

GÖTEBORGS UNIVERSITET
PSYKOLOGISKA INSTITUTIONEN

**Validering av svensk översättning av Gamblers' Beliefs
Questionnaire**

Patrik Karlemon

Examensarbete 30 hp
Psykologprogrammet
PM2519
Vårtermin 2020

Handledare: Anna Söderpalm Gordh

Validering av svensk översättning av Gamblers' Beliefs Questionnaire

Patrik Karlemon

Sammanfattning. Svensk översättning av Gamblers' Beliefs Questionnaire validerades med anonyma deltagare från ett bekvämlighetsurval av Sveriges befolkning ($N = 417$). En pappersenkätundersökning med instrumenten Gamblers' Beliefs Questionnaire, The NORC Diagnostic Screen for Gambling Problems och Problem Gambling Severity Index samt frågor om demografi genomfördes. Resultaten visar att Gamblers' Beliefs Questionnaire har god reliabilitet med avseende på intern konsistens och acceptabla kriterie- och begreppsvaliditeter. Ytterligare forskning behövs för att tydliggöra skalans två underliggande faktorer och instrumentets mätstabilitet över tid. Svensk version av Gamblers' Beliefs Questionnaire har acceptabla psykometriska data för att mäta omfattning av irrationella tankar kring spel om pengar vid till exempel klinisk användning och vid forskning.

Gamblers' Beliefs Questionnaire (GBQ), som mäter irrationella tankar vid spel om pengar, har översatts till svenska (GBQ-SE) i ett forskningsprojekt vid Västra Götalandsregionens Mottagning för Spelberoende och Skärnhälsa. Syftet med detta examensarbete är att bidra till att ett instrument som mäter tankar vid spel om pengar kan finnas tillgängligt vid till exempel behandlingsforskning eller vid kliniskt arbete med utredning, bedömning och behandling av spelproblematik.

Enligt folkhälsomyndigheten finns det samband mellan hälsomässiga problem, sociala problem, ekonomiska problem och problematiskt spel om pengar. Problemen kan leda till negativa konsekvenser för såväl individen som samhället i stort (Folkhälsomyndigheten, 2020). Nytt sedan den 1 januari 2018 är att problem vid spel om pengar ingår i socialtjänstlagen SoL (SFS 2001:453) och hälso- och sjukvårdslagen HSL (SFS 2017:30). Det innebär att både kommuner och regioner skall motverka och förebygga spelmissbruk. Det finns två olika nationella kunskapsstöd kring spelproblematik i Sverige. Folkhälsomyndighetens kunskapsstöd (spelprevention.se) inriktar sig mot att förebygga spelproblem (Folkhälsomyndigheten, 2020). Socialstyrelsens kunskapsstöd (kunskapsguiden.se) handlar om stöd och behandling vid spelmissbruk om pengar (Socialstyrelsen, 2020).

Inom Västra Götalandsregionen finns sedan maj 2019 en specialistpsykiatrisk mottagning, Mottagning för Spelberoende och Skärnhälsa. Den har ett regionalt uppdrag för behandling av spelberoende (beroende av spel om pengar) och datorspelsberoende. Vid mottagningen bedrivs förutom behandling även forskning om både spelberoende och datorspelsberoende. Ett viktigt redskap för att möjliggöra denna typ av forskning är instrument översatta till svenska och som har nöjaktiga psykometriska data.

I dagens diskurs om spel och spelande finns två olika typer av problematiskt spelande beskrivna. Spel om pengar (gambling) respektive datorspelande (gaming). Detta examensarbete behandlar enbart spel om pengar. *Spel om pengar* kan definieras

på många olika sätt. I examensarbetet används en definition från Statens folkhälsoinstitut: ”Spel där man satsar pengar, där det finns en chans att vinna mer pengar än man har satsat, och där slumpen på något sätt är inblandad...” (Statens folkhälsoinstitut, 2011, s. 12).

För beroendesyndrom skiljer man i diagnossystemen mellan substansrelaterade syndrom respektive icke substansrelaterade syndrom. Hasardspelsyndrom är en beteenderelaterad beroendeproblematik enligt diagnosmanualen *The Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.; DSM-5; American Psychiatric Association [APA], 2013). I tidigare diagnosystem DSM-IV klassificerades spelmani som en impulskontrollproblematik (APA, 2013). Senare tids forskningsfokus kring begär och kontrollförlust vid missbruk har bidragit till möjligheten att klassificera problematiskt spelande som beroendesyndrom. Men detta har inte varit helt okontroversiellt (Petry et al., 2014). Begär och kontrollförlust kan uppträda i samband med många olika beteenden till exempel arbete, träning, mobiltelefonanvändning, shopping, etc (Kardefelt-Winther et al., 2017). Att inte fler beteendesyndrom kom att ingå i DSM-5 beror på att forskning kring de beteendena inte varit tillräckligt omfattande (APA, 2013; Billieux, Schimmenti, Khazaal, Maurage & Heeren, 2015).

I vardagligt språkbruk inom området problematiskt spelande vid spel om pengar används i ibland *spelproblem* för att motsvara lindrigare problematik som inte fullt ut uppfyller diagnoskriterierna medan *spelberoende* ibland används för att motsvara en allvarligare problematik i nivå med diagnos. Spelande individer som inte uppvisar problematiskt spelande brukar benämnas rekreationsspelare eller sociala spelare.

Tankar vid spel om pengar

När det gäller tankar i samband med spelproblem så beskrivs dom ofta som irrationella tankar utifrån perspektivet kognitiva förvrängningar vid bedömning och beslutsfattande (Fortune & Goodie, 2012). En viktig del vid bedömning och beslutsfattande vid spelproblem är frågan kring hur människor hanterar och förhåller sig till sannolikhet och slump. Bedömning och beslutsfattande kan beskrivas utifrån flera olika perspektiv, exempelvis ekonomisk, kognitiv eller social-psykologisk teori.

I synnerhet är det två forskningsområden som ligger till grund för många beskrivningar av kognitiva förvrängningar vid spelproblem, prospektteori samt heuristik och bias, som från början beskrevs av Daniel Kahneman och Amos Tversky (Fortune & Goodie, 2012). Ofta är det olika felbedömningar kring sannolikhet och bias vid beslutsfattande, som förklarar de kognitiva förvrängningar, som ligger till grund för tankars roll för etiologin kring spelproblematik. Felbedömningarna ingår som förklaring av utlösande och vidmakthållande faktorer och som grund för behandlingsinterventioner vid spelproblem.

Fortune och Goodie (2012) delar i sin genomgång in de olika kognitiva förvrängningarna utefter heuristiker. Från representativitetsheuristik härleds: (a) Gambler's fallacy, (b) Overconfidence, (c) Trends in number picking. Från tillgänglighetsheuristik härleds: (a) Illusory correlations, (b) Availability of others' wins, (c) Inherent memory bias.

Ett exempel på en kognitiv förvrängning utifrån representativitetsheuristik är spelarens misstag (gambler's fallacy). Spelarens misstag handlar om hur avvikelser från populationsmedelvärdet hanteras vid utfall för en kort serie. Om exempelvis serien

krona-krona-krona-krona är aktuellt utfall vid slantsingling, vad kan då utfallet av nästa slantsingling tänkas bli. Sannolikheten vid nästa singling är helt slumpmässig 0.5 för både krona respektive klave. Om spelaren förutsäger att det måste bli klave (för att jämna ut totala utfallet och närma sig populationsmedelvärdet) har spelaren gjort spelarens misstag. Om spelaren istället förutsäger att det måste bli krona igen (för att det verkar vara ett hett/troligare utfall för aktuell serie) beskrivs spelarens tankar som fenomenet *hot-hand* som är en tillgänglighetsheuristik. Gambler's fallacy bidrar till beteendet att jaga förluster (chasing losses) som är ett av diagnoskriterierna för hasardspelsyndrom (Goodie & Fortune, 2013).

Ett exempel på en kognitiv förvrängning utifrån tillgänglighetsheuristik är illusorisk korrelation. Det vill säga en skapad upplevelse av förbindelse mellan två eller flera orelaterade variabler. Det kan då handla om att spelaren tror att egen personlig tur eller speciella beteenden eller speciella tankar kan påverka utfallet vid spel.

En kognitiv förvrängning som inte härleds från heuristik och bias är illusionen av kontroll (illusion of control). Illusionen av kontroll definieras på olika sätt i olika studier och är därför kanske mera multidimensionell och behöver undersökas mera (Goodie, Fortune, & Shotwell, 2019). Allmänt brukar illusionen av kontroll beskrivas som att personen upplever sig ha mera kontroll eller påverkan än det verkligen finns möjlighet till. Illusionen av kontroll kan förklaras som att spelaren värderar egna val högre än val av andra eller slumpmässighet trots att sannolikheten för positivt utfall inte är beroende av typ av val. Ett exempel på illusion av kontroll är upplevelsen då spelaren själv väljer en lott jämfört med att lottförsäljaren väljer ut lotten.

Andra kognitiva förvrängningar förutom illusion av kontroll som inte härleds från heuristik är: (a) Switching and double switching, (b) near-miss effect, (c) self-serving bias, (d) impaired control (Fortune & Goodie, 2012; Goodie & Fortune, 2013).

Dom kognitiva förvrängningarna är generella och allmänna i sin natur och inte alls unika för just spelare eller för spelare med problematiskt spelande. Att använda heuristik gör människor normalt i vardagen utan problem för att det förenklar beslutsfattande och att det oftast fungerar tillräckligt bra. Men att använda samma typ av heuristik vid till exempel en situation där slumpen är inblandad, kan leda till problem med ett i situationen egentligen orimligt beslut. Vid spelproblem kan vissa kognitiva förvrängningar vara vanligare eller kraftfullare (Goodie & Fortune, 2013). För olika typer av spel, jämför till exempel "turspel" och "skicklighetsspel", är olika typer av kognitiva förvrängningar mera förekommande än andra. Men det varierar även mellan olika individer, vilka kognitiva förvrängningar som är dominerande vid en viss typ av spel (Goodie & Fortune, 2013). Det är inte entydigt definierat vad eller vilka de spelrelaterade kognitiva förvrängningar är utan det är en samling av olika tankefel som observerats vid olika studier av spelproblematik (Goodie & Fortune, 2013). Två kognitiva förvrängningar som framträder i flera studier är illusion av kontroll (illusion of control) och spelarens misstag (gambler's fallacy). Men det behöver inte betyda att dessa är speciellt viktigare än andra kognitiva förvrängningar vid spelproblem. Att dom framträder ofta kan bero på studiernas design.

Mäta speltankar. Från början utfördes tänka-högt-studier (think-aloud) vilket innebar att spelande personer fick sina tankar registrerade i spelsituationer. På så sätt kunde olika kognitiva förvrängningar uppmärksammas och kvantifieras. Efter dessa inledande studier har olika instrument tagits fram som mäter tankar kring spelande (Goodie & Fortune, 2013). I dagsläget finns det ingen gyllene standard inom området när det gäller att välja instrument. Instrumenten skiljer sig åt bland annat genom hur

många och vilka olika kognitiva förvrängningar instrumentet indikerar för. Vissa instrument är mera övergripande och innehåller subskalor eller faktorer. Vissa instrument är avsedda för att mäta enbart vid specifika typer av spel. En del instrument mäter bara en specifik del av kognitiva förvrängningar. En del instrument innehåller delar som mäter även andra kognitiva processer eller till exempel känslor. Instrumenten har ännu så länge tagits fram framförallt för forskning och inte klinisk tillämpning. Detta bidrar till brister i innehållsvaliditet. Denna brist kan förklaras med att det inom området saknas tydlig konsensus kring olika kognitiva förvrängningar vid spel om pengar. Inom området är man dock överens om att kognitiva förvrängningar har en central roll vid spelproblem. Detta efter flera olika typer av kliniska studier genomförts med behandlingar där en ingående del varit att påverka kognitiva förvrängningar som lett till att dom minskar samtidigt som diagnostiska symtom minskar.

Behandlingsintervention. Vid spelproblematik spelar tankar kring spel om pengar en viktig roll även om de inte ingår i diagnoskriterierna (Goodie & Fortune, 2013). Kognitiva förvrängningar antas vara en av orsakerna till att spelproblematik utvecklas och vidmakthålls trots ekonomiska förluster som kan leda till negativa sociala konsekvenser. Att kartlägga och förstå dessa hos en individ med problematiskt spelande kan därför vara viktig information till hur en behandling kan utformas och för att kunna nå behandlingsframgång.

Det finns en svensk behandlingsmanual, Till Spelfriheten!, för spelproblematik som bygger på KBT och återfallsprevention (ÅP) (Ortiz, 2018). I den ägnas två av åtta sessioner till i huvudsak om tankar vid spel om pengar.

När det gäller tankar vid spel om pengar har forskning framförallt varit inriktad mot kognitiv omstrukturering, det vill säga ifrågasättande av ickefunktionella tankar (kognitiva förvrängningar, irrationella tankar eller tankefällor) (Fortune & Goodie, 2012). Behandlingsforskning har sina svårigheter bland annat med att det förekommer olika praktiska tillämpningar av behandlingsdelar vilket gör att resultatet av forskningen varierar vid olika studier. Det kan vara svårt att se exakt vilka delar av behandling som påverkar vad och när. Men sammantaget verkar kognitiv omstrukturering, speciellt vid integration i KBT där det ofta är en förekommande del, bidra till att minska spelproblematik (Goodie et al., 2019).

Historik för Gamblers' Beliefs Questionnaire, GBQ

Gamblers' Beliefs Questionnaire (GBQ) (Steenbergh, Meyers, May, & Whelan, 2002) har sedan sin första version förändrats, översatts till flera olika språk och validerats för flera olika stickprov. Ursprungligen valdes item enligt en två-faktoriell modell utifrån ett konceptuellt ramverk där *luck* och *illusion of control* var faktorerna. Item som valdes var tänkta att vara så generella som möjligt för alla olika typer av spel om pengar. En 21-item version skapades och två faktorer kunde identifieras: *Luck/Perserverance* (L/P) bestående av 13 item och *Illusion of control* (IoC) bestående av 8 item.

Wong och Tsang (2012) validerade en kinesisk översättning (GBQ-C) av 21-item version av GBQ. GBQ översattes till spanska (GBQ-S) och validerades (Winfrey, Meyers, & Whelan, 2013). Underlaget för översättningen till spanska var en reviderad 20-item version av GBQ som reviderats av originalförfattarna med hänsyn till item-påståendernas innehåll. Item 11 och item 20 i originalversionen togs bort utan att

psykometrin påverkades och ett nytt item lades in som item 2 och itemnumreringen blev därmed förändrad jämfört med 21-item originalversionen (Winfree et al., 2013). Exploratorisk faktoranalys resulterade i två faktorer *Luck/Perserverance* (L/P) (12 item) och *Illusion of control* (IoC) (8 item) som stödde originalartikelns faktorer (Steenbergh et al., 2002) men inte exakt samma innehåll. Item 19 bytte faktor till L/P. Nya item 2 som initialt ingick i faktorn L/P vid ett förtest med behandlingssökande individer, flyttades till faktorn IoC. Winfree, Ginley, Whelan, och Meyers (2015) undersökte psykometrin för engelsk 20 item version av GBQ. Den konfirmatoriska faktoranalysen kunde inte bekräfta originalmodellens eller GBQ-S modellens faktoruppdelning. Marchetti, Whelan, Verrocchio, Ginley, Fulcheri, Relyea, och Meyers (2016) undersökte psykometrin för en italiensk översättning (GBQ-I) av 21 item versionen av GBQ. Exploratorisk faktoranalys kunde inte bekräfta originalstudiens två-faktor struktur. Pilatti, Cupani, Tuzinkievich, och Winfree (2016) gjorde bland annat en konfirmatorisk faktoranalys av GBQ-S. Den konfirmatoriska faktoranalysen kunde bekräfta de två faktorerna som den exploratoriska faktoranalysen för GBQ-S tidigare visat. Peter, Ginley, Whelan, och Winfree (2018) undersökte GBQ-S med avseende på oföränderlighet (measurement invariance) genom att jämföra resultat för GBQ-S från två olika stickprov från två olika kultursfärer enligt tidigare studier, (Winfree et al., 2013) respektive (Pilatti et al., 2016). Den tidigare faktoruppdelningen från (Winfree et al., 2013) kunde inte bekräftas vid konfirmatorisk faktoranalys. En omarbetad modell där item 5 och item 7 flyttades från faktor L/P till faktor IoC skapades. Philander, Gainsbury, och Grattan (2019) undersökte kriterievaliditeten för engelsk GBQ (20 item) och faktorerna L/P respektive IoC. Den konfirmatoriska faktoranalysen av GBQ bekräftade inte originalstudiens (Steenbergh et al., 2002) eller den spanska översättningens (Winfree et al., 2013) faktorer fullt ut. En slutsats blev att det troligen finns möjlighet att reducera antalet item och då även förtydliga innehållet i subskalorna för GBQ.

Andra studier och språk. GBQ har använts i studier med andra språk samt flera olika stickprov med avseende på ålder, kultur, typ av spel, allvarlighetsgrad av spelproblematik, samsjuklighet, m.m. Bland annat för att undersöka effekt av olika behandlingsinterventioner och vid utvecklandet av andra instrument. Andra språk är norska (t ex KoRus-Øst, u.å.), tyska, franska, portugisiska, japanska, med flera. Den omfattande användningen av GBQ tyder på att detta instrument kan ses som en kandidat att bli ett standardinstrument inom området tankar vid spel om pengar.

Frågeställning

Utifrån ovanstående inledning och bakgrund har jag i detta examensarbete valt att göra en validering av GBQ (Steenbergh et al., 2002). GBQ i svensk översättning kallas i nuläget GBQ-SE. Validering av GBQ-SE görs utifrån följande frågeställningar:

1. Hur väl samstämmer item för GBQ-SE helskala respektive faktorer? (intern konsistens)
2. Hur unikt tillhörande är varje item i förhållande till respektive faktor? (item skaltest)
3. Hur samvarierar resultat för GBQ-SE med resultat avseende grad av spelproblematik? (konvergent kriterievaliditet)

GBQ-SE mäter kognitiva förvrängningar som är aktuella vid spel om pengar. Det finns idag inget annat validerat instrument översatt till svenska som mäter kognitiva förvrängningar som är aktuella vid spel om pengar. Enligt den samlade teorin förväntas kognitiva förvrängningar vid spel om pengar samvariera med spelproblem i viss utsträckning. Dock inte fullt ut eftersom de har sin grund i olika konstrukt.

4. Svarar individer som troligen kan antas ha problem med spelande annorlunda på GBQ-SE, jämfört med individer som inte kan antas ha spelproblem? (kändgrupp validitet, (Hattie & Cooksey, 1984))

Metod

Detta examensarbete är en valideringsstudie. Examensarbetet utförs i samarbete med ett forskningsprojekt (Översättning och validering av "Gamblers' Beliefs Questionnaire") vid Mottagning för Spelberoende och Skärnhälsa på Sahlgrenska Universitetssjukhuset. Datainsamlingen har skett i regi av forskningsprojektet men har praktiskt till största delen utförts av examensarbetsförfattaren. Dessa data har tillhandahållits examensarbetet för validering av GBQ-SE.

Etik. Ingen etikprövning har skett av Etikprövningsmyndigheten för denna studie. I studien hanteras uppgifter innehållande data om ålder, kön, utbildningsnivå, relationsstatus och förekomst av spel om pengar under de senaste 12 månaderna samt screening för spelproblematik, som självrapporteras av deltagarna. All datainsamling sker helt anonymt utan att persondata samlats in. Därför kan inte data direkt eller indirekt hänföras till en enskild person. Studien följer lag om etikprövning av forskning som avser människor (SFS 2003:460) och Etikprövningsmyndighetens riktlinjer (Etikprövningsmyndigheten, u.å.) när det gäller tillfrågan, information till och muntligt samtycke från deltagarna.

Deltagare

Deltagarna har valts ut genom ett bekvämlighetsurval. Av praktiska skäl för att upprätthålla god kvalitet och hög grad av anonymitet vid datainsamlandet har datainsamling skett i mindre grupper. Urvalskriterier för deltagargrupperna har varit tillgänglighet i tid, plats, antal deltagare samt att så rimligt som möjligt utifrån praktiska förutsättningar att det totala stickprovet någorlunda skall kunna matcha den definierade populationen. Deltagargrupperna har varit flera mindre grupper av: (a) universitetsstudenter, (b) anställda vid företag eller medlemmar i idrottsföreningar, (c) personer med trolig historisk/aktuell spelproblematik. För att säkerställa att det i stickprovet fanns med tillräckligt många deltagare med en historia av spelproblematik eller som har aktuell spelproblematik, har datainsamling för grupp (c) skett med deltagare i självhjälpgrupper för personer med spelproblematik samt med deltagare som var behandlingssökande för spelproblematik.

Exkluderingskriterier har tillämpats. Deltagare under 18 år, inte kunna läsa och förstå svenska eller svarat på enkätjämför vid annat datainsamlingstillfälle.

Bortfall. Totalt tillfrågades $n = 438$ personer. Av dessa tackade $n = 21$ personer nej till att delta. Antal deltagare som svarat på enkätjämför var $N = 417$. Antal

inkompleta svar som kan antas vara avbrutet deltagande var $n = 22$. Efter kontroll och eventuella korrigeringar av respektive deltagares svar kunde totalt $n = 397$ för GBQ-SE, $n = 391$ för NODS livstid, $n = 394$ för PGSI, deltagares svar användas till resultatberäkningar. Totala bortfallet blev alltså mellan 9-11%.

Deltagarna, detaljerad beskrivning. Demografiska data för deltagarna redovisas i Tabell 1. Fördelningen för de olika kategorierna av deltagargrupperna blev: (a) universitetsstudenter 39%, (b) anställda vid företag eller medlemmar i idrottsförening 42%, (c) trolig historisk/aktuell spelproblematik 19%. Resultat för spelförekomst samt screening av eventuell historisk samt aktuell spelproblematik redovisas i Tabell 2. Vid resultatberäkningar har Problemspelande $n = 44$ definierats utifrån resultat för PGSI ≥ 3 .

Tabell 1

Fördelning för avgivna svar för deltagarnas demografiska data

Demografi	Totalt Stickprov ($n = 417$)	Icke- Problem- spelande ($n = 350$)	Problem- spelande ($n = 44$)
Ålder $M (SD)$	35.9 (12.8)	35.5 (13.0)	36.6 (9.4)
Kön (antal)			
Kvinna	197	179	8
Man	213	164	36
Annat	6	6	0
Utbildning (antal)			
Har ej avslutat			
Grundskola/Folkskola	1	0	1
Grundskola/Folkskola	8	4	3
Gymnasium/Folkhög- skola/Komvux	196	158	25
Högskola/Universitet	207	185	14
Annat	4	3	1
Relationsstatus (antal)			
Gift/registerad partner/ sambo/ särbo i fast relation	292	252	29
Skild/separerad/änka/ änkling	17	12	3
Ensamstående	99	79	12
Annat	8	7	0

Not. Summering av antal avgivna svar går inte jämnt upp på grund av att item ej besvarats i enkätjämförelsen.

Tabell 2

Fördelning för avgivna samt beräknade svar för deltagarnas förhållande till spel om pengar med avseende på spelförekomst samt resultat för NODS livstid respektive PGSI

	Totalt Stickprov (<i>n</i> = 417)	Icke- Problemspelare (<i>n</i> = 350)	Problem- spelare (<i>n</i> = 44)
Screening av spel			
Spelförekomst senaste 12 månaderna (antal)			
Ja	167	129	35
Nej	248	220	9
NODS livstid (antal)			
Inga problem	293	290	0
Riskabla spelvanor	30	26	3
Problemspelare	7	5	2
Sannolikt hasardspelsyndrom (spelberoende)	61	22	38
PGSI (antal)			
Inga spelproblem	338	338	–
Viss risk för spelproblem	12	12	–
Förhöjd risk för spelproblem	15	–	15
Spelproblem	29	–	29

Not. Summering av antal avgivna respektive beräknade svar går inte jämnt upp på grund av att item ej besvarats i enkätbrevet. Uppdelning av kategorierna Icke-problemspelare respektive Problemspelare görs utifrån beräknat resultat på PGSI.

Instrument

Demografi och spelande. Deltagarna kunde ange kön, ålder, utbildningsnivå, relationsstatus samt förekomst av spel om pengar under de senaste 12 månaderna.

GBQ-SE. GBQ-SE har tagits fram i forskningsprojektet vid Västra Götalandsregionens Mottagning för Spelberoende och Skärnhälsa. En engelsk 20-item GBQ som har bekräftats som korrekt gällande version av professor James P. Whelan, PhD, har använts som underlag för GBQ-SE (The University of Memphis, u.å.). Detta har översatts med back-translation metodik (Brislin, 1970). GBQ-SE har därefter utvärderats av sakkunniga för att kontrollera överensstämmande mellan engelskt original och GBQ-SE. Item besvaras genom att ringa in svarsalternativ på en sju punkts numrerad Likert-skala med ankarpunkterna, 1 *Stämmer mycket bra* till 4 *Stämmer varken bra eller dåligt* till 7 *Stämmer mycket dåligt*. Alla item har samma omvända poängsättning och resultatet beräknas genom att summera alla item. Högre poängssumma indikerar högre nivå av kognitiva förvrängningar.

GBQ omfattar två faktorer: L/P (luck/perserverance) innehållande item 5, 7, 11-20 respektive IoC (illusion of control) innehållande item 1-4, 6, 8-10 (Steenbergh et al., 2002; Winfree et al., 2013).

NODS livstid. The NORC Diagnostic Screen for Gambling Problems (NODS) är ett bedömningsinstrument för spelproblematik som baseras på DSM-IV (Wickwire, Burke, Brown, Parker, & May, 2008). NODS finns i tre varianter som skiljer sig åt när det gäller tidsperiod, under spelarens liv, under det senaste året respektive de senaste 30 dagarna. NODS livstid som användes i enkätbrevet hämtades från Kunskapsguiden (Socialstyrelsen, 2020). NODS livstid användes för att kunna beskriva deltagarnas historiska förhållande till spel. NODS består av 17 frågor som besvaras enligt två svarsalternativ, ja eller nej. NODS mäter svårighetsgraden av spelproblem. För studiens stickprov beräknades Cronbachs α till .98.

PGSI. Problem Gambling Severity Index (PGSI) är ett screeninginstrument för spelproblematik som är en del av Canadian Problem Gambling Index (CPGI) (Ferris & Wynne, 2001). PGSI som användes i enkätbrevet hämtades från (Folkhälsomyndigheten, 2016a). PGSI användes för att undersöka GBQ-SE med avseende på konvergent validitet för spelproblematik samt känd-grupp validitet. Enligt Swelogs (Statens folkhälsoinstitut, 2010) definieras resultat för $PGSI \geq 3$ som Problemspelande. PGSI består av nio frågor för att mäta grad av spelproblem under de senaste 12 månaderna. Svarsalternativen är: aldrig, ibland, ofta och nästan alltid. För studiens stickprov beräknades Cronbachs α till .97.

Tillvägagångssätt

Datansamlingsarbetet har till största andelen utförts av examensarbetsförfattaren. Forskningsprojektmedlemmar har utfört ett fåtal datansamlingstillfällen vardera och medarbetare vid behandlingsklinik för personer med spelproblematik har också medverkat till datansamlingen.

Datansamlingen har gjorts genom att deltagarna samlade i mindre grupper enskilt fått fylla i pappersenkäter i form av ett enkätbrev som innehöll demografiformulär, GBQ-SE, NODS livstid, PGSI, i denna ordning. Datansamlingen har skett vid ca 25-30 tillfällen och på olika platser mellan juni 2019 till och med oktober 2019. Eftersom anonymitet vid datansamlingen varit viktigt i forskningsprojektet har datansamlingen skett vid tider och platser där deltagare naturligt, i annat syfte än att vara forskningsdeltagare, varit samlade i grupp i avgränsad miljö. Exempel på platser är undervisningssal, fikarum och konferensrum. Tillfrågan, enkätbrevsutdelning, ifyllande av enkätbrev och insamlande av utdelade enkätbrev har skett vid samma tillfälle för respektive grupp.

Datansamlingstillfällena har inletts med en muntlig tillfrågan, enligt ett förutbestämt manuskript, till deltagarna om deltagande i forskningsstudien. Motsvarande information fanns även tillgänglig som skriftlig tillfrågan vid datansamlingstillfället. Därefter har enkätbrevet delats ut, behandlats av deltagarna vid samtycke att delta i forskningsstudien och därefter lämnats in dolda i en insamlingsbehållare. Detta för att insamlade enkätbrev skulle vara anonyma för insamlaren. Tidsåtgången för varje datansamlingstillfälle har ungefärligt varit information, tillfrågan och enkätbrevsutdelande under 3-4 minuter och ifyllandet och insamlandet av enkätbrev 7-12 minuter.

Information till deltagarna utöver innehållet i tillfrågan och enkätbrevet var att tydliggöra med exempel vad just spel om pengar kan handla om. I övrigt frågade deltagarna väldigt lite under enkätbrevsifyllandet. De frågor som dök upp behandlades

strikt med uppmaningen att läsa instruktionerna och frågorna noga, och att svara så gott du kan, utifrån så som du förstår enkätfrågan och instruktioner.

Datainsamlingen vid behandlingsklinik för personer med spelproblematik har administrerats av behandlare där, efter instruktion av examensarbetsförfattaren. Detta för att säkerställa anonymiteten för behandlingsklinikens klienter. Här har deltagarna enskilt fått en skriftlig tillfrågan och ett enkät häfte i ett öppet kuvert utdelat till sig av behandlaren. Enkät häftet har därefter behandlats av klienten och lämnats in i förseglat kuvert till behandlaren, vid samma tillfälle. De klienter som fick tillfrågan var nybesök alternativt inte ännu påbörjat någon behandling.

Data från de insamlade pappersenkät häften har manuellt överförts till digitalt format av en forskningsassistent i forskningsprojektet under oktober 2019. Överförda data har kontrollerats genom stickprov.

Databearbetning

Efter överföring av rådata från enkät häften till digitalt format har justeringar av oklara svar utförts. Därefter har korrigerad rådata i digitalt format importerats till statistikberäkningsprogramvara för analyser och resultatberäkningar. Data har först analyserats med beskrivande statistik där frekvenser, centralmått, varianser och karaktäristik med avseende på eventuell normalfördelning av data undersökts. Beräkningsresultat och visualiseringar av data i grafer har kontrollerats och tolkats. Därefter har nya variabler som underlag för resultatberäkningar skapats. De nya variablerna innefattade omvandlingar för att kunna beräkna poängsumma för respektive instrument. Därefter har poängsummor för respektive instrument beräknats. Utifrån respektive instruments poängsummor har även nya kategorivariabler skapats där poängsumma delats in i resultat kategorier. Mätinstrumentens poängsummor samt de kategoriindelade poängsummorna har därefter kontrollerats genom beskrivande statistik efter beräkningar av frekvenser m.m. och visualiseringar av data i grafer.

Intern konsistens undersöktes genom beräkning av Cronbachs alfa. Vid beräkningar av utfall av skaltest korrigeras för överteckning genom att item korreleras mot faktorsumman minus itemet självt. Korrelationerna vid skaltest beräknades med Pearsons produktmomentkorrelation. Konvergent kriterievaliditet undersöktes genom beräkning av Spearmans rangkorrelationskoefficient. Gruppskillnader beräknades med Mann-Whitney U-test.

Innan beräkning av konfidensintervall (Lowry, u.å.a) samt signifikansbedömning (Lowry, u.å.b) för korrelationsresultat utfördes z-transformering, enligt Fishers $r - z$ omvandling.

Justering av oklara svar för Demografi. Ingen justering görs vid oklara svar eller internt bortfall för demografiska data.

Justering av oklara svar i GBQ-SE. Vid internt bortfall för max två obesvarade item i GBQ-SE ($n = 8$) har individens medelitemsvar för besvarade item beräknats och ersatt missing item (Downey & King, 1998). Vid fler än 20% missing item, det vill säga fler än två obesvarade item för GBQ-SE, har hela delenkäten betraktats som avbrutet deltagande och därmed som ett totalt bortfall (Downey & King, 1998). Om deltagaren inte följt instruktionen i GBQ-SE utan istället tydligt angivit sitt svar med till exempel ett kryss på linjen för svarsalternativ har mätning gjorts med millimetergraderad linjal och närmaste svarsalternativsiffra har antagits som deltagarens svar. Om deltagaren

markerat svarsalternativtext genom att till exempel ringa in den eller kryssa över den har svarsalternativtextens motsvarande svarsalternativsiffra antagits som deltagarens svar.

Justering av oklara svar i NODS. Vid internt bortfall genom obesvarad item 15 och/eller item 16 och att samtliga övriga NODS item besvarats med svarsalternativ *nej* har NODS item 15 och/eller 16 antagits till svarsalternativ *nej*. Vid internt bortfall genom obesvarat item av de item som inte påverkar poängsättningen av NODS eller av de item som grupperas vid poängsättningen så att poängsättningen inte påverkas av obesvarat item, har svarsalternativ *nej* antagits. Vid internt bortfall genom enstaka eller flera obesvarade item, andra än item 15 eller item 16, som påverkar poängsättningen av NODS har hela delenkäten betraktats som avbrutet deltagande och därmed som ett totalt bortfall.

Justering av oklara svar i PGSI. Vid internt bortfall genom minst ett enstaka obesvarat item har hela delenkäten betraktats som avbrutet deltagande och därmed som ett totalt bortfall.

Resultat

Validering av GBQ-SE gjordes utifrån följande frågeställningar:

1. Hur väl samstämmer item för GBQ-SE helskala respektive faktorer? (intern konsistens)
2. Hur unikt tillhörande är varje item i förhållande till respektive faktor? (item skaltest)
3. Hur samvarierar resultat för GBQ-SE med resultat avseende grad av spelproblematik? (konvergent kriterievaliditet)
4. Svarar individer som troligen kan antas ha problem med spelande annorlunda på GBQ-SE, jämfört med individer som inte kan antas ha spelproblem? (kändgrupp validitet)

Stickprovets karaktäristik

Fördelning för poängsummor för GBQ-SE helskala respektive faktorer redovisas i Tabell 3. Fördelning för poängsummor för NODS livstid respektive PGSI indikeras i Tabell 2 samt redovisas i Tabell 3.

Shapiro-Wilks test (Shapiro & Wilk, 1965; Razali & Wah, 2011) var signifikant ($p < .001$) och visuell kontroll av histogram, normal Q-Q-plot och boxplot visade att poängsummorna för GBQ-SE helskala respektive faktorer, NODS livstid samt PGSI inte var normalfördelade utan mer eller mindre kraftigt positivt snedfördelade. Se Tabell 3 för sammanställning av data.

Tabell 3

Indikering av frekvensfördelning av poängsummor för respektive instrument

Instrument	Antal <i>n</i>	Centralmått <i>Mdn (IQR)</i>	Skewness	Kurtosis
GBQ-SE helskala	397	37.0 (27.0, 55.0)	1.29 (<i>SE</i> = 0.12)	1.40 (<i>SE</i> = 0.24)
GBQ-SE faktor L/P	397	18.0 (13.0, 26.0)	1.95 (<i>SE</i> = 0.12)	3.62 (<i>SE</i> = 0.24)
GBQ-SE faktor IoC	400	19.5 (13.0, 29.0)	0.48 (<i>SE</i> = 0.12)	-0.73 (<i>SE</i> = 0.24)
NODS livstid	391	0.0 (0.0, 1.0)	1.92 (<i>SE</i> = 0.12)	1.94 (<i>SE</i> = 0.25)
PGSI	394	0.0 (0.0, 0.0)	3.53 (<i>SE</i> = 0.12)	11.83 (<i>SE</i> = 0.25)

I stickprovet fanns 11% Problemspelande respektive 89% Icke-Problemspelande. Alltså var andelen Problemspelande högre i stickprovet än i Sveriges befolkning enligt Folkhälsomyndighetens undersökning Swelogs 2018 (Folkhälsomyndigheten, 2019). Detta var ett medvetet val vid bekvämlighetsurvalet av deltagarna för att kunna göra statistiska beräkningar. I det totala stickprovet hade 40% spelat om pengar senaste 12 månaderna. Enligt Swelogs 2018 var det för Sveriges befolkning 58% (Folkhälsomyndigheten, 2019).

Av de totalt $n = 44$ Problemspelande har $n = 9$ svarat att spel inte förekommit de sista 12 månaderna. De har ändå bedömts som Problemspelande enligt PGSI, som har en tidslängd på senaste 12 månaderna. Detta skulle kunna bero på att konsekvenser av tidigare spelproblem inte upphör bara för att spelandet upphört.

Totala stickprovets karaktäristik för instrumenten GBQ-SE, NODS livstid respektive PGSI, var mer eller mindre kraftigt positivt snedfördelade och inte normalfördelade. Instrumentens utformning bidrar till detta.

Reliabilitet

Intern konsistens. För GBQ-SE helskala respektive faktorer beräknades Cronbachs α . Cronbachs α hade inte ökat om något item plockats bort. Cronbachs α för GBQ-SE helskala respektive faktor L/P är utmärkt och för faktor IoC bra (Cicchetti, 1994). Inter-item korrelationerna för GBQ helskala varierade $r = .11 - .79$, faktor L/P $r = .28 - .79$ samt faktor IoC $r = .20 - .63$. Se Tabell 4 för sammanställning av resultat för α och korrigerad item-skala korrelation (corrected item-total correlation, dvs item konvergent validitet). Detaljerat resultat visas i Bilaga 1.

Item skaltest. Skaltest utfördes genom att beräkna itemkorrelationer inom skala/faktor korrigerat för överteckning, respektive mellan faktorer och jämföra de konvergenta respektive divergenta korrelationerna. Item korrelerar positivt av varierande grad med helskala respektive faktorer. Utfallet för skaltest visar att lite drygt hälften av item för respektive faktor kunde ses som signifikant tillhöriga för respektive faktor. För faktor L/P var item 5, 13, 15, 17, 18, 19, 20 signifikant mer tillhöriga sin faktor. För faktor IoC var item 2, 3, 4, 8, 9 signifikant mer tillhöriga sin faktor. Se Tabell 4 för sammanställning av resultat.

Tabell 4

Item skaltest. Konvergent och diskriminant validitet, skaltest utfall, reliabilitet Cronbachs alfa för GBQ-SE helskala respektive faktorer.

Skala och faktor	Antal item <i>n</i>	Item konvergent validitet ^a <i>r</i>	Item diskriminant validitet ^b <i>r</i>	Skaltest utfall ^c	Cronbachs alfa <i>α</i>
GBQ-SE helskala	20	.35 – .74 ^{***}	–	–	.94
GBQ-SE faktor L/P	12	.50 – .81 ^{***}	.40 – .64 ^{***}	7/12 (58%)	.92
GBQ-SE faktor IoC	8	.40 – .73 ^{***}	.28 – .64 ^{***}	5/8 (63%)	.86

Not. GBQ-SE helskala *n* = 397, GBQ-SE faktor L/P *n* = 397, GBQ-SE faktor IoC *n* = 400.

^aItem intern konsistens. Korrelation mellan item och dess skal/faktor-summa korregerat för överteckning (korrelationsomfång). ^bKorrelation mellan faktoritem och den andra faktorn (korrelationsomfång).

^cSkaltest utfall räknas om item mot egen faktor var signifikant ($p < .05$) högre än korrelation mot andra faktorn.

^{***} $p < .001$.

Validitet

Konvergent kriterievaliditet. Poängsumma för GBQ-SE helskala respektive faktorer jämförs med poängsumma för PGSI. Rangkorrelation Spearmans rho beräknades, se Tabell 5. Ett positivt medelstarkt korrelations samband uppvisades där högre poängsumma för GBQ-SE som indikerar omfattning av kognitiva förvrängningar vid spel om pengar, även visar sig i högre poängsumma på PGSI, som indikerar grad av spelproblem.

Tabell 5

Korrelationer (Spearman's rho) för konvergent validitet för GBQ-SE

Instrument	PGSI	GBQ-SE helskala	GBQ-SE faktor L/P	GBQ-SE faktor IoC
PGSI	–			
GBQ-SE helskala	.42***	–		
95% CI	[.34, .50]			
GBQ-SE faktor L/P	.43***	.92***	–	
95% CI	[.34, .51]	[.91, .93]		
GBQ-SE faktor IoC	.35***	.95***	.77***	–
95% CI	[.26, .43]	[.94, .96]	[.73, .81]	

Not. PGSI $n = 389$, GBQ-SE $n = 397$.

*** $p < .001$.

Känd-grupp validitet. För att undersöka om individer med indikerad spelproblematik svarar annorlunda på GBQ-SE jämfört med individer som inte har det, gjordes gruppjämförelse av poängsumma för GBQ-SE uppdelat av indikerat problemspelande enligt PGSI. Mann-Whitney U-test visade att Problemspelande rapporterar signifikant högre poängsumma av medelstark effektstorlek (Cohen, 1988) på GBQ-SE helskala respektive faktorer jämfört med Icke-Problemspelande. Se Tabell 6 för sammanställning av resultaten.

Tabell 6

Skillnader mellan grupperna Icke-Problemspelande respektive Problemspelande för känd-grupp validitet för GBQ-SE

Instrument	Grupper						
	U	z	r	Icke-Problemspelande		Problemspelande	
n				$Mdn (IQR)$	n	$Mdn (IQR)$	
GBQ-SE helskala	12858***	7.5	.38	345	35.0 (26.0, 50.0)	44	72.5 (50.3, 96.3)
GBQ-SE faktor L/P	12916***	7.6	.39	345	17.0 (13.0, 23.0)	44	42.5 (27.0, 55.8)
GBQ-SE faktor IoC	11871***	6.1	.31	345	18.0 (12.0, 28.0)	44	31.0 (23.0, 37.0)

Not. *** $p < .001$.

Bifynd

Tidsåtgång. Tidsåtgången för besvarandet av enkätjämförelsen blev för ett fåtal deltagare ($n < 10$) betydligt längre än de vanliga 5-10 minuter utan snarare runt 20 minuter.

Uppenbar validitet. (face validity) En typisk och spontan kommentar efter besvarandet av enkätjämförelsen från flera deltagare som kunde antas ha en historia av spelproblematik var, *"Jag hade svarat helt annorlunda på första delen [GBQ-SE] när jag spelade aktivt för några år sedan."*

Instruktioner, itemtexter och layout. För GBQ-SE följer inte en del deltagare instruktionerna kring markering av svarsalternativ. Ett fåtal deltagare ($n < 10$) som kunde antas vara icke-spelare kommenterade språkliga oklarheter i GBQ-SE och då speciellt ordet bet/bettar. För NODS livstid utelämnades svar för item 15 och/eller item 16 för flera deltagare.

Diskussion

Syftet med denna studie var att validera GBQ-SE. Detta för att kunna använda instrumentet GBQ-SE i kliniskt arbete vid bedömning och behandling eller i forskningssammanhang vid till exempel behandlingsforskning eller annan forskning kring spel och spelande. GBQ är ett befintligt instrument som används för att mäta omfattning av irrationella tankar vid spel om pengar och som nu har översatts till svenska, GBQ-SE. I denna studie har jag funnit att GBQ-SE har utmärkt intern konsistens för helskalan och faktor L/P (Luck/Perserverance). För faktor IoC (Illusion of control) var den interna konsistensen god. Item skaltest visade att item kan vara delade mellan faktorerna. Konvergent kriterievaliditet för GBQ-SE kunde bekräftas genom en medelstark samvariation med screeninginstrument för spelproblematik. Begreppsvaliditet i form av känd-grupp-validitet för GBQ-SE kunde bekräftas genom att personer som har en indikerad spelproblematik får högre poäng på GBQ-SE jämfört med personer som inte har någon indikerad spelproblematik.

När det gäller reliabilitet är hög Cronbachs α bra och en förutsättning för intern konsistens. Men bara till en viss gräns. För hög Cronbachs α ($\alpha > .90$) kan indikera för att skalan innehåller redundanta item, det vill säga onödigt många item som mäter samma sak (Streiner, 2003). Värdet för Cronbachs α för en skala ökar dessutom med ökat antal item även om medelitemkorrelationen är låg (Cortina, 1993). Med avseende på innehållsmässig validitet är det bra om varje item eller faktor skiljer sig innehållsmässigt ifrån varandra, heterogenitet. Då måste begreppet som skalan eller faktorn avser mäta vara väldigt tydligt definierat och kunna fångas in med få item. Men för att verkligen fånga in alla aspekter av ett otydligare begrepp som "omfattning av olika irrationella tankar vid spel om pengar" kan flera lika item behövas vilket leder till ökad homogenitet för item i skalan. Denna ökade homogenitet innebär även ökad reliabilitet som alltså kan tyda på att onödiga item finns med. När en skala omfattar flera faktorer är det rimligt att item inom faktorn internt är mera homogena än jämfört med inom totala skalan (Streiner, 2003). De relativt höga och jämna korrigerad item-skala korrelationerna (corrected item-total correlation) visar att item är relevanta för GBQ-SE.

Cronbachs α för GBQ-SE helskala respektive faktorer låg helt i nivå med tidigare valideringsstudier för andra stickprov. I tidigare valideringsstudier har Cronbachs α för GBQ helskalan varierat mellan .87 – .95, för faktor L/P .87 – .96, för faktor IoC .82 – .90.

Mera när det gäller reliabilitet och intern konsistens visade utfall för skaltest att 7 av 12 item för faktor L/P och 5 av 8 item för faktor IoC signifikant kunde visas tillhörande sin faktor. Resultatet för skaltestutfall var relativt lågt. Ett bra resultat hade varit nära 100% i skaltestutfall för respektive faktor. Ett skaltestutfall på 100% betyder att varje item är unikt tillhörande sin faktor. Detta betyder att varje item tydligt har högre korrelation till egna faktorn (konvergent validitet) och samtidigt lägre korrelation till den andra faktorn (diskriminant validitet). Resultatet för skaltest, med detta stickprov, visar att item inte är helt unika för den egna faktorn utan mera homogena, det vill säga relativt lika varandra och mäter samma sak. Homogenitet och brist på diskriminant validitet på faktornivån indikeras även genom godtagbar korrelation mellan faktorernas poängsummer. Tidigare valideringsstudier som gjorts med olika typer av stickprov har med varierande resultat försökt verifiera originalstudien (Steenbergh et al., 2002) faktorstruktur via antingen exploratorisk eller konfirmatorisk faktoranalys. Denna studies skaltestresultat för GBQ-SE visar att faktorerna inte är så tydliga som oftast är önskvärt om faktorerna skall vara meningsfulla.

God reliabilitet är en förutsättning för validitet. Utan reliabilitet kan inte ett instrument anses ha någon validitet. Men ett instrument kan ha mycket god reliabilitet men ändå ha låg validitet i sammanhanget (Borg & Westerlund, 2012).

Resultatet för korrelationssambandet mellan GBQ-SE helskala respektive faktorer jämfört med indikerad grad av spelproblematik beskriver konvergent kriterievaliditet på rimligt sätt. Högre korrelation hade varit oväntad eftersom det är i grunden två olika konstrukt som jämförs. Lägre korrelation hade samtidigt varit oväntat eftersom det enligt teorin förväntas finnas samband mellan grad av kognitiva förvrängningar och grad av spelproblematik. I en annan valideringsstudie med spanskt språk och där även faktorerna bekräftats genom konfirmatorisk faktoranalys, har GBQ korrelerats mot PGSI med likande resultat, faktor L/P $r = .45$, faktor IoC $r = .40$ (Pilatti et al., 2016). Även i de andra valideringsstudierna där konvergent kriterievaliditet för GBQ undersökts mot andra screeninginstrument eller diagnostiska instrument (t.ex. Winfree et al., 2013) pekar resultatet i samma riktning och liknande storleksordning.

Begreppsvaliditeten för GBQ-SE bekräftas genom känd-grupp-valideringen där grupperna Icke-Problemspelare respektive Problemspelare svarar olika på GBQ-SE helskala respektive faktorer. Detta resultat överensstämmer med förväntat resultat enligt teorin. Rekreationsspelare eller icke-spelare får vanligtvis lägre resultat för denna typ av instrument än personer med någon grad av spelproblematik. Omfattningen av kognitiva förvrängningar kring spel om pengar kan förväntas vara större hos de individer som rapporterar ett problematiskt spel. Resultatet stämmer överens med tidigare valideringsstudier, till exempel en studie där en spelberoendebehandling utvärderades (Winfree et al., 2015). Där minskade omfattningen av kognitiva förvrängningar mätt med GBQ samtidigt som diagnostiska symtom gällande spelproblem minskade.

Det finns flera olika begränsningar i denna studie som kan påverka de slutsatser som kan dras och de tolkningar och bedömningar som kan göras av resultaten. Urvalet av deltagarna som ett bekvämlighetsurval, av praktiska skäl, kan påverka generaliserbarheten av resultatet. Detta sätt att samla in data innebär att deltagarna kanske inte liknar den bakomliggande populationen där resultaten skall tillämpas. Ett

helt slumpmässigt urval ur populationen hade varit fördelaktigare för generaliserbarheten av resultaten. Det kan vara möjligt att flera olika effekter kan ha uppstått på grund av bekvämlighetsurvalet. En tidseffekt kan ha uppstått i resultaten då datainsamlingen skett under en bestämd period. En annan fråga är hur väl olika typer av spel och spelande finns representerade i stickprovet samt spridningen av olika storlek på spelomsättning och nedlagd tid för spelande. En viktig effekt som kan ha uppstått på grund av bekvämlighetsurvalet är att bara ett begränsat urval av förekommande kognitiva förvrängningar vid spel om pengar egentligen undersökts.

Kategoriseringen av Icke-Problemspelare respektive Problemspelare har skett efter resultat från PGSI. PGSI är ett screeninginstrument. Fördelen är att stickprovet då kan jämföras med resultat från befolkningsundersökningar där PGSI ofta används, till exempel Swelogs. En annan fördel är att PGSI tar hänsyn mera till sociala faktorer än vad diagnostiska bedömningsinstrument som NODS gör. Nackdelen är att PGSI har en tendens indikera för spelproblem när det inte riktigt föreligger enligt diagnostiska kriterier (Socialstyrelsen, 2020). PGSI har en tidshorisont på 12 månader. Annat instrument med kortare tidshorisont typ 30 dagar hade kunnat ge annan indelning av antal deltagare i respektive kategori.

Enkätutformningen, layout, itemordning, instrumentordningen, m.m., kan ha påverkat resultatet. För GBQ-SE följde inte alla deltagare instruktionen för att markera svar. Enkätens utseende kan ha bidragit till detta. Likaså fanns det missade item för flera deltagares svar för NODS livstid. GBQ-SE item 14 innehåller en typ av dubbelnegation som kan vara svår att förstå. Samtliga item inom samma instrument hade samma svarsalternativordning. Enkätupplägget innehöll inga kontrollitem då instrumenten är utformade utan sådana. Detta kan ha bidragit till att några deltagare svarat enligt mönster istället för att svara på respektive item individuellt. Ett annat svarsmonster som kan ha uppstått är att deltagare svarat utifrån social önskvärdhet. Resultat av detta är okänt i denna studie. Men vid delstudie fem vid framtagandet av GBQ fann man samband nära noll vid jämförelse mellan GBQ och ett instrument som mäter social önskvärdhet (Steenbergh et al., 2002).

Metoden för att samla in data kan ha påverkat resultatet. Deltagarna svarade genom att självrapportera i ett pappersenkätupplägg. Detta kan ha påverkat resultatet jämfört med andra sätt att samla in data. Pilatti et al. (2016) jämförde papper och penna enkäter med webbaserade enkäter men kunde inte för sitt stickprov dra några slutsatser om eventuella skillnader i resultat. Men annan forskning hade visat att båda sätten för datainsamling var likvärdiga (Pilatti et al., 2016).

Studiens design har gjort att några delar, som varit önskvärda för att ytterligare för att tydliggöra reliabilitet och validitet för GBQ-SE, inte kunnat utföras. Test-retest reliabilitet har inte kunnat undersökas i denna studie av praktiska skäl på grund av anonymitetskrav för deltagarna. Men vid tidigare valideringar har test-retest efter två veckor visat korrelation för GBQ helskala och faktor IoC $r = .77$, faktor L/P $r = .71$ (Steenbergh et al., 2002) samt GBQ helskala $r = .83$ (Marchetti et al., 2016). Det hade också varit intressant att kunna göra jämförelser med flera andra instrument. Men det är samtidigt en avvägning som måste göras med hänsyn till hur mycket en deltagare kan svara meningsfullt på vid ett tillfälle. För omfattande enkät med många frågor riskerar att öka bortfallet. Konvergent kriterievaliditet hade kunnat undersökas mera noggrant om det funnits andra validerade instrument översatta till svenska som också mäter utifrån mera likt konstrukt, det vill säga tankar vid spel om pengar.

Kliniskt sett borde inte diagnosen vara nödvändig för behandling. Det är bättre att en person som vill ha behandling för spelproblematik kan få den innan allvarliga hälsomässiga eller sociala konsekvenser, med till exempel en privatekonomi körd i botten, uppträder. Vid annan beroendeproblematik är skam och skuld starka känslor som ofta uppkommer och detta kan även ske i samband med problematiskt spelande om pengar. Det kan gå fort att förlora stora summor pengar vid spelande på vägen från rekreationsspelare, till riskspelare och till hasardspelsyndrom. I dagens samhälle har den privata ekonomin stort värde. Konsekvenser av problematiskt spelande riskerar att leda till värre händelser än bara dålig privatekonomi. Något som kan vara förödande för individen och omgivningen.

Det är inte bara behandlingssidan av spelproblematik som använder sig av kunskap om spel om pengar. Spelindustrins utnyttjande av denna kunskap vid maskinspelande beskrivs på ett intressant sätt i boken *Addiction by design: machine gambling in Las Vegas* (Schüll, 2012). Här visas hur viktig till exempel miljön är, från byggnader, till inredning, till bemötande, till maskinuppställning, till detaljer i spel. Miljön kan användas för att styra in tänkande i vissa banor och styra bort tänkande från andra banor. Detta genom att till exempel bidra till att påverka spelarnas mående så att pengar fortsätter att omsättas. Spelens design utformas så att det är snabba spel med kort tid mellan insats och resultat, många nära/nästan vinst (near misses), vinster uppmärksammas och förluster ignoreras, spelaren leds till föreställningen om att ha rätt kunskap för att vinna, etc. Detta kan drabba vem som helst. Ett exempel är den kognitiva problematiken *switching and double switching* där en individ utanför spelmiljön uppvisar ett rationellt resonemang kring spelande men att för vissa individer denna förmåga försvinner vid aktivt deltagande i spel.

Ett sätt att ytterligare tydliggöra validitet och reliabilitet för GBQ-SE är att undersöka GBQ-SE utifrån flera olika typer av stickprov. Öka generaliserbarheten för olika kontext. Detta kan till exempel göras med studier som undersöker tankar vid olika typer av spel och spelande både för rekreationsspelare och för personer med olika grad av problemspelande. Det hade varit intressant att kunna jämföra resultat för GBQ-SE med de utfallsmått som enligt The Banff Consensus (Walker et al., 2006) bör beskrivas vid spelberoende. Utökad kriterievaliditet kan uppnås genom att undersöka konvergent och divergent validitet med andra jämförelseinstrument för mätning av spelproblematik. Till exempel med ett validerat diagnostiskt instrument för hasardspelsyndrom enligt DSM-5 exempelvis *Gambling Disorder Identification Test (G-DIT)* (Molander, Volberg, Sundqvist, Wennberg, Månsson, & Berman, 2019) eller andra instrument som mäter kognition. Ytterligare information om reliabilitet i form av stabilitet över tid kan tillföras genom att utföra test-retest-undersökning.

Det skulle vara tillfredställande om faktorstrukturen för GBQ kunde bli entydigare. Som item är utformade idag varierar resultaten vid olika faktoranalyser för olika stickprov som trots allt kanske inte är allt för olika. Det kan finnas brister i innehållsvaliditet och begreppsvaliditet som behöver undersökas mera.

Innehållsvaliditet för GBQ kan behöva verifieras mera. Item för GBQ togs fram som en 21-item version för att vara så generella som möjligt och för alla olika typer av spel om pengar (Steenbergh et al., 2002). Dessa reviderades senare till en 20-item version (Winfree et al., 2013). Instrumentet har validerats i flera studier med olika typer av faktoranalyser som fallit ut med varierande resultat. Detta skulle kunna bero på inaktuell innehållsvaliditet eller för låg begreppsvaliditet för GBQ. Detta leder till en fråga om vilka relevanta kognitiva förvrängningar mäts och framförallt vilka som inte

mäts. Spelmarknader och spelande förändras och varierar mellan länder. Samtidigt har instrumentet GBQ visat sig mäta som teoretiskt förväntat vid flera studier.

Behandlingsstudier för KBT behandling vid problematiskt spelande där en ingående behandlingsintervention har varit kognitiv omstrukturering har visat att kognitiva förvrängningar minskar samt att diagnostiska symtom minskar. Det har då antagits att tankar kring spel om pengar har betydelse för spelproblematik. Men det är svårt att hålla behandlingsbetingelser lika vid utvärdering av olika behandlingar. Är det verkligen kognitiv omstrukturering som påverkar speltankarna och som leder till minskade speltankar och symtom? Eller är det något annat i en behandling som påverkar speltankarna? Mera behandlingsforskning som undersöker olika behandlingsinterventioner kan bidra med tydligare svar kring denna fråga. Då är det viktigt att ha tillgång till validerade instrument med goda psykometriska data.

GBQ-SE är ett instrument som kan användas kliniskt och vid forskning, för utredning, bedömning och behandling. GBQ-SE på helskalenivå har goda data för intern reliabilitet och har med acceptabel validitet visat sig kunna mäta omfattning av irrationella tankar kring spel om pengar.

Referenser

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.) Arlington, Va.: Författaren.
- Billieux, J., Schimmenti, A., Khazaal, Y., Maurage, P., & Heeren, A. (2015). Are we overpathologizing everyday life? A tenable blueprint for behavioral addiction research. *Journal of Behavioral Addictions, 4*, 119-123. doi:10.1556/2006.4.2015.009
- Borg, E., & Westerlund, J. (2012). *Statistik för beteendevetare Faktabok*. (3., [uppdaterade och omarb.] uppl.) Malmö: Liber.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 1*, 185-216. doi:10.1177/135910457000100301
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, Criteria, and Rules of Thumb for Evaluating Normed and Standardized Assessment Instruments in Psychology. *Psychological Assessment, 6*, 284–290. doi:10.1037/1040-3590.6.4.284
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. (2. ed.) Hillsdale: L. Erlbaum Associates.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? an examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology, 78*, 98-104. doi:10.1037/0021-9010.78.1.98
- Downey, R. G., & King, C. V. (1998). Missing data in Likert ratings: A comparison of replacement methods. *The Journal of General Psychology, 125*, 175–191. doi:10.1080/00221309809595542
- Etikprövningsmyndigheten. (u.å.). *Forskningsperson*. Hämtad 2020-04-21, från <https://etikprovningmyndigheten.se/for-forskningsperson/>
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). The Canadian Problem Gambling Index : Final report. Canadian Centre on Substance Abuse (CCSA).
- Folkhälsomyndigheten. (2016a). *PGSI Problem Gambling Severity Index (art.nr: 16140)*. Östersund: Folkhälsomyndigheten.

- Folkhälsomyndigheten. (2019, april 3). *Resultat från Swelogs 2018*. Hämtad från <https://www.folkhalsomyndigheten.se/globalassets/livsvillkor-levnadsvanor/andts/spel/swelogs/resultat-swelogs-2018-2019.pdf>
- Folkhälsomyndigheten. (2020). *Spelprevention*. Hämtad från <https://www.folkhalsomyndigheten.se/spelprevention/>
- Fortune, E. E., & Goodie, A. S. (2012). Cognitive distortions as a component and treatment focus of pathological gambling: A review. *Psychology of Addictive Behaviors, 26*, 298-310. doi:10.1037/a0026422
- Goodie, A. S., & Fortune, E. E. (2013). Measuring cognitive distortions in pathological gambling: Review and meta-analyses. *Psychology of Addictive Behaviors, 27*, 730-743. doi:10.1037/a0031892
- Goodie A.S., Fortune E.E. & Shotwell J.J. (2019). Cognitive Distortions in Disordered Gambling. In: A. Heinz, N. Romanczuk-Seiferth, & M. Potenza (eds), *Gambling Disorder* (ss. 49-71). Cham: Springer. doi:10.1007/978-3-030-03060-5
- Hattie, J., & Cooksey, R. W. (1984). Procedures for Assessing the Validities of Tests Using the "Known-Groups" Method. *Applied Psychological Measurement, 8*, 295–305. doi:10.1177/014662168400800306
- Kardefelt-Winther, D., Heeren, A., Schimmenti, A., Rooij, A., Maurage, P., Carras, M., . . . Billieux, J. (2017). How can we conceptualize behavioural addiction without pathologizing common behaviours? *Addiction, 112*, 1709-1715. doi:10.1111/add.13763
- KoRus-Øst. (u.å.). *Spilleavhengighet – Kartleggingsverktøy*. Hämtad, från <https://www.rus-ost.no/pengespill/kartleggingsverktoy>
- Lowry, R. (u.å.a). Vassarstats [The Confidence Interval of rho]. Hämtad, från <http://vassarstats.net/rho.html>
- Lowry, R. (u.å.b). Vassarstats [Significance of the Difference Between Two Correlation Coefficients]. Hämtad, från <http://vassarstats.net/rdiff.html>
- Marchetti, D., Whelan, J. P., Verrocchio, M. C., Ginley, M. K., Fulcheri, M., Relyea, G. E., & Meyers, A. W. (2016). Psychometric evaluation of the italian translation of the gamblers' beliefs questionnaire. *International Gambling Studies, 16*, 17-30. doi:10.1080/14459795.2015.1088560
- Molander, O., Volberg, R., Sundqvist, K., Wennberg, P., Månsson, V., & Berman, A. H. (2019). Development of the gambling disorder identification test (G-DIT): Protocol for a delphi method study. *JMIR Research Protocols, 8*, 1–11. doi:10.2196/12006
- Ortiz, L. (2018). *Till spelfriheten!: kognitiv beteendeterapi vid spelberoende : manual för behandling individuellt eller i grupp*. Stockholm: Type and Tell/LLOA.
- Peter, S. C., Ginley, M. K., Whelan, J. P., & Winfree, W. R. (2018). Measurement invariance of the spanish gamblers' beliefs questionnaire between gamblers in the united states and argentina. *International Journal of Mental Health and Addiction*, doi:10.1007/s11469-018-9974-9
- Petry, N. M., Blanco, C., Auriacombe, M., Borges, G., Bucholz, K., Crowley, T. J., . . . O'Brien, C. (2014). An overview of and rationale for changes proposed for pathological gambling in DSM-5. *Journal of Gambling Studies, 30*, 493-502. doi:10.1007/s10899-013-9370-0
- Philander, K. S., Gainsbury, S. M., & Grattan, G. (2019). An assessment of the validity of the gamblers belief questionnaire. *Addictive Behaviors, 97*, 104-110. doi:10.1016/j.addbeh.2019.05.029

- Pilatti, A., Cupani, M., Tuzinkievich, F., & Winfree, W. (2016). Confirmatory factor analysis of the spanish version of the gamblers' beliefs questionnaire in a sample of argentinean gamblers. *Addictive Behaviors Reports*, *4*, 44-50.
doi:10.1016/j.abrep.2016.09.001
- Razali, N. M., & Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of shapiro-wilk, kolmogorov-smirnov, lilliefors and anderson-darling tests. *Journal of statistical modeling and analytics*, *2*, 21-33.
- Ronzitti, S., Soldini, E., Smith, N., Potenza, M. N., Clerici, M., & Bowden-Jones, H. (2017). Current suicidal ideation in treatment-seeking individuals in the united kingdom with gambling problems. *Addictive Behaviors*, *74*, 33-40.
doi:10.1016/j.addbeh.2017.05.032
- SFS 2001:453. *Socialtjänstlag*. Stockholm: Socialdepartementet
- SFS 2003:460. *Lag om etikprövning av forskning som avser människor*. Stockholm: Utbildningsdepartementet
- SFS 2017:30. *Hälso- och sjukvårdslag*. Stockholm: Socialdepartementet
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, *52*, 591-611.
- Schüll, N.D. (2012). *Addiction by design: machine gambling in Las Vegas*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Socialstyrelsen. (2020). *Kunskapsguiden*. Hämtad, från <https://kunskapsguiden.se/omraden-och-teman/missbruk-och-beroende/spelproblem/>
- Statens folkhälsoinstitut. (2010). *Spel om pengar och spelproblem i Sverige 2008/2009. Huvudresultat från SWELOGS befolkningsstudie (nr. R 2010:23)*. Östersund: Statens folkhälsoinstitut.
- Statens folkhälsoinstitut. (2011). *Spel. Kunskapsunderlag för folkhälsopolitisk rapport 2010 : målområde 11 (nr. R 2011:19)*. Östersund: Statens folkhälsoinstitut.
- Steenbergh, T. A., Meyers, A. W., May, R. K., & Whelan, J. P. (2002). Development and validation of the gamblers' beliefs questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, *16*, 143-149. doi:10.1037/0893-164X.16.2.143
- Streiner, D. (2003). Starting at the Beginning: An Introduction to Coefficient Alpha and Internal Consistency. *Journal of Personality Assessment*, *80*, 99-103.
- The University of Memphis. (u.å.). *Gambler's Beliefs Questionnaire*. Hämtad från https://www.memphis.edu/gamblinglab/pdfs/gamblers_belief_questionnaire.pdf
- Walker, M., Toneatto, T., Potenza, M. N., Petry, N., Ladouceur, R., Hodgins, D. C., ... Blaszczynski, A. (2006). A framework for reporting outcomes in problem gambling treatment research: The Banff, Alberta Consensus. *Addiction*, *101*, 504-511. doi:10.1111/j.1360-0443.2005.01341.x
- Wickwire, E. M., Burke, R. S., Brown, S. A., Parker, J. D., & May, R. K. (2008). Psychometric evaluation of the National Opinion Research Center DSM-IV Screen for Gambling Problems (NODS). *American Journal on Addictions*, *17*, 392-395. doi:10.1080/10550490802268934
- Winfree, W. R., Meyers, A. W., & Whelan, J. P. (2013). Validation of a spanish translation of the gamblers' beliefs questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, *27*, 274-278. doi:10.1037/a0030824
- Winfree, W. R., Ginley, M. K., Whelan, J. P., & Meyers, A. W. (2015). Psychometric evaluation of the gamblers' beliefs questionnaire with treatment-seeking disordered gamblers. *Addictive Behaviors*, *43*, 97-102.
doi:10.1016/j.addbeh.2014.12.016

Wong, S. S. K., & Tsang, S. K. M. (2012). Validation of the chinese version of the gamblers' belief questionnaire (GBQ-C). *Journal of Gambling Studies*, 28, 561-572. doi:10.1007/s10899-011-9286-5

Bilaga 1

GBQ-SE helskala: inter-item korrelationsmatris och korrigerad item-skala korrelation, Pearsons produktmomentkorrelation

	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5	Item 6	Item 7	Item 8	Item 9	Item 10	Item 11	Item 12	Item 13	Item 14	Item 15	Item 16	Item 17	Item 18	Item 19	Item Corrected
Item 1	0.30																			0.53
Item 2	0.37	0.37																		0.35
Item 3	0.35	0.31	0.59																	0.62
Item 4	0.42	0.22	0.35	0.43																0.62
Item 5	0.42	0.26	0.54	0.54	0.54															0.70
Item 6	0.45	0.22	0.42	0.49	0.67	0.60														0.68
Item 7	0.29	0.20	0.53	0.43	0.22	0.40	0.34													0.51
Item 8	0.38	0.30	0.63	0.56	0.36	0.51	0.50	0.55												0.70
Item 9	0.37	0.33	0.50	0.48	0.44	0.54	0.50	0.38	0.60											0.69
Item 10	0.34	0.24	0.38	0.33	0.28	0.29	0.29	0.34	0.50	0.45										0.54
Item 11	0.19	0.18	0.25	0.36	0.41	0.31	0.41	0.21	0.30	0.49	0.29									0.50
Item 12	0.41	0.17	0.34	0.36	0.74	0.52	0.63	0.32	0.39	0.47	0.40	0.45								0.73
Item 13	0.24	0.11	0.33	0.30	0.39	0.43	0.40	0.38	0.44	0.41	0.35	0.38	0.44							0.55
Item 14	0.33	0.12	0.26	0.31	0.68	0.41	0.58	0.26	0.37	0.45	0.37	0.46	0.79	0.43						0.68
Item 15	0.40	0.36	0.47	0.44	0.46	0.50	0.48	0.36	0.53	0.57	0.50	0.38	0.56	0.43	0.56					0.72
Item 16	0.47	0.20	0.38	0.38	0.73	0.48	0.60	0.28	0.42	0.46	0.36	0.32	0.70	0.37	0.67	0.54				0.71
Item 17	0.36	0.18	0.42	0.41	0.54	0.47	0.51	0.36	0.54	0.45	0.60	0.39	0.66	0.47	0.70	0.62	0.64			0.74
Item 18	0.32	0.24	0.46	0.40	0.48	0.42	0.42	0.44	0.52	0.47	0.46	0.34	0.52	0.41	0.55	0.58	0.58	0.67		0.68
Item 19	0.37	0.21	0.31	0.38	0.56	0.50	0.55	0.26	0.41	0.48	0.32	0.40	0.57	0.46	0.57	0.50	0.55	0.55	0.55	0.65
Item 20																				

Not: ^aKorrelation mellan item och dess skal/faktor-summa korrigerat för överteckning (skalsumman – item på raden).

*GBQ-SE faktor L/P: inter-item korrelationsmatris och korrigerad item-skala korrelation,
Pearsons produktmomentkorrelation*

Item	Item 5	Item 7	Item 11	Item 12	Item 13	Item 14	Item 15	Item 16	Item 17	Item 18	Item 19	Item 20	Corrected Item-Total ^a
Item 5	0.67												0.74
Item 7	0.28	0.29											0.69
Item 11	0.41	0.41	0.29										0.50
Item 12	0.74	0.63	0.40	0.45									0.51
Item 13	0.39	0.40	0.35	0.38	0.44								0.81
Item 14	0.68	0.58	0.37	0.46	0.79	0.43							0.55
Item 15	0.46	0.48	0.50	0.38	0.56	0.43	0.56						0.69
Item 16	0.73	0.60	0.36	0.32	0.70	0.37	0.67	0.54					0.75
Item 17	0.54	0.51	0.60	0.39	0.66	0.47	0.70	0.62	0.64				0.79
Item 18	0.48	0.42	0.46	0.34	0.52	0.41	0.55	0.58	0.58	0.67			0.67
Item 19	0.56	0.55	0.32	0.40	0.57	0.46	0.57	0.50	0.55	0.55	0.46		0.67
Item 20													

Not. ^aKorrelation mellan item och dess skal/faktor-summa korrigerat för överteckning (skalsumman – item på raden).

*GBQ-SE faktor Ioc: inter-item korrelationsmatris och
korrigerad item-skalkorrelation, Pearsons produktmomentkorrelation*

Item	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 6	Item 8	Item 9	Item 10	Corrected Item-Totals ^a
Item 1									0.49
Item 2	0.30								0.40
Item 3	0.37	0.37							0.73
Item 4	0.36	0.31	0.59						0.66
Item 6	0.42	0.26	0.55	0.54					0.65
Item 8	0.30	0.20	0.54	0.44	0.41				0.56
Item 9	0.39	0.30	0.63	0.57	0.52	0.56			0.73
Item 10	0.37	0.33	0.50	0.48	0.54	0.39	0.60		0.65

*Not. ^aKorrelation mellan item och dess skal/faktor-summa
korrigerat för överteckning (skalsumman – item på raden).*