

Populariteit, maar niet geliefdheid, is gerelateerd aan risicogedrag van Nederlandse adolescenten

Nina van den Broek · Marike H.F. Deutz · Aart Franken · Antonius H.N. Cillessen

Samenvatting

Ondanks dat theoretisch en empirisch bewijs aantoont dat Amerikaanse en Australische adolescenten risicogedrag vertonen om sociale status te verwerven, is er weinig bekend over de relatie tussen risicogedrag en sociale status bij Europese adolescenten. De huidige studie onderzocht deze relatie daarom bij 253 Nederlandse adolescenten ($M_{leeftijd} = 16,83$ jaar, 52% jongens). De deelnemers beantwoordden sociometrische vragen over populariteit en geliefdheid van hun klasgenoten, en rapporteerden over hun eigen risicogedrag (het gebruik van alcohol, tabak en marihuana, alsmede het aantal seksuele partners). Structurele vergelijkingsmodellen lieten zien dat risicogedrag sterk gerelateerd was aan populariteit, maar niet aan geliefdheid. Uit deze studie blijkt dat de relatie tussen risicogedrag en sociale status in Nederland in overeenstemming is met bevindingen buiten Europa.

Trefwoorden

risicogedrag · sociale status · adolescentie

N. van den Broek, MSc (✉) · Prof. Dr. A.H.N. Cillessen
Behavioural Science Institute, Radboud Universiteit, Montessorilaan 3, 6525 HR Nijmegen,
Nederland
e-mail: n.vandenbroek@pwo.ru.nl

M.H.F. Deutz, MSc · Dr. A. Franken
Department of Child and Adolescent Studies, Universiteit Utrecht, Utrecht, Nederland

Popularity, but not likeability, is related to risk behavior of Dutch adolescents

Abstract

Even though both theoretical and empirical evidence show that American and Australian adolescents engage in risk behavior to gain social status, evidence is lacking on the link between risk behavior and social status in European adolescents. The current study therefore examined this association among 253 Dutch adolescents ($M_{\text{age}} = 16.83$ years, 52% boys). Participants completed peer nominations of popularity and likeability and self-reports of risk behaviors (alcohol, tobacco and marijuana use, and number of sexual partners). Structural equation modeling showed that risk behavior was strongly associated with popularity, but not with likeability. This study indicates that the association between risk behavior and social status in the Netherlands is in line with findings from outside Europe.

Keywords

risk behavior · social status · adolescence

Gedurende de adolescentie experimenteren veel jongeren met risicogedrag, zoals het roken van sigaretten of het drinken van alcohol (zie bijv. Trimbos-instituut 2014). Ondanks dat risicogedrag negatieve gevolgen kan hebben voor zowel de fysieke gezondheid (bijv. Verdurmen et al. 2006) als de psychische gezondheid (bijv. Caldwell et al. 2002), kunnen de effecten van risicogedrag ook positief zijn voor adolescenten. Zo kunnen adolescenten sociale status onder leeftijdgenoten verkrijgen of behouden door het vertonen van risicogedrag (Dijkstra et al. 2009; Moffitt 1993). De theorie van Moffitt (1993) biedt een mogelijke verklaring waarom risicogedrag als statusverhogend werkt in de adolescentie, en dus waarom adolescenten dergelijk gedrag gaan vertonen. Jongeren die biologisch gezien dicht bij de volwassenheid (*maturity*) komen, maar hier nog geen sociale erkenning voor krijgen van volwassenen of de maatschappij, vinden dit een stressvolle ervaring en voelen zich gevangen in een zogenaamde kloof (*gap*). Moffitt (1993) noemt deze kloof de '*maturity gap*'. Jongeren willen deze kloof tussen biologische en sociale volwassenheid overbruggen door risicogedrag te laten zien (Barnes en Beaver 2010; Dijkstra et al. 2015), waardoor ze onder hun leeftijdgenoten een volwassen en hoge status verwachten te krijgen (Moffitt 1993). In de huidige studie is de relatie tussen risicogedrag en sociale status in de late adolescentie onderzocht, omdat inzicht in deze relatie kan bijdragen aan het voorkomen en verminderen van risicogedrag.

Moffitt (1993) stelt in haar theorie dat adolescenten die risicogedrag vertonen als populaire rolmodellen worden gezien door hun leeftijdgenoten vanwege het verwerven van een volwassen status. Echter, jongeren die risicogedrag vertonen hoeven niet altijd ook geliefd te zijn onder leeftijdgenoten. Zo stelt Moffitt (1993) dat het niet noodzakelijk is om leeftijdgenoten aardig te vinden om risicogedrag

te imiteren. Het overnemen van risicogedrag van leeftijdgenoten hangt dus niet noodzakelijk samen met het aangaan van vriendschappen. Steeds meer onderzoek laat zien dat populariteit en geliefdheid twee verschillende vormen van sociale status zijn die unieke kenmerken van adolescenten weerspiegelen (bijv. Cillessen en Rose 2005; Sandstrom en Cillessen 2006). Populariteit is gebaseerd op de vraag aan adolescenten wie zij populair vinden en is gerelateerd aan zowel prosociale als antisociale kenmerken. Populaire adolescenten zijn sociaal centraal in de klas doordat ze een dominante en invloedrijke status hebben in de vorm van sociale macht die leeftijdgenoten aanzet om hun gedrag te imiteren (Cillessen en Rose 2005). Geliefdheid is daarentegen gebaseerd op de vraag aan adolescenten wie zij aardig vinden en is vooral gerelateerd aan prosociaal gedrag. Zo worden geliefde adolescenten als behulpzaam en vriendelijk gezien door hun leeftijdgenoten. Populariteit en geliefdheid hangen over het algemeen positief samen, wat wil zeggen dat adolescenten die als meer populair worden beschouwd, over het algemeen ook meer geliefd zijn. Echter, deze samenhang neemt gestaag af in de adolescentie. Wanneer jongeren de adolescentie bereiken, wordt het namelijk steeds minder vanzelfsprekend dat populaire adolescenten ook geliefd zijn, en andersom (Cillessen en Mayeux 2004). In de huidige studie werd de relatie tussen risicogedrag en beide typen van sociale status onderzocht, om een vollediger beeld te krijgen van de belangrijke sociale motivaties die in de adolescentie een rol kunnen spelen bij het vertonen van risicogedrag.

In lijn met de verwachtingen van Moffitt (1993) hangt populariteit, maar niet geliefdheid, samen met het vertonen van risicogedrag. Empirisch onderzoek toont aan dat populariteit in de adolescentie positief samenhangt met alcoholgebruik (Mayeux et al. 2008), het roken van sigaretten (Prinstein et al. 2011) en het roken van marihuana (Prinstein et al. 2011). Ook blijkt er een positieve relatie te zijn tussen populariteit en het hebben van geslachtsgemeenschap (Hawke en Rieger 2013). Ondanks dat ervaring met geslachtsgemeenschap als normatief gezien kan worden in de late adolescentie, wordt het hebben van verschillende seksuele partners gezien als risicogedrag, omdat het kan leiden tot ongewenste zwangerschap en seksueel overdraagbare ziekten (Saewyc et al. 2004). Echter, studies die ook de relatie tussen risicogedrag en geliefdheid onderzoeken, laten zien dat zowel alcoholgebruik als geslachtsgemeenschap niet samenhangen met geliefdheid (Hawke en Rieger 2013; Mayeux et al. 2008). Over het algemeen lijkt dus enkel populariteit, en niet geliefdheid, gerelateerd aan risicogedrag. Ondanks dat de relatie tussen risicogedrag en populariteit waarschijnlijk bidirectioneel is, waarbij jongeren die al populair zijn meer risicogedrag vertonen en waarbij jongeren meer risicogedrag laten zien om populair te worden, verwachtten wij in onze cross-sectionele studie op basis van de theorie van Moffitt (1993) dat risicogedrag vanwege het gepercipieerde volwassen karakter populariteit voorspelt.

Er zijn diverse studies uitgevoerd naar de relatie tussen risicogedrag en sociale status bij Amerikaanse en Australische adolescenten, maar tot op heden zijn er weinig studies die deze relatie hebben onderzocht bij Europese adolescenten. De meeste Europese studies hebben zich specifiek gericht op agressief gedrag – en vinden over het algemeen een positieve samenhang met populariteit, maar niet met

geliefdheid (bijv. Sentse et al. 2014) – en niet op risicogedrag in algemene zin. Een van de uitzonderingen is de studie van Franken et al. (2016), die laat zien dat Nederlandse jongeren die in de vroege adolescentie risicogedrag vertoonden populairder, maar niet geliefder, waren dan minder risicovolle leeftijdgenoten. Echter, voor zover wij weten heeft geen enkele Europese studie expliciet de samenhang tussen verschillende risicogedragingen en de twee vormen van sociale status in de late adolescentie onderzocht. Het is dus ook onbekend hoe deze relatie eruitziet voor Nederlandse jongeren in de late adolescentie.

Het is belangrijk om inzicht te krijgen in deze relatie bij adolescenten in Nederland om preventie- en interventieprogramma's gericht op het verminderen van risicogedrag toe te kunnen spitsen op Nederlandse jongeren in de late adolescentie. Het is namelijk nog onduidelijk of het voor deze programma's relevant kan zijn om zich op adolescenten met een hoge status te richten, en of het daarbij van belang is om onderscheid te maken tussen geliefde en populaire jongeren. Voor programma's waarin adolescenten met een hoge sociale status in de klas getraind worden als *'peer supporters'* om hun leeftijdgenoten aan te sporen om minder risicogedrag te vertonen (bijv. Campbell et al. 2008), is het bijvoorbeeld belangrijk om te weten of ze zich vooral op geliefde of populaire adolescenten moeten richten. Resultaten van Amerikaanse en Australische studies kunnen niet zomaar gegeneraliseerd worden naar Nederlandse jongeren in de late adolescentie. Uit onderzoek blijkt namelijk dat de drijfveren om sociale status te verwerven en behouden sterk afhangen van groepskenmerken, die per cultuur of land kunnen verschillen (Bellmore et al. 2011). De kenmerken van de groep leeftijdgenoten kunnen bijvoorbeeld afhankelijk zijn van verschillende middelbare schoolsystemen die in landen worden gehanteerd. Vergeleken met bijvoorbeeld Amerika wordt er in Nederland al vroeg gedifferentieerd op basis van leercapaciteiten en zijn leerlingen sterk georganiseerd binnen klassen, en niet binnen een jaargang (zie Bruyn en Cillessen 2006). Daarnaast zijn er verschillen tussen landen wat betreft de grenzen aan en regels voor risicogedrag (bijv. de leeftijd waarop voor het eerst alcohol gedronken mag worden). Dergelijke verschillen tussen landen kunnen ook de relatie tussen risicogedrag en sociale status in de adolescentie beïnvloeden. De huidige studie onderzocht daarom de relatie tussen risicogedrag en sociale status bij Nederlandse jongeren in de late adolescentie. Ondanks de mogelijke verschillen tussen Nederlandse jongeren en jongeren uit Amerika en Australië, werd op basis van het beschikbare Amerikaanse en Australische onderzoek en het beschikbare onderzoek bij Nederlandse jongeren in de vroege adolescentie (Franken et al. 2016) verwacht dat ook bij Nederlandse jongeren in de late adolescentie risicogedrag positief gerelateerd is aan populariteit, maar niet aan geliefdheid.

Daarnaast werd in de huidige studie getoetst of er geslachtsverschillen zijn in de relatie tussen risicogedrag en sociale status. Onderzoek naar sociale status bij adolescenten heeft immers aangetoond dat het onderzoeken van geslachtsverschillen van groot belang is en dat er misschien wel gesproken kan worden van twee verschillende 'sociale culturen' waarin jongens en meisjes leven (Maccoby 1990). Hoewel zowel jongens als meisjes risicogedrag vertonen om de maturity-gap te overbruggen (Moffitt en Caspi 2001), lijkt de samenhang tussen risicogedrag en

populariteit sterker voor jongens dan voor meisjes. Zo bleek uit eerder onderzoek dat voor jongens, maar niet voor meisjes, een hoge mate van populariteit samenhangt met een hoge alcoholconsumptie (Balsa et al. 2011) en met meer gebruik van marihuana (Prinstein et al. 2011). Daarnaast bleek dat hoewel populariteit voor zowel jongens als meisjes gerelateerd is aan het roken van sigaretten, deze relatie het sterkst was voor jongens (Valente et al. 2005). Ten slotte liet een studie zien dat enkel voor jongens het hebben van geslachtsgemeenschap een mechanisme is voor het verkrijgen van populariteit onder leeftijdgenoten (Meschke et al. 2000). Daarom werd verwacht dat de relatie tussen risicogedrag en populariteit sterker is voor jongens dan voor meisjes. Wat betreft geslachtsverschillen in de relatie tussen risicogedrag en geliefdheid, bleek uit de Nederlandse studie van Franken en collega's (2016) dat meisjes die risicogedrag vertoonden in de vroege adolescentie minder geliefd waren dan meisjes die geen risicogedrag vertoonden. Deze negatieve relatie tussen risicogedrag en geliefdheid werd niet gevonden voor jongens in de vroege adolescentie. Op basis van deze studie zou verwacht kunnen worden dat ook onder jongeren in de late adolescentie risicogedrag enkel voor meisjes, en niet voor jongens, negatief gerelateerd is aan geliefdheid.

Methode

Deelnemers

Deelnemers waren 253 leerlingen van vier 5-havo- en zeven 5-vwo-klassen van twee middelbare scholen uit een stedelijk gebied in het zuiden van Nederland. Van het totaal aantal mogelijke deelnemers gaven twee leerlingen geen actieve toestemming om deel te nemen en waren 59 leerlingen afwezig op de dag van de afname van de vragenlijsten. Er zaten tussen de 18 tot 32 leerlingen in de klassen ($M = 28,55$, $SD = 3,91$) en de leeftijd van de deelnemers lag tussen de 14 en de 19 jaar ($M = 16,83$, $SD = 0,78$; 52 % jongens). Van alle deelnemers waren 253 (93 %) van Nederlandse afkomst, hadden veertien (5,5 %) een andere etniciteit (bijv. Marokkaans of Turks) en gaven vier (1,5 %) geen indicatie van hun etniciteit. Als een indicator van hun sociaaleconomische status werd de deelnemers gevraagd hoe goed ze dachten dat hun gezin het had, waarbij één van vijf antwoordmogelijkheden kon worden gekozen variërend van 1 = *helemaal niet goed* tot 5 = *heel erg goed*. Antwoorden varieerden van 'niet erg goed' (2,0 %; score 2) tot 'heel erg goed' (28,2 %; score 5), maar het gemiddelde, de modus en de mediaan kwamen allen uit op de op één na hoogste categorie, 'best goed' (52,0 %; score 4). Deze schaal uit de Family Affluence Scale wordt vaak toegepast in onderzoeken waar sociaaleconomische status vergeleken of geaggregeerd wordt tussen landen (zoals in de studie Health Behaviour in School-aged Children) en laat een goede validiteit zien (Boyce et al. 2006).

Procedure

Ethische toestemming was toegekend door de ethiekcommissie van de Universiteit Utrecht. Er werd een passieve toestemmingsprocedure gebruikt voor de ouders van de deelnemers. Er waren geen ouders die de deelname van hun kind weigerden. Een actieve toestemmingsprocedure gold voor de deelnemers zelf, waarbij zij een toestemmingsformulier ondertekenden waarop was aangegeven dat deelname vrijwillig was en dat antwoorden vertrouwelijk en anoniem zouden worden behandeld. Identificatiecodes werden gekoppeld aan de deelnemers om anonimiteit te garanderen bij de nominaties van klasgenoten. De vragenlijsten werden afgenomen in het voorjaar, om er zeker van te zijn dat de deelnemers hun klasgenoten goed kenden. De gehele afname nam één lesuur (50 minuten) in beslag.

Meetinstrumenten

Sociale status

Twee veelgebruikte sociometrische items werden gebruikt om *populariteit* te meten (bijv. Cillessen 2009): meest populair ('Wie uit jouw klas zijn het meest populair?') en minst populair ('Wie uit jouw klas zijn het minst populair?'). Twee andere veelgebruikte sociometrische items werden gebruikt om *geliefdheid* te meten (bijv. Cillessen 2009): meest geliefd ('Wie uit jouw klas vind je het meest aardig?') en minst geliefd ('Wie uit jouw klas vind je het minst aardig?'). Aan de deelnemers werd gevraagd om per vraag minimaal één en maximaal tien klasgenoten (van hetzelfde of het andere geslacht) te nomineren. De deelnemers konden zichzelf niet nomineren. Het aantal ontvangen nominaties voor elke vraag werd voor elke deelnemer geteld en gestandaardiseerd binnen de klas om te corrigeren voor verschillen in klassengrootte (zie Mayeux et al. 2008). Vervolgens werden de individuele scores op meest populair verminderd met de individuele scores op minst populair, en de scores van meest geliefd verminderd met de scores van minst geliefd. Beide verschillen werden opnieuw gestandaardiseerd binnen elke klas.

Risicogedrag

Om risicogedrag te meten werd het gebruik van alcohol, tabak en marihuana alsmede het aantal seksuele partners bepaald. Ten eerste werd aan alle deelnemers gevraagd of ze elk van de vier risicogedragingen ooit in hun leven uitgevoerd hadden. Wanneer de deelnemer een risicogedraging nog niet had uitgevoerd, kreeg hij of zij automatisch de score '0' op de vervolgvragen zodat er geen ontbrekende waarden zouden ontstaan. Ten tweede werden vragen uit de betrouwbare Youth Risk Behaviour Survey (YRBS, zie Brener et al. 2004) beantwoord op een zes- of zevenpunts-likertschaal, waarbij hogere scores een hogere mate van risicogedrag reflecteerden.

Voor *alcoholgebruik* werd gevraagd naar de recente frequentie ('In de afgelopen 30 dagen, op hoeveel dagen heb je minstens één alcoholisch drankje op?') en bingedrinken ('In de afgelopen 30 dagen, op hoeveel dagen heb je minstens 5 alcoholische drankjes gedronken achter elkaar, dat wil zeggen binnen enkele uren?'). Deelnemers konden beide vragen beantwoorden op een zevenpuntsschaal, variërend van respectievelijk 0 ('0 dagen') tot 6 ('alle 30 dagen') en 0 ('0 dagen') tot 6 ('20 of meer dagen'). Beide scores werden gestandaardiseerd alvorens één gemiddelde werd berekend voor alcoholgebruik ($\alpha = 0,78$).

Tabaksgebruik werd bepaald door te vragen naar de recente frequentie ('In de afgelopen 30 dagen, op hoeveel dagen heb je sigaretten gerookt?') en de kwantiteit ('In de afgelopen 30 dagen, op de dagen dat je gerookt hebt, hoeveel sigaretten heb je per dag gerookt?'). Beide vragen konden beantwoord worden op een zevenpuntsschaal, met antwoordcategorieën variërend van respectievelijk 0 ('0 dagen') tot 6 ('alle 30 dagen') en 0 ('ik heb geen sigaretten gerookt in de afgelopen 30 dagen') tot 6 ('meer dan 20 sigaretten per dag'). Na standaardisatie werden de scores gebruikt om één gemiddelde te berekenen voor tabaksgebruik ($\alpha = 0,92$).

Marihuana-gebruik werd bepaald door het vragen naar de frequentie gedurende het leven ('Gedurende je leven, hoe vaak heb je marihuana gebruikt?'). Een tweede vraag over het recente gebruik ('In de afgelopen 30 dagen, hoeveel keer heb je marihuana gebruikt?') toonde niet genoeg variantie in onze steekproef (83,40% rapporteerde '0 keer') voor analyse. De vraag kon beantwoord worden op een zespuntsschaal, variërend van 0 ('0 keer') tot 5 ('40 of meer keer') en werd gestandaardiseerd.

Om het aantal seksuele partners te bepalen werd gevraagd naar het aantal recente seksuele partners ('In de afgelopen 3 maanden, met hoeveel mensen heb je seks gehad?') en het aantal seksuele partners gedurende het hele leven ('Gedurende je leven, met hoeveel mensen heb je seks gehad?'). De eerste vraag kon beantwoord worden op een zevenpuntsschaal, variërend van 0 ('ik heb geen seks gehad in de afgelopen 3 maanden') tot 6 ('6 of meer personen') en de tweede vraag kon beantwoord worden op een zespuntsschaal, variërend van 1 ('1 persoon') tot 6 ('6 of meer personen'). Na standaardisatie van beide scores werd één gemiddelde berekend voor aantal seksuele partners ($\alpha = 0,71$).

Statistische analyses

Eerst werd een beschrijving van de steekproef gegeven middels *t*-toetsen en correlaties. Daarna werd een model geschat om de assumptie te bevestigen dat één factor het drinken van alcohol, het roken van sigaretten en marihuana, en het aantal seksuele partners kan verklaren (Harakeh et al. 2012; Willoughby et al. 2004) door gebruik te maken van confirmatieve factoranalyse (CFA). Een latente variabele die risicogedrag representeerde werd gemodelleerd als een onderliggende factor aan het drinken van alcohol, het roken van sigaretten en marihuana, en het aantal seksuele partners. Om na te gaan of het gemiddelde van deze variabele en de relatie van

deze variabele met sociale status verschilde voor jongens en meisjes, werd er getoetst voor scalaire meetinvariantie voor geslacht (Schmitt et al. 2011). Hiervoor geldt een procedure waarin ongestandaardiseerde intercepten en factorladingen voor jongens en meisjes stapsgewijs aan elkaar gelijk worden gesteld (zie voor een overzicht Schoot et al. 2012). Wanneer het stapsgewijs gelijkstellen niet resulteert in een slechtere fit (d.w.z. passing) van het model, kan worden geconcludeerd dat het model scalaar meetinvariant is. Meer specifiek gezegd kan het gemiddelde van de latente variabele en de relatie van de latente variabele met sociale status dan zinvol vergeleken worden tussen jongens en meisjes (Schmitt et al. 2011). Ten slotte werd middels structurele vergelijkingsmodellen de latente variabele die risicogedrag representeerde gerelateerd aan populariteit en geliefdheid.

Structurele vergelijkingsmodellen werden getoetst in Mplus (versie 7.31; Muthén & Muthén, 1998–2012). ‘Full information maximum likelihood estimation’ (MLR), die robuust is tegen schendingen van normaliteit en om kan gaan met ontbrekende waarden, werd gebruikt om het model te schatten, omdat de risicogedrag-variabelen niet normaal verdeeld waren. Deze methode van schatten corrigeert voor deviatie van multivariate normaliteit door het berekenen van robuuste standaardfouten en gecorrigeerde χ^2 (Sass et al. 2014). Daarnaast werd een correctie van standaardfouten toegepast, omdat leerlingen genest waren in klassen. Het lage percentage ontbrekende waarden (<1 %) en een niet-significante Little’s MCAR test ($\chi^2(20) = 16,24$, $p = 0,702$) gaven aan dat de data volledig ‘at random’ ontbraken, wat het gebruik van MLR rechtvaardigde. Eén deelnemer met ontbrekende waarden voor alle risicogedragingen werd uitgesloten van alle analyses. In de modellen werden de cut-offwaarden >0,95 voor de CFI, <0,05 voor de RMSEA, en < 0,09 voor de SRMR gehanteerd als indicaties van een goede fit (Hu en Bentler 1999). Voor het vergelijken van modellen werden χ^2 -verschiltesten gebruikt met Satorra-Bentler-correctie, vanwege het gebruik van MLR (Satorra en Bentler 2001).

Resultaten

Beschrijving van de Steekproef

In de huidige steekproef had 94,8 % van de adolescenten ooit meer dan een slokje alcohol gehad, 67,1 % had wel eens tabak gerookt, 41,3 % had wel eens marihuana gebruikt en 46,8 % had ooit geslachtsgemeenschap gehad. Ongeveer een kwart van de adolescenten (26,2 %) had ooit alle risicogedragingen uitgevoerd, 27,4 % drie, 20,6 % twee, 21,8 % één, en 4,0 % geen enkele. Meer jongens (50,4 %) dan meisjes (31,4 %) hadden ooit marihuana gebruikt, $t(250) = 3,10$, $p = 0,002$, en meer meisjes (55,4 %) dan jongens (38,9 %) hadden ooit geslachtsgemeenschap gehad, $t(250) = 2,64$, $p = 0,009$ (zie tab. 1). Er waren geen geslachtsverschillen voor de overige risicogedragingen (zie tab. 1) en de twee dimensies van sociale status.

Tabel 1 Percentages jongens en meisjes met een positieve score^a op elk van de risicogedragingen

	% jongens	% meisjes	verschil	
			<i>t</i>	<i>p</i>
alcohol	93,9	95,9	-0,71	0,481
tabak	69,5	64,5	0,84	0,401
marihuana	50,4	31,4	3,10	0,002
geslachtsgemeenschap	38,9	55,4	-2,64	0,009

^ahet wel eens vertoond hebben

Tabel 2 Correlaties tussen de hoofdvariabelen voor jongens en meisjes apart

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1. Populariteit	–	0,13	0,50**	0,50**	0,53**	0,44**
2. Geliefdheid	0,25**	–	0,12	0,02	0,01	-0,21*
3. Alcohol	0,43**	-0,01	–	0,46**	0,45**	0,29**
4. Tabak	0,38**	-0,12	0,58**	–	0,55**	0,30**
5. Marihuana	0,34**	-0,24**	0,48**	0,58**	–	0,41**
6. Aantal seksuele partners	0,28**	0,03	0,35**	0,35**	0,36**	–

Correlaties voor jongens boven de diagonaal, voor meisjes onder de diagonaal. Pearsons correlatiecoëfficiënten zijn berekend voor interrelaties van sociale status. Voor alle andere associaties is Spearmans ρ berekend.

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$.

Samenhang tussen de risicogedragingen

De risicogedragingen waren matig tot sterk aan elkaar gerelateerd voor zowel jongens als meisjes (zie tab. 2). Daarnaast waren alle risicogedragingen positief gerelateerd aan populariteit, terwijl deze relaties grotendeels afwezig of zelfs negatief waren voor geliefdheid. Een confirmatieve factoranalyse (CFA) bevestigde onze assumptie dat één enkele factor ten grondslag lag aan de verschillende risicogedragingen met een uitstekende fit van het model, $\chi^2(2) = 1,37$, $p = 0,504$; CFI = 1,000; RMSEA = 0,000; SRMR = 0,013. Alle factorladingen in het model waren significant (gestandaardiseerde factorladingen: $\lambda_{\text{Alcohol}} = 0,63$, $\lambda_{\text{Tabak}} = 0,78$, $\lambda_{\text{Marihuana}} = 0,67$, $\lambda_{\text{Seksuele partners}} = 0,48$, p 's $< 0,001$).

Meetinvariantie

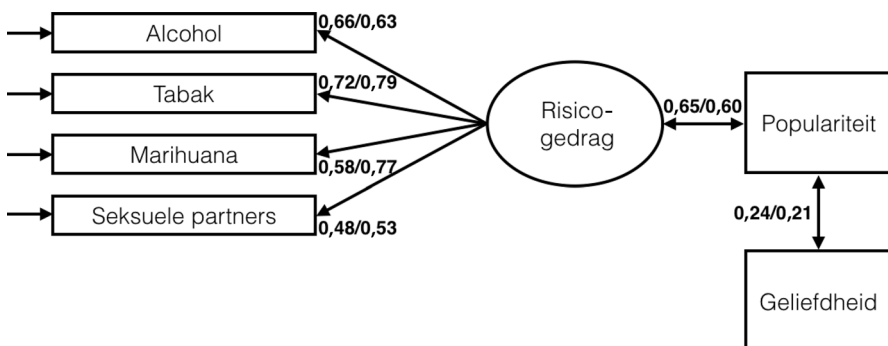
Het configurele model, waarin zowel factorladingen als intercepten vrij werden bepaald voor jongens en meisjes, bevestigde dat de CFA apart kon worden bepaald voor jongens en meisjes (zie tab. 3). Het metrische model liet zien dat de factorladingen gelijk konden worden gesteld zonder een afname van de fit ($\Delta\chi^2(4) = 6,70$, $p = 0,152$). Na het gelijkstellen van de intercepten bleek het metrische model een slechtere fit te hebben dan het configurele model ($\Delta\chi^2(4) = 32,38$, $p < 0,001$). Echter, na vrijlating van het intercept van marihuana voor jongens en meisjes was

Tabel 3 Fit-indices voor de modellen voor het testen van meetinvariantie

	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	CFI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$
1. Configureel	4,12	4	0,390	0,999	0,015	0,018	–
2. Metrisch	11,88	8	0,157	0,978	0,062	0,063	2 vs. 1 (4) = 6,70, <i>p</i> = 0,152
3a. Alleen intercept	40,16	8	<0,001	0,817	0,179	0,089	3a vs. 1 (4) = 32,38, <i>p</i> < 0,001
3b. Alleen intercept ^a	8,34	7	0,304	0,992	0,039	0,034	3b vs. 1 (3) = 4,07, <i>p</i> = 0,254
4. Scalair ^a	15,98	11	0,142	0,972	0,060	0,070	4 vs. 2 (3) = 4,02, <i>p</i> = 0,260

^aHet intercept van marihuana is vrij geschat voor jongens en meisjes.

de fit even goed ($\Delta\chi^2(3) = 4,07, p = 0,254$). Het scalaire model waarin alle factorladingen en intercepten (met uitzondering van het intercept van marihuana) gelijk werden gesteld bleek niet slechter te zijn dan het metrische model ($\Delta\chi^2(3) = 4,02, p = 0,260$), wat bevestigde dat het model partieel scalair meetinvariant was (zie Schoot et al. 2012). Er kan dus geconcludeerd worden dat het gemiddelde van de factor die risicogedrag representeert, kan worden vergeleken tussen jongens en meisjes en kan worden gerelateerd aan populariteit en geliefdheid (Schmitt et al. 2001). Het intercept van marihuana werd in de komende modellen vrijgelaten, omdat bleek dat deze verschilde tussen jongens en meisjes.



Figuur 1 Padmodel waarin de factor die risicogedrag representeert, wordt gerelateerd aan populariteit en geliefdheid. De relatie tussen risicogedrag en geliefdheid verschilde niet van nul en is daarom niet weergegeven. Het intercept van marihuana verschilde voor jongens en meisjes en is daarom vrij geschat voor jongens en meisjes. Gestandaardiseerde parameters, allen $p < 0,001$; de eerste waarde is de parameter voor jongens, de tweede voor meisjes.

Associaties tussen risicogedragingen en sociale status

Om de hypothese te toetsen dat risicogedrag is geassocieerd met populariteit maar niet met geliefdheid, werd de CFA uitgebreid. Populariteit en geliefdheid werden toegevoegd aan de CFA als gecorreleerde variabelen en de factor die risicogedrag representeerde, werd gerelateerd aan populariteit (zie fig. 1). Deze covarianties van populariteit met risicogedrag en geliefdheid konden beiden gelijk worden gesteld voor jongens en meisjes zonder een afname van de fit ($\Delta\chi^2(2) = 2,45, p = 0,294$). Het uiteindelijke model liet een goede fit zien ($\chi^2(27) = 34,40, p = 0,155$, CFI = 0,967, RMSEA = 0,047, SRMR = 0,081). De relatie tussen populariteit en geliefdheid in dit model was matig (jongens: $\beta = 0,24, p < 0,001$; meisjes: $\beta = 0,21, p \leq 0,001$). Echter, het model liet een sterke positieve relatie zien tussen risicogedrag en populariteit (jongens: $\beta = 0,65, p < 0,001$; meisjes: $\beta = 0,60, p \leq 0,001$). Het toevoegen van een associatie tussen risicogedrag en geliefdheid bevestigde een afwezigheid van samenhang tussen risicogedrag en geliefdheid in onze steekproef (jongens: $\beta = -0,08, p = 0,552$; meisjes: $\beta = -0,14, p = 0,110$), wat verder werd onderbouwd door een afwezigheid van een verbetering van de fit van het model ($\Delta\chi^2(2) = 1,73, p = 0,421$).

Discussie

Het doel van deze studie was om inzicht te krijgen in de relatie tussen risicogedrag en de twee vormen van sociale status, geliefdheid en populariteit, bij Nederlandse adolescenten. Onze resultaten repliceren bevindingen uit niet-Europese landen (bijv. Mayeux et al. 2008; Prinstein et al. 2011) door een sterke positieve samenhang aan te tonen tussen risicogedrag en populariteit bij Nederlandse jongeren in de late adolescentie. Risicogedrag was niet gerelateerd aan geliefdheid, wat eveneens overeenkomt met resultaten uit niet-Europese landen, die aantonen dat geliefdheid niet of nauwelijks samenhangt met risicogedrag (bijv. Hawke en Rieger 2013; Mayeux et al. 2008). De gevonden relatie tussen risicogedrag en populariteit was niet anders voor jongens of meisjes. Ook verschilden jongens en meisjes niet in de relatie tussen risicogedrag en geliefdheid. Nederlandse jongens en meisjes die zich risicovol gedragen in de late adolescentie werden dus beiden als populairder waargenomen, terwijl voor zowel jongens als meisjes risicogedrag niet samenhangt met geliefdheid.

In tegenstelling tot onze verwachting op basis van eerdere studies uit Amerika (Balsa et al. 2011; Meschke et al. 2000; Prinstein et al. 2011; Valente et al. 2005) vonden wij in onze studie dat de relatie tussen risicogedrag en populariteit niet sterker was voor jongens dan voor meisjes. Deze bevinding is echter wel in lijn met het theoretische perspectief van Moffitt en Caspi (2001). Volgens dit perspectief laten jongens over het algemeen meer risicogedrag zien, maar is het proces van het overbruggen van de maturity-gap tijdens de adolescentie vergelijkbaar voor jongens en meisjes. Voor zowel Nederlandse jongens als Nederlandse meisjes kan risicogedrag dus bijdragen aan het overbruggen van de maturity-gap,

wat samen kan gaan met het verkrijgen en behouden van een populaire status onder leeftijdgenoten. Ook de Nederlandse studie van Franken en collega's (2016) vond geen geslachtsverschillen in de relatie tussen risicogedrag en populariteit, wat suggereert dat er misschien wel geslachtsverschillen zijn in deze relatie in Amerika, maar niet in Nederland. Meer onderzoek in Nederland is echter nodig om deze bevinding te repliceren. Bovendien vonden wij geen geslachtsverschillen in de samenhang tussen risicogedrag en geliefdheid, in tegenstelling tot de eerdere Nederlandse studie (Franken et al. 2016), waarin risicogedrag negatief samenhang met geliefdheid voor meisjes. De studie van Franken en collega's (2016) onderzocht of het beginnen met het roken van sigaretten, het drinken van alcohol en/of antisociaal gedrag aan het begin van de middelbare school samenhang met geliefdheid. Het is mogelijk dat het vertonen van risicogedrag aan het begin van de middelbare school normatiever is voor jongens dan voor meisjes, waardoor meisjes wellicht sneller binnen het zogenaamde 'early-onset'-profiel van risicogedrag vallen (Moffitt 1993, zie Franken et al. 2016). Juist jongeren met een profiel van early-onset-risicogedrag worden gekenmerkt door problemen tijdens de kindertijd, wat ervoor zou kunnen zorgen dat ze minder geliefd zijn onder hun leeftijdgenoten. Dit zou kunnen verklaren waarom juist bij meisjes in de vroege adolescentie risicogedrag negatief samenhang met geliefdheid. Tijdens de late adolescentie zijn er meer meisjes die enkel tijdens de adolescentie risicogedrag laten zien en vallen binnen het 'adolescent-onset'-profiel. Dit profiel wordt niet per definitie gekenmerkt door gedragsproblemen (Moffitt en Caspi 2001), wat zou kunnen verklaren waarom er tijdens de late adolescentie geen verschil meer is tussen jongens en meisjes in de associatie tussen geliefdheid en risicogedrag.

De huidige studie toont verder aan dat Nederlandse adolescenten verschillende vormen van risicogedrag vertonen die sterk met elkaar samenhangen. Dit betekent dat wanneer adolescente jongens en meisjes één soort risicogedrag vertonen, de kans groot is dat zij ook andere soorten risicogedrag vertonen. Alleen voor meisjes was marihuana-gebruik niet sterk gerelateerd aan de andere risicogedragingen, wat veroorzaakt kan zijn door een lagere sociale acceptatie van drugsgebruik onder meisjes vergeleken met jongens (Warner et al. 1999). Deze verklaring lijkt ook in lijn met uitkomsten van andere Nederlandse onderzoeken (bijv. studie Health Behaviour in School-aged Children; Inchley et al. 2016), waaruit blijkt dat meisjes minder marihuana gebruiken dan jongens. Meer onderzoek is nodig om te bepalen of het gebruik van marihuana inderdaad minder sociaal geaccepteerd is voor Nederlandse meisjes vergeleken met Nederlandse jongens.

Statistisch gezien liet deze studie ook zien dat de sterke samenhang van de vier risicogedragingen verklaard kon worden door één onderliggend latent construct. Dit model had een zeer goede fit. De sterke samenhang van de vier risicogedragingen zou kunnen suggereren dat ze om dezelfde redenen worden vertoond. De sterke samenhang met populariteit, maar niet met geliefdheid, zou erop kunnen wijzen dat deze redenen vooral liggen op het vlak van het verwerven van status en aanzien, aangezien populaire jongeren vaak het verwerven en behouden van status als doel hebben, terwijl geliefde jongeren eerder gericht zijn op het hebben van goede relaties met anderen. Alhoewel deze interpretatie in onze studie niet

is bewezen, past zij wel bij de literatuur die laat zien dat het verkrijgen van een volwassen status een belangrijke motivatie is voor risicogedrag onder adolescenten (Barnes en Beaver 2010). Zij is ook in lijn met het maturity-gap-perspectief van Moffitt (1993), waarin jongeren de kloof tussen biologische en sociale volwassenheid willen overbruggen. Het feit dat er weinig sekseverschillen werden gevonden in onze studie, kan ook betekenen dat jongens en meisjes om dezelfde redenen risicogedrag vertonen. Verder onderzoek moet laten zien of deze interpretatie klopt. Daarnaast is het natuurlijk mogelijk dat het risicogedrag van jongeren, behalve door het doel om status en aanzien te verwerven en behouden, mede door andere factoren wordt bepaald. Zo is gebleken dat het vertonen van risicogedrag gerelateerd is aan factoren als een hoge mate van impulsiviteit of blootstelling aan media, zoals films, reclames, en sociale netwerksites (Anderson et al. 2009).

Daarnaast hebben de sterke onderlinge samenhang van risicogedragingen en de samenhang met populariteit belangrijke implicaties voor preventie en interventie. Het preventieprogramma ASSIST ('A Stop Smoking In Schools Trial'; Campbell et al. 2008) richt zich bijvoorbeeld op het voorkomen van roken onder adolescenten door het trainen van de invloedrijkste en populairste kinderen in de klas. In deze interventie worden zij getraind als peer-supporters om hun leeftijdgenoten aan te sporen om minder te roken, bijvoorbeeld door hun de voordelen van stoppen met roken uit te leggen. Onderzoek (Campbell et al. 2008) laat zien dat dit programma effectief is voor het verminderen van roken onder zowel de peer-supporters als de andere leerlingen in de klas. Hetzelfde principe is effectief toegepast bij het voorkomen van besmetting met het human immunodeficiency virus (hiv; bijv. Kelly et al. 1991; Kelly 2004) en bij het stimuleren van het drinken van water en het voorkomen van het drinken van gesuikerde dranken (Smit et al. 2016). Omdat uit de huidige studie is gebleken dat risicogedragingen vaak samen voorkomen, zouden dergelijke programma's er baat bij kunnen hebben wanneer trainingen zich op verschillende risicogedragingen tegelijk zouden richten. Daarnaast zouden preventieprogramma's zich kunnen richten op het vroegtijdig verminderen van de neiging om zich in welke vorm dan ook risicovol te gedragen. Het blijkt immers dat wanneer één type risicogedrag is uitgevoerd, andere risicovolle gedragingen zullen volgen (bijv. Stueve en O'Donnell 2005). Verder onderzoek zal moeten uitwijzen of deze aanbevelingen daadwerkelijk tot een grotere reductie in risicogedrag leiden.

Sterke en zwakke punten

Sterke punten van de huidige studie zijn het gebruik van bekende, gevalideerde en betrouwbare vragenlijsten, zoals de YRBS voor het meten van de risicogedragingen (Brener et al. 2004) en nominaties van klasgenoten voor het meten van geliefdheid en populariteit (Cillessen 2009). Daarnaast bood het meten van meerdere risicogedragingen de mogelijkheid om één latente factor te creëren. Dit gaf ons niet alleen de mogelijkheid om te laten zien dat risicogedrag onder Nederlandse adolescenten benaderd kan worden als één construct, het leverde ook belangrijke statistische voordelen op, waaronder de mogelijkheid om meetinvariantie te testen en om pa-

rameters exact te schatten door het wegnemen van meetfouten. Andere studies die meerdere risicogedragingen meenamen in hun model hebben vaak multi-pele regressieanalyse gebruikt (bijv. Prinstein et al. 2011), welke deze voordelen niet biedt. Bovendien werden meerdere methodes gebruikt: zelf-gerapporteerd risicogedrag werd gerelateerd aan sociale status gemeten met nominaties van leeftijdgenoten. Onze resultaten kunnen dus niet veroorzaakt zijn door gedeelde methodevariantie (zie Podsakoff et al. 2003).

Door data te verzamelen in een West-Europees land probeerden we kennis uit Amerika (bijv. Prinstein et al. 2011) en Australië (bijv. Hawke en Rieger 2013) te generaliseren. Door de huidige studie weten we dat de patronen zoals bekend in Amerika en Australië te generaliseren zijn naar in ieder geval Nederland, en waarschijnlijk ook naar omliggende westerse landen. Zo is deze relatie ook gevonden in Oostenrijk, een land met een vergelijkbare sociaaleconomische status (zie Agan et al. 2015). Echter, omdat er voor zover wij weten geen studies zijn die deze relatie hebben getoetst in Europese landen met een lagere sociaaleconomische status, is replicatie in bijvoorbeeld Oost-Europese landen noodzakelijk. Studies die laten zien dat een lagere sociaaleconomische status samenhangt met het roken van meer sigaretten (Hanson en Chen 2007) en problemen rondom alcoholconsumptie (Kendler et al. 2014), kunnen erop wijzen dat er een verband is tussen sociaaleconomische status en de normen ten aanzien van het vertonen van risicogedrag. Het is daarom goed mogelijk dat adolescenten in Oost-Europese landen geen risicogedrag vertonen om een volwassen status te verwerven, maar om zich te conformeren aan de geldende normen. Als dit het geval zou zijn, dan zou de relatie tussen risicogedrag en sociale status waarschijnlijk zwakker of afwezig zijn in landen met een lagere sociaaleconomische status. Toekomstig onderzoek naar de drijfveren van risicogedrag en de relatie tussen risicogedrag en populariteit zou daarom gegevens moeten verzamelen in Europese landen met zowel een laag als een hoog gemiddeld niveau van sociaaleconomische status. Bovendien is het noodzakelijk om onze studie te repliceren in een groep jongeren met een vmbo-opleidingsniveau. De huidige studie is immers uitgevoerd onder jongeren met een relatief hoog opleidingsniveau (havo en vwo), waardoor resultaten niet vanzelfsprekend generaliseerbaar zijn naar jongeren met een lager opleidingsniveau.

De twee vormen van sociale status waren in onze studie matig gecorreleerd en bevestigden daarmee het belang om populariteit en geliefdheid als twee verschillende vormen van sociale status te onderscheiden. Dit belang wordt verder onderschreven door te laten zien dat enkel populariteit, maar niet geliefdheid samenhangt met het vertonen van risicogedrag. Ondanks dat onze studie laat zien dat risicogedrag met populariteit samenhangt, liet het crosssectionele design van de huidige studie het niet toe om te bepalen of risicogedrag voorafging aan populariteit of dat populariteit voorafging aan risicogedrag. De enkele studies die deze relaties longitudinaal hebben onderzocht bij een vergelijkbare leeftijdsgroep hebben vooral onderzocht of populariteit risicogedrag voorspelt in plaats van andersom (bijv. Prinstein et al. 2011). Een uitzondering is de studie van Mayeux en collega's (2008), die aantoonde dat het roken van sigaretten ook een verhoging in populariteit voorspelde voor mannelijke adolescenten. Het is dan ook waarschijnlijk dat de

relatie tussen risicogedrag en populariteit bidirectioneel is. Populaire adolescenten die al een volwassen status hebben verworven, kunnen namelijk gemotiveerd zijn om steeds risicogedrag te vertonen om hun status te behouden (Mayeux et al. 2008). Omdat is gebleken dat het verkrijgen en behouden van sociale status gerelateerd is aan unieke risicogedragingen (Dijkstra et al. 2010), zou de relatie tussen sociale status en risicogedrag longitudinaal onderzocht moeten worden.

Concluderend laat onze studie zien dat risicovol gedrag bij Nederlandse jongens en meisjes in de late adolescentie gerelateerd is aan populariteit, maar niet aan geliefdheid. Deze bevinding suggereert dat resultaten uit landen buiten Europa wellicht kunnen worden gegeneraliseerd naar West-Europese steekproeven. Toekomstige studies zouden deze resultaten verder moeten generaliseren naar andere Europese landen met afwijkende sociaaleconomische status. Het wordt aangeraden om risicogedragingen gelijktijdig te modelleren en om de richting van het effect en de onderliggende mechanismen te onderzoeken. Onderzoek dat specifiek kijkt naar de motivatie van adolescenten, bijvoorbeeld om een volwassen status te verwerven, kan immers meer inzicht geven in de drijfveren van adolescenten om zich risicovol te gedragen.

Dankbetuiging Dit onderzoek maakte deel uit van een groter project ondersteund door het EFPSA Junior Researcher Programme tijdens de European Summer School van Hongarije in 2011. We bedanken Leonor Agan, Andra Costin, Peter Edelsbrunner en Ladislav Záliš voor hun bijdrage aan dit project. Daarnaast willen we graag alle deelnemende scholen en leerlingen bedanken voor hun medewerking. Ten slotte willen wij de twee anonieme reviewers bedanken voor hun waardevolle opmerkingen voor het verbeteren van het manuscript.

Literatuur

- Agan, M.L., Costin, A.S., Deutz, M.H.F., Edelsbrunner, P.A., Záliš, L., & Franken, A. (2015). Associations between risk behaviour and social status in European adolescents. *European Journal of Developmental Psychology, 12*, 189–203.
- Anderson, P., De Bruijn, A., Angus, K., Gordon, R., & Hastings, G. (2009). Impact of alcohol advertising and media exposure on adolescent alcohol use: a systematic review of longitudinal studies. *Alcohol and Alcoholism, 44*, 229–243.
- Balsa, A.I., Homer, J.F., French, M.T., & Norton, E.C. (2011). Alcohol use and popularity: social payoffs from conforming to peers' behavior. *Journal of Research on Adolescence, 21*, 559–568.
- Barnes, J.C., & Beaver, K.M. (2010). An empirical examination of adolescence-limited offending: a direct test of Moffitt's maturity gap thesis. *Journal of Criminal Justice, 38*, 1176–1185.
- Bellmore, A., Nishina, A., & Graham, S. (2011). Peer popularity in the context of ethnicity. In A.H.N. Cillessen, D. Schwartz & L. Mayeux (red.), *Popularity in the peer system* (pag. 193–215). New York: Guilford.
- Boyce, W., Torsheim, T., Currie, C., & Zambon, A. (2006). The family affluence scale as a measure of national wealth: validation of an adolescent self-report measure. *Social Indicators Research, 78*, 473–487.
- Brener, N.D., Kann, L., Kinchen, S.A., Grunbaum, J.A., Whalen, L., Eaton, D., & Ross, J.G. (2004). Methodology of the youth risk behavior surveillance system. *Morbidity and Mortality Weekly Report, 53*, 1–13.
- Bruyn, E.H. de, & Cillessen, A.H. (2006). Popularity in early adolescence: prosocial and antisocial subtypes. *Journal of Adolescent Research, 21*, 607–627.

- Caldwell, T.M., Rodgers, B., Jorm, A.F., Christensen, H., Jacomb, P.A., Korten, A.E., & Lynskey, M.T. (2002). Patterns of association between alcohol consumption and symptoms of depression and anxiety in young adults. *Addiction*, *97*, 583–594.
- Campbell, R., Starkey, F., Holliday, J., Audrey, S., Bloor, M., Parry-Langdon, N., & Moore, L. (2008). An informal school-based peer-led intervention for smoking prevention in adolescence (ASSIST): a cluster randomised trial. *The Lancet*, *371*, 1595–1602.
- Cillessen, A.H.N. (2009). Sociometric methods. In K.H. Rubin, W.M. Bukowski & B. Laursen (red.), *Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (pag. 82–99). New York: Guilford Press.
- Cillessen, A.H.N., & Mayeux, L. (2004). From censure to reinforcement: developmental changes in the association between aggression and social status. *Child Development*, *75*, 147–163.
- Cillessen, A.H.N., & Rose, A.J. (2005). Understanding popularity in the peer system. *Current Directions in Psychological Science*, *14*, 102–105.
- Dijkstra, J.K., Lindenberg, S., Verhulst, F.C., Ormel, J., & Veenstra, R. (2009). The relation between popularity and aggressive, destructive, and norm-breaking behaviors: moderating effects of athletic abilities, physical attractiveness, and prosociality. *Journal of Research on Adolescence*, *19*, 401–413.
- Dijkstra, J.K., Cillessen, A.H.N., Lindenberg, S., & Veenstra, R. (2010). Basking in reflected glory and its limits: why adolescents hang out with popular peers. *Journal of Research on Adolescence*, *20*, 942–958.
- Dijkstra, J.K., Kretschmer, T., Pattiselanno, K., Franken, A., Harakeh, Z., Vollebergh, W., & Veenstra, R. (2015). Explaining adolescents' delinquency and substance use: a test of the maturity gap: the SNARE study. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, *52*, 747–767.
- Franken, A., Harakeh, Z., Veenstra, R., Vollebergh, W., & Dijkstra, J.K. (2016). Social status of adolescents with an early onset of externalizing behavior: the SNARE study. *Journal of Early Adolescence*, *1*, 1–17.
- Hanson, M.D., & Chen, E. (2007). Socioeconomic status and health behaviors in adolescence: a review of the literature. *Journal of Behavioral Medicine*, *30*, 263–285.
- Harakeh, Z., De Looze, M.E., Schrijvers, C.T.M., Dorselaer, S.A.F.M. van, & Vollebergh, W.A.M. (2012). Individual and environmental predictors of health risk behaviours among Dutch adolescents: the HBSC study. *Public Health*, *126*, 566–573.
- Hawke, S., & Rieger, E. (2013). Popularity, likeability, and risk-taking in middle adolescence. *Health*, *5*, 41–52.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55.
- Inchley, J., Currie, D., Young, T., Samdal, O., Torsheim, T., Augustson, L. et al. (2016). *Growing up unequal: Gender and socioeconomic differences in young people's health and well-being. Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study: international report from the 2013/2014 survey*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Kelly, J.A. (2004). Popular opinion leaders and HIV prevention peer education: resolving discrepant findings, and implications for the development of effective community programmes. *AIDS Care*, *16*, 139–150.
- Kelly, J.A., St Lawrence, J.S., Diaz, Y.E., Stevenson, L.Y., Hauth, A.C., Brasfield, T.L., & Andrew, M.E. (1991). HIV risk behavior reduction following intervention with key opinion leaders of population: an experimental analysis. *American Journal of Public Health*, *81*, 168–171.
- Kendler, K.S., Gardner, C.O., Hickman, M., Heron, J., Macleod, J., Lewis, G., & Dick, D.M. (2014). Socioeconomic status and alcohol-related behaviors in mid-to-late adolescence in the Avon Longitudinal Study of Parents and Children. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, *75*, 541–545.
- Maccoby, E.E. (1990). Gender and relationships: a developmental account. *American Psychologist*, *45*, 513–520.
- Mayeux, L., Sandstrom, M.J., & Cillessen, A.H.N. (2008). Is being popular a risky proposition? *Journal of Research on Adolescence*, *18*, 49–74.
- Meschke, L.L., Zweig, J.M., Barber, B.L., & Eccles, J.S. (2000). Demographic, biological, psychological, and social predictors of the timing of first intercourse. *Journal of Research on Adolescence*, *10*, 315–338.
- Moffitt, T.E. (1993). Adolescent-limited and life-course-persistent antisocial behavior: a developmental taxonomy. *Psychological Review*, *100*, 674–701.

- Moffitt, T.E., & Caspi, A. (2001). Childhood predictors differentiate life-course persistent and adolescence-limited antisocial pathways among males and females. *Development and Psychopathology*, *13*, 355–375.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998–2012). *Mplus user's guide* (7e druk.). Los Angeles CA: Muthén & Muthén.
- Podsakoff, P.M., MacKenzie, S.B., Lee, J.Y., & Podsakoff, N.P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, *88*, 879–903.
- Prinstein, M.J., Choukas-Bradley, S.C., Helms, S.W., Brechwald, W.A., & Rancourt, D. (2011). High peer popularity longitudinally predicts adolescent health risk behavior, or does it? An examination of linear and quadratic associations. *Journal of Pediatric Psychology*, *36*, 980–990.
- Saewyc, E.M., Magee, L.L., & Pettingell, S.E. (2004). Teenage pregnancy and associated risk behaviors among sexually abused adolescents. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, *36*, 98–105.
- Sandstrom, M.J., & Cillessen, A.H.N. (2006). Likeable versus popular: distinct implications for adolescent adjustment. *International Journal of Behavioral Development*, *30*, 305–314.
- Sass, D.A., Schmitt, T.A., & Marsh, H.W. (2014). Evaluating model fit with ordered categorical data within a measurement invariance framework: a comparison of estimators. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *21*, 167–180.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, *66*, 507–514.
- Schmitt, N., Golubovich, J., & Leong, F.T.L. (2011). Impact of measurement invariance on construct correlations, mean differences, and relations with external correlates: an illustrative example using Big Five and RIASEC measures. *Assessment*, *18*, 412–427.
- Schoot, R. van de, Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, *9*, 486–492.
- Sentse, M., Kiuru, N., Veenstra, R., & Salmivalli, C. (2014). A social network approach to the interplay between adolescents' bullying and likeability over time. *Journal of Youth and Adolescence*, *43*, 1409–1420.
- Smit, C.R., Leeuw, R.N. de, Bevelander, K.E., Burk, W.J., & Buijzen, M. (2016). A social network-based intervention stimulating peer influence on children's self-reported water consumption: a randomized control trial. *Appetite*, *103*, 294–301.
- Stueve, A., & O'Donnell, L.N. (2005). Early alcohol initiation and subsequent sexual and alcohol risk behaviors among urban youths. *American Journal of Public Health*, *95*, 887–893.
- Trimbos Instituut (2014). *Roken Jeugd Monitor 2013: factsheet januari 2014*. Utrecht: Trimbos Instituut.
- Valente, T.W., Unger, J.B., & Johnson, C.A. (2005). Do popular students smoke? The association between popularity and smoking among middle school students. *Journal of Adolescent Health*, *37*, 323–329.
- Verdurmen, J., Abraham, M., Planije, M., Monshouwer, K., Dorsselaer, S. van, Schulten, I., Bevers, J., & Vollebergh, W. (2006). *Alcoholgebruik en jongeren onder de 16 jaar*. Utrecht: Trimbos Instituut.
- Warner, J., Weber, T.R., & Albanes, R. (1999). Girls are retarded when they're stoned. Marijuana and the construction of gender roles among adolescent females. *Sex Roles*, *40*, 25–43.
- Willoughby, T., Chalmers, H., & Busseri, M.A. (2004). Where is the syndrome? Examining co-occurrence among multiple problem behaviors in adolescence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *72*, 1022–1037.

Nina van den Broek is promovendus bij de afdeling Ontwikkelingspsychopathologie van de Radboud Universiteit te Nijmegen.

Marika H.F. Deutz is promovendus bij de afdeling Orthopedagogiek: Psychosociale Problemen van de Universiteit Utrecht.

Dr. Aart Franken is postdoctoraal onderzoeker bij de afdeling Ontwikkelingspsychologie van de Universiteit Utrecht.

Prof. Dr. Antonius H.N. Cillessen is hoogleraar ontwikkelingspsychologie aan de Radboud Universiteit te Nijmegen.