afstudeertraject. Ten eerste wil ik mijn begeleiders bij Breuer&Intraval, Annelies Kruize en Irene Schoonbeek bedanken. Zij hebben mij van waardevolle feedback voorzien. Ook hebben ze mij de mogelijkheid gegeven om voor dit onderzoek gebruik te maken van bestaande data afkomstig van de organisatie. Ten tweede wil ik mijn scriptiebegeleider Jaap Nieuwenhuis bedanken voor zijn begeleiding, feedback en suggesties met betrekking tot de statistische analyses. Verder wil ik Nardi Steverink bedanken die gedurende het onderzoek als referent heeft gefungeerd en waardevolle suggesties heeft gedaan. Daarnaast wil ik ook alle collega’s bij Breuer&Intraval bedanken. Ik heb veel van hen geleerd over het onderzoeksvak. Tot slot gaat mijn dank uit naar mijn familie, vrienden en vriendin voor hun betrokkenheid en interesse gedurende het proces.

Tijdens de uitvoering van mijn afstudeeronderzoek heb ik veel geleerd over het actuele onderwerp ‘online gokken’. Na mijn stage kreeg ik de kans om op projectbasis mee te werken aan het vooronderzoek van de evaluatie van de Wet Kansspelen op Afstand. Dit was zeer leerzaam en heeft ook bijgedragen aan het succesvol afronden van dit onderzoek.

Ik wens u veel leesplezier toe!

Wouter Baljet

Groningen, 18 augustus 2023.

Inhoudsopgave

Informatiepagina	2
Abstract	3
Voorwoord	4
Inhoudsopgave.....	5
Tabellen	6
Figuren	6
1 Inleiding.....	7
1.1 Kansspeldeelname Nederland	7
1.2 Risico's kansspeldeelname	8
1.3 Aanleiding voor het onderzoek	8
1.4 Bestaande inzichten legalisering online kansspelen	9
1.5 Probleem- en vraagstelling	11
1.6 Maatschappelijke relevantie	12
1.7 Wetenschappelijke relevantie	12
2 Theoretisch kader	13
2.1 De barrière voor deelname aan online kansspelen	13
2.2 Invloedrijke factoren	15
2.3 Conceptueel model	16
3 Methoden.....	17
3.1 Data	17
3.2 Operationalisering	17
3.2.1 Deelname aan online kansspelen.....	17
3.2.2 Deelname aan verschillende typen online kansspelen.....	17
3.2.3 Deelname aan online kansspelen vóór en tijdens corona	19
3.2.4 Blootstelling aan kansspelreclames	19
3.2.5 Leeftijd	20
3.2.6 Controlevariabelen	20
3.3 Analyseplan.....	22
4 Resultaten	24
4.1 Descriptieve statistieken.....	24
4.2 Bivariate statistieken	26
4.3 Multivariate analyse	27
4.3.1 Hypothese 1	27

4.3.2	Hypothese 2	29
4.3.3	Modevaluatie	30
4.3.4	Assumpties logistische regressie	30
4.3.5	Multivariate analyses per online kansspel	32
4.4	Chi-kwadraattoetsen	34
4.4.1	Hypothese 3	34
5	Conclusie en discussie	36
5.1	Bestaande inzichten	36
5.2	Conclusie	36
5.3	Beperkingen onderzoek	38
5.4	Aanbevelingen voor beleid	38
5.5	Aanbevelingen voor vervolgonderzoek	39
6	Literatuurlijst	40
Bijlagen		44
Bijlage I Literatuuronderzoek		45
Bijlage II Totstandkoming variabelen		50
Bijlage III Analyseresultaten		73
Bijlage IV Controle assumpties		85

Tabellen

Tabel 1	Europese landen legalisering online kansspelen	9
Tabel 2	Descriptieve statistieken	25
Tabel 3	Correlaties	26
Tabel 4	Logistische regressie deelname aan online	27
Tabel 5	Logistische regressie deelname aan de verschillende typen online kansspelen	32

Figuren

Figuur 1	Conceptueel model van de te toetsen hypothesen	16
Figuur 2	Deelname aan online kansspelen vóór en tijdens de coronamaatregelen	35

1 Inleiding

Op 1 april 2021 is de Wet Kansspelen op Afstand (Koa) in werking getreden. Vanaf dat moment is het mogelijk een vergunning aan te vragen bij de Kansspelautoriteit (Ksa) voor het organiseren van online kansspelen in Nederland. Een half jaar later, op 1 oktober 2021 is de markt voor legale online kansspelen in Nederland geopend. Met de invoering van de Wet Koa wordt beoogd kansspelverslaving te voorkomen en witwassen, fraude en andere vormen van criminaliteit tegen te gaan om zo de consument te kunnen beschermen. Om dit te realiseren wordt het toegestane aanbod aan de hand van strikte regelgeving gereguleerd (Kruize et al., 2021).

Het directe gevolg van de legalisatie van online kansspelen was voor veel mensen zichtbaar. Zo waren er vanaf 1 oktober 2021 grote hoeveelheden gokreclames te zien in de reclameblokken op de televisie als ook op websites en in openbare ruimten (NOS, 2022). Het tonen van gokreclames heeft als doel mensen kennis te laten nemen van het legale online kansspelaanbod. Het legale aanbod moet dusdanig attractief zijn dat het overgrote deel van de bestaande online kansspeldeelnemers gebruik gaat maken van dit gereguleerde legale aanbod in plaats van het illegale aanbod. Dit beleid wordt kanalisatie genoemd. Hier zijn echter regels aan verbonden. Zo mogen kansspelaanbieders hun reclames niet richten op kwetsbare groepen mensen zoals jongeren tot 24 jaar, mensen met psychische problemen, mensen met een verstandelijke beperking en mensen met gokproblemen (Ksa, z.d.; Kruize et al., 2021).

In 2024 wordt de Wet Koa geëvalueerd. Aan de hand van de evaluatie kan inzichtelijk worden gemaakt in hoeverre het openstellen van de online kansspelmarkt heeft geleid tot het behalen van de doelstellingen: voorkomen van verslaving, criminaliteit en het beschermen van de consument. In 2021 is er een nulmeting uitgevoerd die als basis fungeert voor de evaluatie van de Wet Koa. Deze meting heeft plaatsgevonden voorafgaande aan de openstelling van de online markt. Hij heeft in kaart gebracht welke maatregelen kansspelaanbieders treffen om verslaving te voorkomen en criminaliteit tegen te gaan. Daarnaast is met deze meting inzicht verkregen in het aantal deelnemers aan de verschillende kansspelen in Nederland (Ministerie van Justitie en Veiligheid, 2021).

1.1 Kansspeldeelname Nederland

In Nederland kunnen we de deelname aan kansspelen zien als een maatschappelijk geaccepteerd fenomeen. In 2021 hebben er tussen de 8.9 en de 9.6 miljoen Nederlanders deelgenomen aan kansspelen. Het merendeel neemt deel aan een loterij (56%). Een kleiner deel koopt krasloten (19%), speelt bingo (6%) of wedt op sportwedstrijden (5%). Maar ook wordt er gespeeld op speelautomaten (5%), wordt er deelgenomen aan casinospelen (4%), speelt men poker (3%) en wordt er gewed op paardenraces (1%). Verder was er in 2021 ook sprake van illegale deelname aan online kansspelen. Er werd voornamelijk deelgenomen aan online bingo (4%) en speelautomaten (3%). Hoewel er in Nederland naar schatting door de overgrote meerderheid van de deelnemers recreatief wordt gespeeld

(8.4 - 8.9 miljoen) is er ook sprake van een groep risicospelers (294 - 431 duizend) en probleemspelers (162 - 269 duizend) (Kruize et al., 2021). Het onderscheid tussen de laatste twee groepen ligt in het feit dat risicospelers doorgaans lichte problemen met betrekking tot gokken ervaren, terwijl probleemspelers personen zijn die ernstige problemen als gevolg van gokken ondervinden en professionele hulp nodig hebben (Ferris & Wynne, 2001).

1.2 Risico's kansspeldeelname

Mensen met een kansspelverslaving ontwikkelen vaak diverse problemen. Ze bouwen financiële schulden op en zijn minder arbeidsproductief. Dit kan leiden tot problemen op het werk. Daarnaast krijgen mensen met een kansspelverslaving ook vaak te maken met problemen in hun sociale netwerk (e.g. verslechtering band met familie, vrienden, echtgenoot) en hebben ze last van stress en lichamelijke klachten wat van negatieve invloed is op het welbevinden (Jellinek, 2021). Ook is er bij mensen met een kansspelverslaving vaak sprake van co-morbiditeit. Dit houdt in dat zij naast hun gokproblematiek andere problemen hebben zoals overmatig middelengebruik en psychische problemen (Dowling et al., 2015). Het Landelijk Alcohol en Drugs Informatie Systeem (Ladis) rapporteert dat er in 2021 1.887 hulpvragers voor gokproblematiek waren (Wisselink et al., 2023). De gemiddelde tijd die verstrijkt tussen de eerste problematische gokervaring en de vraag naar hulp is vijf jaar (Tavares et al., 2001).

1.3 Aanleiding voor het onderzoek

Bekend is dat er bepaalde groepen mensen in de samenleving kwetsbaarder zijn voor de gevolgen van kansspelen dan anderen. Namelijk, jongeren en jongvolwassenen (Gupta & Derevensky, 1998; Hardoon et al., 2002), mensen met een lichtverstandelijke beperking (Hammink & Schrijvers, 2012) en mensen met een lage sociaaleconomische status (Welte et al., 2001). Er wordt verondersteld dat deze groepen mensen meer risico lopen op een kansspelverslaving en financiële problemen door de legalisering van online kansspelen.

Om kansspelverslaving te voorkomen is in de Wet Koa een aantal regels vastgelegd met betrekking tot reclames voor kansspelen. Online kansspelaanbieders mogen hun reclames niet richten op maatschappelijk kwetsbare personen zoals minderjarigen en personen die risicovol speelgedrag vertonen. Ook mogen reclames niet gericht worden op mensen in de leeftijdscategorie 18 tot 24 jaar. Verder mag een aanbieder met zijn reclames niet aanzetten tot onmatige deelneming aan kansspelen. Dit houdt in dat niet de indruk mag worden gewekt dat deelneming aan kansspelen een oplossing kan vormen voor financiële of andere persoonlijke problemen. Tenslotte mogen de gevolgen van onmatige deelneming in de reclames niet gebagatelliseerd worden aldus het Besluit werving, reclame en verslavingspreventie kansspelen (Staatsblad 2013, 231).

Voorafgaande aan de legalisering hebben verschillende leden van de Eerste en Tweede Kamer hun zorgen geuit over het reclamebeleid met betrekking tot online kansspelen (Kamerstuk 24557-168). Zo

vroegen ze extra aandacht voor deelname van jongeren en jongvolwassenen aan kansspelen en het effect van reclame op deze groep (Kamerstuk 24557-168).

1.4 Bestaande inzichten legalisering online kansspelen

In veel Europese landen was het aanbieden van online kansspelen eerder niet toegestaan. Vervolgens werd het verbod in deze landen vaak stapsgewijs opgeheven. Veel van deze landen zijn Nederland voorgegaan met het legaliseren van online kansspelen, zie tabel 1 (De Bruin & Labree, 2014). Op basis van de inzichten uit andere Europese landen kan er een inschatting worden gemaakt over de mate waarin het legaliseren van online kansspelen in Nederland van invloed zal zijn op het aantal kansspeldeelnemers en risicospelers (i.e. extrapoleren). Voor het extrapoleren van de gegevens uit Europese landen naar Nederland dient er een zekere mate van vergelijkbaarheid te zijn tussen de landen.

Tabel 1 Europese landen die zijn overgegaan tot legalisering online kansspelen (De Bruin & Labree, 2014)

<i>Legalisering</i>	<i>Land</i>
1996	Finland
1998	Oostenrijk
2001	Italië
2002	Noorwegen, Zweden
2003	Denemarken, Letland, Ierland
2004	Malta
2005	Verenigd Koninkrijk, Slowakije
2007	Slovenië
2008	Tsjechië
2010	Frankrijk, Estland, Kroatië
2011	België, Spanje, Griekenland, Polen, Roemenië
2012	Bulgarije, Cyprus
2013	Hongarije
2015	Portugal
2016	Litouwen
2019	Zwitserland
2021	Nederland, Duitsland, Luxemburg

De Bruin & Labree (2014) hebben op basis van drie criteria geïnventariseerd welke Europese landen op het gebied van online kansspelen te vergelijken zijn met Nederland. De criteria luiden als volgt: online kansspelen moeten al geruime tijd gelegaliseerd zijn, het land dient qua gokcultuur en wet- en regelgeving te vergelijken zijn met Nederland en er dienen landelijke prevalentiecijfers beschikbaar te zijn over kansspeldeelnemers en verslaafden. Op basis van deze criteria zijn vier landen naar voren

gekomen die situationeel goed te vergelijken zijn met Nederland. Dit zijn Italië, Noorwegen, het Verenigd Koninkrijk en Denemarken.

De Bruin & Labree (2014) concluderen dat in deze vier landen niet kan worden uitgesloten dat de legalisatie van online kansspelen heeft geleid tot een toename van het aantal deelnemers aan online kansspelen. In Italië is geen duidelijk verband te zien tussen de legalisering van online kansspelen en een toename in het aantal kansspelverslaafden. In Noorwegen nam het aantal deelnemers aan online kansspelen in de jaren na de legalisering toe. Ondanks een toename in de deelname aan online kansspelen daalde de prevalentie kansspelverslaafden. In het Verenigd Koninkrijk verdubbelde de deelname aan online kansspelen in de periode van 2009 tot 2013 maar werd er een lichte daling in de prevalentie kansspelverslaafden waargenomen. In Denemarken werd een verband waargenomen tussen de toename van de uitgaven aan online kansspelen, de toename van het aantal probleemspelers en een lichte stijging van het aantal hulpvragers. De variaties in resultaten tussen de landen kunnen mogelijk toegeschreven worden aan beleidsinterventies die in bepaalde landen specifieke soorten kansspelen verbieden, evenals aan de introductie van minder verslavende vormen van kansspelen (De Bruin & Labree, 2014).

Om tot recente inzichten te komen over wat het effect van de legalisering van online kansspelen in andere Europese landen is, is er een systematische literatuurreview uitgevoerd. Echter, het aantal studies waarin dit effect is onderzocht blijkt beperkt te zijn. Uit drie databases zijn 395 verschillende artikelen opgehaald. Na het lezen van de titel en samenvatting van deze artikelen zijn op basis van diverse criteria 35 artikelen geschikt bevonden voor volledige tekstanalyse. Hierop zijn uiteindelijk drie artikelen in de review geïnccludeerd. Deze studies worden hieronder beschreven.¹

Een longitudinale kwalitatieve studie onder 48 Deense jongeren en jongvolwassenen met gokervaring toont aan dat er sinds de legalisering frequenter wordt deelgenomen aan online kansspelen. Dit komt door de eenvoudige toegankelijkheid en het grote aanbod van online kansspelen. Daarnaast blijkt dat het inzetten van “niet-tastbaar” geld en het hogere tempo bij online kansspelen leiden tot grotere uitgaven aan online kansspelen vergeleken met fysieke kansspelen. Sommige jongeren en jongvolwassenen ervaren de reclames die sinds de legalisering door kansspelaanbieders worden gemaakt als verleidend. Deze studie is uitgevoerd in de Deense regio Aalborg en om deze reden niet representatief voor de gehele populatie Deense jongeren en jongvolwassenen (Kristiansen & Trabjerg, 2017).

Volgens een kwalitatieve studie in het Verenigd Koninkrijk is online gokken al diep ingebed in de Britse cultuur (Torrance et al., 2021). Deze studie onder 62 Britse jongvolwassenen met gokervaring wijst uit dat reclames voor online kansspelen diverse negatieve effecten hebben. Meerdere

¹ De gedetailleerde uitvoering van de systematische literatuurreview is te raadplegen in bijlage I.

jongvolwassenen vinden de informatieboodschappen die aan de hand van reclames voor online gokken worden overgedragen misleidend. Daarnaast vinden enkele jongvolwassenen dat er met reclames voor online kansspelen wordt gefaciliteerd om deel te nemen aan online kansspelen. Bovendien beschouwen sommige jongvolwassenen het normaliseren van online kansspelen aan de hand van reclames als negatief (Torrance et al., 2021).

Een longitudinale kwantitatieve studie onder 28.251 inwoners uit Noorwegen, zowel met als zonder online gokervaring, toont aan dat de kans op deelname aan online kansspelen in de periode van 2005 tot 2018 is gestegen. De kans op gokdeelname op buitenlandse websites en deelname aan het gereguleerde online aanbod steeg respectievelijk van 3,6% tot 4,5% en van 0,7% tot 5,6%. De stijging was het sterkst voor de gereguleerde online kansspelen en wordt waarschijnlijk toegeschreven aan de uitbreiding van het gereguleerde online aanbod in 2014. In de hierop volgende periode van 2015 tot 2019 is het aantal problematische gokkers gestegen van 3,2% tot 4,5% (Pallesen et al., 2021).

De recente literatuur geeft inzicht in de mate waarin de legalisering van online kansspelen van invloed is op het speelgedrag van jongeren en jongvolwassenen in Denemarken en het Verenigd Koninkrijk. Daarnaast laat de literatuur zien in welke mate de legalisering van invloed is op de kans dat men gaat deelnemen aan online kansspelen in Noorwegen en wat het effect is op het aantal Noorse probleemspelers. Er is nog veel onduidelijk over de effecten van de legalisering en er is ook geen eenduidig effect tussen de landen geconstateerd. In Nederland is nog geen onderzoek gedaan naar de legalisering van online kansspelen. Dit brengt ons dan ook bij de probleem- en vraagstelling van het huidige onderzoek.

1.5 Probleem- en vraagstelling

Op dit moment is het nog onbekend in hoeverre het openstellen van de online kansspelmarkt invloed heeft op de toename van het aantal online kansspeldeelnemers in Nederland. Het doel van dit onderzoek is dan ook om inzicht te krijgen in hoeverre de legalisering van online kansspelen van invloed zal zijn op de deelname aan online kansspelen. Daarom luidt de hoofdvraag als volgt:

“wat is de te verwachte invloed van de legalisering van online kansspelen op het aantal online kansspeldeelnemers in Nederland?”

Dit onderzoek gaat dieper in op de mate waarin de neiging om deel te nemen aan online kansspelen zal worden beïnvloed op het moment dat online kansspelen gelegaliseerd zijn. Om deze reden wordt de volgende deelvraag geformuleerd:

“in hoeverre zal de barrière voor de deelname aan online kansspelen worden beïnvloed door het legaliseren van online kansspelen in Nederland?”

1.6 Maatschappelijke relevantie

Vóór de opening van de Nederlandse online kansspelmarkt in 2021 waren er naar schatting 162.000 tot 269.000 probleemspelers (Kruize et al., 2021). In datzelfde jaar zochten 1.887 personen hulp voor aan gokken gerelateerde problemen (Wisselink et al., 2023). Met de legalisatie van en de reclames voor online kansspelen kunnen mogelijk nieuwe deelnemers worden aangetrokken. Hieronder vallen ook deelnemers uit de groepen die als kwetsbaar zijn aangeduid. Onderzoek naar online kansspelen dient als naslagwerk voor beleidsopstellers die betrokken zijn bij de uitvoering van de Wet Koa. Het is voor hen van belang om geïnformeerd beleid te maken om de kwetsbare groepen in de maatschappij zo effectief mogelijk te beschermen tegen de risico's van online kansspelen. Ook dit onderzoek heeft als doel om beleidsopstellers die betrokken zijn bij de Wet Koa te informeren over de wijze waarop het legaliseren van online kansspelen invloed kan uitoefenen op het aantal deelnemers, waaronder jongeren en jongvolwassenen.

1.7 Wetenschappelijke relevantie

Het huidige onderzoek draagt op diverse vlakken bij aan de sociale wetenschap. De bestaande inzichten geven nog geen duidelijk beeld van de mate waarin de legalisering van online kansspelen invloed heeft op speelgedrag. In Europese landen zijn uiteenlopende effecten waargenomen na de legalisatie van online kansspelen (De Bruin & Labree, 2014; Kristiansen & Trabjerg, 2017; Torrance et al., 2021; Pallesen et al., 2021). In Nederland is er tot op heden nog geen onderzoek gedaan naar de mate waarin het legaliseren van online kansspelen invloed uitoefent op het deelnemersaantal. Bovendien is het in Nederland nog onbekend in hoeverre reclames voor kansspelen mensen beïnvloeden om deel te nemen aan online kansspelen. Bovendien is het onbekend of jongeren na blootstelling aan deze reclames sneller deelnemen dan volwassenen. Tot slot is het nog onbekend in hoeverre de deelname aan online kansspelen zich verhoudt tot de deelname aan fysieke kansspelen. Met dit onderzoek wordt beoogd deze lacunes in de wetenschap op te lossen.

2 Theoretisch kader

In dit hoofdstuk worden diverse theoretische inzichten gepresenteerd met betrekking tot online kansspelen. Er worden verschillende factoren en veronderstelde mechanismen beschreven die verband houden met de legalisering van online kansspelen en invloed uitoefenen op de barrière voor deelname aan online kansspelen.

2.1 De barrière voor deelname aan online kansspelen

In Nederland heeft een aantal factoren dat van invloed is op de deelname aan online kansspelen meer gewicht gekregen sinds de legalisering. Deze factoren zijn sinds de legalisering van online kansspelen in hogere mate aanwezig. Het gaat hierbij om reclame-uitingen, eenvoudige toegankelijkheid en toenemend gevarieerd aanbod van online kansspelen. We veronderstellen dat deze factoren de barrière voor deelname aan online kansspelen verlaagt. In deze paragraaf worden de veronderstelde mechanismen tussen deze factoren en de deelname aan online kansspelen beschreven.

Een eerste veronderstelling is dat de informatie die wordt overgebracht met kansspelreclames de zelfeffectiviteit van mensen beïnvloedt en daarmee de barrière om deel te nemen aan online kansspelen verlaagt. In kansspelreclames wordt vaak het beeld geschetst dat men zelf veel invloed heeft op het winnen van prijzen (Gunter, 2019). Informatieboodschappen als: “kennis is koning” en “het moment om het te maken was nog nooit zo dichtbij” kan mensen aanspreken en het idee geven dat zij zelf ook in staat zijn om prijzen te winnen. De zelfeffectiviteit van mensen wordt hierdoor vergroot, wat inhoudt dat mensen gaan geloven dat ze in bepaalde situaties succesvol kunnen zijn (Bandura, 1977). Wanneer mensen overtuigd raken van hun eigen bekwaamheid in het spelen van online kansspelen worden ze gemotiveerd om handelingen te verrichten die tot het succes leiden. Het vergroten van zelfeffectiviteit kan er dus toe leiden dat mensen een lagere barrière voor deelname aan online kansspelen ervaren en meer geneigd zijn om deel te nemen (Gunter, 2019).

Een tweede veronderstelling is dat mensen die vaak worden blootgesteld aan reclames voor kansspelen een lagere barrière voor deelname aan online kansspelen ervaren vanwege normalisering. Mensen die vaak reclames voor kansspelen zien of horen, bijvoorbeeld op de televisie, websites, de radio of tijdens sportevenementen, kunnen de deelname aan online kansspelen beschouwen als een sociaal geaccepteerde activiteit. In de reclames wordt het beeld geschetst dat heel veel mensen (online) gokken en dat dit een normale vrijetijdsbesteding is (Gunter, 2019). Wanneer mensen gedurende een langere periode aan deze reclames worden blootgesteld kunnen ze online kansspelen als ‘normaal’ gaan beschouwen. Op het moment dat online kansspelen zijn genormaliseerd wordt de barrière om deel te nemen aan deze kansspelen lager wat er toe leidt dat mensen sneller geneigd zijn deel te nemen aan online kansspelen (Deans et al., 2017; Newall et al., 2019). Uit de bovenstaande argumentaties volgt de eerste hypothese.

H1: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”*

We veronderstellen dat de invloed van gokreclames op de deelname aan online kansspelen groter is bij jongeren dan bij volwassenen. In de vroege adolescentie zijn de executieve functies in het brein van jongeren nog niet volledig ontwikkeld. Om deze reden is het voor jongeren moeilijker om de gevolgen van hun acties te overzien en zullen ze sneller risicovol- en sensatiezoekend gedrag vertonen (Blakemore & Choudhury, 2006). Jongeren zijn daarnaast ook gevoeliger voor de invloed van reclames (Emond & Griffiths, 2020). De combinatie van het vertonen van risicovol en sensatiezoekend gedrag en de hogere gevoeligheid voor reclames kan er toe leiden dat jongeren sneller deelnemen aan online kansspelen wanneer ze worden blootgesteld aan gokreclames. Bij volwassenen daarentegen zijn de executieve functies in het brein verder ontwikkeld wat hen in staat stelt lange termijn gevolgen van de deelname aan online kansspelen beter te overzien. Ook zijn volwassenen minder gevoelig voor reclames (Emond & Griffiths, 2020). Dit maakt dat de volwassenen minder snel deelnemen aan online kansspelen door de invloed van gokreclames. Uit de bovenstaande argumentatie volgt de tweede hypothese.

H2: *“jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.”*

Sinds de opening van de online kansspelmarkt op 1 oktober 2021 is het aantal bedrijven met een vergunning voor het aanbieden van online kansspelen gestegen van 10 naar 23 (Ksa, 2023). De toegenomen beschikbaarheid van online kansspelen heeft geleid tot een vereenvoudiging van de toegankelijkheid. Een eerste veronderstelling is dat mensen een lagere barrière voor deelname aan online kansspelen ervaren dan fysieke kansspelen door de eenvoudige toegankelijkheid. Aan online kansspelen kan men deelnemen met een smartphone of desktop. Wanneer mensen de website of app van de kansspelaanbieder bezoeken, kunnen zij deelnemen aan online kansspelen. De continue beschikbaarheid van online kansspelen maakt het te allen tijde mogelijk om deel te nemen. Bovendien stelt online gokken spelers in staat om ononderbroken meerdere spellen te spelen (Gainsbury et al., 2015; Ofori Dei et al., 2020). In tegenstelling tot online kansspelen is de toegankelijkheid van fysieke kansspelen lager. Zo is men voor deelname aan fysieke kansspelen aangewezen op een casino, café of speelhal. Daarnaast is men gebonden aan de openingstijden van desbetreffende aanbieder.

Een tweede veronderstelling is dat de barrière voor deelname aan online kansspelen lager is dan fysieke kansspelen vanwege een gebrek aan sociale controle. Wanneer mensen deelnemen aan online kansspelen kunnen ze dit bijvoorbeeld vanuit huis doen. Dit stelt men in staat om geïsoleerd en zonder sociale controle van anderen mensen deel te nemen aan online kansspelen (Boendermaker et al., 2015). Bij de deelname aan fysieke kansspelen is wel sociale controle aanwezig (González-Roz et al., 2017). Zo zijn er medespelers en medewerkers aanwezig. Bij sommige spellen is er sprake van

tussenkomst van een croupier. Door sociale controle die wordt uitgeoefend kan men een grotere barrière voor deelname aan fysieke kansspelen ervaren.

Momenteel is het onbekend hoe de barrière voor deelname aan online kansspelen zich verhoudt tot die van fysieke kansspelen. Wel kan worden onderzocht in hoeverre de barrière voor deelname aan fysieke kansspelen invloed heeft gehad op online kansspelen in een specifieke periode. In 2020 golden er in Nederland beperkende maatregelen voor casino's en speelhallen vanwege de coronapandemie. Holland Casino en speelautomaathallen waren in 2020 143 dagen gesloten en er golden op 151 dagen dat ze wel open waren beperkende maatregelen (Kruize et al., 2021). In deze periode is de barrière voor deelname aan fysieke kansspelen verhoogd. Door de beperkte mogelijkheid om deel te nemen aan fysieke kansspelen veronderstellen we dat meer mensen hebben deelgenomen aan (toen nog illegale) online kansspelen. Uit de bovenstaand argumentaties volgt de derde hypothese.

H3: *“de barrière voor deelname aan online kansspelen was lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden.”*

2.2 Invloedrijke factoren

Wetenschappelijk onderzoek wijst uit dat er mogelijke andere factoren van invloed zijn op de deelname aan (online) kansspelen en het ontwikkelen van problematisch speelgedrag. In dit onderzoek wordt gecontroleerd voor het effect van deze factoren.

Een eerste invloedrijke factor is sociaaleconomische status (SES). Iemands SES wordt bepaald op basis van het opleidingsniveau, de werksituatie en het inkomen (Miech & Hauser, 2001). Mensen met een lage SES zijn kwetsbaarder voor de risico's van kansspelen dan mensen met een hoge SES (De Bruin et al., 2006; Williams et al., 2012). Zo hebben mensen met een lage SES moeilijker toegang tot maatschappelijke hulpbronnen zoals een goede baan en een stabiel inkomen. Om deze reden zijn mensen met een lage SES minder goed in staat om financiële risico's te dragen, alsook de financiële risico's die gebonden zijn aan online kansspeldeelname (Welte et al., 2004). Mensen met een hoge SES hebben gemakkelijker toegang tot maatschappelijke hulpbronnen zoals een goede baan en een stabiel inkomen en zijn beter in staat financiële risico's te dragen (Miech & Hauser, 2001). Zij zijn ook beter in staat de financiële risico's te dragen die aan online kansspeldeelname gerelateerd zijn.

Een tweede invloedrijke factor is geslacht. Mannen nemen frequenter deel aan poker en casinospelen dan vrouwen (Kruize et al., 2021). Mannen spelen vaker op een speelautomaat en gokken vaker op sportwedstrijden (Kruize et al., 2021). Daarnaast nemen mannen op jongere leeftijd deel aan kansspelen dan vrouwen (McCormack et al., 2014). Ook nemen mannen vaker deel aan online kansspelen dan vrouwen (McCormack et al., 2014). We kunnen dan ook stellen dat geslacht van invloed kan zijn op online kansspeldeelname.

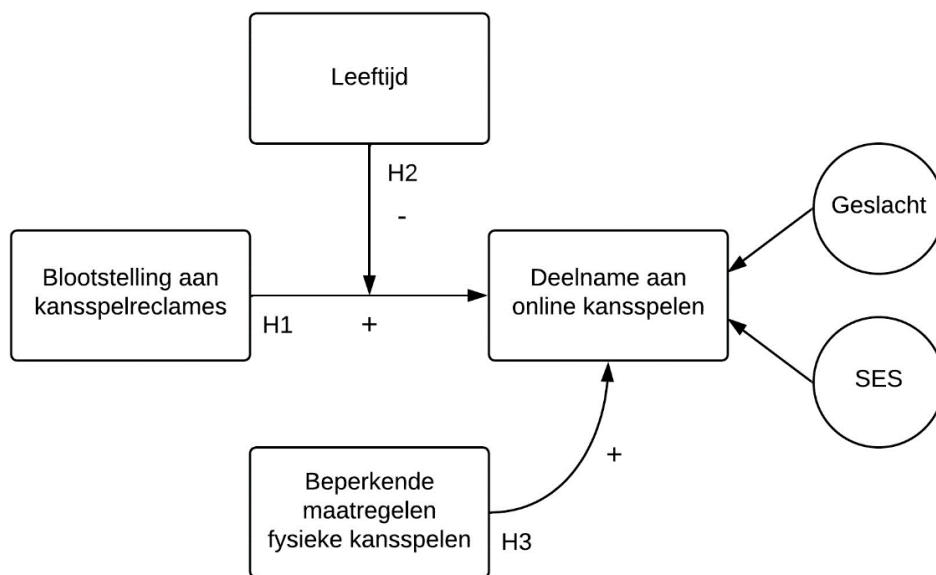
2.3 Conceptueel model

In figuur 1 is het conceptueel model van de te toetsen hypothesen te raadplegen.

H1: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”*

H2: *“jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.”*

H3: *“de barrière voor deelname aan online kansspelen was lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden.”*



Figuur 1 Conceptueel model van de te toetsen hypothesen

3 Methoden

In dit hoofdstuk worden de methoden beschreven die worden gebruikt voor het kwantitatieve onderzoek. Het hoofdstuk begint met een beschrijving van de data die worden gebruikt. Vervolgens wordt toegelicht hoe de concepten worden geoperationaliseerd tot variabelen. Ten slotte wordt het analyseplan beschreven waarmee de hypothesen zullen worden getoetst.

3.1 Data

In 2021 voerde onderzoeks- en adviesbureau Breuer&Intraval een nulmeting uit als basis voor de evaluatie van de Wet Koa. Deze nulmeting vond plaats vóór de legalisering van online kansspelen. Met deze meting werd inzicht verkregen in het aantal deelnemers aan verschillende kansspelen in Nederland (Ministerie van Justitie en Veiligheid, 2021). Om een representatief beeld te krijgen van de omvang van kansspeldeelname in Nederland, werd het Kantar-panel gebruikt. Het Kantar-panel is niet toegankelijk voor eigen aanmeldingen. Dit is gunstig voor de representativiteit ervan. Het panel bestaat uit ongeveer 140.000 personen waarvan 90.000 personen 18 jaar of ouder zijn. De panelsamenstelling is in lijn met de Nederlandse bevolkingssamenstelling. In april 2021 werd een online enquête uitgezet onder het panel waarbij Kantar 10.815 panelleden van 16 jaar en ouder benaderde. Van hen vulden 5.876 leden de enquête in. Dit komt overeen met een respons van 54%. Het beoogde aantal respondenten van 5.750 werd daarmee behaald (Kruize et al., 2021).

3.2 Operationalisering

Om de opgestelde hypothesen te kunnen toetsen met behulp van de bestaande data moeten de concepten tot variabelen worden geoperationaliseerd op basis van de vragen die in de vragenlijst zijn gesteld. Per concept zal worden toegelicht op welke wijze deze wordt geoperationaliseerd. Ook worden bewerkingen van de oorspronkelijk gestelde vragen toegelicht.

3.2.1 Deelname aan online kansspelen

Het concept ‘deelname aan online kansspelen’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Heeft u in de afgelopen twaalf maanden wel eens kansspelen via internet gespeeld?’’ Respondenten konden deze vraag beantwoorden met ja of nee. De antwoordcategorieën worden gehercodeerd als 1=ja en 0=nee. Deze afhankelijke variabele heeft 36,2% missende waarden. De missende waarden worden uit de data verwijderd.

3.2.2 Deelname aan verschillende typen online kansspelen

Aan de hand van verdere analyses wordt onderzocht wat de kans is dat mensen deelnemen aan de specifieke typen online kansspelen. Dit wordt onderzocht om inzicht te krijgen in mogelijke verschillen tussen de kansspelen. Voor elk online kansspel wordt een nieuwe afhankelijke variabele gecreëerd. De deelname aan de zeven typen kansspelen wordt gemeten aan de hand van zeven vragen.

Krasloten

‘Online krasloten kopen’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden een kraslot te hebben gekocht. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden een kraslot heeft gekocht?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘krasloten gekocht via een andere website/het internet (online krassen)’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 80,5% missende waarden.

Bingo

‘Deelname aan online bingo’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden bingo te hebben gespeeld. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden bingo heeft gespeeld?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘deelgenomen via het internet’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 93,3% missende waarden.

Speelautomaten

‘Online spelen op speelautomaten’ wordt gemeten met de vraag met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden op een speelautomaat te hebben gespeeld. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op een speelautomaat heeft gespeeld?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘deelgenomen via internet, bijvoorbeeld onlinefruitautomaten, eurocasino en fruitautomatenplaza’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 95,3% missende waarden.

Poker

‘Deelname aan online poker’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar poker kan worden gespeeld. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden poker heeft gespeeld?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘op internet’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 97,5% missende waarden.

Casinospelen

‘Deelname aan online casinospelen’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar casinospelen kunnen worden gespeeld. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden casinospelen heeft gespeeld?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘op internet’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 96,6% missende waarden.

Wedden op paardenraces

‘Online wedden op paardenraces’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar op paardenraces kan worden gewed. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op paardenraces heeft gewed?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘website Runnerz.nl’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 99,4% missende waarden.

Wedden op sportwedstrijden

‘Online wedden op sportwedstrijden’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar op sportwedstrijden kan worden gewed. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op sportwedstrijden heeft gewed?’’ Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘via website Toto.nl’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gehercodeerd naar 1=ja en 0=nee. Deze variabele heeft 95,2% missende waarden.

De reden voor het grote aantal ontbrekende waarden bij de verschillende typen kansspelen is dat mensen niet aan alle verschillende soorten kansspelen deelnemen. Respondenten die in de afgelopen 12 maanden niet hebben deelgenomen aan de bovenstaande kansspelen hoefden ook geen vragen te beantwoorden met betrekking tot de locatie waar ze het kansspel hebben gespeeld. Op basis hiervan is het gerechtvaardigd om de respondenten met missende waarden voor deze kansspelen te hercoderen als 0=nee. Oftewel niet deelgenomen aan het betreffende online kansspel.

3.2.3 Deelname aan online kansspelen vóór en tijdens corona

Om te onderzoeken in hoeverre de barrière voor deelname aan online kansspelen verschilt tussen de periode voor en tijdens de beperkende coronamaatregelen voor fysieke kansspelen wordt de volgende vraag gebruikt: ‘‘Hieronder worden verschillende kansspelen genoemd. Kunt u per kansspel aangeven of u daaraan de afgelopen twaalf maanden (de periode tijdens corona) en de 12 maanden daarvoor (zonder corona) heeft deelgenomen?’’ Respondenten konden per type online kansspel aangeven of ze wel of niet hadden deelgenomen in beide perioden. Dit resulteert in twee waarden per type online kansspel: het aantal deelnemers aan het kansspel in de 12 maanden vóór de coronamaatregelen en het aantal deelnemers aan het kansspel tijdens de coronamaatregelen.

3.2.4 Blootstelling aan kansspelreclames

Het concept ‘blootstelling aan kansspelreclames’ wordt gemeten aan de hand van twee vragen. De eerste vraag luidt: ‘‘Heeft u in de afgelopen zes maanden wel eens reclame gezien of gehoord voor (het spelen van) een kansspel?’’ De antwoordmogelijkheden voor deze vraag waren: ‘‘ja (1), nee (2), weet ik niet (3).’’ Als de respondent met nee of weet ik niet antwoordde diende de respondent de volgende vraag over te slaan. Om zowel de respondenten die wel als geen reclames hebben gezien of gehoord mee te nemen in deze variabele, worden alle antwoordcategorieën van deze vraag gecodeerd naar 0 en samengevoegd met de tweede vraag waarmee het concept wordt geoperationaliseerd.

De tweede vraag luidt: ‘‘Kunt u aangeven hoe vaak u in de afgelopen zes maanden reclame voor (het spelen van) een kansspel heeft gezien of gehoord op/in: sociale media (Facebook, Twitter, Instagram, TikTok en dergelijke), internet, televisie, radio, krant/ tijdschrift, folder, straat (bijvoorbeeld in bushokjes, posters), anders namelijk?’’ Respondenten hadden per categorie waar ze reclames kunnen tegenkomen de mogelijkheid aan te geven hoe vaak ze reclames op die wijze hebben gezien. De antwoordmogelijkheden per categorie waren: ‘‘nooit (1), zelden (2), soms (3), regelmatig (4), vaak (5).’’ Deze antwoordcategorieën waren als losse variabelen in de dataset opgenomen. Ten eerste worden per categorie de antwoordmogelijkheden gehercodeerd op de volgende wijze: 0=nooit, 1=zelden, 2=soms, 3=regelmatic, 4=vaak. Door een nul in de variabele te includeren wordt de constante lager waardoor deze eenvoudiger is te interpreteren. Vervolgens worden alle losse categorieën in de dataset gecombineerd. Aan deze combinatie wordt ook de voorgaande vraag toegevoegd.

De nieuwe variabele heeft een bereik van 0 tot 32, waarbij een lagere score duidt op een lagere mate van blootstelling aan gokreclames, terwijl een hogere score wijst op een hogere mate van blootstelling. De variabele heeft geen missende waarden.

3.2.5 Leeftijd

Het concept ‘leeftijd’ wordt gemeten aan de hand van de vraag: ‘‘Wat is uw leeftijd?’’ Respondenten konden hierbij hun leeftijd invullen. Deze variabele heeft geen missende waarden.

3.2.6 Controlevariabelen

Tijdens het uitvoeren van de analyses wordt gecontroleerd voor het effect van twee invloedrijke concepten. Het gaat om sociaaleconomische status en geslacht.

‘Sociaaleconomische status’ wordt geoperationaliseerd aan de hand van opleidingsniveau, inkomen en werksituatie. ‘Opleidingsniveau’ wordt gemeten aan de hand van de vraag: ‘‘Wat is uw hoogst genoten schoolopleiding die u met een diploma heeft afgerond?’’ Ter beantwoording van deze vraag diende de respondent een keuze te maken uit 8 antwoordsmogelijkheden. Deze liepen van (1) geen onderwijs/ basisonderwijs tot (7) HBO-/ WO-master of doctoraal. Ook konden respondenten kiezen voor categorie (8) weet ik niet/ wil ik niet zeggen. Deze laatste categorie is gehercodeerd als missende waarde. Verder is de schaal gecodeerd van 0 tot 6 om de constante beter te kunnen interpreteren. Naarmate respondenten een hogere categorie aangaven wil dat zeggen dat ze hoger zijn opgeleid. De vraag heeft 0,4% missende waarden. De missende waarden worden verwijderd.

‘Inkomen’ wordt gemeten aan de hand van de vraag: ‘‘Wat was in 2020 het gemiddelde netto maandinkomen van uw huishouden? Toelichting: uitkeringen, pensioengelden, alimentatie en dergelijke zijn ook inkomen.’’ Respondenten hadden op deze vraag 6 antwoordmogelijkheden. Deze liepen van (1) minder dan € 1.100 tot (5) meer dan € 3.350. Ook konden respondenten kiezen voor categorie (6) wil ik niet zeggen. De laatste categorie is gehercodeerd als missende waarde. Verder is de

schaal gehercodeerd van 0 tot 5 om de constante beter te kunnen interpreteren. Een hogere score impliceert een hoger inkomen. De vraag heeft 24,3% missende waarden welke uit de data worden verwijderd.

‘Werksituatie’ wordt gemeten aan de hand van de vraag: ‘Welke van de onderstaande situaties is het meest op u van toepassing? Toelichting: u kunt maar één antwoord aankruisen.’ De respondent had de keuze uit 11 antwoordcategorieën. Namelijk, (1) ik ben zelfstandig ondernemer, (2) ik heb een betaalde baan fulltime, (3) ik heb een betaalde baan parttime, (4) ik volg een studie/ opleiding, (5) ik ben huisvrouw/ huisman, (6) ik verricht vrijwilligerswerk, (7) ik ben werkloos, (8) ik ben arbeidsongeschikt, (9) ik ben met pensioen/ VUT, (10) anders, namelijk, (11) wil ik niet zeggen. Categorie 10 en 11 worden gehercodeerd als missende waarden. Verder is de schaal gecodeerd van 0 tot 8 om de constante beter te kunnen interpreteren. Er is bewust gekozen om de acht verschillende werksituaties niet te dummificeren, aangezien er geen specifiek onderzoek zal worden uitgevoerd naar de mate waarin verschillende typen werksituaties van invloed zijn op de deelname aan online kansspelen. Er wordt enkel gecontroleerd voor de invloed van de werksituaties. Deze variabele heeft 2,2% missende waarden welke uit de data worden verwijderd.

‘Geslacht’ wordt gemeten aan de hand van de vraag: ‘Bent u een man of een vrouw?’ Respondenten hadden bij deze vraag de keuze uit drie antwoordcategorieën. Namelijk, (1) man, (2) vrouw en (3) anders. Niemand heeft de derde antwoordcategorie “anders” aangegeven. De vraag heeft geen missende waarden.

3.3 Analyseplan

De deelvraag van dit onderzoek luidt: *“in hoeverre zal de barrière voor de deelname aan online kansspelen worden beïnvloed door het legaliseren van online kansspelen in Nederland?”* Er worden twee hypothesen getoetst door middel van kwantitatief onderzoek op twee niveaus. Op het eerste niveau onderzoeken we de invloed van de legalisatie op de barrière voor deelname aan online kansspelen in het algemeen. Op het tweede niveau onderzoeken we specifiek de invloed op deelname aan elk afzonderlijk online kansspel. Het onderzoek op het tweede niveau zal meer inzicht geven in de resultaten van het onderzoek op het eerste niveau. De hypothesen die op beide niveaus worden getoetst zijn:

H1: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”*

H2: *“jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.”*

Als eerste zullen de descriptieve en de bivariate statistieken worden beschreven om inzicht te krijgen in de verdeling van de variabelen en de onderlinge relaties tussen de betreffende variabelen. Na de controle van deze statistieken wordt er stapsgewijs een aantal logistische regressiemodellen geschat.

Het eerste model bevat enkel de controlevariabelen ‘SES’ en ‘geslacht’ en de afhankelijke variabele ‘deelname aan online kansspelen’. Dit zijn de eerste variabelen die aan het model worden toegevoegd. Op deze wijze kan de helling van iedere nieuwe variabele worden gecontroleerd voor de twee controlevariabelen. Hiermee wordt het effect van ‘SES’ en ‘geslacht’ constant gehouden.

Het tweede model bevat de controlevariabelen ‘SES’ en ‘geslacht’ en de afhankelijke variabele ‘deelname aan online kansspelen’. Daarnaast bevat het model de onafhankelijke variabele ‘blootstelling aan kansspelreclames’.

Het derde model bevat wederom de controlevariabelen ‘SES’ en ‘geslacht’. De onafhankelijke variabelen ‘blootstelling aan kansspelreclames’ en de afhankelijke variabele ‘deelname aan online kansspelen’. Daarnaast wordt aan dit model de onafhankelijke variabele ‘leeftijd’ toegevoegd. De variabele ‘leeftijd’ wordt hier toegevoegd om het individuele effect van leeftijd op de afhankelijke variabele te beoordelen. Met dit logistische regressiemodel wordt de eerste hypothese getoetst: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”* Op basis van het derde model zullen de assumpties, multicollineariteit en uitbijters worden gecontroleerd ter waarborging van de kwaliteit van de resultaten.

Het vierde model bevat de controlevariabelen ‘SES’ en ‘geslacht’. De onafhankelijke variabelen ‘blootstelling aan kansspelreclames’ en ‘leeftijd’ en de afhankelijke variabele ‘deelname aan online kansspelen’. Daarnaast wordt aan dit model de interactieterm ‘blootstelling aan kansspelreclames *

leeftijd' toegevoegd. Voor het creëren van deze interactieterm worden eerst de variabelen 'leeftijd' en 'blootstelling aan kansspelreclames' gecentreerd door de gemiddelde waarde van beide variabelen ervan af te trekken. Het centreren van de variabelen maakt de interpretatie van de interactieterm eenvoudiger en voorkomt multicollineariteit. Vervolgens worden deze gecentreerde variabelen vermenigvuldigd om de interactieterm te creëren. Met dit complete logistische regressiemodel wordt de tweede hypothese getoetst: *'jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.'*

Voor de analyses per type kansspel wordt dezelfde modelopbouw gehanteerd. Het verschil is dat voor elk kansspel een andere afhankelijke variabele wordt gebruikt. Bijvoorbeeld in het onderzoek naar deelname aan online poker wordt de variabele 'deelname aan online poker' als afhankelijke variabele toegevoegd aan de modellen die geschat moeten worden. Dezelfde aanpak geldt ook voor de zes andere typen online kansspelen. Daarnaast is er een verschil in steekproefomvang. Voor het onderzoek naar deelname aan online kansspelen is de steekproefomvang $N = 2906$, terwijl deze groter is voor elk afzonderlijk type kansspel, namelijk $N = 4380$. Dit komt doordat de afhankelijke variabele 'deelname aan online kansspelen' veel missende waarden heeft (36,2%). Deze missende waarden worden uit de data verwijderd.

De derde hypothese die in dit onderzoek wordt getoetst is: *'de barrière voor deelname aan online kansspelen was lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden.'* Om de hypothese te kunnen toetsen moet worden onderzocht of de deelname aan online kansspelen hoger was tijdens de periode waarin beperkende coronamaatregelen golden voor speelhallen en casino's in vergelijking met de deelname aan online kansspelen vóór het ingaan van deze beperkende maatregelen. Echter, er zijn alleen data beschikbaar over deelname aan verschillende typen online en fysieke kansspelen. Hierbij kan worden vastgesteld of men wel of niet heeft deelgenomen, zowel voor als tijdens de periode van de coronamaatregelen. Er wordt per type kansspel een chi-kwadraattoets uitgevoerd waarbij de waargenomen frequenties van deelname aan het betreffende kansspel tijdens het gelden van de coronamaatregelen worden vergeleken met de frequenties van deelname voorafgaand aan het gelden van de coronamaatregelen. Vervolgens geven de resultaten van de chi-kwadraattoets aan of er een significant verschil is tussen de deelname voorafgaand aan en tijdens de coronamaatregelen.

4 Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten gepresenteerd ter beantwoording van de deelvraag: *“in hoeverre zal de barrière voor de deelname aan online kansspelen worden beïnvloed door het legaliseren van online kansspelen in Nederland?”* Allereerst worden de descriptieve statistieken besproken waarbij wordt gekeken naar de verdeling van elke variabele. Daarna wordt gekeken naar de bivariate statistieken om de mate van samenhang tussen de verschillende variabelen te onderzoeken. Vervolgens worden de resultaten van de multivariate analyses besproken, waarbij hypothese één en twee worden getoetst. Tot slot wordt de laatste hypothese getoetst aan de hand van chi-kwadraattoetsen.

4.1 Descriptieve statistieken

In tabel 2 zijn de descriptieve statistieken van alle variabelen uit het conceptueel model opgenomen. Opvallende statistieken worden in deze paragraaf besproken.

Van de respondenten heeft 8,5% in de afgelopen 12 maanden deelgenomen aan online kansspelen, terwijl 91,5% van de respondenten geen deelname aan online kansspelen heeft gemeld. ‘Blootstelling aan kansspelreclames’ heeft na de transformatie zoals besproken in paragraaf 3.2.1 een minimumscore van 0 en een maximumscore van 32. Naarmate mensen hoger scoren zijn ze in hogere mate blootgesteld aan reclames voor kansspelen. De variabele vertoont een piek op 0 omdat 40,7% van de respondenten aangeeft dat ze in de afgelopen 12 maanden nooit reclames voor kansspelen hebben gezien of gehoord. De variabele heeft een grote standaarddeviatie wat inhoudt dat er veel spreiding is rondom het gemiddelde ($M = 6,14$; $SD = 6,50$). De leeftijd van de respondenten varieert van 16 jaar tot 93 jaar. De leeftijd is normaal verdeeld. Jongeren worden in mindere mate vertegenwoordigd in vergelijking met respondenten in de leeftijdscategorie van 35 tot 60 jaar. De standaarddeviatie is redelijk, wat aangeeft dat er een redelijke spreiding rondom de gemiddelde leeftijd is ($M = 43,39$; $SD = 16,75$). Het opleidingsniveau loopt van 0 tot 6. Naarmate men hoger scoort op deze variabele geeft dit aan dat men hoger is opgeleid. Het opleidingsniveau vertoont een redelijk normale verdeling. Er zijn echter twee opvallende pieken. 30,6% van de respondenten valt in categorie (3) MBO 2, 3, 4 of MBO oude structuur, gevolgd door 19,9% van de respondenten in categorie (5) HBO/ WO-bachelor of kandidaats. Het netto maandinkomen van de respondenten varieert van 0 tot 4 waarbij een hogere score op deze variabele een hoger inkomen betekent. Het netto maandinkomen vertoont een links-scheve verdeling waarbij het merendeel van de respondenten een gemiddeld tot hoog inkomen heeft en een kleiner deel een laag inkomen heeft. Er is een redelijke spreiding rondom het gemiddelde inkomen ($M = 2,98$; $SD = 1,07$). De respondenten hebben verschillende werksituaties. De meerderheid van de respondenten (38,3%) heeft een betaalde fulltime baan, gevolgd door mensen die met pensioen zijn of vervroegd zijn uitgetreden (21,4%), gevolgd door mensen met een betaalde parttime baan (18,1%). Van de respondenten is 52,6% man en 47,4% vrouw. Voor een weergave van de verdelingen van de variabelen vóór de bewerkingen wordt u doorverwezen naar bijlage II.

Tabel 2 Descriptieve statistieken van alle variabelen

<i>Variabelen</i>	<i>Gemiddelde (SD)^a</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>N totaal</i>
Deelname aan online kansspelen (Ja=1; Nee=0)	247 (8,5%) Ja 2659 (91,5%) Nee	0,00	1,00	2906
Krasloten	22 (0,5%) Ja	0,00	1,00	4380
Bingo	179 (4,1%) Ja	0,00	1,00	4380
Speelautomaten	86 (2,0%) Ja	0,00	1,00	4380
Poker	65 (1,5%) Ja	0,00	1,00	4380
Casinospelen	63 (1,4%) Ja	0,00	1,00	4380
Wedden op paardenraces	12 (0,3%) Ja	0,00	1,00	4380
Wedden op sportwedstrijden	150 (3,4%) Ja	0,00	1,00	4380
Blootstelling aan kansspelreclames (0 – 32)	6,14 (6,50)	0,00	32,00	2906
Leeftijd	49,39 (16,75)	16,00	93,00	2906
Opleidingsniveau (0 – 6)	3,23 (1,62)	0,00	6,00	2906
0. Geen onderwijs/ basisonderwijs	135 (4,6%)			
1. LBO/ VBO/ VMBO/ MBO 1	385 (13,2%)			
2. MAVO/ eerste 3 jaar HAVO en VWO/ VMBO	338 (11,6%)			
3. MBO 2, 3, 4 of MBO oude structuur	890 (30,6%)			
4. HAVO VWO bovenbouw of HBO-/ WO propedeuse	363 (12,5%)			
5. HBO-/ WO-bachelor of kandidaats	578 (19,9%)			
6. HBO-/ WO-master of doctoraal	217 (7,5%)			
Netto maandinkomen (0 – 4)	2,98 (1,07)	0,00	4,00	2906
0. Minder dan € 1.100	123 (4,2%)			
1. Tussen de € 1.100 - € 1.500	209 (7,2%)			
2. Tussen de € 1.500 - € 2.000	351 (12,1%)			
3. Tussen de € 2.000 - € 3.350	1150 (39,6%)			
4. Meer dan € 3.350	1073 (36,9%)			
Werksituatie (0 – 8)	3,28 (2,95)	0,00	8,00	2906
0. Zelfstandig ondernemer	176 (6,1%)			
1. Betaalde baan fulltime	1113 (38,3%)			
2. Betaalde baan parttime	526 (18,1%)			
3. Studie/ opleiding	137 (4,7%)			
4. Huisvrouw/ huisman	74 (2,5%)			
5. Vrijwilligerswerk	34 (1,2%)			
6. Werkloos	62 (2,1%)			
7. Arbeidsongeschikt	162 (5,6%)			
8. Pensioen/ vervroegde uittreding	622 (21,4%)			
Geslacht (Man=1; Vrouw=2)	1529 (52,6%) Man 1377 (47,4 %) Vrouw	1,00	2,00	2906

^a Bij de nominale variabelen is de frequentieverdeling vermeld in absolute aantallen en percentages

4.2 Bivariate statistieken

In tabel 3 worden de correlaties tussen alle in de analyse opgenomen variabelen weergegeven.

Tabel 3 Correlaties tussen alle in de analyse opgenomen variabelen ($N = 2906$)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
1. Deelname aan online kansspelen	-	0,14 ^{b**}	0,17 ^{b**}	0,04 ^a	0,05 ^a	0,13 ^{a**}	0,09 ^{a**}
2. Blootstelling aan kansspelreclames		-	-0,02	0,08 ^{b*}	0,03 ^b	0,08 ^{b*}	0,08 ^{b**}
3. Leeftijd			-	0,24 ^{b**}	0,23 ^{b**}	0,75 ^{b**}	0,08 ^{b**}
4. Opleidingsniveau				-	0,18 ^{a**}	0,17 ^{a**}	0,06 ^a
5. Inkomen					-	0,25 ^{a**}	0,11 ^{a**}
6. Werksituatie						-	0,38 ^{a**}
7. Geslacht							-

*Tweezijdige $p < 0,05$; **Tweezijdige $p < 0,01$; ^a Cramer's V; ^b correlatie op basis van ANOVA

Aan de hand van de correlaties wordt de mate van samenhang tussen alle variabelen getoetst. De correlaties tussen de continue variabelen zijn berekend aan de hand van de Pearson correlatietoets. De correlaties tussen de categorische variabelen zijn berekend aan de hand van associatiemaat Cramer's V. Deze associatiemaat kent alleen positieve uitkomstwaarden omdat deze is afgeleid van de chi-kwadraatwaarde (χ^2). De samenhang tussen de continue en categorische variabelen zijn berekend op basis van de ANOVA. Met de ANOVA wordt aangetoond hoeveel variantie de predictor verklaart in de afhankelijke variabele. De verklaarde variantie wordt uitgedrukt in R^2 . De wortel van deze waarde toont de samenhang tussen de variabelen. Voor deze berekening geldt ook dat deze alleen positieve uitkomstwaarden heeft. De berekeningen toont een aantal opvallende correlaties. Deze worden hieronder besproken.

Er is een zeer zwakke negatieve samenhang aanwezig tussen 'blootstelling aan kansspelreclames' en 'leeftijd'. Bovendien is de samenhang niet significant ($r = 0,02$; $p > 0,05$). Verder is er een zwakke samenhang aanwezig tussen 'blootstelling aan kansspelreclames' en 'deelname aan online kansspelen' ($r = 0,14$; $p < 0,01$). Er is een matige samenhang aanwezig tussen 'leeftijd' en 'deelname aan online kansspelen' ($r = 0,17$; $p < 0,01$). We constateren een matige samenhang tussen de controlevariabelen. Dit zien we terug in de samenhang tussen 'opleidingsniveau' en 'inkomen' ($r = 0,18$; $p < 0,01$) en 'opleidingsniveau' en 'werksituatie' ($r = 0,17$; $p < 0,01$). Ook is er een redelijke samenhang aanwezig tussen 'inkomen' en 'werksituatie' ($r = 0,25$; $p < 0,01$). Tot slot is er een zeer sterke samenhang geconstateerd tussen 'leeftijd' en 'werksituatie' ($r = 0,75$; $p < 0,01$). De gevonden correlaties ondersteunen de veronderstelde verbanden tussen de variabelen. De correlaties laten dan ook zien dat er samenhang bestaat tussen verbanden. Dit is gunstig voor het toetsen van de hypothesen.

4.3 Multivariate analyse

In tabel 4 zijn de resultaten van de geschatte modellen weergegeven. Bij ieder model worden de geschatte coëfficiënten (b), standaarddeviaties (SD) en de p -waarden (p) vermeld. Bovendien wordt bij elk model de waarde van de deviance-, de chi-kwadraat LR toets- en de Hosmer-Lemeshow-toets weergegeven. Op basis van deze laatste drie waarden kunnen we controleren welk model de beste schatting geeft voor de kans op deelname aan online kansspelen.

Tabel 4 Stapsgewijze logistische regressie met deelname aan online kansspelen als afhankelijke variabele

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	b (SD)	OR	p	b (SD)	OR	p	b (SD)	OR	p	b (SD)	OR	p
Constante	-0,66 (0,31)	0,52	0,04	-1,18 (0,33)	0,31	< 0,00	0,01 (0,36)	1,01	0,98	0,01 (0,35)	1,01	0,97
Geslacht	-0,64 (0,14)	0,53	< 0,00	-0,58 (0,15)	0,56	< 0,00	-0,75 (0,15)	0,48	< 0,00	-0,74 (0,15)	0,47	< 0,00
Opleidings-niveau	0,06 (0,04)	1,06	0,19	0,05 (0,04)	1,05	0,26	0,09 (0,04)	1,09	0,05	0,09 (0,04)	1,09	0,05
Inkomen	-0,21 (0,06)	0,81	< 0,00	-0,21 (0,07)	0,81	< 0,00	-0,09 (0,07)	0,92	0,17	-0,09 (0,07)	0,92	0,18
Werksituatie	-0,14 (0,03)	0,52	0,04	-0,14 (0,03)	0,87	< 0,00	< -0,00 (0,04)	0,99	0,93	< -0,00 (0,04)	0,99	0,95
Reclame Bstl ^a				0,07 (0,01)	1,07	< 0,00	0,07 (0,01)	1,07	< 0,00	0,07 (0,01)	1,07	< 0,00
Leeftijd							-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00	-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd										0,00 (< 0,00)	1,00	0,57
Deviance (-2LL)	1632,25			1587,67			1523,13			1522,80		
χ^2 -toets LR	57,913	df=4	< 0,00	44,583	df=1	< 0,00	64,544	df=1	< 0,00	0,330	df=1	0,57
Hosmer-Lemeshow	8,740	df=8	0,37	14,987	df=8	0,06	10,133	df=8	0,26	10,171	df=8	0,25

^a Bstl is de afkorting voor blootstelling

4.3.1 Hypothese 1

Op basis van het derde model kan de eerste hypothese worden getoetst: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”* De waarde van de constante geeft de geschatte log-odds² weer van deelname aan online kansspelen gecontroleerd voor alle andere variabelen in het model ($b = 0,01$; $w(1) = < 0,00$; $p = 0,98$). We constateren een positief effect van de blootstelling aan reclames voor kansspelen op de kans om deel te nemen aan online kansspelen. Het effect is significant. Naarmate mensen meer blootgesteld zijn aan kansspelreclames neemt de kans op deelname aan online kansspelen toe ($b = 0,07$; $w(1) = 45,52$; $p = < 0,00$). De odds ratio (OR) van de variabele is 1,07. Dit betekent dat bij een toename van één eenheid in ‘blootstelling aan kansspelreclames’ de odds ratio om deel te nemen aan online kansspelen met 0,07 toeneemt,

² Log-odds is het logaritme van de odds: $\log\left(\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}\right)$.

waarbij alle andere variabelen constant worden gehouden. Om de grootte van het effect van ‘blootstelling aan kansspelreclames’ op ‘deelname aan online kansspelen’ te onderzoeken, presenteren we hier de vergelijkingen die laten zien hoe verschillende niveaus van ‘blootstelling aan kansspelreclames’ de kans op ‘deelname aan online kansspelen’ beïnvloeden. Het effect van alle andere variabelen in het model blijft constant doordat de gemiddelde waarde van de betreffende variabele wordt gebruikt. Om de kans op deelname aan online kansspelen te berekenen op basis van de uitkomstwaarde in log-odds, transformeren we de log-odds terug naar odds door gebruik te maken van de exponentiële functie. Vervolgens converteren we de odds terug naar kans door de odds te delen door de som van 1 plus de odds.

In de eerste vergelijking wordt gesteld dat men niet is blootgesteld aan kansspelreclames. De log-odds van deelname aan online kansspelen is als volgt:

$$\log\left(\frac{\hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}{1 - \hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}\right) = 0,01 - 0,75 * \text{Geslacht (1)} + 0,09 * \text{Opleidingsniveau (3,23)} - 0,09 * \text{Inkomen (2,98)} - 0,00 * \text{Werksituatie (3,28)} - 0,04 * \text{Leeftijd (49,39)} + 0,07 * \text{Blootstelling aan kansspelreclames (0)} = -2,69.$$

Dit is gelijk aan een kans van 0,0636. Oftewel wanneer men niet is blootgesteld aan kansspelreclames is de kans om deel te nemen aan online kansspelen 6,36% gegeven dat alle andere variabelen constant blijven.

Wanneer men in hogere mate is blootgesteld aan reclames voor kansspelen en een waarde van 16 scoort op deze variabele is de kans op deelname aan online kansspelen als volgt:

$$\log\left(\frac{\hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}{1 - \hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}\right) = 0,01 - 0,75 * \text{Geslacht (1)} + 0,09 * \text{Opleidingsniveau (3,23)} - 0,09 * \text{Inkomen (2,98)} - 0,00 * \text{Werksituatie (3,28)} - 0,04 * \text{Leeftijd (49,39)} + 0,07 * \text{Blootstelling aan kansspelreclames (16)} = -1,57.$$

Dit is gelijk aan een kans van 0,1722. Oftewel een hogere blootstelling aan kansspelreclames leidt tot een verhoogde kans op deelname aan online kansspelen. In dit geval bedraagt de kans 17,22% onder voorwaarde dat alle andere variabelen constant blijven.

Tot slot, wanneer men in zeer hoge mate is blootgesteld aan kansspelreclames en de maximale waarde van 32 scoort op deze variabele is de kans op deelname aan online kansspelen als volgt:

$$\log\left(\frac{\hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}{1 - \hat{P}(\text{Deelname aan online kansspelen} = 1)}\right) = 0,01 - 0,75 * \text{Geslacht (1)} + 0,09 * \text{Opleidingsniveau (3,23)} - 0,09 * \text{Inkomen (2,98)} - 0,00 * \text{Werksituatie (3,28)} - 0,04 * \text{Leeftijd (49,39)} + 0,07 * \text{Blootstelling aan kansspelreclames (32)} = -0,45.$$

Dit is gelijk aan een kans van 0,3894. Oftewel een zeer hoge blootstelling aan kansspelreclames leidt tot een verhoogde kans op deelname aan online kansspelen. In dit geval bedraagt de kans op deelname 38,94% onder de voorwaarde dat alle andere variabelen constant blijven.

Kansspelreclames hebben dus een aanzienlijk effect op de kans op deelname. Blootstelling aan reclames voor kansspelen vergroot de kans dat mensen deelnemen aan online kansspelen. Een hogere

blootstelling aan deze reclames verlaagt de barrière om deel te nemen. Deze bevindingen ondersteunen de eerste hypothese en bieden tevens de mogelijkheid om het veronderstelde moderatie-effect te onderzoeken. Een voorwaarde voor het moderatie-effect is dat het hoofdeffect van ‘blootstelling aan kansspelreclames’ op ‘deelname aan online kansspelen’ significant is.

4.3.2 Hypothese 2

Op basis van het vierde model kan de tweede hypothese worden getoetst: *‘jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.’* De waarde van de constante is nagenoeg onveranderd ten opzichte van het voorgaande model 3 ($b = 0,01$; $w(1) = < 0,00$; $p = 0,97$). Aan dit model is de interactieterm ‘leeftijd * blootstelling aan kansspelreclames’ toegevoegd. Echter, er is geen sprake van een interactie-effect. Het effect is dan ook niet significant ($b = 0,00$; $w(1) = 0,33$; $p = 0,57$). Er is geen ondersteuning gevonden voor de tweede hypothese. Het effect van kansspelreclames op de deelname aan online kansspelen is niet sterker voor jongere mensen dan voor oudere mensen. Wel constateren we zowel in model 3 als in model 4 dat iemands leeftijd een negatief effect heeft op de deelname aan online kansspelen ($b = -0,04$; $w(1) = 58,87$; $p < 0,00$). Dit impliceert dat de kans om deel te nemen aan online kansspelen hoger is voor jongeren dan voor ouderen ongeacht of men is blootgesteld aan reclames voor kansspelen.

4.3.3 Modevaluatie

Om te bepalen welke van de vier geschatte modellen het beste bij de data past kunnen we naar de deviance kijken. Uit deze gegevens kunnen we afleiden dat model 4 de laagste mate van deviance heeft. Dit impliceert dat model 4 de beste modelfit heeft ten opzichte van de andere modellen en de data beter verklaart.

Met behulp van de χ^2 -toets (LR-toets) is de significantie van de afname in deviance onderzocht voor de modellen. Model 1 heeft een significant lagere deviance dan het nulmodel ($\chi^2(4) = 57,91; p < 0,00$). Dit wijst op een betere fit. Model 2 heeft een significant lagere deviance dan model 1 ($\chi^2(1) = 44,58; p < 0,00$), wat duidt op verdere verbetering. Model 3 heeft een significante afname in deviance ten opzichte van model twee ($\chi^2(1) = 64,54; p < 0,00$). Echter, model 4 laat geen significante afname zien ten opzichte van model 3 ($\chi^2(1) = 0,33; p = 0,57$), wat aangeeft dat het geen betere fit biedt. De toevoeging van de interactieterm 'blootstelling aan kansspelreclames * leeftijd' heeft geen significante bijdrage geleverd aan het voorspellen van de uitkomstvariabele. Daarom kunnen we concluderen dat model 3 het beste bij de data past.

Tot slot, de laatste controle die wordt uitgevoerd voor de modevaluatie is de controle op basis van de Hosmer-Lemeshow toetst. De methode verdeelt de individuen in 10 groepen op basis van voorspelde waarschijnlijkheden. Het vergelijkt de waargenomen en verwachte aantallen uitkomsten in elke groep met een chi-kwadraattoets. Als de verschillen niet significant zijn past het model goed bij de data. Alle modellen passen goed bij de data op basis van de overeenkomende voorspelde en geobserveerde uitkomstwaarden. Voor model 1 is er geen significant verschil ($HL(8) = 8,74; p = 0,37$). Hetzelfde geldt voor model 2 ($HL(8) = 14,99; p = 0,06$). Model 3 toont eveneens geen significant verschil ($HL(8) = 10,13; p = 0,26$). En voor model 4 geldt ook dat er geen significant verschil is tussen de geobserveerde en voorspelde waarden. Dit geeft aan dat het model goed bij de data past ($HL(8) = 10,17; p = 0,25$).

4.3.4 Assumpties logistische regressie

Wanneer we aan de hand van het logistische regressiemodel valide en betrouwbare uitspraken willen doen over de populatie dient er aan een aantal assumpties te worden voldaan. Allereerst is het essentieel dat er sprake is van onafhankelijke observaties. Daarnaast is het belangrijk dat de mate van multicollineariteit beperkt is. Tot slot is het wenselijk dat het aantal uitbijters beperkt blijft.

Aan de eerste assumptie onafhankelijke observaties is voldaan. Bij de steekproeftrekking van de respondenten is gebruik gemaakt van een aselechte steekproeftrekking uit het Kantar-panel (Kruize et al., 2021). Door de aselechte steekproeftrekking hadden alle respondenten evenveel kans op deelname aan het onderzoek. Respondenten konden hierbij geen invloed op elkaar uitoefenen.

Multicollineariteit treedt op wanneer er sprake is van een hoge samenhang tussen de onafhankelijke variabelen. Een hoge mate van multicollineariteit kan een negatieve invloed uitoefenen op de

geschatte coëfficiënten. Dit is nadelig voor de betrouwbaarheid van de resultaten. De mate van multicollineariteit wordt gemeten aan de hand van de VIF-scores. De VIF-scores zijn in het huidige onderzoek gegeven voor het derde model en te raadplegen in bijlage IV. Een hoge VIF-score impliceert veel multicollineariteit. Wanneer de VIF-score groter dan 4 is, is er sprake van ernstige multicollineariteit. In model 3 is geen sprake van ernstige multicollineariteit. Aan de tweede assumptie is voldaan.

Uitbijters zijn individuele respondenten in een dataset die aanzienlijke invloed kunnen uitoefenen op de geschatte coëfficiënten in een logistisch regressiemodel. Dit kan leiden tot minder betrouwbare resultaten en beperkt het vermogen om conclusies te trekken. Om deze reden wordt er gecontroleerd op uitbijters met behulp van vier methoden: gestandaardiseerde residuen, leverage-waarde, DFFIT en Cook's distance. Op basis van deze methoden zijn in totaal 396 cases geïdentificeerd als potentiële uitbijters. Wanneer we alle potentiële uitbijters uit de dataset verwijderen is het niet meer mogelijk om de analyses opnieuw uit te voeren. Dit komt omdat de Cook's distance methode het relatief kleine aantal respondenten dat heeft deelgenomen aan online kansspelen (8,5%) identificeert als potentiële uitbijters. Wanneer we deze verwijderen zijn er geen respondenten in de data die hebben deelgenomen aan online kansspelen. Het is zinvoller om te kijken naar de overgebleven drie methoden. De gestandaardiseerde residuen tonen 99 potentiële uitbijters. Na het verwijderen van deze uitbijters is de waarde van de constante vergroot. Verder zijn er kleine veranderingen opgetreden in de controlevariabelen en is het effect van 'leeftijd' en 'blootstelling aan kansspelreclames' vergroot. De leverage-waarde toont 115 potentiële uitbijters. Na het verwijderen van deze cases is de constante licht gestegen. Verder hebben er wederom veranderingen plaatsgevonden in de coëfficiënten van de controlevariabelen. Echter, de effecten van 'leeftijd' en 'blootstelling aan kansspelreclames' zijn onveranderd. De DFFIT laat geen uitbijters zien. Een uitgebreide toelichting over de controle op uitbijters is te raadplegen in bijlage IV.

4.3.5 Multivariate analyses per online kansspel

In tabel 5 zijn de resultaten van de analyses per type online kansspel te raadplegen.

Tabel 5 Stapsgewijze logistische regressie met deelname aan de verschillende typen online kansspelen als afhankelijke variabelen ($N = 4380$)

	Model 3			Model 4		
	<i>b</i> (<i>SD</i>)	<i>OR</i>	<i>p</i>	<i>b</i> (<i>SD</i>)	<i>OR</i>	<i>p</i>
<i>Krasloten</i>						
Constante	-3,52 (1,14)	0,03	< 0,00	-3,56 (1,17)	0,03	< 0,00
Reclame Bstl	0,13 (0,03)	1,13	< 0,00	0,12 (0,04)	1,13	< 0,00
Leeftijd	-0,04 (0,02)	0,96	0,02	-0,04 (0,02)	0,96	0,07
Reclame Bstl * Leeftijd				0,00 (< 0,00)	1,00	0,83
<i>Bingo</i>						
Constante	-3,33 (0,41)	0,04	< 0,00	-3,33 (0,41)	0,04	< 0,00
Reclame Bstl	0,05 (0,01)	1,05	< 0,00	0,05 (0,01)	1,05	< 0,00
Leeftijd	-0,03 (0,01)	0,97	< 0,00	-0,03 (0,01)	0,97	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd				0,00 (< 0,00)	1,00	0,70
<i>Speelautomaten</i>						
Constante	-1,92 (0,54)	0,15	< 0,00	-1,91 (0,54)	0,15	< 0,00
Reclame Bstl	0,06 (0,02)	1,06	< 0,00	0,06 (0,02)	1,06	< 0,00
Leeftijd	-0,03 (0,01)	0,97	< 0,00	-0,03 (0,01)	0,97	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd				< -0,00 (< 0,00)	1,00	0,53
<i>Poker</i>						
Constante	-1,44 (0,64)	0,24	0,02	-1,45 (0,64)	0,24	0,02
Reclame Bstl	0,05 (0,02)	1,05	< 0,00	0,05 (0,02)	1,05	0,02
Leeftijd	-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00	-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd				0,00 (< 0,00)	1,00	0,92
<i>Casinospelen</i>						
Constante	-2,32 (0,67)	0,10	< 0,00	-2,30 (0,68)	0,10	< 0,00
Reclame Bstl	0,06 (0,02)	1,06	< 0,00	0,04 (0,02)	1,05	0,05
Leeftijd	-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00	-0,03 (0,01)	0,97	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd				< -0,00 (< 0,00)	1,00	0,27
<i>Wedden op paardenraces</i>						
Constante	-5,45 (1,86)	0,00	< 0,00	-5,55 (2,07)	0,00	0,01
Reclame Bstl	0,20 (0,04)	1,22	< 0,00	0,20 (0,05)	1,22	< 0,00
Leeftijd	-0,02 (0,02)	0,98	0,31	-0,02 (0,04)	0,98	0,57
Reclame Bstl * Leeftijd				0,00 (< 0,00)	1,00	0,91
<i>Wedden op sportwedstrijden</i>						
Constante	0,08 (0,45)	1,08	0,88	0,08 (0,46)	1,09	0,86
Reclame Bstl	0,07 (0,01)	1,07	< 0,00	0,06 (0,02)	1,06	< 0,00
Leeftijd	-0,04 (0,01)	0,96	< 0,00	-0,04 (0,01)	0,97	< 0,00
Reclame Bstl * Leeftijd				< -0,00 (< 0,00)	1,00	0,27

De vier logistische regressiemodellen zijn opnieuw geschat, maar dit keer afzonderlijk voor elk van de zeven typen online kansspelen. In tabel 5 tonen we de resultaten van model 3 en model 4, waarbij we enkel kijken naar de effecten van ‘blootstelling aan kansspelreclames’, ‘leeftijd’ en de interactie tussen ‘leeftijd’ en ‘blootstelling aan kansspelreclames’ op de deelname aan het betreffende online kansspel. De steekproefomvang voor de multivariate analyses per kansspel bedraagt $N = 4380$.

De nadere analyses laten bij model 3 (tabel 5) twee opvallende verschillen zien in vergelijking met de eerdere analyses (tabel 4). Uit de resultaten blijkt dat ‘blootstelling aan kansspelreclames’ een aanzienlijk groter effect heeft op de kans om online krasloten te kopen ($b = 0,13$; $w(1) = 19,06$; $p < 0,00$) en online te wedden op paardenraces ($b = 0,20$; $w(1) = 20,71$; $p < 0,00$). Bovendien zijn deze effecten sterker dan het effect van ‘blootstelling aan kansspelreclames’ op de deelname aan online bingo, poker en casinospelen. En op het gebruik van online speelautomaten en het online wedden op sportwedstrijden.

Wanneer we kijken naar de resultaten van het vierde model zien we dat er bij geen enkel online kansspel sprake is van een modererend effect van leeftijd op de invloed van reclame. Oftewel er is geen significant verschil in de invloed van reclame tussen jongeren en ouderen. Deze uitkomsten zijn in lijn met die van de eerdere analyse (tabel 4). Ook zien we bij deze analyses per type kansspel dat naarmate men ouder is, de kans dat men gaat deelnemen aan de verschillende online kansspelen afneemt. Dit is wederom in lijn met de resultaten uit de eerdere analyses.

De resultaten laten zien dat de effecten per type kansspel niet sterk afwijken van de effecten voor alle online kansspelen in de eerste analyse (tabel 4). Er zijn echter opvallende uitkomsten voor twee online kansspelen. Het effect van gokreclames op de kans om online krasloten te kopen en online te wedden op paardenraces is groter dan het effect van gokreclames op de kans om deel te nemen aan de andere kansspelen. De analyses per type kansspel ondersteunen dus wederom de eerste hypothese: *“het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen.”*

Wanneer we kijken naar de invloed die leeftijd uitoefent op dit effect van reclame zien we wederom dat de leeftijd geen invloed heeft. Oftewel voor oudere mensen blijft de invloed van gokreclames om deel te nemen aan de verschillende typen online kansspelen onveranderd ten opzichte van jongere mensen. Ook hier is dus geen ondersteuning voor hypothese twee: *“jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.”*

4.4 Chi-kwadraattoetsen

Zoals beschreven in paragraaf 3.2.3 zijn er gegevens beschikbaar over de deelname aan verschillende typen kansspelen zowel vóór de invoering van de coronamaatregelen als tijdens de coronamaatregelen. Om inzicht te krijgen in het verschil tussen deelname aan online kansspelen voorafgaand aan en tijdens de coronamaatregelen worden chi-kwadraattoetsen uitgevoerd. Een betere methode voor het toetsen van deze hypothese zou een regressieanalyse zijn. Daarmee zou kunnen worden gecontroleerd voor invloedrijke factoren en zouden we inzicht krijgen in de sterkte van de effecten. Echter, met de beschikbare data is dit niet mogelijk. Een beperking in de data is het feit dat respondenten die in de afgelopen 12 maanden niet hebben deelgenomen aan kansspelen, de betreffende vragen hebben overgeslagen. Dit resulteert in een groot aantal ontbrekende waarden. Daarom richt dit onderzoek zich specifiek op de subpopulatie van mensen die hebben deelgenomen aan één of meerdere kansspelen.

4.4.1 Hypothese 3

Op basis van chi-kwadraattoetsen wordt de derde hypothese getoetst: *‘de barrière voor deelname aan online kansspelen was lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden.’*

Ten eerste kijken we naar het kopen van online krasloten. Vóór de invoering van de coronamaatregelen kocht 52,6% van de respondenten ($N=192$) online krasloten. Tijdens de coronamaatregelen daalde dit percentage naar 45,8%. Deze afname is statistisch significant ($\chi^2(1) = 32,68; p < 0,00$).

Wat betreft het gebruik van online speelautomaten constateerden we dat vóór de coronamaatregelen 52,9% van de respondenten ($N = 350$) dit deed. Tijdens de coronamaatregelen nam dit percentage af tot 46,9%. Wederom was er sprake van een significante afname in speelgedrag ($\chi^2(1) = 98,90; p < 0,00$).

Bij online casinospelen zien we ook een afname in het speelgedrag. Voorafgaande aan de coronamaatregelen nam 54,8% van de respondenten ($N = 239$) deel aan online casinospelen. Tijdens de beperkende maatregelen is dit percentage lager, namelijk 52,3%. Deze afname is statistisch significant ($\chi^2(1) = 75,93; p < 0,00$).

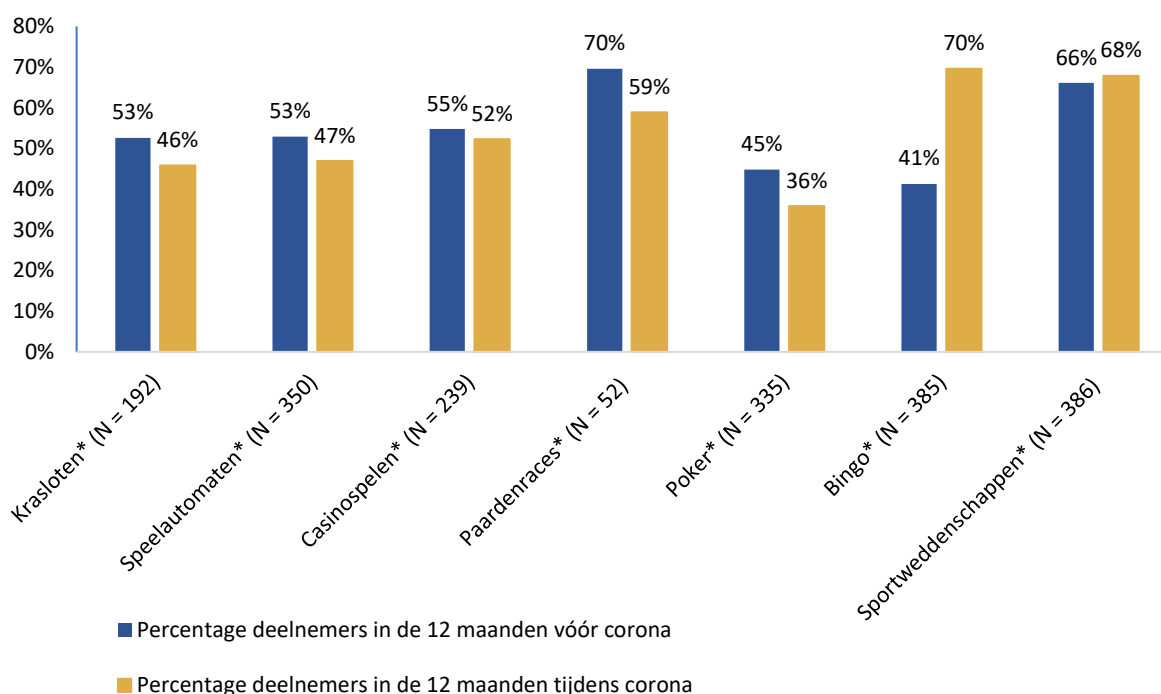
Wat betreft het online wedden op paardenraces bleek dat vóór de beperkende maatregelen 69,6% van de respondenten ($N = 52$) online wedde op paardenraces, terwijl tijdens de beperkende maatregelen dit percentage afnam tot 58,9%. Ook hier was er sprake van een statistisch significante afname in deelname vóór en tijdens de coronamaatregelen ($\chi^2(1) = 20,91; p < 0,00$).

Bij het spelen van online poker zien we wederom een afname in het speelgedrag. Voorafgaande aan de coronamaatregelen nam 44,8% van de respondenten ($N = 335$) deel aan online poker. Toen de

coronamaatregelen van kracht waren heeft 35,8% van de respondenten deelgenomen aan online poker. De afname is statistisch significant ($\chi^2(1) = 132,62; p < 0,00$).

Van de respondenten ($N = 385$) speelde 41,3% voorafgaande aan corona online bingo. Tijdens de coronamaatregelen is dit percentage gestegen naar 69,6%. De toename van het aantal deelnemers is statistisch significant ($\chi^2(1) = 20,91; p < 0,00$).

Tot slot, bij online sportweddenschappen zien we dat 66,1% van de respondenten ($N = 386$) in de periode voorafgaande aan de coronamaatregelen wel eens wedde op sportwedstrijden. Toen de coronamaatregelen van kracht waren steeg het deelnemersaantal naar 67,9%. Deze toename is statistisch significant ($\chi^2(1) = 97,61; p < 0,00$). In figuur 2 is een overzicht van het percentage deelnemers aan de verschillende typen kansspelen in beide perioden weergegeven.



Figuur 2 Deelname aan online kansspelen vóór en tijdens de coronamaatregelen;

* Verschil tweezijdig significant $p < 0,01$

Gezien de beperkte steekproefgroottes en de selectie van respondenten, is het niet mogelijk om op basis van de verkregen resultaten sterke uitspraken te doen over de derde hypothese. Bovendien is er geen eenduidige ondersteuning voor deze hypothese. We hebben wel geconstateerd dat er een significante toename is in speelgedrag sinds de invoering van de coronamaatregelen bij online bingo en online sportweddenschappen. Daarentegen zien we een significante afname in deelname bij de andere online kansspelen. De derde hypothese wordt dus niet ondersteund. De barrière voor deelname aan online kansspelen was niet lager toen er beperkende coronamaatregelen voor casino's en speelhallen golden.

5 Conclusie en discussie

In dit hoofdstuk wordt antwoord gegeven op de hoofdvraag: *‘wat is de te verwachten invloed van de legalisering van online kansspelen op het aantal online kansspeldeelnemers in Nederland?’* Eerst blikken we terug op de bestaande inzichten uit andere Europese landen over het legaliseren van online kansspelen. Vervolgens geven we aan de hand van de deelvraag antwoord op de hoe de barrières voor deelname aan online kansspelen kunnen worden beïnvloed door de legalisering van online kansspelen in Nederland. Daarna worden de beperkingen van dit onderzoek besproken. Ten slotte worden er aanbevelingen voor beleid en vervolgonderzoek gedaan.

5.1 Bestaande inzichten

In vier Europese landen die goed vergelijkbaar zijn met Nederland op het gebied van online kansspelbeleid zijn diverse inzichten verkregen over de mate waarin de legalisatie van online kansspelen effect heeft op het aantal deelnemers aan online kansspelen en probleemspelers. In Italië is geen duidelijk verband geconstateerd tussen legalisatie en de ontwikkeling van deelnemers en probleemspelers. In Noorwegen nam het aantal deelnemers toe na legalisatie, maar het aantal verslaafden daalde. In het Verenigd Koninkrijk verdubbelde het aantal deelnemers na de legalisatie en was er een lichte daling in het aantal verslaafden. In Denemarken steeg het aantal deelnemers en probleemspelers na de legalisatie van online kansspelen (De Bruin & Labree, 2014).

Recente literatuur toont aan dat Deense jongeren vaker online zijn gaan gokken vanwege de gemakkelijke toegang en het ruime aanbod van online kansspelen (Kristiansen & Tjaberg, 2017). Het gebruik van “niet tastbaar” geld en het hogere tempo van de online kansspelen hebben geleid tot hogere uitgaven. Ook ervaren sommige jongeren gokreclames als verleidend (Kristiansen & Tjaberg, 2017). In Noorwegen is sinds de legalisering van online kansspelen de deelname aan kansspelen op illegale buitenlandse websites en het gereguleerde online aanbod toegenomen. Ook het aantal problematische gokkers is de afgelopen jaren gestegen (Palleesen et al., 2021). In het Verenigd Koninkrijk worden reclames voor online gokken door jongeren negatief beoordeeld vanwege misleidende informatie en het bevorderen van deelname (Torrance et al., 2021). Jongeren ervaren het normaliseren van online kansspelen via reclames als negatief (Torrance et al., 2021).

De bestaande inzichten hebben laten zien dat er veel verschil is in de effecten van de legalisering van online kansspelen tussen de Europese landen. Op basis van deze inzichten is het onduidelijk wat het effect van het legaliseren van online kansspelen in Nederland zal zijn.

5.2 Conclusie

In dit onderzoek zijn drie hypothesen getoetst met betrekking tot de invloed van barrières voor deelname aan online kansspelen. De eerste hypothese: *‘het zien of horen van gokreclames verlaagt de barrière om deel te nemen aan online kansspelen,’* wordt ondersteund. Mensen die veel worden

blootgesteld aan kansspelreclames zijn meer geneigd om aan online kansspelen deel te nemen dan mensen die minder reclames zagen of hoorden. Vooral bij krasloten en wedden op paardenraces is de impact van reclames op deelname opvallend groter dan bij andere online kansspelen. De resultaten ondersteunen de theoretische veronderstelling dat een hogere blootstelling aan reclames voor kansspelen de zelfeffectiviteit van mensen positief beïnvloedt. Hierdoor raken ze overtuigd van hun bekwaamheid om succes te hebben bij deelname aan kansspelen. Deze overtuiging leidt tot een verhoogde neiging om deel te nemen aan online kansspelen (Gunter, 2019). Verder bieden de resultaten ondersteuning voor de veronderstelling dat wanneer mensen meer blootgesteld zijn aan reclames voor kansspelen, de deelname aan online kansspelen als ‘normaal’ wordt beschouwd. Dit normalisatie-effect vergroot de kans om deel te nemen (Deans et al., 2017; Newall et al., 2019). Onderzoek naar alcoholreclames laat een zelfde effect zien. Naarmate mensen meer worden blootgesteld aan reclames voor alcohol, wordt het gebruik van alcohol als ‘normaal’ gezien. Hierdoor onderschatten mensen de risico's van alcoholgebruik en zijn ze sneller geneigd om daadwerkelijk alcohol te gebruiken (Gallopel-Morvan et al., 2017).

In dit onderzoek is geen ondersteuning gevonden voor de tweede hypothese: *“jongeren nemen sneller dan volwassenen deel aan online kansspelen door de invloed van gokreclames.”* Wel constateren we dat oudere mensen over het algemeen een kleinere kans hebben om überhaupt deel te nemen aan online kansspelen in vergelijking met jongere mensen. Deze bevinding kan worden verklaard doordat jongeren over het algemeen sneller geneigd zijn tot sensatie zoekend gedrag. Dit leidt ertoe dat ze ook sneller deelnemen aan online kansspelen (Blakemore & Choudhury, 2006). Een alternatieve verklaring is dat de jongere generatie actiever is op het internet in vergelijking met oudere generaties. Omdat jongeren hierdoor vertrouwd zijn met online technologie, zijn ze mogelijk eerder geneigd om deel te nemen aan online activiteiten zoals online gokken (Pallesen et al., 2021; Hume & Sullivan Mort, 2011). Dat er in dit onderzoek geen ondersteuning is gevonden voor de tweede hypothese is mogelijk te wijten aan het relatief lagere aantal jongeren en jongvolwassenen ten opzichte van de ouderen in de data. 8,5% van de respondenten zit in de leeftijdscategorie 16 tot en met 24 jaar. Wanneer het aandeel jongeren groter zou zijn zou er wellicht wel ondersteuning gevonden kunnen worden.

Voor de derde hypothese: *“de barrière voor deelname aan online kansspelen was lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden,”* is geen eenduidige ondersteuning gevonden. Het onderzoek wijst uit dat bij vijf van deze zeven typen online kansspelen juist een afname in deelname aanwezig was toen er beperkende coronamaatregelen golden. Wel zijn er uitzonderingen voor online bingo en sportwedenschappen, waarbij een toename in speelgedrag is geconstateerd. Tijdens de coronamaatregelen hebben er minder mensen deelgenomen aan online kansspelen. De barrière voor deelname aan online kansspelen was dus niet lager toen er beperkende coronamaatregelen voor speelhallen en casino's golden. Deze uitkomsten zijn grotendeels in lijn met de uitkomsten van een Zweeds onderzoek waarbij werd aangetoond dat de algehele deelname aan

online kansspelen tijdens de eerste corona-lockdown afnam, maar er wel een toename was voor online casinospelen en online sportweddenschappen (Philip et al., 2020). Tijdens de coronamaatregelen hebben er minder mensen deelgenomen aan online kansspelen.

Op basis van dit onderzoek concluderen we dat de legalisering van online kansspelen in Nederland zal leiden tot een toename van het aantal deelnemers. We hebben vastgesteld dat ontwikkelingen die in andere landen hebben bijgedragen aan een groter aantal deelnemers en probleemspelers ook in Nederland aanwezig zijn sinds de legalisering van online kansspelen. De toegankelijkheid van online kansspelen is vergroot. Zo is in de periode van 2021 tot 2023 het aantal vergunde aanbieders van online kansspelen fors gestegen, namelijk van 10 naar 23 (Ksa, 2023). Daarnaast werden er tot 1 juli 2023 ongerichte reclames voor online kansspelen gemaakt (De Woerd, 2023). Vooral jongeren blijken sneller geneigd te zijn om deel te nemen aan online kansspelen, hoewel zij zowel door experts als in de Wet Koa als risicogroep worden beschouwd (Gupta & Derevensky, 1998; Ksa, z.d.). De absolute grootte van de toename van het aantal deelnemers is op basis van het huidige onderzoek niet in te schatten.

5.3 Beperkingen onderzoek

Dit onderzoek heeft enkele beperkingen. Ten eerste zijn de data waarop het onderzoek is gebaseerd afkomstig van vóór de legalisering van online kansspelen in Nederland. Hierdoor kunnen zowel de kans op deelname als het effect van reclames mogelijk onderschat zijn in het huidige onderzoek. Ten tweede is er bij de uitvoering van de analyses een schending op het gebied van causaliteit. We kunnen namelijk niet uitsluiten dat iedere respondent de gokreclames voorafgaande aan de deelname aan online kansspelen heeft gezien of gehoord of dat dit juist na de deelname heeft plaats gevonden. Ten slotte, we kunnen de resultaten niet generaliseren naar de hele Nederlandse bevolking. In de oorspronkelijke data zijn wegingsfactoren toegepast om te compenseren voor onder- en oververtegenwoordiging (Kruize et al., 2021). In het huidige onderzoek is er voor gekozen om deze weging niet toe te passen omdat dit een belemmering vormt voor de geschatte effecten. Dit zou nadelig zijn voor de kwaliteit van dit onderzoek.

5.4 Aanbevelingen voor beleid

Met de Wet Koa werd beoogd om kansspelslaving te voorkomen, waarbij reclames voor kansspelen niet gericht mochten worden op minderjarigen en mensen in de leeftijdscategorie 18 tot 24 jaar (Staatsblad 2021, 37; Kruize et al., 2021). Echter, reclames voor online kansspelen waren zichtbaar in openbare ruimten, op televisie en tijdens sportevenementen (NOS, 2022). Hierdoor werden kwetsbare groepen waaronder jongeren toch blootgesteld aan deze reclames. Dit is in strijd met wat er in de Wet Koa is vastgelegd. Wat betreft het reclamebeleid stonden de beoogde intentie met betrekking tot het beschermen van jongeren en de werkelijke uitvoering haaks op elkaar. Recente beleidswijzigingen

hebben deze situatie enigszins veranderd, zoals het verbod op het gebruik van rolmodellen in reclames en later een algeheel verbod op ongerichte kansspelreclames.

Dit onderzoek laat zien dat legaliseren van online kansspelen kan leiden tot een stijging van de deelname aan online kansspelen. Reclame voor kansspelen speelt hierbij een aanzienlijke rol. Met reeds gemaakte reclames zijn veel mensen op de hoogte gebracht van het legale online kansspelaanbod. De eerste beleidsaanbeveling is om de gerichte reclame-uitingen voor online kansspelen die momenteel via het internet en mailing zijn toegestaan op te heffen.

Verder is het in Nederland op dit moment toegestaan dat kansspelaanbieders professionele sportevenementen en sportclubs sponsoren (Ministerie van Algemene zaken, 2022). Niettemin gaat dit gepaard met indirecte reclame voor online kansspelen die zowel volwassenen als jongeren en jongvolwassenen bereikt. Het voorgenomen verbod op sportsponsoring staat gepland voor 1 januari 2025 (Ministerie van Algemene zaken, 2022). De tweede beleidsaanbeveling is om dit verbod naar voren te halen en zichtbare sponsoring van online kansspelaanbieders (e.g. shirtreclame) te beëindigen. Reclame aan de hand van sportsponsoring draagt bij aan het normaliseren van online kansspelen en vergroot daarmee de kans dat men gaat deelnemen (Constandt et al., 2022).

5.5 Aanbevelingen voor vervolgonderzoek

Dit onderzoek wijst uit dat naarmate men meer is blootgesteld aan kansspelreclames, men sneller geneigd is om deel te nemen aan online kansspelen. Een eerste aanbeveling voor vervolgonderzoek is om bij de evaluatie van de Wet Koa de analyses van dit onderzoek opnieuw uit te voeren. Op basis van de actuele data kan worden beoordeeld in hoeverre de effecten van reclames zijn veranderd ten opzichte van de situatie voorafgaande aan de openstelling van de online kansspelmarkt.

In dit onderzoek is een indicatie gevonden voor het feit dat de barrières voor deelname aan online- en fysieke kansspelen elkaar beïnvloeden. Echter, het is nog onduidelijk in hoeverre er een verschuiving plaatsvindt van deelname aan fysieke kansspelen naar deelname aan online kansspelen (i.e. substitutie). Een tweede aanbeveling voor vervolgonderzoek is om in kaart te brengen of er een verschuiving plaatsvindt van het fysieke kansspelaanbod naar het online kansspelaanbod.

6 Literatuurlijst

- Blakemore, S. J., & Choudhury, S. (2006). Development of the adolescent brain: implications for executive function and social cognition. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47(3-4), 296-312.
- Boendermaker, M., Snippe, J., Kruize, A., & Bieleman, B. (2015). Kansen met beleid.
- Constandt, B., Rosiers, J., Moernaut, J., Van Der Hoeven, S., & Willem, A. (2022). Part of the game? Exploring the prevalence and normalization of gambling in Belgian sports clubs. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(11), 6527.
- Corrigan, P. W., & Shapiro, J. (2010). Measuring the impact of programs that challenge the public stigma of mental illness. *Clinical Psychology Review*, 30, 907-922.
doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2010.06.004>.
- Deans, E. G., Thomas, S. L., Derevensky, J., & Daube, M. (2017). The influence of marketing on the sports betting attitudes and consumption behaviours of young men: implications for harm reduction and prevention strategies. *Harm Reduction Journal*, 14(1), 1-12.
<https://doi.org/10.1186/s12954-017-0131-8>
- de Bruin, D. E., Labree, M. J. (2014). Kansspelen op afstand. Legalisering van online kansspelen in Europa: ontwikkelingen in kansspeldeelname en -verslaving. Utrecht: CVO - Research & Consultancy. https://repository.wodc.nl/bitstream/handle/20.500.12832/2126/2471-volledigetekst_tcm28-73604.pdf?sequence=2&isAllowed=y
- de Bruin, D. E., Meijerman, C. J. M., Leenders, F. R. J., & Braam, R. V. (2006). Verslingerd aan meer dan een spel. Den Haag: CVO - WODC.
- de Woerd, F. O. (2023). Nielsen: voor € 271 miljoen aan gokreclames ingekocht sinds opengaan gokmarkt. *CasinoNieuws.nl*. <https://www.casinonieuws.nl/online/nielsen-271-miljoen-euro-gokreclames/>
- Emond, A. M., & Griffiths, M. D. (2020). Gambling in children and adolescents. *British Medical Bulletin*, 136(1), 21-29. <https://doi.org/10.1093/bmb/ldaa027>
- Ferris, J. A., & Wynne, H. J. (2001). *The Canadian problem gambling index* (pp. 1-59). Ottawa, ON: Canadian Centre on substance abuse.
- Gainsbury, S. M., Russell, A., Wood, R., Hing, N., & Blaszczynski, A. (2015). How risky is Internet gambling? A comparison of subgroups of Internet gamblers based on problem gambling status. *New Media & Society*, 17(6), 861-879.

- Gallopel-Morvan, K., Spilka, S., Mutatayi, C., Rigaud, A., Lecas, F., & Beck, F. (2017). France's Evin law on the control of alcohol advertising: content, effectiveness and limitations. *Addiction*, *112*, 86-93. <https://doi.org/10.1111/add.13431>
- González-Roz, A., Fernández-Hermida, J. R., Weidberg, S., Martínez-Loredo, V., & Secades-Villa, R. (2017). Prevalence of problem gambling among adolescents: A comparison across modes of access, gambling activities, and levels of severity. *Journal of Gambling Studies*, *33*, 371-382.
- Hume, M., & Mort, G. S. (2011). Fun, Friend, or Foe: Youth Perceptions and Definitions of Online Gambling. *Social Marketing Quarterly*, *17*(1), 109-133. <https://doi.org/10.1080/15245004.2010.546939>
- Kamerstuk 24557, nr. 168 | Overheid.nl > Officiële bekendmakingen. (2020, maart 10). <https://zoek.officielebekendmakingen.nl/kst-24557-168.html>
- Kansspelautoriteit. (z.d.). *Belangrijkste regels voor kansspelreclame*. <https://kansspelautoriteit.nl/voor-zakelijke-aanbieders/beperken-reclame/belangrijkste-regels-kansspelreclame/>
- Kansspelautoriteit. (2023). *Kansspelwijzer online gokken*. <https://kansspelautoriteit.nl/veilig-spelen/veilig-online-gokken/kansspelwijzer-online-gokken/>
- Kansspelautoriteit. (2021). *Wet Koa: Veranderingen per 1 Oktober 2021*. <https://kansspelautoriteit.nl/nieuws/2021/september/wet-koa-veranderingen-per-1-oktober-2021/>
- Kristiansen, S., & Trabjerg, C. M. (2017). Legal gambling availability and youth gambling behaviour: a qualitative longitudinal study. *International Journal of Social Welfare*, *26*(3), 218-229. <https://doi.org/10.1111/ijsw.12231>
- Kruize, A., Snippe, J., & Muijnck, J. D. (2021). Nieuwe meting modernisering kansspelbeleid.
- McCormack, A., Shorter, G.W. & Griffiths, M.D. An Empirical Study of Gender Differences in Online Gambling. *Journal of Gambling Studies*, *30*, 71-88 (2014). <https://doi.org/10.1007/s10899-012-9341-x>
- Miech, R. A., & Hauser, R. M. (2001). Socioeconomic status and health at midlife: a comparison of educational attainment with occupation-based indicators. *Annals of Epidemiology*, *11*(2), 75-84.
- Ministerie van Algemene Zaken. (2022, Juli 8). *Verbod op ongerichte gokreclames en sponsoring*. Nieuwsbericht | Rijksoverheid.nl. <https://www.rijksoverheid.nl/actueel/nieuws/2022/07/08/verbod-op-ongerichte-gokreclames-en-sponsoring>

- Ministerie van Justitie en Veiligheid. (2021, December 1). Meting kansspelbeleid vormt basis evaluatie wet Koa. WODC - Wetenschappelijk Onderzoek- En Documentatiecentrum.
<https://www.wodc.nl/actueel/nieuws/2021/12/01/meting-kansspelbeleid-vormt-basis-evaluatie-wet-koa>
- Newall, P. W., Moodie, C., Reith, G., Stead, M., Critchlow, N., Morgan, A., & Dobbie, F. (2019). Gambling marketing from 2014 to 2018: A literature review. *Current Addiction Reports*, 6, 49-56.
- NOS. (2022, Februari 5). Waarom jij overal gokreclames ziet. *NOS*.
<https://nos.nl/nieuwsuur/artikel/2415814-waarom-jij-overal-gokreclames-ziet>
- Ofori Dei, S. M., Christensen, D. R., Awosoga, O. A., Lee, B. K., & Jackson, A. C. (2020). A composite measure of gambling exposure: availability, accessibility or both? *Journal of Gambling Studies*, 37(4), 1291–1310. <https://doi.org/10.1007/s10899-020-09985-8>
- Pallesen, S., Mentzoni, R. A., Morken, A. M., Engebø, 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. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.597615>
- Philip, L., David, F., Jakob, J., Anne, H. B., & Per, C. (2020). Transitioning between online gambling modalities and decrease in total gambling activity, but no indication of increase in problematic online gambling intensity during the first phase of the covid-19 outbreak in sweden: a time series forecast study, *Frontiers in Public Health*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2020.554542>
- Staatsblad 2013, 231 | Overheid.nl > Officiële bekendmakingen. (2013, Juni 26).
<https://zoek.officielebekendmakingen.nl/stb-2013-231.html>
- Staatsblad 2021, 37 | Overheid.nl > Officiële bekendmakingen. (2021, Februari 3).
<https://zoek.officielebekendmakingen.nl/stb-2021-37.html>
- Tavares, H., Zilberman, M. L., Beites, F. J., & Gentil, V. (2001). Gender differences in gambling progression. *Journal of Gambling Studies*, 17(2), 151–159.
<https://doi.org/10.1023/a:1016620513381>
- Watson, A. C., Corrigan, P., Larson, J. E., & Sells, M. (2007). Self-stigma in people with mentale illness. *Schizophrenia Bulletin*, 33, 1312–1318. doi:<http://dx.doi.org/10.1093/schbul/sbl076>.
- Wat zijn de risico's van gokken? - Jellinek. (2021, december 24). Jellinek.
<https://www.jellinek.nl/vraag-antwoord/wat-zijn-risicos-gokken/>

- Welte, J. W., Barnes, G. M., Wieczorek, W. F., Tidwell, M. C. O., & Parker, J. C. (2001). Alcohol and gambling pathology among U.S. adults: Prevalence, demographic patterns and co-morbidity. *Journal of Studies on Alcohol*, 62(5), 706–712.
- Welte, J. W., Barnes, G. M., Wieczorek, W. F., Tidwell, M. C. O., & Parker, J. C. (2004). Risk factors for pathological gambling. *Addictive Behaviors*, 29(2), 323-335.
- Williams, R. J., Volberg, R. A., & Stevens, R. M. (2012). The population prevalence of problem gambling: Methodological influences, standardized rates, jurisdictional differences, and worldwide trends. Ontario Problem Gambling Research Centre.
- Wisselink, D. J., Kuijpers, W. G. T., Kerssies, J. P., & van der Slink, J. B. (2023). Tussenrapportage Kerncijfers Verslavingszorg 2016-2021. In Landelijk Alcohol en Drugs Informatie Systeem. <https://cdn.bluenotion.nl/209c705755afb5baca6501d22c0ddc6e05c586540b8868fe813b7a1b3cb76695.pdf>

Bijlagen

Bijlage I: Literatuuronderzoek	Pagina 45
Bijlage II: Totstandkoming variabelen	Pagina 50
Bijlage III: Analyseresultaten	Pagina 73
Bijlage IV: Controle assumpties	Pagina 85

Bijlage I Literatuuronderzoek

Systematische literatuurreview

Om inzicht te krijgen in de invloed van de legalisatie van online kansspelen in andere Europese landen wordt er literatuuronderzoek uitgevoerd.

De selectie van vergelijkbare landen met Nederland wordt gebaseerd op eerder onderzoek van de Bruin en Labree (2014). Op basis van drie criteria kwamen zij op vier landen die op het gebied van online kansspelen goed te vergelijken zijn met Nederland. Het betreft Italië, Noorwegen, het Verenigd Koninkrijk en Denemarken. Negen jaar na het onderzoek van de Bruin en Labree (2014) zijn er vier landen bijgekomen die op het gebied van online kansspelen goed te vergelijken zijn met Nederland. Dit zijn Estland, Hongarije, Frankrijk en België. Alle acht landen worden meegenomen in het literatuuronderzoek.

Om te komen tot een gedegen overzicht van de relevante literatuur wordt er een systematische literatuurreview uitgevoerd. Om literatuur te zoeken over in hoeverre de legalisering van online kansspelen invloed uitoefent op het aantal deelnemers aan online kansspelen in de acht Europese landen dient er een zoekstring te worden ontwikkeld. Om te komen tot bruikbare resultaten is er een aantal trefwoorden en bijbehorende synoniemen geselecteerd dat gebruikt wordt voor de zoekstring. Deze zijn te raadplegen in tabel I.

Tabel I Zoektermen systematische literatuurreview

<i>Online</i>	<i>Kansspelen</i>	<i>Legaliseren</i>	<i>Deelnemers</i>	<i>Europese landen</i>
1. Online	1. Gambling	1. Legalization	1. Prevalence	1. Italy
2. Digital	2. Betting	2. Legislation	2. Participation	2. UK
3. E-	3. Wagging	3. Legitimization	3. Behavior	3. United Kingdom
4. Remote		4. Regulation	4. Behaviour	4. Belgium
5. Mobile		5. Policy	5. Rates	5. France
				6. Hungary
				7. Norway
				8. Denmark
				9. Estonia

De zoekopdrachten worden in het Engels uitgevoerd. Op basis van de zoektermen in tabel I is de volgende zoekstring tot stand gekomen: ((“Online” OR “Digital” OR “E-” OR “Remote” OR “Mobile”) AND (“Gambling” OR “Betting” OR “Wagging”)) AND (“Legal*” OR “Regul*” OR “Policy”) AND (“Gambling”) AND (“Prevalence” OR “Participation” OR “Behavior” OR “Behaviour” OR “Rates”)) AND (“Italy” OR “UK” OR “United Kingdom” OR “Belgium” OR “France” OR “Hungary” OR “Norway” OR “Denmark” OR “Estonia”).

Aan de hand van deze zoekstring wordt er literatuur gezocht in verschillende zoekmachines. Er gaan drie zoekacties plaatsvinden. Namelijk, één zoekactie in SmartCat. Vervolgens wordt er gezocht in Web of Science. Tot slot wordt er gezocht in EBSCO host waarbij de databases SOCindex, Psychology and Behavioral Sciences Collection, APA Psycinfo en APA PsycArticles worden geselecteerd.

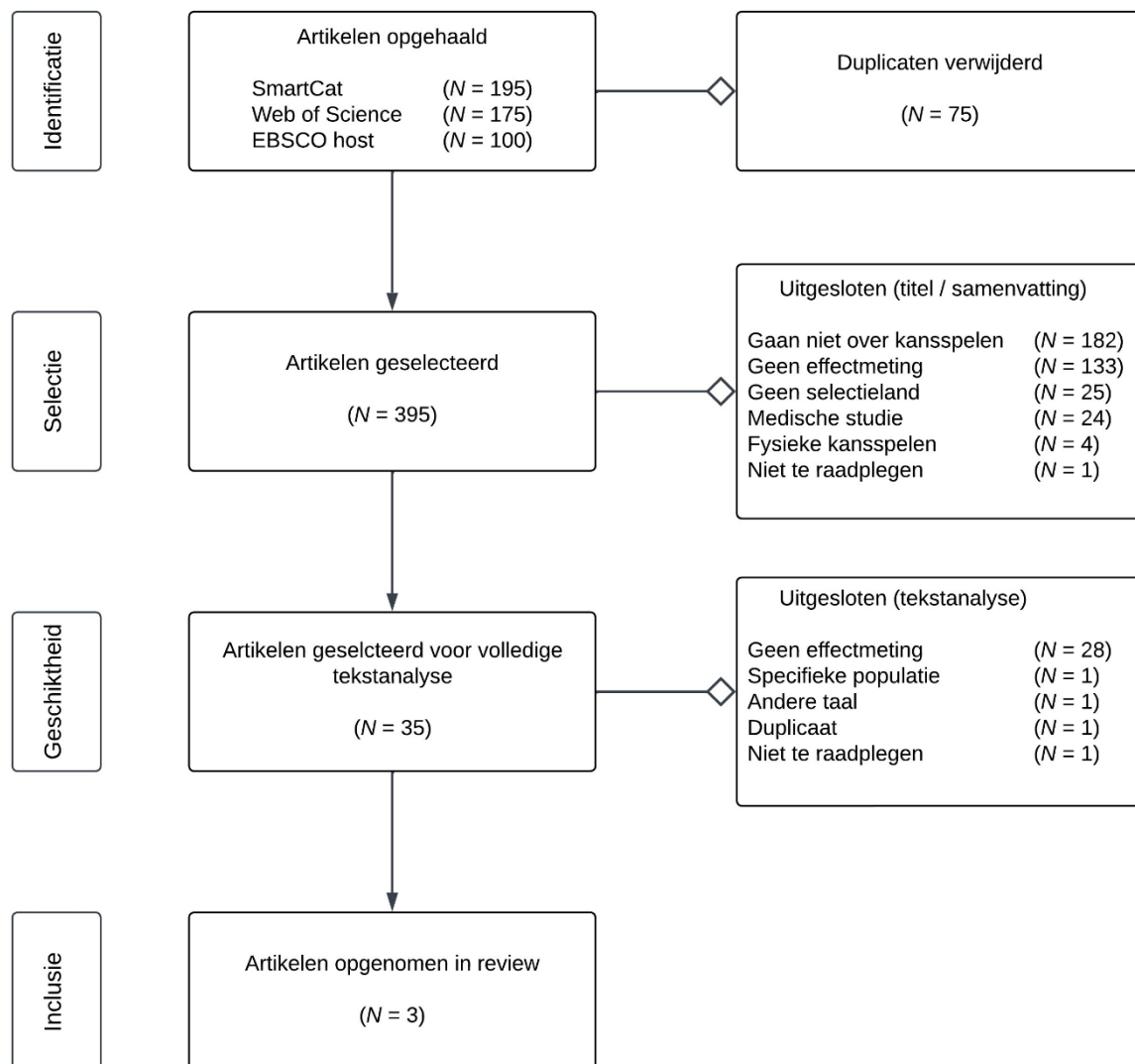
De systematische literatuurreview bestaat uit vier fasen. In de eerste fase vindt de identificatie van literatuur plaats. Hierbij worden alle zoekresultaten uit de databases opgehaald en samengevoegd. Vervolgens worden de duplicaten verwijderd wat resulteert in een overzicht van alle literatuur. In de tweede fase wordt er op basis van de titel en de samenvatting bepaald of de artikelen relevant zijn om volledig te analyseren. Om dit te bepalen worden er inclusie- en exclusiecriteria gebruikt (tabel II). In de derde fase worden de overgebleven artikelen volledig geanalyseerd. Op basis van de analyse wordt bepaald of desbetreffende artikelen worden opgenomen in de literatuurreview. In de vierde fase worden de bruikbaar bevonden artikelen op systematische wijze gerapporteerd.

Tabel II Selectiecriteria systematische literatuurreview

<i>Inclusiecriteria</i>	<i>Exclusiecriteria</i>
Populatie	Populatie
Online kansspeldeelnemers Alle type online kansspelen	Fysieke kansspeldeelnemers
Studie	Studie
Gepubliceerd in peer-reviewed tijdschrift Kwalitatief, kwantitatief of systematische review	Niet peer-reviewed (e.g. websites, blogs, grijze literatuur)
Landen	Landen
Italië, Verenigd Koninkrijk, België, Frankrijk, Hongarije, Noorwegen, Denemarken en Estland	Landen anders dan de selectie
Effectmeting	Ontbreken effectmeting
Er dient sprake te zijn van een meting in de periode voorafgaande aan de legalisatie en de periode na de legalisatie.	Er is geen sprake van een voor- en nameting.
Gepubliceerd	Gepubliceerd
Publicatiejaartal vanaf 2014 tot en met 2023	Publicatiejaartal voor 2014
Taal van studie	Taal van studie
Engels of Nederlands	Andere taal

Resultaten systematische literatuurreview

De zoekopdracht in SmartCat heeft 195 artikelen opgeleverd. De zoekopdracht in Web of Science leverde 175 artikelen op. De zoekopdracht in EBSCO host heeft 100 artikelen opgeleverd. Na het verwijderen van 75 duplicaten bleven er 395 unieke artikelen over. In het onderstaande processchema (figuur I) is het proces van de systematische literatuurreview te raadplegen.



Figuur I Processchema systematische literatuurreview

Drie artikelen zijn opgenomen in de review. Resultaten uit deze artikelen zijn te raadplegen in tabel III. Voorafgaande aan de systematische literatuurreview werd beoogd inzichten uit meer landen dan het onderzoek van De Bruin & Labree (2014) te verkrijgen. Met deze systematische literatuurreview zijn geen inzichten verkregen uit deze landen. Wel zijn bestaande inzichten beter geduid of bevestigd.

Tabel III Opgenomen artikelen literatuurreview

<i>Onderzoek & land</i>	<i>Tijdschrift</i>	<i>Doelstelling</i>	<i>Methoden & data</i>	<i>Conclusie & discussie</i>
Kristiansen & Trabjerg, 2017 Denemarken	International Journal of Social Welfare	Met dit onderzoek wordt beoogd inzichtelijk te maken op welke wijze jongeren en adolescenten die al eerder hebben deelgenomen aan kansspelen, veranderingen in gokmogelijkheden ervaren en hoe ze op deze veranderingen reageren.	Kwalitatief longitudinaal onderzoek. Interviews in drie perioden van 2011-2014. Leeftijd participanten 12–20 jaar. Steekproefgrootte tijdens iedere periode is als volgt. P1: $N = 51$, P2: $N = 50$, P3: $N = 48$. 48 participanten met eerdere gokervaring zijn in iedere periode geïnterviewd. Alle participanten zijn woonachtig in de Deense regio Aalborg.	Sommige jongeren en jongvolwassenen zijn na de legalisering van online kansspelen in Denemarken frequenter gaan gokken. Dit komt voornamelijk door de eenvoudige toegankelijkheid en het grote aanbod van online kansspelen. Men heeft een minder gevoel van tastbaarheid bij het geld dat wordt ingezet tijdens online kansspelen ten opzichte van fysieke kansspelen. Verder ligt het tempo bij online kansspelen hoger dan bij fysieke kansspelen. Beide factoren hebben tot gevolg dat er meer geld wordt gependend tijdens het spelen van online kansspelen. Verder wordt er sinds de legalisering in Denemarken reclame gemaakt door kansspelaanbieders. Sommige participanten kregen het gevoel achtervolgd te worden door de kansspelaanbieders. Bijvoorbeeld door reclames op TV, op straat, op websites en gepersonaliseerde advertenties via e-mails. Eén participant gaf aan verleid te worden om deel te nemen aan online kansspelen door de reclameboodschap waarin wordt aangegeven dat de inzet wordt verdubbeld. De steekproef is niet representatief. De resultaten van dit onderzoek kunnen niet worden gegeneraliseerd naar de gehele populatie Deense jongeren en jongvolwassenen.

<i>Onderzoek & land</i>	<i>Tijdschrift</i>	<i>Doelstelling</i>	<i>Methoden & data</i>	<i>Conclusie & discussie</i>
Pallesen et al., 2021 Noorwegen	Frontiers in Psychiatry	De doelstelling is om inzichtelijk te maken of de deelname aan online kansspelen en het gokgedrag van de Noorse populatie is veranderd sinds de uitbreiding van het gereguleerde aanbod van online kansspelen in 2014.	Kwantitatief longitudinaal onderzoek. Enquêteonderzoek, de dataverzameling heeft jaarlijks plaatsgevonden in de periode 2005-2018. Leeftijdscategorieën respondenten: 15-17 jaar; 18-24 jaar; 25-39 jaar; 40-59 jaar; 60 jaar en ouder. De jaarlijkse steekproefgrootte bedroeg circa $N = 2.000$. Het totaal aantal respondenten gedurende de gehele periode bedraagt $N = 28.251$.	Aan de hand van een logistische regressie analyse is onderzocht hoe groot de kans is dat de respondenten deelnemen aan verschillende typen kansspelen. Hierbij is gekeken naar drie perioden: P1 (2005-2007); P2 (2008-2013); P3 (2014-2018). Van 2005-2018 is de geschatte kans van deelname aan kansspelen afgenomen. In P1 bedroeg de kans 82.1%, in P2 76.3% en in P3 72.7%. Echter, de kans op gokdeelname bij buitenlandse websites en de deelname aan online kansspelen nam toe. De deelnamen waren voor de drie perioden respectievelijk 3,6%, 4,2%, 4,5% en 0,7%, 1,6% en 5,6%. De stijging was het sterkst voor online kansspelen. De sterke stijging in de kans op deelname aan online kansspelen is onder andere te wijten aan toename van het gereguleerde aanbod van online kansspelen in 2014. Het aantal problematische gokkers in Noorwegen is ook toegenomen in de periode 2015 tot en met 2019 (3.2% tot 4.5%).
Torrance et al., 2021 Verenigd Koninkrijk	Health Promotion International	Inzicht krijgen in de impact van kansspelreclames op het gokgedrag van jongvolwassenen in het Verenigd Koninkrijk.	Kwalitatief enquêteonderzoek. Leeftijd participanten: 18-34 jaar. $N = 62$ jongvolwassenen.	Respondenten ervaren diverse negatieve effecten van kansspelreclames. Een aantal voorbeelden is: het overbrengen van misleidende informatieboodschappen, het faciliteren van meer kansspeldeelname, het aanhoudend reclame maken voor een 'zeer verslavend' product. Respondenten beschouwen het als negatief dat de deelname aan kansspelen wordt genormaliseerd door middel van reclames. Gokken is dan ook diep ingebed in de Britse cultuur.

Bijlage II Totstandkoming variabelen

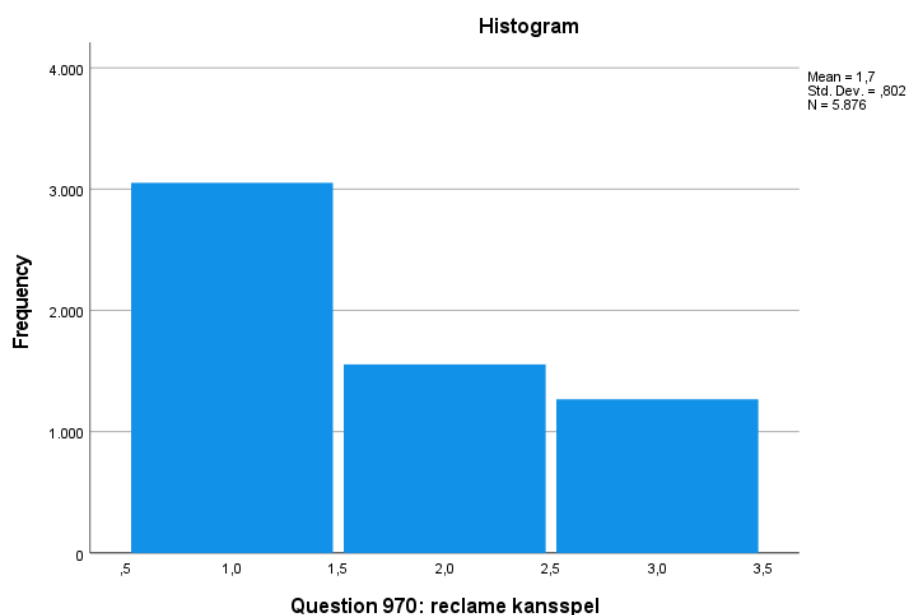
In deze bijlage wordt per variabele weergegeven welke bewerkingen zijn uitgevoerd op de data om de betreffende variabelen te verkrijgen. Daarnaast worden ook de oorspronkelijke verdeling van de variabele en de verdeling na de bewerking getoond.

Variabele: Blootstelling aan kansspelreclames

Het concept ‘blootstelling aan kansspelreclames’ wordt gemeten aan de hand van twee items. Het betreft de items V970 ‘heeft u in de afgelopen zes maanden wel eens reclame gezien of gehoord voor (het spelen van) een kansspel?’ en V979 ‘kunt u aangeven hoe vaak u in de afgelopen zes maanden wel eens reclame voor (het spelen van) een kansspel heeft gezien of gehoord op/in: Sociale media (Facebook, Twitter, Instagram, TikTok en dergelijke), Internet, Televisie, Radio, Krant/ Tijdschrift, Folder, Straat (bijvoorbeeld in bushokjes, posters), Anders, namelijk?’.

Question 970: reclame kansspel

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ja	3053	52,0	52,0	52,0
	Nee	1555	26,5	26,5	78,4
	Weet niet	1268	21,6	21,6	100,0
	Total	5876	100,0	100,0	



Item V970 ‘‘heeft u in de afgelopen zes maanden wel eens reclame gezien of gehoord voor (het spelen van) een kansspel?’’ telt drie inhoudelijke antwoordcategorieën. 5876 respondenten hebben antwoord gegeven op deze vraag. Dit item heeft geen missende waarden. Om zowel de respondenten die wel als geen reclames hebben gezien mee te nemen in deze variabele worden alle antwoordcategorieën van

deze vraag gecodeerd naar 0 en samengevoegd met de tweede vraag. Deze bewerking is in SPSS als volgt gedaan:

```
RECODE V970 (MISSING=0) (1=0) (2=0) (3=0) INTO V_RECLAME_MS.
```

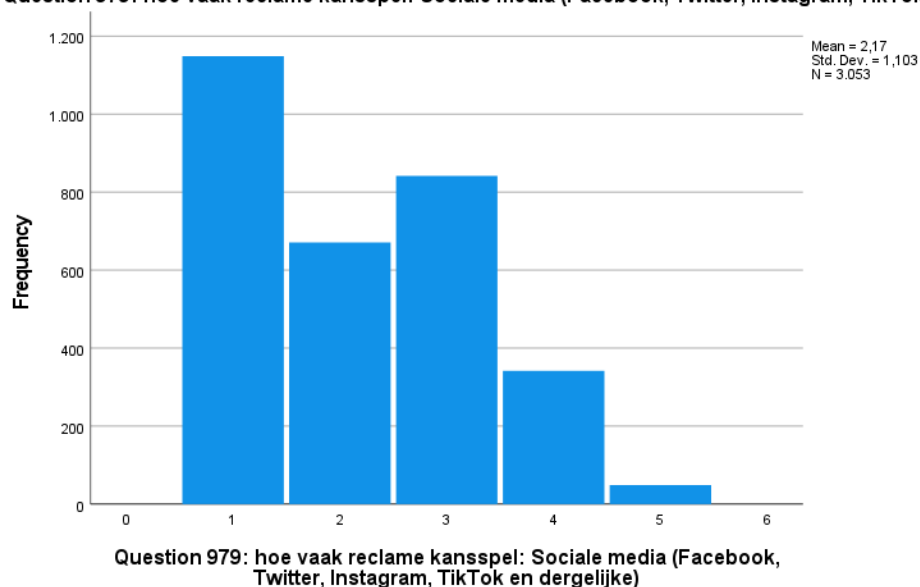
```
VARIABLE LABELS V_RECLAME_MS 'Iedereen voor de variabele reclame '. EXECUTE.
```

De tweede vraag op basis waarvan de variabele V979 tot stand is gekomen is: "kunt u aangeven hoe vaak u in de afgelopen zes maanden wel eens reclame voor (het spelen van) een kansspel heeft gezien of gehoord op/in:" bestond uit 8 items waarbij er per item vijf inhoudelijke antwoordcategorieën aanwezig waren.

Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Sociale media (Facebook, Twitter, Instagram, TikTok en dergelijke)

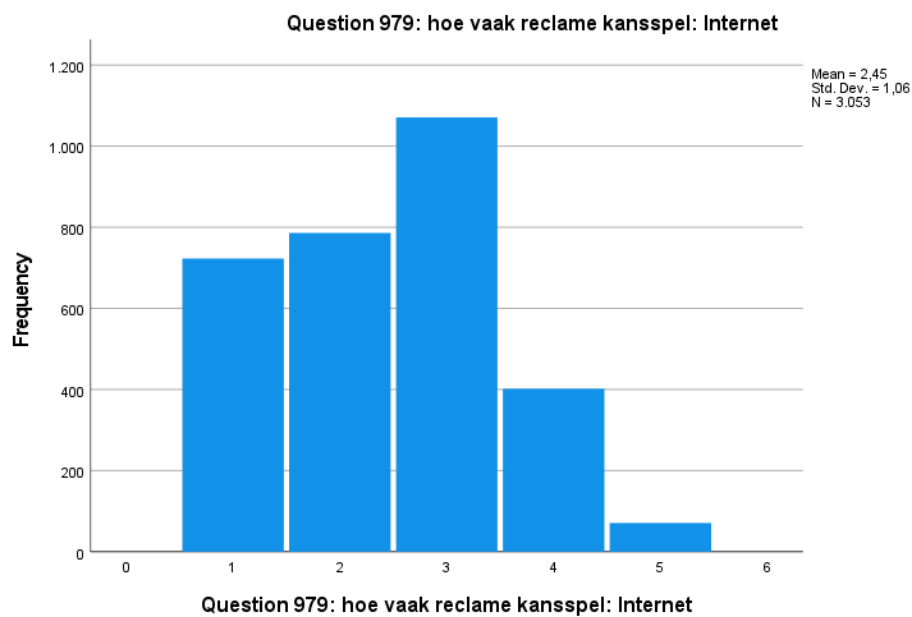
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	1149	19,6	37,6	37,6
	Zelden	671	11,4	22,0	59,6
	Soms	842	14,3	27,6	87,2
	Regelmatig	342	5,8	11,2	98,4
	Vaak	49	,8	1,6	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		

Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Sociale media (Facebook, Twitter, Instagram, TikTok en dergelijke)

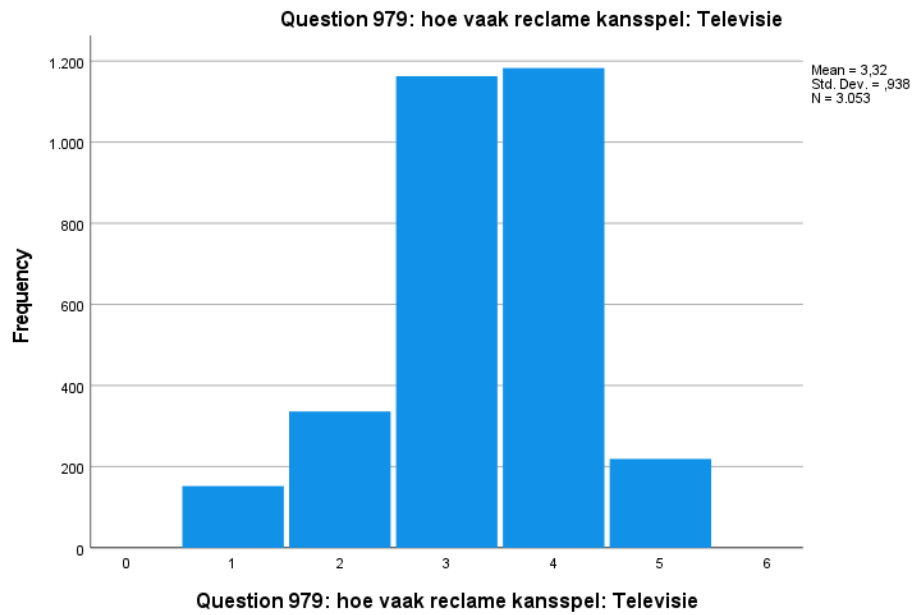


Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Internet

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	723	12,3	23,7	23,7
	Zelden	786	13,4	25,7	49,4
	Soms	1071	18,2	35,1	84,5
	Regelmatig	402	6,8	13,2	97,7
	Vaak	71	1,2	2,3	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		

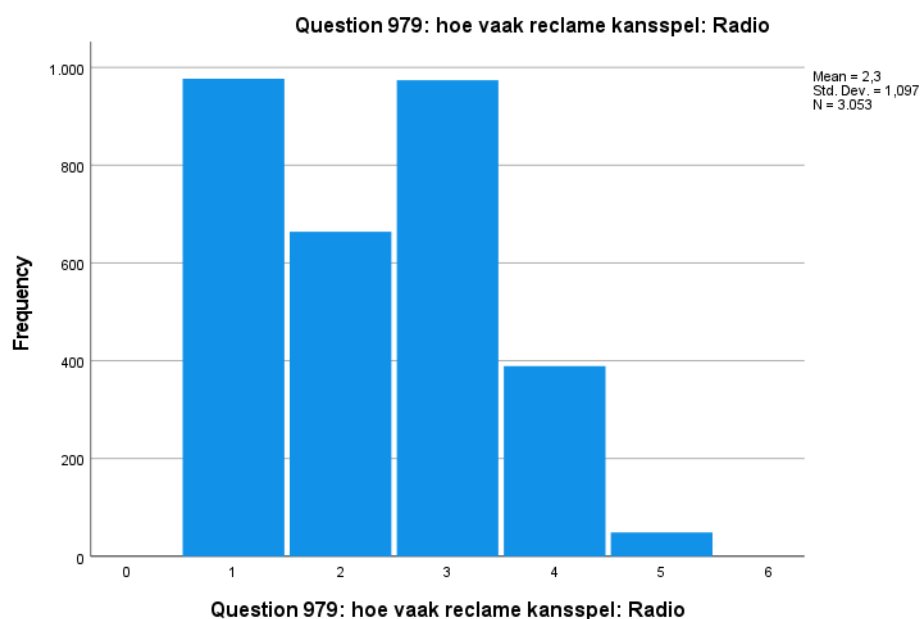
**Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Televisie**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	152	2,6	5,0	5,0
	Zelden	336	5,7	11,0	16,0
	Soms	1163	19,8	38,1	54,1
	Regelmatig	1183	20,1	38,7	92,8
	Vaak	219	3,7	7,2	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		



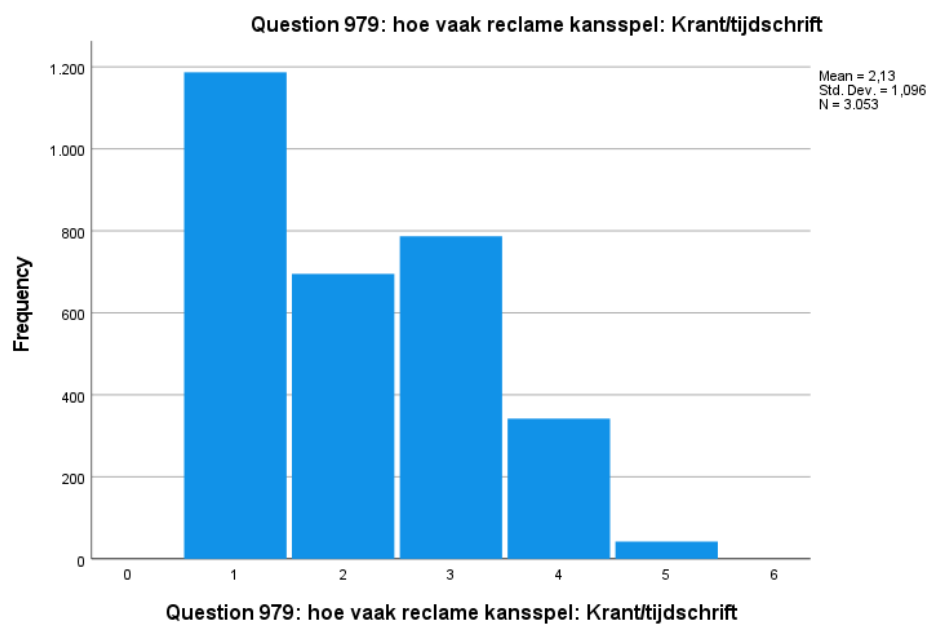
Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Radio

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	977	16,6	32,0	32,0
	Zelden	664	11,3	21,7	53,8
	Soms	974	16,6	31,9	85,7
	Regelmatig	389	6,6	12,7	98,4
	Vaak	49	,8	1,6	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		

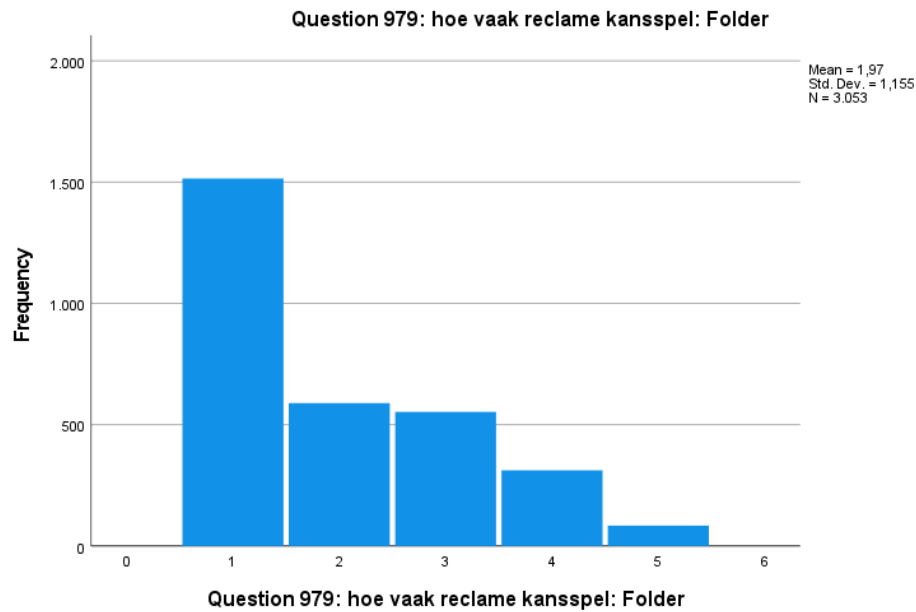


Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Krant/tijdschrift

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	1187	20,2	38,9	38,9
	Zelden	695	11,8	22,8	61,6
	Soms	787	13,4	25,8	87,4
	Regelmatig	342	5,8	11,2	98,6
	Vaak	42	,7	1,4	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		

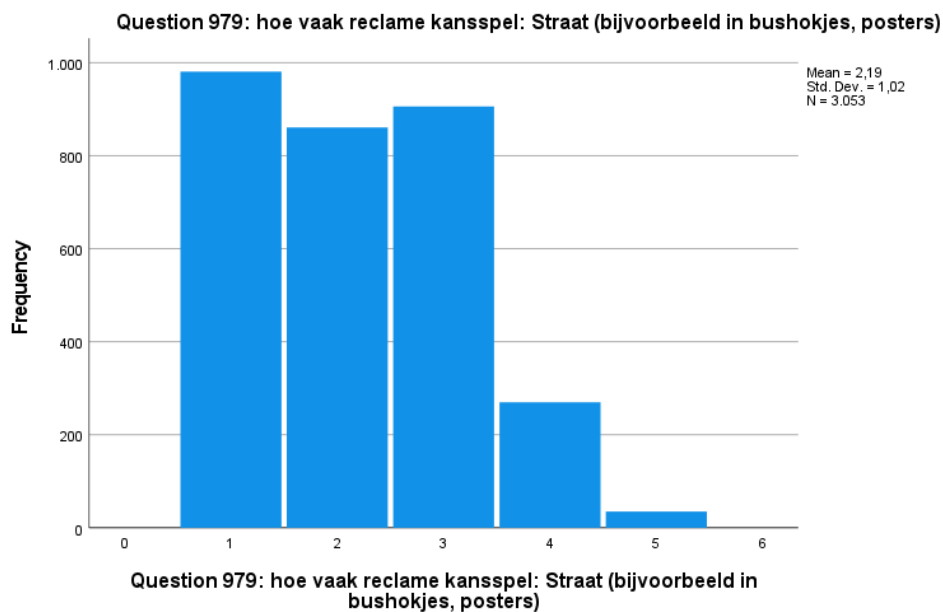
**Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Folder**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	1515	25,8	49,6	49,6
	Zelden	589	10,0	19,3	68,9
	Soms	553	9,4	18,1	87,0
	Regelmatig	312	5,3	10,2	97,2
	Vaak	84	1,4	2,8	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		



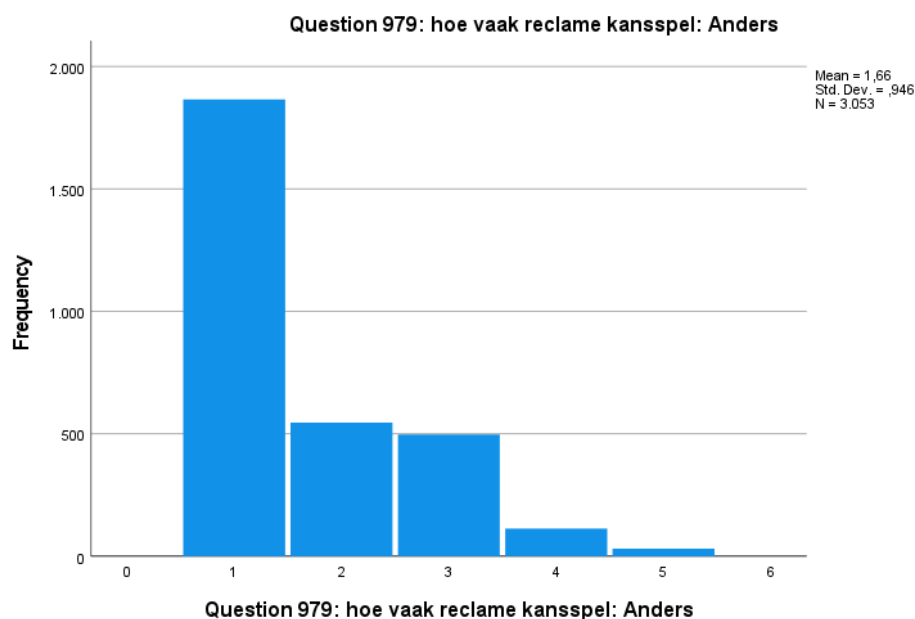
Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Straat (bijvoorbeeld in bushokjes, posters)

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	981	16,7	32,1	32,1
	Zelden	861	14,7	28,2	60,3
	Soms	906	15,4	29,7	90,0
	Regelmatig	270	4,6	8,8	98,9
	Vaak	35	,6	1,1	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		



Question 979: hoe vaak reclame kansspel: Anders

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Nooit	1866	31,8	61,1	61,1
	Zelden	546	9,3	17,9	79,0
	Soms	497	8,5	16,3	95,3
	Regelmatig	113	1,9	3,7	99,0
	Vaak	31	,5	1,0	100,0
	Total	3053	52,0	100,0	
Missing	System	2823	48,0		
Total		5876	100,0		



Respondenten hadden per categorie waarin ze reclames kunnen tegenkomen de mogelijkheid aan te geven hoe vaak ze reclames op die wijze hebben gezien. De antwoordmogelijkheden per categorie waren: (1) nooit, (2) zelden, (3) soms, (4) regelmatig, (5) vaak. Als eerste worden per categorie de antwoordmogelijkheden gecodeerd op de volgende wijze. Nooit=0, zelden=1, soms=2, regelmatig=3, vaak=4. In SPSS is dit op de volgende wijze gedaan:

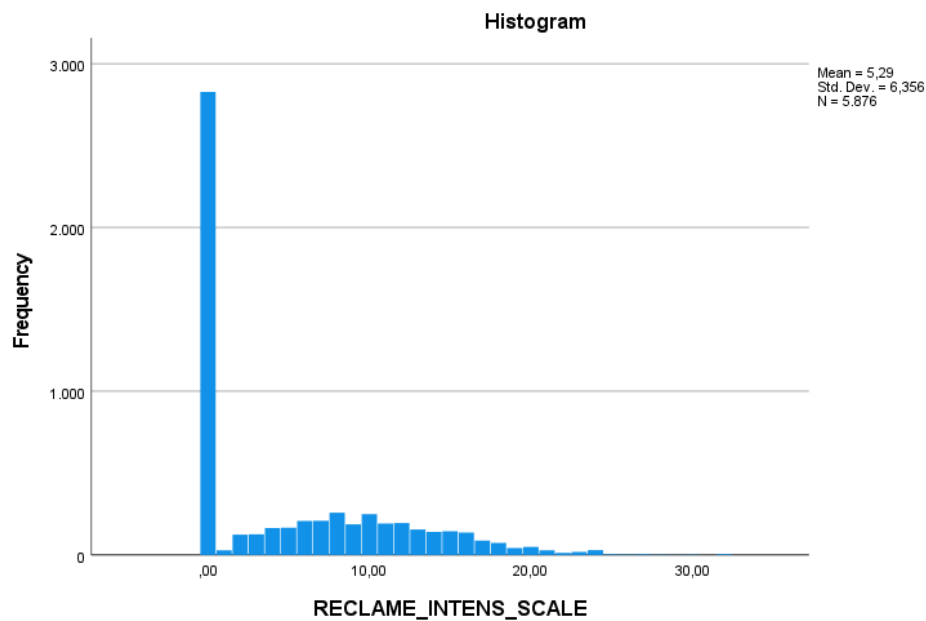
```
RECODE V979_1 V979_2 V979_3 V979_4 V979_5 V979_6 V979_7 V979_8 (MISSING=0) (1=0)
(2=1) (3=2) (4=3) (5=4) INTO RECLAME_NEW1 RECLAME_NEW2 RECLAME_NEW3
RECLAME_NEW4 RECLAME_NEW5 RECLAME_NEW6 RECLAME_NEW7
RECLAME_NEW8. EXECUTE.
```

Vervolgens worden alle losse categorieën in de dataset gecombineerd. Aan deze combinatie wordt ook de voorgaande vraag toegevoegd. Het combineren van de nieuwe variabelen is in SPSS als volgt gedaan:

COMPUTE RECLAME_INTENS_SCALE=V_RECLAME_MS + RECLAME_NEW1 +
RECLAME_NEW2 + RECLAME_NEW3 +

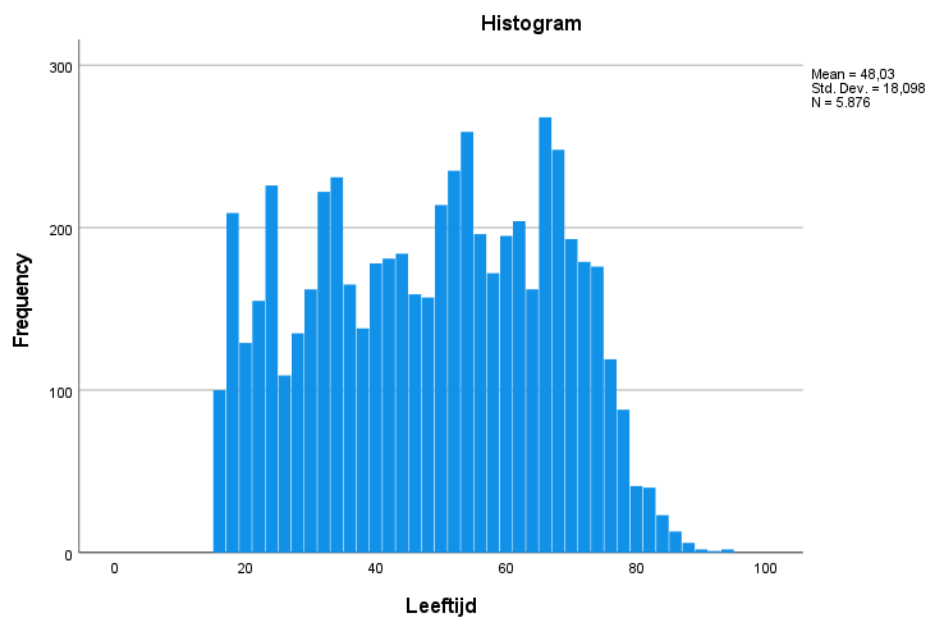
RECLAME_NEW4 + RECLAME_NEW5 + RECLAME_NEW6 + RECLAME_NEW7 +
RECLAME_NEW8. EXECUTE.

De nieuwe variabele heeft een bereik van 0 tot 32, waarbij een lagere score duidt op een lagere mate van blootstelling aan reclame, terwijl een hogere score wijst op een hogere mate van blootstelling. De variabele heeft 0% missende waarden.



Variabele: Leeftijd

Het concept ‘leeftijd’ wordt gemeten aan de hand van het item LFT ‘‘wat is uw leeftijd?’’ Dit item heeft geen missende waarden.



Interactieterm: leeftijd * reclame blootstelling

Voor het creëren van de interactieterm ‘leeftijd * blootstelling aan kansspelreclames’ zijn de oorspronkelijke variabelen ‘leeftijd’ en ‘blootstelling aan kansspelreclames’ gecentreerd. Het centreren van variabelen heeft ten eerste als voordeel dat de interactieterm eenvoudiger te interpreteren is. Bovendien helpt het tegen multicollineariteit. De variabelen zijn gecentreerd door van elke variabele de gemiddelde waarde af te trekken. In SPSS is dit als volgt uitgevoerd:

```
COMPUTE LFT_C=LFT - 49.39. EXECUTE.
```

```
COMPUTE REC_C=RECLAME_INTENS_SCALE - 6.1359. EXECUTE.
```

Vervolgens is de interactieterm gemaakt op basis van de gecentreerde variabelen. Dit is als volgt uitgevoerd:

```
COMPUTE REC_LFT_INTER_C=LFT_C * REC_C. EXECUTE.
```

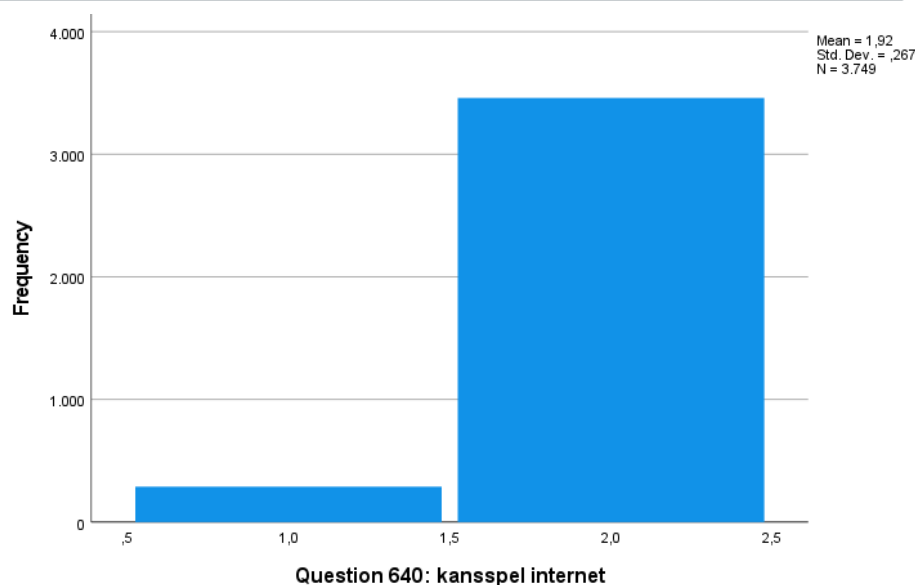
Dit heeft geresulteerd in de interactieterm ‘leeftijd * blootstelling aan kansspelreclames’.

Variabele: Deelname aan online kansspelen

Het concept ‘deelname aan online kansspelen’ is gemeten aan de hand van één item. Het betreft V640 ‘heeft u de afgelopen twaalf maanden wel eens kansspelen via internet gespeeld?’.

Question 640: kansspel internet

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ja	289	4,9	7,7	7,7
	Nee	3460	58,9	92,3	100,0
	Total	3749	63,8	100,0	
Missing	System	2127	36,2		
Total		5876	100,0		



Het totale percentage missende waarden ligt op 36,2%. Bovendien blijkt dat het merendeel van de respondenten geen online kansspelen heeft gespeeld in de afgelopen 12 maanden. Om de resultaten beter te kunnen interpreteren zijn de antwoordcategorieën als volgt gecodeerd in SPSS:

```
RECODE V640 (1=1) (2=0) INTO ONLINE_KANSSPELDEELNAME.
```

```
VARIABLE LABELS ONLINE_KANSSPELDEELNAME 'Deelgenomen aan online kansspelen'.  
EXECUTE.
```

Een score van 0 impliceert nu dat men niet heeft deelgenomen aan online kansspelen, terwijl een score van 1 aangeeft dat men wel heeft deelgenomen. Dit item heeft 36,2% missende waarden.

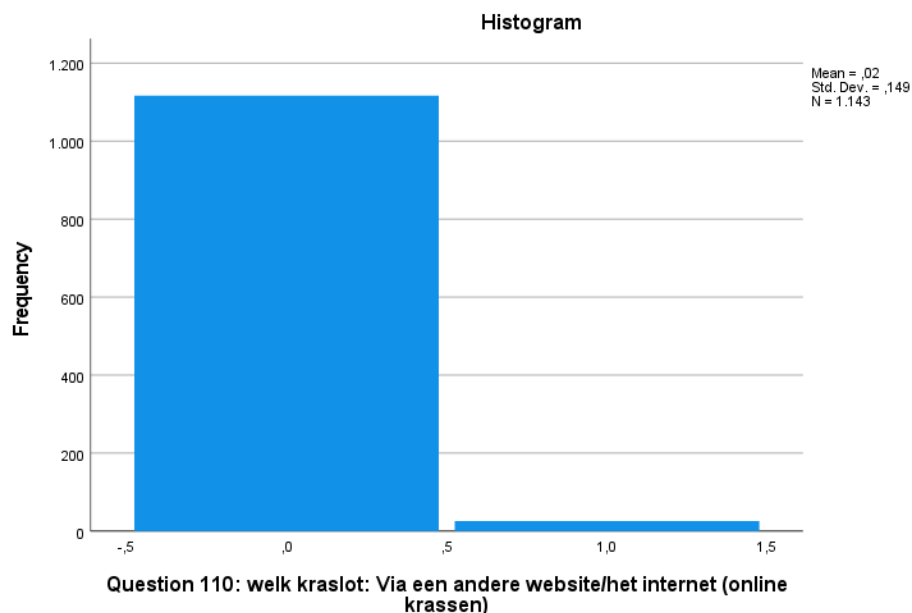
Variabele: Deelname aan verschillende typen kansspelen

Naast het onderzoek naar de afhankelijke variabele ‘deelname aan online kansspelen’ wordt er ook gekeken naar de verschillende typen online kansspelen. Hiervoor moet voor elk type kansspel een afzonderlijke afhankelijke variabele worden gecreëerd. Hieronder wordt toegelicht op basis van welke items de variabelen zijn samengesteld.

Het concept ‘online krasloten kopen’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden een kraslot te hebben gekocht. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden een kraslot heeft gekocht?’’. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘krasloten gekocht via een andere website/het internet (online krasloten)’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 80,5% missende waarden.

Question 110: welk kraslot: Via een andere website/het internet (online krasloten)

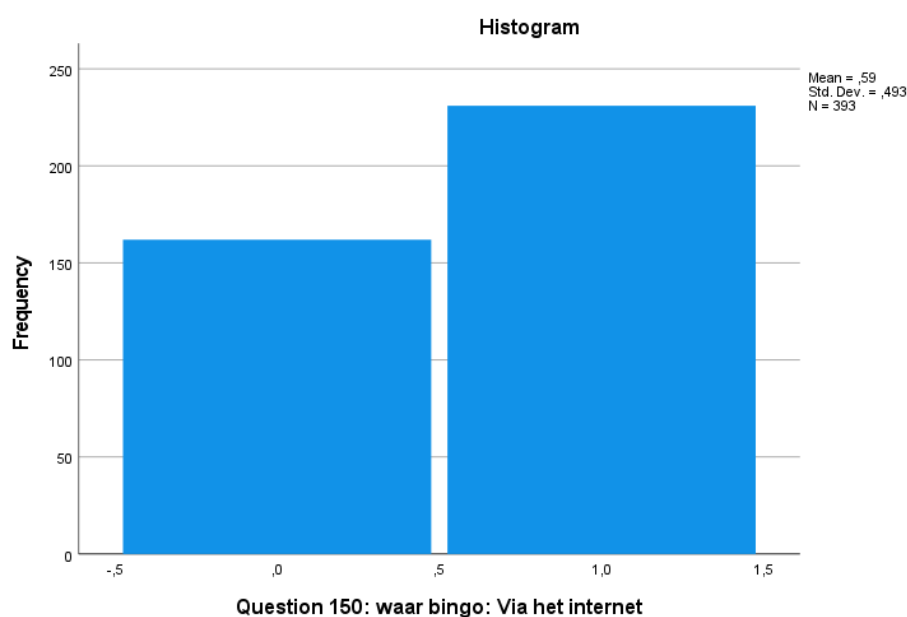
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	1117	19,0	97,7	97,7
	Yes	26	,4	2,3	100,0
	Total	1143	19,5	100,0	
Missing	System	4733	80,5		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘deelname aan online bingo’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden bingo te hebben gespeeld. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden bingo heeft gespeeld?’’. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘‘deelgenomen via het internet’’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 93,3% missende waarden.

Question 150: waar bingo: Via het internet

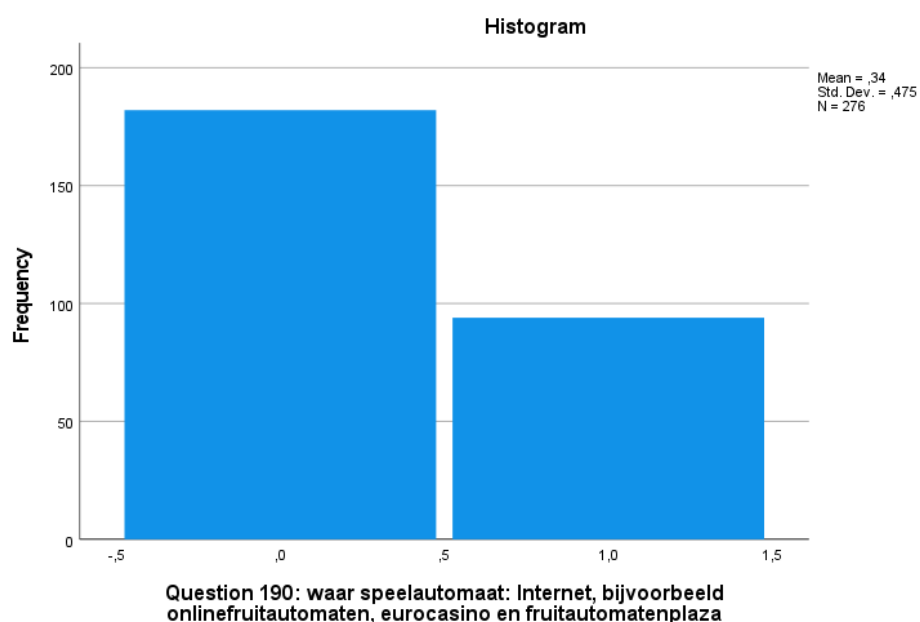
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	162	2,8	41,2	41,2
	Yes	231	3,9	58,8	100,0
	Total	393	6,7	100,0	
Missing	System	5483	93,3		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘online spelen op speelautomaten’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘U heeft aangegeven de afgelopen twaalf maanden op een speelautomaat te hebben gespeeld. Hieronder is een aantal locaties genoemd. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op een speelautomaat heeft gespeeld?’’. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘deelgenomen via Internet, bijvoorbeeld onlinefruitautomaten, eurocasino en fruitautomatenplaza’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 95,3% missende waarden.

Question 190: waar speelautomaat: Internet, bijvoorbeeld onlinefruitautomaten, eurocasino en fruitautomatenplaza

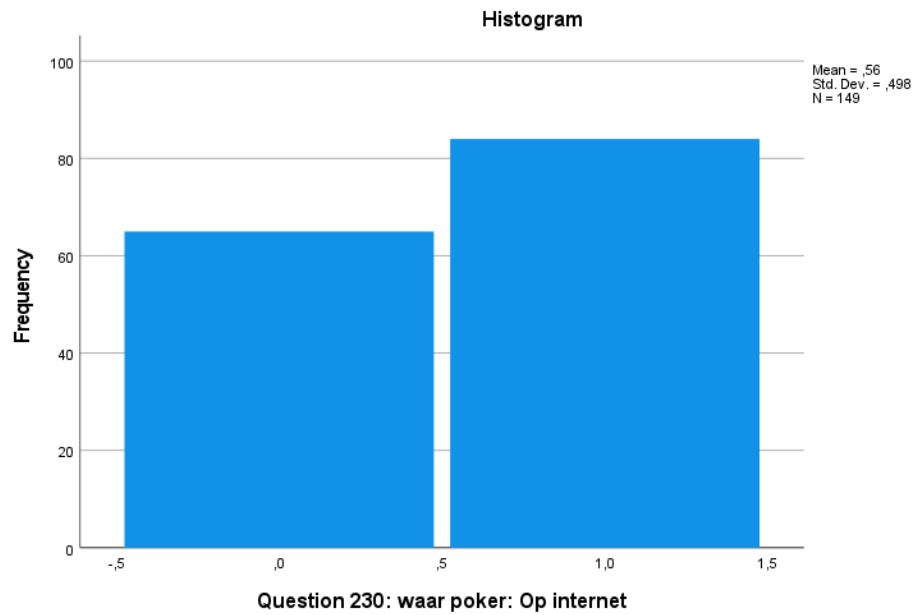
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	182	3,1	65,9	65,9
	Yes	94	1,6	34,1	100,0
	Total	276	4,7	100,0	
Missing	System	5600	95,3		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘deelname aan online poker’ wordt gemeten met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar poker kan worden gespeeld. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden poker heeft gespeeld?’’. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘op internet’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 97,5% missende waarden.

Question 230: waar poker: Op internet

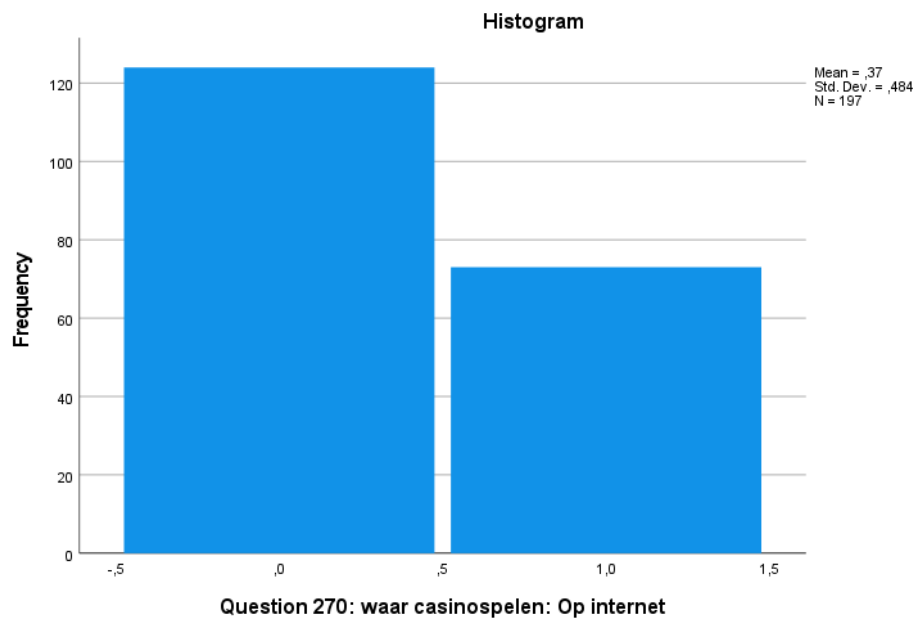
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	65	1,1	43,6	43,6
	Yes	84	1,4	56,4	100,0
	Total	149	2,5	100,0	
Missing	System	5727	97,5		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘deelname aan online casinospelen’ wordt gemeten met de vraag: “Hieronder is een aantal locaties genoemd waar casinospelen kunnen worden gespeeld. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden casinospelen heeft gespeeld?”. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘op internet’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 96,6% missende waarden.

Question 270: waar casinospelen: Op internet

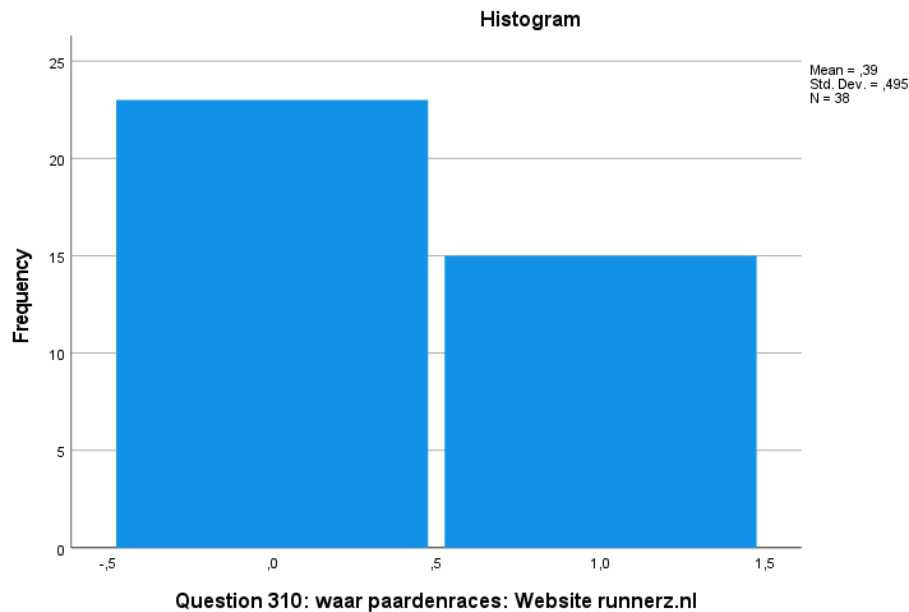
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	124	2,1	62,9	62,9
	Yes	73	1,2	37,1	100,0
	Total	197	3,4	100,0	
Missing	System	5679	96,6		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘online wedden op paardenraces’ wordt geoperationaliseerd met de vraag: ‘‘Hieronder is een aantal locaties genoemd waar op paardenraces kan worden gewed. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op paardenraces heeft gewed?’’. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘website Runnerz.nl’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 99,4% missende waarden.

Question 310: waar paardenraces: Website runnerz.nl

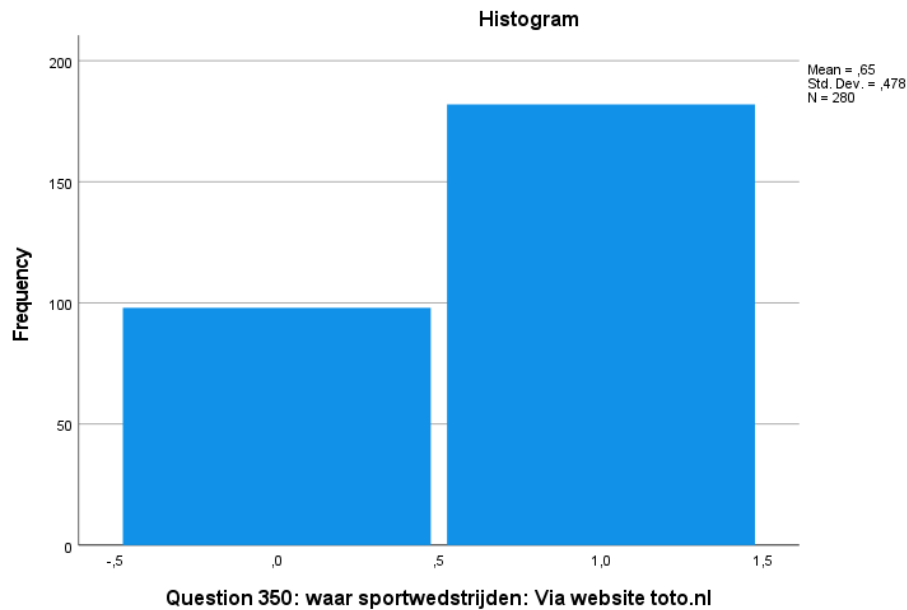
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	23	,4	60,5	60,5
	Yes	15	,3	39,5	100,0
	Total	38	,6	100,0	
Missing	System	5838	99,4		
Total		5876	100,0		



Het concept ‘online wedden op sportwedstrijden’ wordt gemeten met de vraag: “Hieronder is een aantal locaties genoemd waar op sportwedstrijden kan worden gewed. Kunt u per locatie aangeven of u daar de afgelopen twaalf maanden op sportwedstrijden heeft gewed?”. Binnen deze vraag wordt de antwoordcategorie ‘via website toto.nl’ gebruikt. Men kon hierop antwoorden met ja of nee. De antwoorden worden gecodeerd naar ja=1 en nee=0. Deze variabele heeft 95,2% missende waarden.

Question 350: waar sportwedstrijden: Via website toto.nl

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	98	1,7	35,0	35,0
	Yes	182	3,1	65,0	100,0
	Total	280	4,8	100,0	
Missing	System	5596	95,2		
Total		5876	100,0		



Voor deze analyses worden de ontbrekende waarden voor elk type kansspel gecodeerd als $nee=0$. Dit betekent dat respondenten die in de afgelopen 12 maanden niet hebben deelgenomen aan het betreffende kansspel ook geen vragen hoefden te beantwoorden over de locatie waar ze het kansspel hebben gespeeld. Op basis hiervan is het gerechtvaardigd om de respondenten met ontbrekende waarden voor deze kansspelen toe te voegen aan de categorie 0 niet deelgenomen. Deze bewerking is in SPSS als volgt uitgevoerd:

```
RECODE V1103 V1505 V1905 V2308 V2707 V3103 V3502 (0=0) (1=1) (SYSMIS=0) INTO
Online_Krasloten Online_Bingo Online_Speelautomaat Online_Poker Online_Casino
Online_Paardenraces Online_Sportwedstrijden.
```

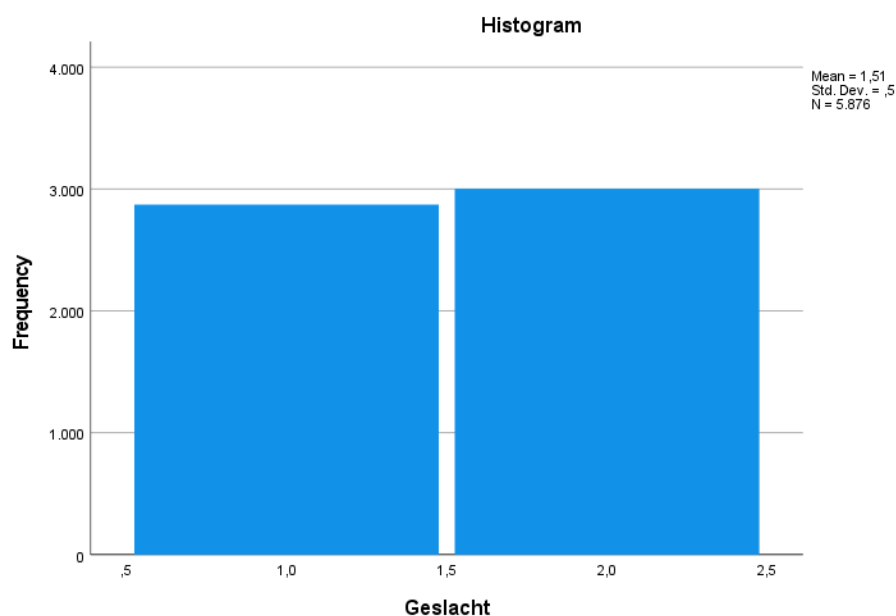
```
VARIABLE LABELS Online_Krasloten 'Deelname aan online krasloten' /Online_Bingo 'Deelname
aan '+' 'online bingo' /Online_Speelautomaat 'Deelname aan online speelautomaat' /Online_Poker
'Deelname aan online poker' /Online_Casino 'Deelname aan online casino' /Online_Paardenraces
'Deelname wedden op online paardenraces' /Online_Sportwedstrijden 'Deelname wedden op online '+'
'sportwedstrijden'. EXECUTE.
```

Variabele: Geslacht

Het concept ‘geslacht’ is tot stand gekomen met het item GSL ‘‘bent u een man of een vrouw?’’.

Respondenten hadden bij deze vraag de keuze uit drie antwoordcategorieën. Namelijk, (1) man, (2) vrouw, (3) anders. Niemand heeft de derde antwoordcategorie ‘‘anders’’ aangegeven. De vraag heeft 0% missende waarden.

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Man	2873	48,9	48,9	48,9
	Vrouw	3003	51,1	51,1	100,0
	Total	5876	100,0	100,0	

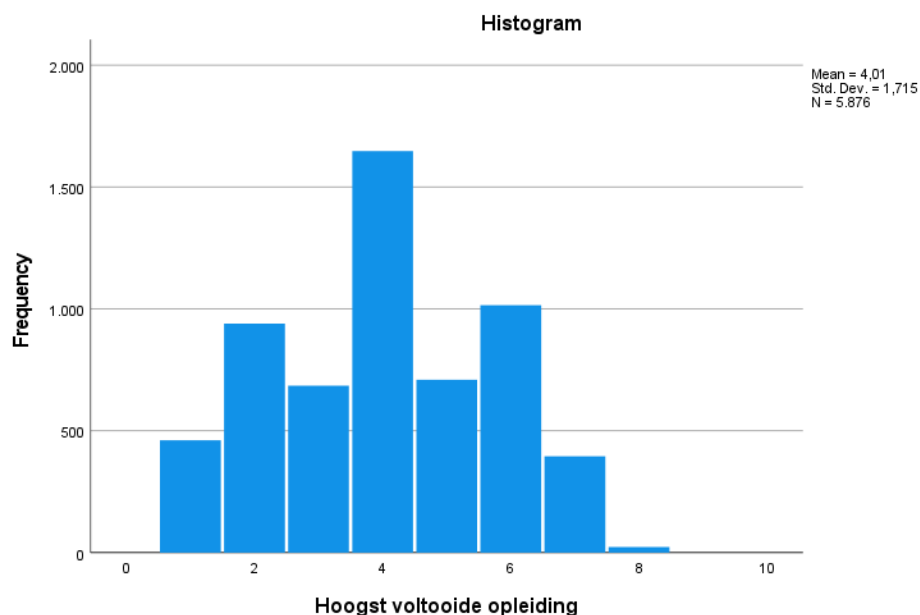


Variabele: Sociaaleconomische status

Het concept ‘sociaaleconomische status’ wordt gemeten aan de hand van opleidingsniveau, inkomen en werksituatie. Voor deze operationalisering worden drie vragen gebruikt. De eerste vraag luidt: ‘‘Wat is uw hoogst genoten schoolopleiding die u met een diploma heeft afgerond?’’ Ter beantwoording van deze vraag diende de respondent een keuze maken uit acht antwoordenmogelijkheden. Deze liepen van (1) Geen onderwijs / Basisonderwijs tot (7) HBO- / WO-master of doctoraal. Ook konden respondenten kiezen voor categorie (8) Weet ik niet / wil ik niet zeggen.

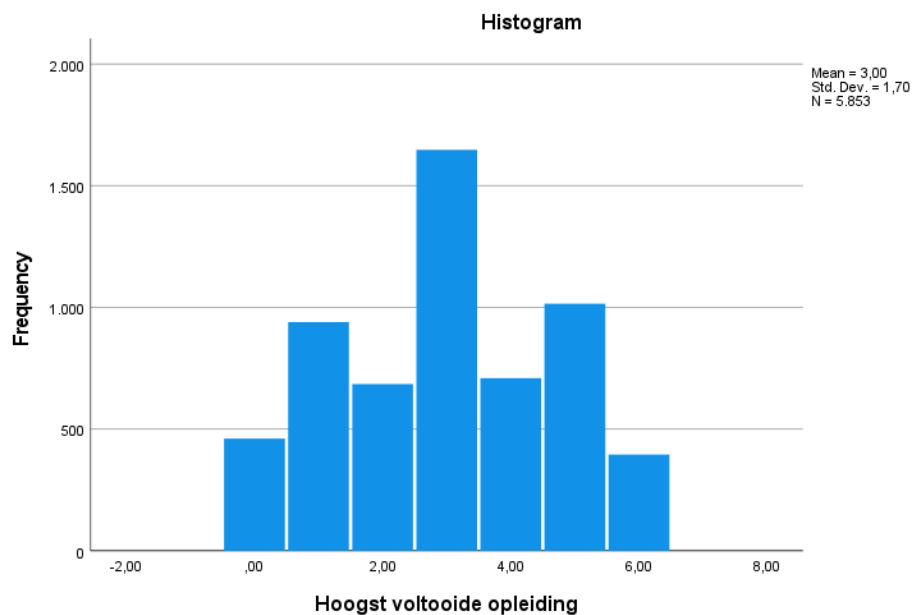
Hoogst voltooide opleiding

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Geen onderwijs\Basisonderwijs	461	7,8	7,8	7,8
	LBO \ VBO \ VMBO (kader- en beroepsgerichte leerweg) \ MBO 1	940	16,0	16,0	23,8
	MAVO \ eerste 3 jaar HAVO en VWO \ VMBO (theoretische en gemengde leerweg)	685	11,7	11,7	35,5
	MBO 2, 3, 4 of MBO oude structuur	1648	28,0	28,0	63,5
	HAVO en VWO bovenbouw \ HBO-WO-propedeuse	709	12,1	12,1	75,6
	HBO-WO-bachelor of kandidaats	1015	17,3	17,3	92,9
	HBO-WO-master of doctoraal	395	6,7	6,7	99,6
	Weet niet \ wil niet zeggen	23	,4	,4	100,0
	Total	5876	100,0	100,0	



De laatste categorie is gecodeerd als missende waarde. Verder is de schaal gecodeerd van 0 tot 6 om het interpreteren van de resultaten eenvoudiger te maken. Naarmate respondenten een hogere categorie aangaven wil dat zeggen dat ze hoger zijn opgeleid. De vraag heeft 0,4% missende waarden. De bewerking in SPSS is als volgt uitgevoerd:

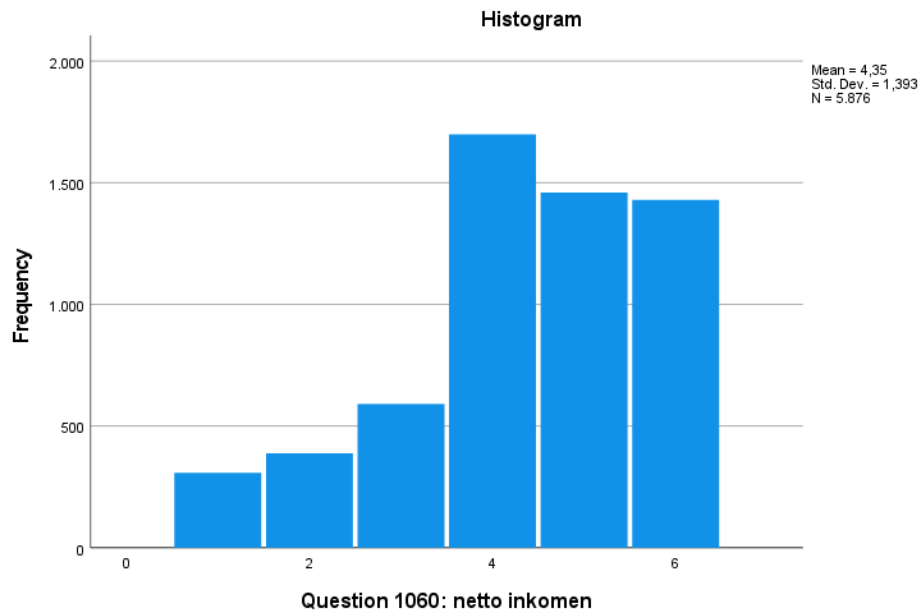
RECODE OPL_VOLT (1=0) (2=1) (3=2) (4=3) (5=4) (6=5) (7=6) (8=SYSMIS) INTO
 Opleidingsniveau. VARIABLE LABELS Opleidingsniveau 'Hoogst voltooide opleiding'. EXECUTE.
 De verdeling van de nieuwe variabele ziet er als volgt uit:



De tweede vraag op basis waarvan het concept ‘sociaaleconomische status’ wordt geoperationaliseerd is: ‘wat was in 2020 het gemiddelde netto maandinkomen van uw huishouden? Toelichting: uitkeringen, pensioengelden, alimentatie en dergelijke zijn ook inkomen.’ Respondenten hadden op deze vraag zes antwoordmogelijkheden. Deze liepen van (1) Minder dan € 1.100 tot (5) Meer dan € 3.350. Ook konden respondenten kiezen voor categorie (6) Wil ik niet zeggen. De vraag heeft 24,3% missende waarden.

Question 1060: netto inkomen

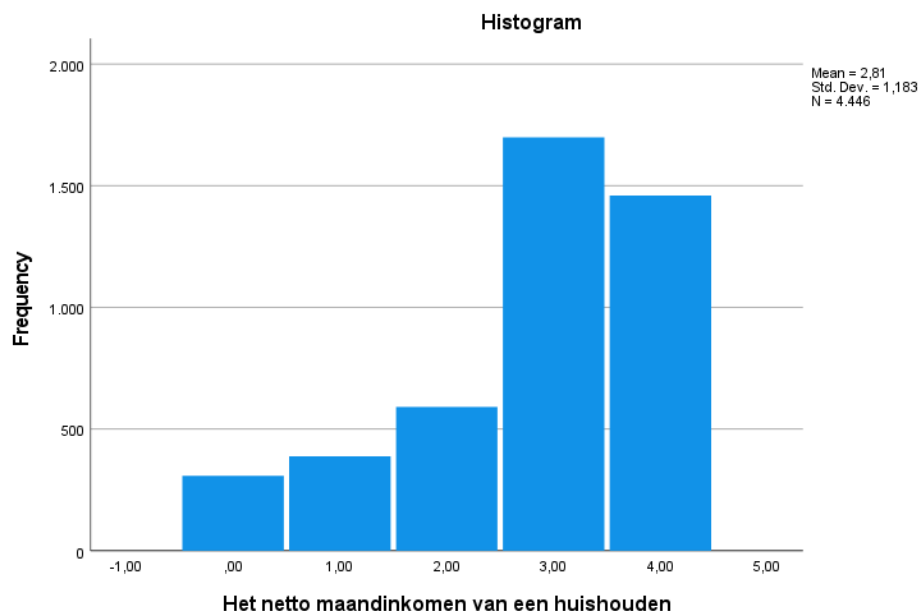
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Minder dan € 1.100	308	5,2	5,2	5,2
	Tussen de € 1.100 – € 1.500	388	6,6	6,6	11,8
	Tussen de € 1.500 – € 2.000	591	10,1	10,1	21,9
	Tussen de € 2.000 – € 3.350	1699	28,9	28,9	50,8
	Meer dan € 3.350	1460	24,8	24,8	75,7
	Wil niet zeggen	1430	24,3	24,3	100,0
	Total	5876	100,0	100,0	



De laatste categorie is gecodeerd als missende waarde. Verder is de schaal gecodeerd van 0 tot 4 om het interpreteren van de resultaten eenvoudiger te maken. Een hogere score impliceert een hogere inkomen. In SPSS zijn de bewerkingen als volgt uitgevoerd:

```
RECODE V1060 (1=0) (2=1) (3=2) (4=3) (5=4) (6=SYSMIS) INTO Inkomen. VARIABLE LABELS
Inkomen 'Het netto maandinkomen van een huishouden'. EXECUTE.
```

De verdeling van de nieuwe variabele ziet er als volgt uit:

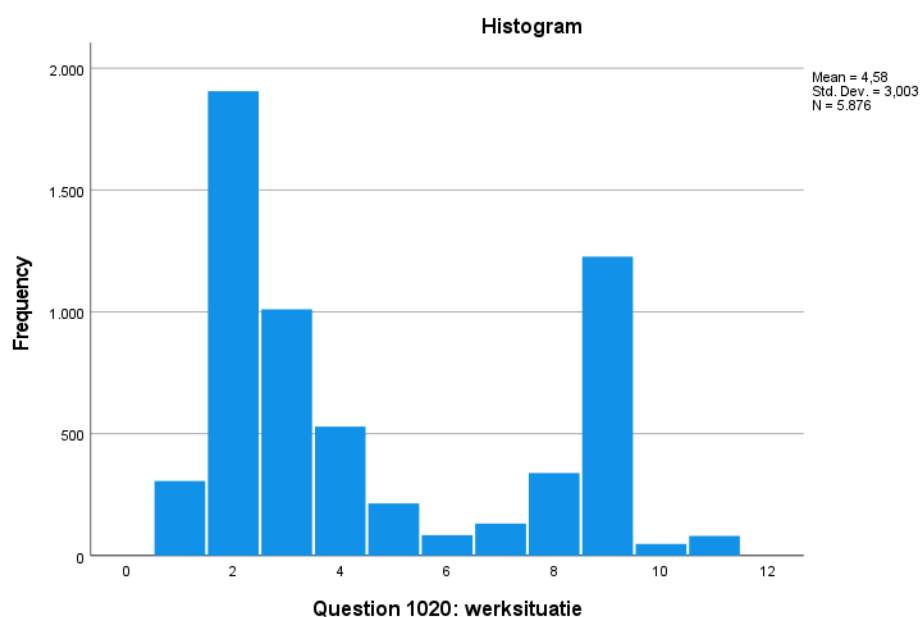


Tot slot wordt iemands werksituatie beschouwd als de laatste factor waarop de sociaaleconomische status wordt gemeten. Werksituatie wordt geoperationaliseerd op basis van de vraag: 'welke van de onderstaande situaties is het meest op u van toepassing? Toelichting: u kunt maar één antwoord

aankruisen.” De respondent had de keuze uit elf antwoordcategorieën. Namelijk, (1) Ik ben zelfstandig ondernemer, (2) Ik heb een betaalde baan fulltime, (3) Ik heb een betaalde baan parttime, (4) Ik volg een studie/ opleiding, (5) Ik ben huisvrouw/ huisman, (6) Ik verricht vrijwilligerswerk, (7) Ik ben werkloos, (8) Ik ben arbeidsongeschikt, (9) Ik ben met pensioen/ VUT, (10) Anders, namelijk, (11) Wil ik niet zeggen. Deze vraag heeft 0,4% missende waarden.

Question 1020: werksituatie

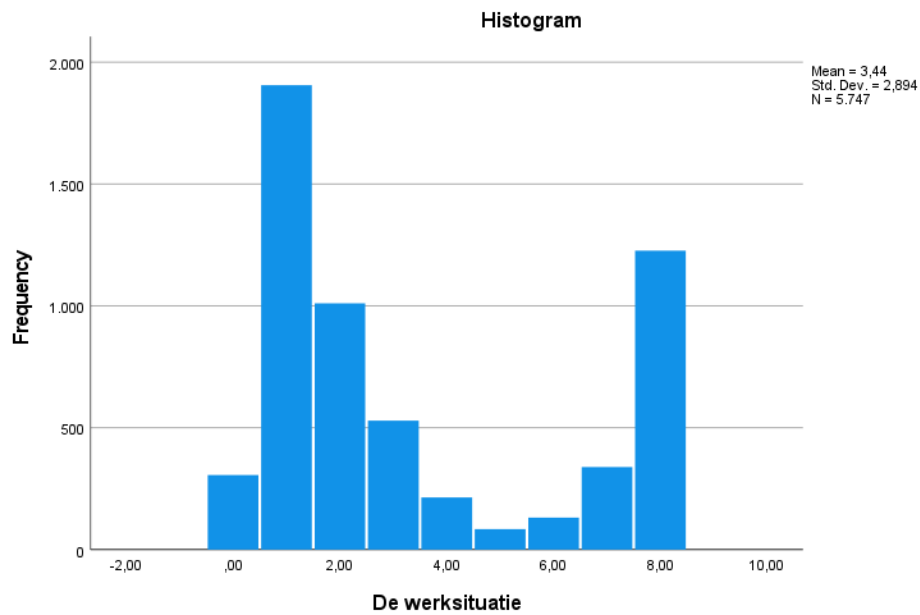
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ik ben zelfstandig ondernemer	306	5,2	5,2	5,2
	Ik heb een betaalde baan fulltime	1906	32,4	32,4	37,6
	Ik heb een betaalde baan parttime	1011	17,2	17,2	54,9
	Ik volg een studie / opleiding	529	9,0	9,0	63,9
	Ik ben huisvrouw / huisman	214	3,6	3,6	67,5
	Ik verricht vrijwilligerswerk	84	1,4	1,4	68,9
	Ik ben werkloos	131	2,2	2,2	71,2
	Ik ben arbeidsongeschikt	339	5,8	5,8	76,9
	Ik ben met pensioen / VUT	1227	20,9	20,9	97,8
	Anders, namelijk:	48	,8	,8	98,6
	Wil niet zeggen	81	1,4	1,4	100,0
	Total	5876	100,0	100,0	



Categorie 10 en 11 worden gecodeerd als missende waarden. Verder is de schaal gecodeerd van 0 tot 8 om het interpreteren van de resultaten eenvoudiger te maken. Deze bewerking is in SPSS als volgt uitgevoerd:

```
RECODE V1020 (1=0) (2=1) (3=2) (4=3) (5=4) (6=5) (7=6) (8=7) (9=8) (10=SYSMIS)
(11=SYSMIS) INTO Werksituatie. VARIABLE LABELS Werksituatie 'De werksituatie'. EXECUTE.
```

De verdeling van de nieuwe variabele ziet er als volgt uit:



Bijlage III Analyseresultaten

Bij het opschonen van de data zijn 2967 respondenten uit de dataset verwijderd. Hierdoor is uiteindelijk een steekproef van 2906 respondenten overgebleven. Op basis van dit aantal respondenten zijn de analyses uitgevoerd.

Descriptieve statistieken

De descriptieve statistieken gemiddelde, minimum-, maximumwaarde en N-totaal zijn berekend aan de hand van de volgende code:

```
FREQUENCIES VARIABLES=Werksituatie Inkomen Opleidingsniveau
ONLINE_KANSSPELDEELNAME Interactie_Reclame_Leeftijd RECLAME_INTENS_SCALE LFT
GSL /STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN SUM/ORDER=ANALYSIS.
```

Bivariate statistieken

De samenhang tussen alle variabelen in het model is berekend. De correlatie tussen de continue variabelen is berekend aan de hand van de Pearson correlatietoets. Hiervoor is de volgende code toegepast:

```
DATASET ACTIVATE DataSet1. CORRELATIONS /VARIABLES=LFT
RECLAME_INTENS_SCALE /PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL /MISSING=PAIRWISE.
```

Correlations

		Leeftijd	RECLAME_IN TENS_SCAL E
Leeftijd	Pearson Correlation	1	-,023
	Sig. (2-tailed)		,216
	N	2906	2906
RECLAME_INTENS_SCA LE	Pearson Correlation	-,023	1
	Sig. (2-tailed)	,216	
	N	2906	2906

Echter, de Pearson correlatie toets volstaat enkel tussen continue variabelen. De correlaties tussen de categorische variabelen zijn berekend aan de hand van associatiemaat Cramer's V. De Cramer's V is toegepast om de associatie tussen de categorische variabelen te toetsen. Dit is gerealiseerd aan de hand van de volgende code:

```
CROSSTABS /TABLES=Werksituatie BY GSL /FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=PHI
/CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.
```

CROSSTABS /TABLES=ONLINE_KANSSPELDEELNAME BY Opleidingsniveau
/FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT
ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=Inkomen BY Opleidingsniveau /FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=Werksituatie BY Opleidingsniveau /FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=Werksituatie BY Inkomen /FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=ONLINE_KANSSPELDEELNAME BY Inkomen Opleidingsniveau GSL
/FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT
ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=ONLINE_KANSSPELDEELNAME BY Werksituatie /FORMAT=AVALUE
TABLES /STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT ROUND CELL.

CROSSTABS /TABLES=GSL BY Inkomen Opleidingsniveau /FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI /CELLS=COUNT EXPECTED /COUNT ROUND CELL.

Dit resulteerde in de volgende Cramers V-waarden:

Werksituatie x Geslacht

		Symmetric Measures	
		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,376	<,001
	Cramer's V	,376	<,001
N of Valid Cases		2906	

Deelname aan online kansspelen x Opleidingsniveau

		Symmetric Measures	
		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,039	,631
	Cramer's V	,039	,631
N of Valid Cases		2906	

Inkomen x Opleidingsniveau

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,355	<,001
	Cramer's V	,177	<,001
N of Valid Cases		2906	

Werksituatie x Opleidingsniveau**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,427	<,001
	Cramer's V	,174	<,001
N of Valid Cases		2906	

Werksituatie x Inkomen**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,499	<,001
	Cramer's V	,250	<,001
N of Valid Cases		2906	

Online kansspeldeelname x Inkomen**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,053	,085
	Cramer's V	,053	,085
N of Valid Cases		2906	

Online kansspeldeelname x Opleidingsniveau**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,039	,631
	Cramer's V	,039	,631
N of Valid Cases		2906	

Online kansspeldeelname x Geslacht**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,087	<,001
	Cramer's V	,087	<,001
N of Valid Cases		2906	

Online kansspeldeelname x Werksituatie**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,128	<,001
	Cramer's V	,128	<,001
N of Valid Cases		2906	

Geslacht x Inkomen**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,106	<,001
	Cramer's V	,106	<,001
N of Valid Cases		2906	

Geslacht x Opleidingsniveau**Symmetric Measures**

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,056	,167
	Cramer's V	,056	,167
N of Valid Cases		2906	

Samenhang tussen de continue en categorische variabelen is berekend op basis van de ANOVA. Met de ANOVA wordt aangetoond hoeveel variantie de predictor verklaart in de afhankelijke variabele. De verklaarde variantie wordt uitgedrukt in R^2 . De wortel van deze waarde toont de samenhang tussen de variabelen. Om deze outputs te genereren zijn de volgende codes toegepast:

```
UNIANOVA RECLAME_INTENS_SCALE BY ONLINE_KANSSPELDEELNAME
```

/METHOD=SSTYPE(3) /INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05)
/DESIGN=ONLINE_KANSSPELDEELNAME.

UNIANOVA RECLAME_INTENS_SCALE BY Opleidingsniveau /METHOD=SSTYPE(3)
/INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Opleidingsniveau.

UNIANOVA RECLAME_INTENS_SCALE BY Inkomen /METHOD=SSTYPE(3)
/INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Inkomen.

UNIANOVA RECLAME_INTENS_SCALE BY Werksituatie /METHOD=SSTYPE(3)
/INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Werksituatie.

UNIANOVA RECLAME_INTENS_SCALE BY GSL /METHOD=SSTYPE(3)
/INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=GSL.

UNIANOVA LFT BY ONLINE_KANSSPELDEELNAME /METHOD=SSTYPE(3)
/INTERCEPT=INCLUDE /CRITERIA=ALPHA(0.05)
/DESIGN=ONLINE_KANSSPELDEELNAME.

UNIANOVA LFT BY Opleidingsniveau /METHOD=SSTYPE(3) /INTERCEPT=INCLUDE
/CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Opleidingsniveau.

UNIANOVA LFT BY Inkomen /METHOD=SSTYPE(3) /INTERCEPT=INCLUDE
/CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Inkomen.

UNIANOVA LFT BY Werksituatie /METHOD=SSTYPE(3) /INTERCEPT=INCLUDE
/CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=Werksituatie.

UNIANOVA LFT BY GSL /METHOD=SSTYPE(3) /INTERCEPT=INCLUDE
/CRITERIA=ALPHA(0.05) /DESIGN=GSL.

Online kansspeldeelname x Blootstelling aan kansspelreclames

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: RECLAME_INTENS_SCALE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	2334,874 ^a	1	2334,874	56,267	<,001
Intercept	50442,979	1	50442,979	1215,610	<,001
ONLINE_KANSSPELDEELNAME	2334,874	1	2334,874	56,267	<,001
Error	120504,435	2904	41,496		
Total	232249,000	2906			
Corrected Total	122839,309	2905			

a. R Squared = ,019 (Adjusted R Squared = ,019)

Opleidingsniveau x Blootstelling aan kansspelreclames**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: RECLAME_INTENS_SCALE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	713,049 ^a	6	118,842	2,821	,010
Intercept	76389,587	1	76389,587	1813,315	<,001
Opleidingsniveau	713,049	6	118,842	2,821	,010
Error	122126,260	2899	42,127		
Total	232249,000	2906			
Corrected Total	122839,309	2905			

a. R Squared = ,006 (Adjusted R Squared = ,004)

Inkomen x Blootstelling aan kansspelreclames**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: RECLAME_INTENS_SCALE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	165,270 ^a	4	41,318	,977	,419
Intercept	50189,360	1	50189,360	1186,880	<,001
Inkomen	165,270	4	41,318	,977	,419
Error	122674,039	2901	42,287		
Total	232249,000	2906			
Corrected Total	122839,309	2905			

a. R Squared = ,001 (Adjusted R Squared = ,000)

Werksituatie x Blootstelling aan kansspelreclames**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: RECLAME_INTENS_SCALE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	720,679 ^a	8	90,085	2,137	,029
Intercept	38045,293	1	38045,293	902,542	<,001
Werksituatie	720,679	8	90,085	2,137	,029
Error	122118,631	2897	42,153		
Total	232249,000	2906			
Corrected Total	122839,309	2905			

a. R Squared = ,006 (Adjusted R Squared = ,003)

Geslacht x Blootstelling aan kansspelreclames**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: RECLAME_INTENS_SCALE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	844,415 ^a	1	844,415	20,101	<,001
Intercept	108108,542	1	108108,542	2573,445	,000
GSL	844,415	1	844,415	20,101	<,001
Error	121994,894	2904	42,009		
Total	232249,000	2906			
Corrected Total	122839,309	2905			

a. R Squared = ,007 (Adjusted R Squared = ,007)

Leeftijd x Deelname aan online kansspelen**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Leeftijd

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	23872,650 ^a	1	23872,650	87,582	<,001
Intercept	1840635,238	1	1840635,238	6752,788	,000
ONLINE_KANSSPELDEE LNAME	23872,650	1	23872,650	87,582	<,001
Error	791555,279	2904	272,574		
Total	7903617,000	2906			
Corrected Total	815427,929	2905			

a. R Squared = ,029 (Adjusted R Squared = ,029)

Leeftijd x Opleidingsniveau**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Leeftijd

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	48323,146 ^a	6	8053,858	30,437	<,001
Intercept	4945435,531	1	4945435,531	18689,517	,000
Opleidingsniveau	48323,146	6	8053,858	30,437	<,001
Error	767104,783	2899	264,610		
Total	7903617,000	2906			
Corrected Total	815427,929	2905			

a. R Squared = ,059 (Adjusted R Squared = ,057)

Leeftijd x Inkomen**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Leeftijd

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	42960,934 ^a	4	10740,234	40,335	<,001
Intercept	3167536,750	1	3167536,750	11895,685	,000
Inkomen	42960,934	4	10740,234	40,335	<,001
Error	772466,994	2901	266,276		
Total	7903617,000	2906			
Corrected Total	815427,929	2905			

a. R Squared = ,053 (Adjusted R Squared = ,051)

Leeftijd x Werksituatie**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Leeftijd

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	460232,101 ^a	8	57529,013	469,210	,000
Intercept	2233011,871	1	2233011,871	18212,588	,000
Werksituatie	460232,101	8	57529,013	469,210	,000
Error	355195,827	2897	122,608		
Total	7903617,000	2906			
Corrected Total	815427,929	2905			

a. R Squared = ,564 (Adjusted R Squared = ,563)

Leeftijd x Geslacht**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Leeftijd

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	4501,965 ^a	1	4501,965	16,122	<,001
Intercept	7050147,278	1	7050147,278	25247,222	,000
GSL	4501,965	1	4501,965	16,122	<,001
Error	810925,964	2904	279,244		
Total	7903617,000	2906			
Corrected Total	815427,929	2905			

a. R Squared = ,006 (Adjusted R Squared = ,005)

Resultaten multivariate analyses

Alle vier modellen zijn geschat aan de hand van de volgende code:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES ONLINE_KANSSPELDEELNAME /METHOD=ENTER
GSL Opleidingsniveau Inkomen Werksituatie /METHOD=ENTER RECLAME_INTENS_SCALE
/METHOD=ENTER LFT /METHOD=ENTER REC_LFT_INTER_C /PRINT=GOODFIT CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Dit resulteerde in de volgende outputs:

Model 1

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	44,583	1	<,001
	Block	44,583	1	<,001
	Model	102,496	5	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1587,670 ^a	,035	,079

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	14,987	8	,059

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	Geslacht	-,636	,143	19,767	1	<,001	,529	,400	,701
	Hoogst voltooide opleiding	,057	,044	1,740	1	,187	1,059	,972	1,154
	Het netto maandinkomen van een huishouden	-,208	,064	10,501	1	,001	,812	,717	,921
	De werksituatie	-,141	,028	25,661	1	<,001	,869	,822	,917
	Constant	-,660	,312	4,465	1	,035	,517		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslacht, Hoogst voltooide opleiding, Het netto maandinkomen van een huishouden, De werksituatie.

Model 2**Omnibus Tests of Model Coefficients**

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	44,583	1	<,001
	Block	44,583	1	<,001
	Model	102,496	5	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1587,670 ^a	,035	,079

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	14,987	8	,059

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	Geslacht	-,582	,145	16,214	1	<,001	,559	,421	,742
	Hoogst voltooide opleiding	,050	,044	1,251	1	,263	1,051	,963	1,146
	Het netto maandinkomen van een huishouden	-,212	,065	10,483	1	,001	,809	,712	,920
	De werksituatie	-,138	,028	24,183	1	<,001	,871	,825	,920
	RECLAME_INTENS_SCALE	,065	,010	45,827	1	<,001	1,067	1,047	1,087
	Constant	-1,184	,331	12,754	1	<,001	,306		

a. Variable(s) entered on step 1: RECLAME_INTENS_SCALE.

Model 3**Omnibus Tests of Model Coefficients**

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	64,544	1	<,001
	Block	64,544	1	<,001
	Model	167,040	6	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1523,125 ^a	,056	,127

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	10,133	8	,256

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	Geslacht	-,745	,148	25,367	1	<,001	,475	,355	,634
	Hoogst voltooide opleiding	,087	,044	3,874	1	,049	1,091	1,000	1,190
	Het netto maandinkomen van een huishouden	-,089	,065	1,858	1	,173	,915	,805	1,040
	De werksituatie	-,003	,035	,009	1	,925	,997	,931	1,067
	RECLAME_INTENS_SCALE	,065	,010	45,518	1	<,001	1,067	1,047	1,088
	Leeftijd	-,041	,005	61,794	1	<,001	,960	,950	,970
	Constant	,010	,355	,001	1	,977	1,010		

a. Variable(s) entered on step 1: Leeftijd.

Model 4**Omnibus Tests of Model Coefficients**

Step 1		Chi-square	df	Sig.
	Step	,330	1	,566
	Block	,330	1	,566
	Model	167,370	7	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1522,796 ^a	,056	,127

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	10,171	8	,253

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Geslacht	-,742	,148	25,176	1	<,001	,476	,356	,636
	Hoogst voltooide opleiding	,087	,044	3,922	1	,048	1,091	1,001	1,190
	Het netto maandinkomen van een huishouden	-,088	,065	1,803	1	,179	,916	,806	1,041
	De werksituatie	-,002	,035	,005	1	,945	,998	,931	1,068
	RECLAME_INTENS_SCALE	,069	,011	37,452	1	<,001	1,071	1,048	1,095
	Leeftijd	-,042	,005	58,874	1	<,001	,959	,949	,969
	REC_LFT_INTER_C	,000	,001	,330	1	,566	1,000	,999	1,002
	Constant	,013	,354	,001	1	,970	1,013		

a. Variable(s) entered on step 1: REC_LFT_INTER_C.

Bijlage IV Controle assumpties

Uitbijters

Uitbijters zijn respondenten in de dataset die veel invloed kunnen uitoefenen op de geschatte coëfficiënten in het logistische regressiemodel. Dit leidt er toe dat resultaten minder betrouwbaar zijn. Hierdoor kunnen we minder goed conclusies trekken. Om deze reden wordt er gecontroleerd op uitbijters aan de hand van vier methoden. Het betreft de gestandaardiseerde residuen, leverage-waarde, DFFIT en de Cook's distance.

Aan de hand van de gestandaardiseerde residuen worden de residuen rondom de regressielijn gestandaardiseerd door ze te delen door de standaardfout. Uitgaande van een normale verdeling van de gestandaardiseerde residuen worden absolute waarden boven de 3 of onder de -3 gezien als potentiële uitbijters. Na de controle op basis van de gestandaardiseerde residuen blijkt dat 99 cases een absolute waarde boven de 3 hebben en kunnen worden gezien als potentiële uitbijters. Na het verwijderen van deze cases is de logistische regressie analyse opnieuw uitgevoerd. De verschillen zijn als volgt: de constante is aanzienlijk verhoogd van ($b = 0,01$) naar ($b = 1,62$). De coëfficiënten van de controlevariabelen hebben merkbare wijzigingen ondergaan. Voor 'geslacht' is de coëfficiënt gedaald van ($b = -0,75$) naar ($b = -1,91$), terwijl de coëfficiënt van 'opleidingsniveau' is gestegen van ($b = 0,09$) naar ($b = 0,20$). Wat 'inkomen' betreft is er een verschuiving geweest van ($b = -0,09$) naar ($b = -0,03$). Voor de 'werksituatie' heeft er een verschuiving plaatsgevonden van ($b < -0,00$) naar ($b = 0,03$). De coëfficiënt van 'leeftijd' toont een verandering van ($b = -0,04$) naar ($b = -0,09$). Daarnaast valt op dat de coëfficiënt voor 'blootstelling aan kansspelreclames' is gestegen van ($b = 0,07$) naar ($b = 0,12$). Over het algemeen zijn er kleine verschuivingen in de waarden van de coëfficiënten opgemerkt. Opvallend is de versterking van het effect van 'leeftijd' en 'reclame' na het verwijderen van de cases.

De tweede optie waarnaar gekeken wordt is de leverage-waarde. De leverage laat zien hoe ver de onafhankelijke variabelen van hun gemiddelden afliggen. De leverage-waarde toont verder aan hoe ver de betreffende observatie afligt van de andere observaties. Een hoge leverage-waarde geeft aan dat deze waarde veel invloed uitoefent op de afhankelijke variabele 'deelname aan online kansspelen'.

Om te kunnen bepalen of er sprake is van een hoge waarde dienen we de grenswaarde te berekenen. Wanneer de leverage-waarde groter is dan de waarde van drie keer het aantal parameters gedeeld door N , dan aanschouwen we dit als problematisch. $Grenswaarde = \frac{3 * \text{aantal parameters (7)}}{N = 2906} = 0,0072$. De leverage-waarden tonen aan dat 116 cases een hogere waarde hebben dan de grenswaarde. Na het verwijderen van deze cases is de logistische regressie analyse opnieuw uitgevoerd. De verschillen zijn als volgt: de constante is aanzienlijk verhoogd van ($b = 0,01$) naar ($b = 0,38$). De coëfficiënten van de controlevariabelen hebben wederom merkbare wijzigingen ondergaan. Voor 'geslacht' is de coëfficiënt licht gestegen van ($b = -0,75$) naar ($b = -0,74$). De coëfficiënt van 'opleidingsniveau' is gedaald van ($b = 0,09$) naar ($b = 0,05$). De coëfficiënt van 'inkomen' is veranderd van ($b = -0,09$) naar ($b = -0,13$).

Voor de ‘werksituatie’ is de coëfficiënt nagenoeg onveranderd ($b = < -0,00$). Ook bij de coëfficiënt van ‘leeftijd’ is geen verandering opgetreden ($b = -0,04$). Dit geldt tevens voor de coëfficiënt van ‘blootstelling aan reclames voor kansspelen’ ($b = 0,07$). Er hebben kleine verschuivingen in de coëfficiënten van de controlevariabelen plaatsgevonden. Echter, de effecten van ‘leeftijd’ en ‘kansspelreclames’ zijn onveranderd.

Middels de DFBETA-methode wordt een schatting gemaakt van het effect van een respondent wanneer deze is verwijderd uit de dataset. De DFBETA-waarden laten per coëfficiënt zien hoeveel invloed de betreffende respondent hier op uitoefent. De DFBETA-methode laat geen invloedrijke cases zien.

Tot slot controleren we op uitbijters aan de hand van de Cook’s distance. De Cook’s distance is afgeleid van de leverage-waarden en de studentized residual-waarden. Aan de hand van deze methode kunnen we uitbijters opsporen door als eerste de grenswaarde vast te stellen. Voor de Cook’s distance geldt dat wanneer de waarde hoger is dan 4 gedeeld door de steekproefgrootte, er sprake kan zijn van een potentiële uitbijter. $Grenswaarde = \frac{4}{N = 2906} = 0,0014$. Op basis van de Cook’s distance zijn 387 cases geïdentificeerd als potentiële uitbijters. Wanneer we alle potentiële uitbijters uit de dataset verwijderen is het niet meer mogelijk om de analyses opnieuw uit te voeren. Dit komt doordat de Cook’s distance methode het relatief lage aantal respondenten dat heeft deelgenomen aan online kansspelen (8,5%) identificeert als potentiële uitbijters. Wanneer we deze verwijderen zijn er geen respondenten in de data die hebben deelgenomen aan online kansspelen. Terwijl we juist wel geïnteresseerd zijn in de deelname aan online kansspelen. De Cook’s distance is voor dit onderzoek een ongeschikte methode om te controleren op uitbijters.

Multicollineariteit

De variabelen uit model 3 zijn nogmaals opgenomen in een lineair regressiemodel om de VIF-score van iedere onafhankelijke variabele te bepalen. De resultaten van deze controle zijn te raadplegen in de onderstaande tabel IV.

Tabel IV VIF-scores

<i>Variabelen</i>	<i>VIF-score</i>
Blootstelling aan kansspelreclames	1,01
Leeftijd	1,65
Opleidingsniveau	1,10
Netto maandinkomen	1,18
Werksituatie	1,74
Geslacht	1,04