

PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/54976>

Please be advised that this information was generated on 2019-02-22 and may be subject to change.

Wederkerige verbanden tussen rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en probleemgedrag van adolescenten: een longitudinale analyse

Marc J.M.H. Delsing · Johan H.L. Oud · Eric E.J. De Bruyn · Ron H.J. Scholte

Abstract Gebruik makend van een longitudinaal design met drie jaarlijkse meetmomenten werden in de onderhavige studie de wederkerige verbanden onderzocht tussen de onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten, welke verondersteld worden in de gezinssysteemtheorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Gegevens werden verzameld bij 288 gezinnen bestaande uit een vader, moeder en twee van hun adolescente kinderen. Zowel bidirectionele als unidirectionele verbanden werden gevonden tussen kenmerken van het gezinsklimaat en probleemgedrag van adolescenten. De resultaten leveren daarmee gedeeltelijk ondersteuning op voor de theorie van Boszormenyi-Nagy. Er werden alleen effecten van kenmerken van het gezin als geheel op probleemgedrag gevonden, hetgeen in overeenstemming is met het belang dat in Boszormenyi-Nagy's theorie gehecht wordt aan gezinssysteemkenmerken bij het ontstaan van probleemgedrag. Tot slot lieten onze resultaten zien dat niveaus van rechtvaardigheid en vertrouwen en van externaliserend en internaliserend probleemgedrag zeer stabiel waren over de tijd.

Inleiding

Gezinssysteemtheorieën (Dadds, 1995; Margolin, 1981; Minuchin, 1985; Minuchin, 1974; Patterson, 1982; Wittenberg Fisher, 1996) veronderstellen wederkerige (bidirectionele) verbanden tussen het gezinssysteem en het individu. In deze theorieën wordt aangenomen dat het gezin het individu beïnvloedt en het individu het gezin. Een van de meest invloedrijke gezinssysteemtheorieën waarin dergelijke wederkerige verbanden worden verondersteld is de contextuele theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Framo, 1985; Boszormenyi-Nagy & Krasner, 1986; Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984; Boszormenyi-Nagy & Ulrich, 1981). Volgens Boszormenyi-Nagy is er sprake van een voortdurende dynamische interactie tussen psychopathologie van het individu en stoornissen op het niveau van het gezinssysteem (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Hoewel deze theorie van grote invloed is geweest op de klinische praktijk (zie Wagner & Reiss, 1995), zijn er nauwelijks empirische gegevens voor handen die de theorie ondersteunen. Het doel van deze studie was deze empirische leemte enigszins op te vullen door de bidirectionele verbanden te onderzoeken tussen de onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen enerzijds en probleemgedrag van adolescenten anderzijds.

Het sleutelbegrip in de theorie van Boszormenyi-Nagy is loyaliteit. Volgens Boszormenyi-Nagy zijn de interpersoonlijke percepties van loyaliteit binnen het gezin het product van twee nauw met elkaar verweven, maar toch onderscheiden, dimensies: Rechtvaardigheid en Vertrouwen. Gezinsleden ervaren elkaar als rechtvaardig en betrouwbaar wanneer ze het gevoel hebben dat de onderlinge balans van geven en nemen in evenwicht is. Probleemgedrag ontstaat volgens

Marc J.M.H. Delsing, * Universiteit Utrecht, Capaciteitsgroep Kinder- en Jeugdstudies, Postbus 80140, 3508 TC Utrecht. E-mail: m.j.m.h.delsing@fss.uu.nl. De gegevens voor dit onderzoek werden verzameld in het kader van het onderzoeksproject Gezin en Persoonlijkheid (TWVF-MAMM) van de faculteiten Sociale Wetenschappen van de universiteiten van Nijmegen en Utrecht. Het project werd ondersteund met subsidies van deze universiteiten en hun faculteiten Sociale Wetenschappen.

Boszormenyi-Nagy wanneer deze balans van geven en nemen tussen gezinsleden is verstoord.

Een belangrijk element in Boszormenyi-Nagy's theorie is dat het gezin als een entiteit wordt gezien. Volgens Boszormenyi-Nagy dienen therapeuten het gezin te zien als een geheel in plaats van een optelsom van de diverse gezinsleden (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Hoewel Boszormenyi-Nagy wijst op het belang van dyadische en triadische relaties binnen het gezin, richt zijn theorie zich met name op het gezin als geheel. De theorie gaat er van uit dat probleemgedrag met name voortkomt uit stoornissen op het niveau van het gezin als geheel en in mindere mate het gevolg is van kenmerken van individuele gezinsleden.

Volgens de theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984) ontstaat probleemgedrag van individuen binnen het gezin met name als gevolg van een gebrek aan onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen. Dit kan tot verschillende typen probleemgedrag leiden. Zo kan een kind dat zich onrechtvaardig behandeld voelt in opstand komen en agressief gedrag gaan vertonen. Het kind kan er echter ook voor kiezen zijn/haar frustraties als het ware in te slikken. Genoemde opties worden verondersteld een rol te spelen bij het ontstaan van respectievelijk externaliserend en internaliserend probleemgedrag.

In de tegenovergestelde richting suggereert Boszormenyi-Nagy ook dat probleemgedrag van kinderen negatieve gevolgen kan hebben voor het gezinsklimaat. Depressieve kinderen kunnen bijvoorbeeld een gebrek aan empathie vertonen ten aanzien van de gevoelens van de andere gezinsleden. Ook kunnen ze onvoldoende in staat zijn rekening te houden met de behoeften van de overige gezinsleden. Dergelijk gedrag kan als een uiting van disloyaliteit worden opgevat en leiden tot afwijzing van het depressieve kind door de overige gezinsleden. Ook agressief gedrag kan worden gezien als een gebrek aan loyaliteit jegens het gezin. De overige gezinsleden zullen vervolgens geneigd zijn minder te investeren in de relatie met het depressieve of agressieve kind. Tevens zullen gezinsleden geneigd zijn de rekening van de verslechterde relatie met het problematische kind te presenteren bij de andere gezinsleden volgens het principe van de 'roulerende rekening' (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Dergelijke interpersoonlijke processen kunnen ertoe leiden dat gezinsleden in toenemende mate van elkaar vervreemden hetgeen gepaard gaat met een afname van de onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen.

Empirische ondersteuning voor het veronderstelde verband tussen de mate van ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en probleemgedrag van kinderen werd gevonden door Mathijssen, Koot, Verhulst,

De Bruyn en Oud (1998). In een klinische steekproef vonden zij een negatief verband tussen de mate van ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen tussen moeder en kind en het externaliserend probleemgedrag van dat kind. Daarnaast was de mate van ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen tussen de ouders negatief gerelateerd aan internaliserend probleemgedrag. Voor de vader-kindrelatie werden geen significante verbanden met probleemgedrag gevonden. Mathijssen en collega's (1998) vonden ook een negatief verband tussen het aantal relaties in het gezin dat gekenmerkt werd door een hoge mate van ervaren rechtvaardigheid en probleemgedrag van adolescenten. Additionele ondersteuning voor de theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984) werd gevonden in een recente studie van Delsing, Van Aken, Oud, De Bruyn en Scholte (2005). Zij vonden dat de mate van ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in het gezin als geheel sterk negatief gerelateerd was aan zowel externaliserend als internaliserend probleemgedrag van adolescenten.

Methodologische kwesties

Een belangrijke beperking van de schaarse studies die de houdbaarheid van de theorie van Boszormenyi-Nagy hebben getoetst is dat ze zogenaamde cross-sectionele designs hebben gebruikt. In dergelijke designs worden de te analyseren gegevens slechts op één tijdstip verzameld. Een belangrijke beperking van cross-sectionele designs is dat conclusies met betrekking tot de richting van de gevonden verbanden moeilijk te trekken zijn. Om dit probleem te ondervangen hebben we in de onderhavige studie gebruik gemaakt van een longitudinaal 'cross-lagged panel design'. Hiermee worden de te onderzoeken variabelen (bijv. gezinsklimaat en probleemgedrag) gemeten op meerdere tijdstippen. Op die manier kan men conclusies met betrekking tot de richting van het verband tussen twee variabelen x en y baseren op verschillende gegevens, namelijk de covariantie tussen variabele x op tijdstip 1 en variabele y op tijdstip 2 en, in tegenovergestelde richting, de covariantie tussen variabele y op tijdstip 1 en variabele x op tijdstip 2. Daarnaast biedt het design de mogelijkheid om zogenaamde instantane effecten te schatten, welke gaan van variabele x op tijdstip 2 naar variabele y op tijdstip 2, en, in tegenovergestelde richting, van variabele y op tijdstip 2 naar variabele x op tijdstip 2. Een belangrijke eigenschap van het 'cross-lagged panel design' is dat men bij het vaststellen van de 'cross-lagged'- en de instantane effecten controleert voor de initiële correlatie tussen de twee variabelen, alsmede voor de stabiliteit van beide variabelen.

Doorgaans worden in een 'cross-lagged panel'-analyse discrete effecten geschat. Een belangrijk nadeel van deze

benadering is echter dat de sterkte van discrete effecten sterk afhankelijk is van de lengte van het tijdsinterval tussen de meetmomenten (zie Delsing, Oud & De Bruyn, 2005; Oud, 2002, in druk). Als gevolg hiervan zijn de resultaten van onderzoekers die verschillende tijdsafstanden tussen hun metingen hebben gehanteerd nauwelijks onderling vergelijkbaar. Om dit probleem op te lossen werden in de onderhavige studie zogenaamde continue tijd effecten geschat. Bergstrom (1984, p. 1172–1173) heeft laten zien dat een goede benadering van dergelijke effecten verkregen kan worden door het specificeren van enkele eenvoudige lineaire restricties voor de discrete effecten uit het ‘cross-lagged panel design’ (zie Methode).

Zoals eerder vermeld richt de theorie van Boszormenyi-Nagy zich met name op het gezin als geheel (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). De meest gebruikte methode om kenmerken van het gezin als geheel te meten is individuele gezinsleden te vragen een oordeel te geven over het algehele gezinsklimaat. Onduidelijk is in hoeverre een aldus verkregen score daadwerkelijk kenmerken van het gezin als geheel reflecteert in plaats van kenmerken van de individuele beoordelaar. Deze onduidelijkheid kan worden vermeden door gebruik te maken van een zogenaamd ‘round-robin design’. In een ‘round-robin design’ wordt elk gezinslid gevraagd een oordeel te geven over zijn/haar relatie met elk ander gezinslid. Een dergelijk design maakt het mogelijk het Social Relations Model toe te passen (SRM; Kenny & La Voie, 1984). Het SRM werd door Cook en Dreyer (1984) geïntroduceerd als methode om gezinskenmerken te meten. Naderhand volgden gedetailleerdere presentaties van het model door Kashy en Kenny (1990) en Cook (1994). Met behulp van het SRM kan men een score voor het gezin als geheel afleiden die onafhankelijk is van individuele kenmerken van gezinsleden (de tendens om de overige gezinsleden op een bepaalde manier te beoordelen of de mate waarin men door de overige gezinsleden op een bepaalde manier beoordeeld wordt). Gedurende de laatste twee decennia is het SRM uitgegroeid tot een geaccepteerde methodologie om het gezinssysteem te analyseren en theorieën met betrekking tot gezinsrelaties te toetsen (Branje, Van Aken & Van Lieshout, 2002; Cook, 1994, 2000, 2001; Cook & Dreyer, 1984; Delsing, Oud, De Bruyn & Van Aken, 2003; Delsing e.a., 2005; Kashy & Kenny, 1990; Manke & Plomin, 1997; Van Aken, Oud, Mathijssen & Koot, 2001).

Doel van de studie en hypothesen

Het doel van dit onderzoek was de wederkerige verbanden te onderzoeken tussen de mate van rechtvaardigheid en vertrouwen in het gezin als geheel en externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten,

zoals verondersteld in de gezinssysteemtheorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Om deze wederkerige verbanden vast te stellen hebben we een ‘cross-lagged panel design’ toegepast. Het Social Relations Model (SRM; Kenny & La Voie, 1984) werd gebruikt om de gezinsrelatiedata te analyseren (zie Methode).

De eerste hypothese gebaseerd op de theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984) was dat gezinnen als entiteiten van elkaar onderscheiden kunnen worden op basis van de kerndimensies Rechtvaardigheid en Vertrouwen. Met andere woorden, we verwachtten dat het algehele niveau van rechtvaardigheid en vertrouwen in bepaalde gezinnen hoger is dan in andere gezinnen. Het toetsen van deze hypothese was essentieel. Alleen wanneer er sprake was van een dergelijke variantie op het niveau van het gezin als geheel konden we de tweede hypothese toetsen.

De tweede hypothese was dat er sprake is van wederkerige effecten tussen de mate van onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen enerzijds en de mate van externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten anderzijds.

De derde hypothese was dat probleemgedrag van adolescenten met name voorspeld kan worden door het niveau van rechtvaardigheid en vertrouwen in het gezin als geheel en in mindere mate door de mate waarin individuele gezinsleden geneigd zijn andere gezinsleden als rechtvaardig/betrouwbaar te beoordelen of de mate waarin gezinsleden door anderen als rechtvaardig/betrouwbaar beoordeeld worden. Deze hypothese was gebaseerd op Boszormenyi-Nagy's aanname dat probleemgedrag met name voortkomt uit kenmerken van het gezin als geheel en in mindere mate uit individuele kenmerken.

Methode

Proefpersonen

Om de gezinscomponent van het SRM te kunnen schatten zijn gegevens van ten minste vier personen per gezin nodig. In de onderhavige studie werden gegevens verzameld van beide ouders en twee van hun adolescente kinderen in 288 gezinnen. Een representatieve selectie van 23 gemeenten verspreid over Nederland stelde overzichten beschikbaar van gezinnen met ten minste twee adolescente kinderen tussen de elf en zestien jaar. Nadat deze gezinnen waren geïnformeerd over het onderzoek werd met hen contact opgenomen door een onderzoeksmedewerker. Gezinnen waarvan de kinderen aan de leeftijdscriteria voldeden werden uitgenodigd aan het onderzoek deel te nemen. Uiteindelijk namen 288

(50%) van de gecontacteerde gezinnen deel aan het onderzoek. Enkele redenen om niet mee te doen waren gebrek aan interesse in het onderwerp van de studie of weigering van één van de gezinsleden. De attritie was zeer gering: van de 288 gezinnen die aan de eerste meetronde meededen waren er nog 285 over bij de derde meetronde. Na elk van de drie meetronden ontvingen de deelnemende adolescenten een cd-bon. Onder de gezinnen die aan alle drie de meetronden deel hadden genomen werden vijf reischeques verloot. Ten tijde van de eerste meting waren de oudste kinderen (144 jongens, 144 meisjes) gemiddeld 14,5 jaar en de jongste kinderen (136 jongens, 152 meisjes) gemiddeld 12,4 jaar. De gemiddelde leeftijd van de vaders was 43,9 jaar en van de moeders 41,7 jaar.

Procedure

De gezinnen namen deel aan drie jaarlijkse meetronden. Nadat schriftelijke toestemming was verkregen van een gezin werd een afspraak gemaakt door een onderzoeksmedewerker voor een thuisbezoek. Ouders en kinderen vulden tegelijkertijd maar onafhankelijk van elkaar een aantal vragenlijsten in. De aanwezigheid van de onderzoeksmedewerker waarborgde dat zo min mogelijk items werden overgeslagen en voorkwam onderling overleg tussen de gezinsleden. Eerst werden de schalen met betrekking tot gezinsrelaties voorgelegd en daarna de schalen met betrekking tot probleemgedrag.

Meetinstrumenten

Gezinsrelaties. Op elk van de drie meetmomenten werden door de ouders en kinderen de schalen Rechtvaardigheid en Vertrouwen van de Nijmeegse Gezinsrelatie Test (NGT; Oud & Welzen, 1989) ingevuld. De schaal Rechtvaardigheid (12 items) heeft betrekking op hoe de balans van geven en nemen in de relatie met de ander wordt ervaren ('Wat ik ook doe, deze persoon blijft ontevreden over mij'). De schaal Vertrouwen (13 items) heeft betrekking op de mate waarin de respondent kan rekenen op een ander gezinslid ('Deze persoon zal me echt helpen als ik hem of haar nodig heb'). Elk gezinslid werd gevraagd de lijst in te vullen voor zijn of haar relatie met elk van de andere gezinsleden. De respondenten konden op vijf-puntsschalen aangeven in hoeverre elk item waar was voor elk van de gezinsleden. De betrouwbaarheden van de schaal Rechtvaardigheid varieerden van 0,68 tot 0,80 over beoordelaars en meetmomenten (gem. 0,74). De betrouwbaarheden van de schaal Vertrouwen varieerden van 0,76 tot 0,88 over beoordelaars en meetmomenten (gem. 0,82).

Probleemgedrag. Om de mate van probleemgedrag bij de adolescenten vast te stellen werd gebruik gemaakt van vier schalen van de Nijmeegse Probleem Gedrag Lijst (NPGL-Researchversie; De Bruyn, Vermulst, Houtmans & De Meyer, 1998): Teruggetrokken gedrag en Angstig/Depressief gedrag (samen Internaliserend probleemgedrag), Delinquent gedrag en Agressief gedrag (samen Externaliserend probleemgedrag). Elke schaal bestaat uit vijf items. Bij de constructie van de NPGL is de structuur van de Child Behavior Checklist (CBCL; Verhulst, Van der Ende & Koot, 1996) gebruikt als heuristisch raamwerk. In tegenstelling tot de CBCL richt de NPGL zich echter op subklinisch in plaats van klinisch probleemgedrag. De items verwijzen naar de meest voorkomende probleemgedragingen tijdens de adolescentie welke wel enige zorgen baren maar niet ernstig genoeg zijn voor een verwijzing. Voorbeelden van items zijn 'Deze persoon is liever alleen dan met andere mensen' (Teruggetrokken gedrag), 'Deze persoon voelt zich verdrietig, ongelukkig' (Angstig/Depressief gedrag), 'Deze persoon doet dingen die hem/haar in moeilijkheden met de wet kunnen brengen' (Delinquent gedrag), 'Deze persoon vecht veel' (Agressief gedrag).

De ouders werd gevraagd om op vijf-puntsschalen aan te geven in welke mate elk item waar was voor elk kind. Daarnaast beoordeelden de adolescenten het probleem van hun broer/zus en hun eigen probleemgedrag. De betrouwbaarheden van de schaal Externaliserend probleemgedrag varieerden van 0,78 tot 0,90 (gem. 0,85) over beoordelaars en meetmomenten. De betrouwbaarheden van de schaal Internaliserend probleemgedrag varieerden van 0,81 tot 0,90 (gem. 0,87) over beoordelaars en meetmomenten. Voor externaliserend probleemgedrag waren de correlaties tussen de beoordelaars (vader, moeder, oudste kind, jongste kind) over de drie metingen gemiddeld 0,29 (0,18-0,40). Voor internaliserend probleemgedrag waren deze correlaties gemiddeld 0,30 (0,18-0,40). Omdat alle correlaties tussen de verschillende beoordelaars significant ($p < 0,01$) waren, werden ze factoranalytisch samengevoegd tot latente probleemgedragvariabelen. Voor het probleemgedrag van het oudste kind bijvoorbeeld werden het zelfoordeel van het oudste kind, het oordeel van vader, het oordeel van moeder en het oordeel van de broer/zus als indicator gebruikt. Het op deze wijze samenvoegen van oordelen van verschillende beoordelaars bevordert de convergerende validiteit van de probleemgedragmaten en maakt dat de probleemgedragsscores minder afhankelijk zijn van het perspectief van een enkele beoordelaar (zie ook Campbell & Fiske, 1959).

Social Relations Model. De gezinsrelatiedata die met de NGT werden verzameld werden geanalyseerd met

behulp van het Social Relations Model (SRM; Kenny & La Voie, 1984). Volgens het SRM is de beschrijving van gezinslid A over gezinslid B een functie van vier factoren: een actorcomponent, een partnercomponent, een relatiecomponent en een gezinscomponent (Cook, 1994). De actorcomponent heeft betrekking op de neiging om anderen op eenzelfde manier te beoordelen. Vaders actorcomponent met betrekking tot rechtvaardigheid reflecteert vaders neiging om de overige gezinsleden als rechtvaardig te ervaren. De partnercomponent heeft betrekking op hoe iemand in het algemeen door anderen beoordeeld wordt. Vaders partnercomponent met betrekking tot rechtvaardigheid heeft betrekking op de mate waarin vader over het algemeen door de overige gezinsleden als rechtvaardig wordt ervaren. De relatiecomponent heeft betrekking op de specifieke afstemming tussen een actor en een partner. In ons voorbeeld verwijst de relatiecomponent van de vader naar de moeder naar de mate waarin de vader de moeder als rechtvaardig ervaart na controle voor de mate waarin vader over het algemeen anderen als rechtvaardig beoordeelt en de mate waarin moeder over het algemeen als rechtvaardig beoordeeld wordt. De gezinscomponent heeft betrekking op kenmerken van het gezin als geheel die van invloed zijn op de beoordeling van het ene gezinslid door het andere. De gezinscomponent met betrekking tot rechtvaardigheid verwijst naar het niveau van ervaren rechtvaardigheid in het gezin als geheel.

Data-analyse

Om onze onderzoeksvragen te beantwoorden hebben we gebruik gemaakt van zogenaamde structurele vergelijkingsmodellen ('structural equation modeling', SEM). Structurele vergelijkingsmodellen bieden de mogelijkheid na te gaan in hoeverre een bepaald theoretisch model de relaties tussen de geobserveerde variabelen kan verklaren. Structurele vergelijkingsmodellen bestaan uit een meetmodel en een structureel model. In het meetmodel worden de relaties tussen de geobserveerde en de latente variabelen gespecificeerd. In de onderhavige studie waren de SRM-componenten en de factoranalytisch geconstrueerde probleemgedragvariabelen de latente variabelen. De relatiedata verkregen met de NGT waren de indicatoren van de SRM-componenten, terwijl de oordelen van de ouders, broer/zus en adolescent zelf op de NPGL de indicatoren waren van de latente probleemgedragvariabelen.

In een SRM-analyse worden de varianties van de factoren geschat terwijl de ladingen van de geobserveerde variabelen op de latente variabelen allemaal op 1 worden gefixeerd. Men dient te specificeren dat elk van de twaalf geobserveerde variabelen (de relatiescores uit het 'round-

robin design') laadt op de gezinscomponent alsmede op de bijbehorende actor- en partnercomponenten (zie figuur 1). Alhoewel er meerdere indicatoren beschikbaar zijn voor de gezins-, actor- en partnercomponenten, is dit niet het geval voor de relatiecomponent. Omdat voor de identificatie van een relatiecomponent ten minste twee indicatoren vereist zijn, hebben we in onze modellen geen relatiecomponenten gespecificeerd. Dientengevolge wordt de systematische variantie in de geobserveerde variantie die het gevolg is van de relatiecomponent onderdeel van de residuele variantie (Cook, 1994). Door gelijktijdige schatting van alle SRM- en residuele componenten wordt er bij de schatting van elke SRM-component gecontroleerd voor alle overige componenten. Op die manier kan een pure maat voor kenmerken van het gezin als geheel (gezinscomponent) worden afgeleid die gecontroleerd is voor individuele kenmerken (actor- en partnercomponenten) en relatiekenmerken (residuele componenten). In tegenstelling tot de gefixeerde ladingen van de indicatoren van de SRM-componenten werden de ladingen van de indicatoren van de probleemgedragvariabelen vrij geschat.

In figuur 2 is de algemene vorm weergegeven van de longitudinale structurele modellen die werden getoetst. Zoals men kan zien werden naast de wederkerige ('cross-lagged' en instantane) effecten tussen de gezinscomponenten en de probleemgedragvariabelen de correlaties tussen beiden op het eerste tijdstip alsmede de autoregressie- of stabiliteitseffecten van beiden geschat. Daarnaast werden, ten behoeve van het schatten van de continue effecten, zogenaamde 'self-loop'-effecten gespecificeerd (effecten van een variabele op zichzelf op hetzelfde tijdstip). In overeenstemming met de door Bergstrom (1984) beschreven procedure werden de 'cross-lagged'-effecten gelijk gemaakt aan de instantane effecten. Met andere woorden, het effect van de gezinscomponent op τ_1 op probleemgedrag op τ_2 werd gelijk gemaakt aan het effect van de gezinscomponent op τ_2 op probleemgedrag op τ_2 . Op vergelijkbare wijze werd het effect van probleemgedrag op τ_1 op de gezinscomponent op τ_2 gelijk gemaakt aan het effect van probleemgedrag op τ_2 op de gezinscomponent op τ_2 . De autoregressie-effecten voor de gezinscomponent en de probleemgedragvariabele werden gelijk gemaakt aan 1 plus het 'self-loop'-effect (resp. het effect van de gezinscomponent op τ_2 op de gezinscomponent op τ_2 , en het effect van probleemgedrag op τ_2 op probleemgedrag op τ_2). De resulterende continue effecten veronderstellen een observatie-interval van twee units. Ten einde de resultaten op een tijdschaal van één unit per interval te plaatsen, dienen de gevonden waarden te worden verdubbeld.

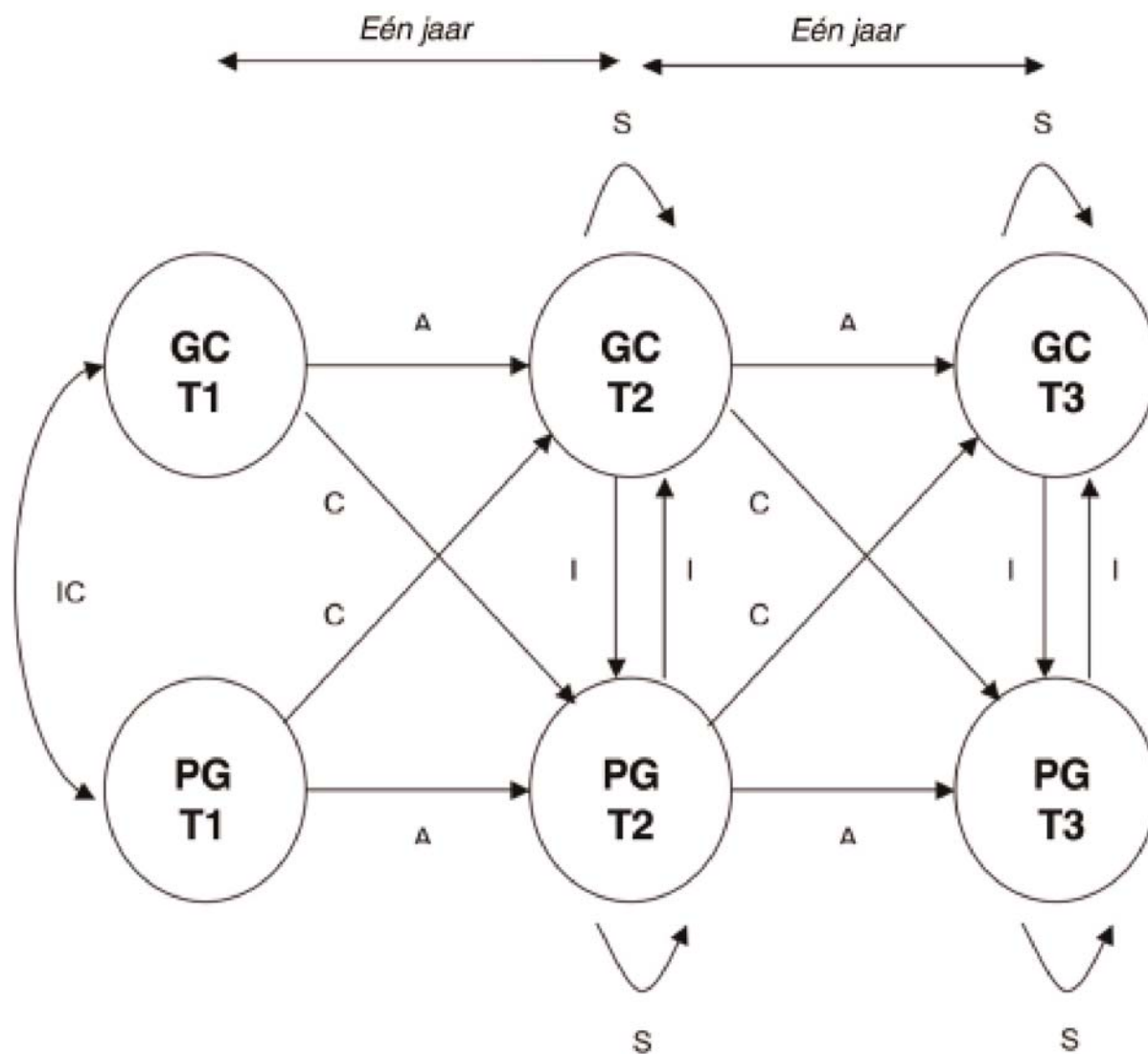
Alhoewel niet weergegeven omwille van de overzichtelijkheid werden ook de initiële correlaties tussen de

| | Actor Componenten | | | | Partner Componenten | | | | Gezins- Component |
|----|----------------------|---|---|---|------------------------|---|---|---|----------------------|
| | V | M | O | J | V | M | O | J | |
| VM | 1 | | | | | 1 | | | 1 |
| VO | 1 | | | | | | 1 | | 1 |
| VJ | 1 | | | | | | | 1 | 1 |
| MV | | 1 | | | 1 | | | | 1 |
| MO | | 1 | | | | | 1 | | 1 |
| MJ | | 1 | | | | | | 1 | 1 |
| OV | | | 1 | | 1 | | | | 1 |
| OM | | | 1 | | | 1 | | | 1 |
| OJ | | | 1 | | | | | 1 | 1 |
| JV | | | | 1 | 1 | | | | 1 |
| JM | | | | 1 | | 1 | | | 1 |
| JO | | | | 1 | | | 1 | | 1 |

Figuur 1 LISREL-parameters van de SRM-componenten. v = vader; m = moeder; o = oudste kind; j = jongste kind; vm = oordeel vader over moeder; vo = oordeel vader over oudste kind, enzovoort.

probleemgedragvariabelen en de overige SRM-componenten (actor- en partnercomponenten) geschat, alsmede de autoregressie-effecten van laatstgenoemde. De effecten die betrekking hebben op het eerste tijdsinterval (τ_1 naar τ_2) werden gelijk gesteld aan de corresponderende

effecten voor het tweede interval (τ_2 naar τ_3). Aparte modellen werden gespecificeerd voor externaliserend en internaliserend probleemgedrag, voor rechtvaardigheid en vertrouwen, en voor het oudste en jongste kind. In totaal werden dus acht versies van het in figuur 2



Figuur 2 Algemeen 'cross-lagged'-model met drie jaarlijkse meetmomenten: initiële correlatie (IC), autoregressie-effecten (A), 'cross-lagged'-effecten (C), instantane effecten (I) en 'self-loop'-effecten (S). GC = gezinscomponent ; PG = probleemgedrag; τ_1 = tijdstip 1; τ_2 = tijdstip 2; τ_3 = tijdstip 3.

weergegeven algemene model getoetst. Het SEM-programma LISREL 8 (Jöreskog & Sörbom, 1994) werd gebruikt om de modellen te toetsen.

Resultaten

Alvorens de longitudinale associaties tussen gezinsklimaat en probleemgedrag van adolescenten te onderzoeken werden modellen getoetst waarin alleen de cross-sectionele correlaties tussen de gezinscomponenten voor rechtvaardigheid/vertrouwen en externaliserend/internaliserend probleemgedrag van adolescenten op elk van de drie meetmomenten werden geschat. In deze modellen zijn nog geen autoregressie- en 'cross-lagged'-effecten

opgenomen. De reden hiervoor was tweeledig. Ten eerste konden we aan de hand van deze modellen op elk van de drie meetmomenten de varianties onderzoeken van de gezinscomponenten voor rechtvaardigheid en vertrouwen. Op deze wijze konden we onze hypothese toetsen dat gezinnen als geheel van elkaar kunnen worden onderscheiden op basis van de centrale dimensies Rechtvaardigheid en Vertrouwen. Ten tweede konden de resultaten van de cross-sectionele analyses vergeleken worden met eerdere studies die de cross-sectionele verbanden tussen rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en probleemgedrag van adolescenten hebben onderzocht (Delsing e.a., 2005; Mathijssen e.a., 1998).

Op alle drie de tijdstippen waren de varianties van de SRM-gezinscomponenten voor rechtvaardigheid en

Tabel 1 Cross-sectionele correlaties tussen gezinscomponenten voor Rechtvaardigheid en Vertrouwen en externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten op τ_1 , τ_2 en τ_3 .

| Probleemgedrag | Kind | Rechtvaardigheid | | | Vertrouwen | | |
|-----------------|---------|------------------|----------|----------|------------|----------|----------|
| | | T1 | T2 | T3 | T1 | T2 | T3 |
| externaliserend | oudste | -0,84*** | -0,92*** | -0,83*** | -0,44*** | -0,48*** | -0,51*** |
| | jongste | -0,72*** | -0,74*** | -0,73*** | -0,66*** | -0,70*** | -0,69*** |
| internaliserend | oudste | -0,76*** | -0,90*** | -0,81*** | -0,62*** | -0,55*** | -0,57*** |
| | jongste | -0,68*** | -0,92*** | -0,90*** | -0,74*** | -0,74*** | -0,78*** |

$p = 0,05$; ** $p = 0,01$; *** $p = 0,001$, tweezijdig.

vertrouwen significant ($t > 1,65$). Gezinnen blijken inderdaad van elkaar te kunnen worden onderscheiden op basis van de dimensies Rechtvaardigheid en Vertrouwen. Onze eerste hypothese kon dus worden bevestigd.

In tabel 1 staan de cross-sectionele correlaties weergegeven tussen de gezinscomponenten en de probleemgedragvariabelen. In overeenstemming met eerder cross-sectioneel onderzoek werden op elk van de drie meetmomenten sterk significante negatieve correlaties (-0,44 tot -0,92, $p = 0,01$) gevonden tussen rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen enerzijds en externaliserend en internaliserend probleemgedrag van zowel het oudste als jongste kind anderzijds. Het lijkt er sterk op dat adolescenten die opgroeien in gezinnen met een relatief laag niveau van onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen meer externaliserend en internaliserend probleemgedrag vertonen. Het valt op dat de correlaties die in tabel 1 zijn weergegeven zeer hoog zijn. Merk op dat het hier om correlaties tussen latente variabelen gaat. Omdat deze variabelen vrij zijn van meetfouten (gedisattenuëerd), zijn de correlaties tussen latente variabelen in de regel hoger dan de traditioneel meestal gerapporteerde correlaties tussen geobserveerde (c.q. onbetrouwbare) variabelen.¹

¹ De hoge correlaties tussen de gezinsrelatie- en probleemgedragfactoren zouden gedeeltelijk veroorzaakt kunnen worden door overlap in de items van de NGT- en NPGL-schalen. Om dit empirisch na te gaan hebben we een reeks toetsende factoranalyses uitgevoerd. Allereerst werd een model met vier factoren gespecificeerd: rechtvaardigheid, vertrouwen, externaliserend probleemgedrag en internaliserend probleemgedrag. Als geobserveerde variabelen werden de oordelen van de ouders over het oudste kind op het eerste meetmoment genomen (er werd een gemiddelde score berekend over de score van vader en moeder op elk item). Elk item mocht vrij laden op de theoretisch corresponderende factor. De ladingen op niet-corresponderende factoren werden op 0 gefixeerd. Slechts 6 van de 75 ladingen hadden modificatie-indices > 7 (de grenswaarde genoemd door Jöreskog; Jöreskog & Sörbom, 1994). Voorts werd de fit van een model waarin alle correlaties tussen de factoren vrij werden geschat vergeleken met de fit van modellen waarin één of meerdere correlaties tussen de factoren werden gefixeerd op 1. Deze analyses wezen uit dat elke opeenvolgende restrictie resulteerde in een significante (alle p 's $< 0,000001$) verslechtering van de fit. Alles bij elkaar laten deze analyses zien dat de items van de schalen van rechtvaardigheid en vertrouwen over het algemeen laden zoals voorspeld, en dat deze schalen voldoende van elkaar en van de probleemgedragsschalen onderscheiden zijn.

Na deze analyses werden longitudinale modellen (zie figuur 2) gespecificeerd om de wederkerige invloeden tussen rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en externaliserend/internaliserend probleemgedrag van adolescenten te onderzoeken. De χ^2 ($df = 1,036$) voor deze modellen varieerde van 1.912,28 tot 2.026,60 ($p < 0,001$). De 'comparative fit index' (CFI; Bentler, 1990) was voor alle modellen gelijk aan of groter dan 0,90 (variërend van 0,90 tot 0,92). Deze waarden duiden erop dat alle modellen een acceptabele fit hadden.

Allereerst laten onze analyses zien dat het structurele model zeer sterke autoregressie-effecten bevat voor de gezinscomponenten (gestandaardiseerde bèta-coëfficiënten variërend van 0,87 tot 0,99 voor rechtvaardigheid en van 0,71 tot 0,95 voor vertrouwen). Dit betekent dat het niveau van rechtvaardigheid en vertrouwen in een gezin op het ene tijdstip sterk voorspellend is voor het niveau van rechtvaardigheid en vertrouwen in dat gezin op een later tijdstip. Ook gaf het structurele model zeer sterke autoregressie-effecten voor probleemgedrag van adolescenten (gestandaardiseerde bèta-coëfficiënten variërend van 0,86 tot 0,99 en van 0,85 tot 0,94 voor resp. externaliserend en internaliserend probleemgedrag). Dit houdt in dat de mate van probleemgedrag van een adolescent op een bepaald tijdstip sterk voorspellend is voor de mate van probleemgedrag van die adolescent op een later tijdstip.

In tabel 2 zijn de gestandaardiseerde coëfficiënten weergegeven voor de continue effecten tussen de SRM-gezinscomponenten en de probleemgedragvariabelen. Onze resultaten laten allereerst zien dat in op een na alle gevallen de effecten zoals verwacht negatief waren. In de meeste gevallen (10 van de 16) is er sprake van een significant effect. Voor drie van de acht effectparen geldt dat er sprake is van bidirectionaliteit: tussen Rechtvaardigheid en externaliserend probleemgedrag van het oudste kind, tussen Vertrouwen en externaliserend probleemgedrag van het jongste kind, en tussen Vertrouwen en internaliserend probleemgedrag van het jongste kind. Unidirectionele effecten werden gevonden van Rechtvaardigheid op externaliserend probleemgedrag van het jongste kind, van internaliserend probleemgedrag van zowel het oudste als jongste kind op Rechtvaardigheid,

Tabel 2 Gestandaardiseerde coëfficiënten voor 'cross-lagged'-effecten tussen gezinscomponenten voor Rechtvaardigheid en Vertrouwen en Probleemgedrag van adolescenten.

| Gezinscomponent | Probleemgedrag | Kind | Gezinscomponent op Probleemgedrag | Probleemgedrag op Gezinscomponent |
|------------------|-----------------|---------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| Rechtvaardigheid | externaliserend | oudste | -0,31** | -0,23* |
| | | jongste | -0,23** | -0,04 |
| | internaliserend | oudste | -0,05 | -0,32** |
| | | jongste | -0,12 | -0,34** |
| Vertrouwen | externaliserend | oudste | -0,06 | 0,05 |
| | | jongste | -0,17* | -0,25** |
| | internaliserend | oudste | 0,00 | -0,17* |
| | | jongste | -0,16* | -0,34*** |

* $p = 0,05$; ** $p = 0,01$; *** $p = 0,001$, tweezijdig.

en van internaliserend probleemgedrag van het oudste kind op Vertrouwen.

In de hierboven beschreven modellen werden alleen de wederkerige effecten tussen de gezinscomponenten en probleemgedrag geschat. Om na te gaan of naast de gezinscomponent nog actor- of partnercomponenten probleemgedrag verklaren of er door verklaard worden, werden modellen gespecificeerd waarin de longitudinale effecten van actor- en partnercomponenten op probleemgedrag en vice versa werden toegevoegd. In totaal werden $8 \times 8 \times 2 = 128$ chi-kwadraatverschiltoetsen uitgevoerd. In alle gevallen leidde de toevoeging niet tot een significante verbetering van de fit van het model $\chi^2 < 3,84$, $df = 1$, $p > 0,05$. Dit duidt er onder andere op dat, wanneer men controleert voor kenmerken van het gezin als geheel, actor- of partnercomponenten niet bijdragen aan probleemgedrag van adolescenten.

Discussie

Het doel van de onderhavige studie was de wederkerige invloeden te onderzoeken tussen enerzijds de mate van onderling ervaren rechtvaardigheid en vertrouwen in gezinnen en anderzijds externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten. Dergelijke verbanden worden verondersteld in de invloedrijke gezinssysteemtheorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984).

Onze SRM-analyses wijzen allereerst uit dat de mate van rechtvaardigheid en vertrouwen die gezinsleden van elkaar ervaren gedeeltelijk verklaard kan worden door kenmerken van het gezin als geheel. De significante varianties van de gezinscomponenten op alle drie de meetmomenten wijzen erop dat de mate van rechtvaardigheid en vertrouwen op het niveau van het gezin als geheel verschilt van gezin tot gezin. Onze resultaten ondersteunen daarmee onze eerste hypothese dat gezinnen kunnen worden onderscheiden van elkaar op basis

van Boszormenyi-Nagy's dimensies rechtvaardigheid en vertrouwen (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984).

Met betrekking tot onze tweede hypothese werden in een aantal gevallen wederkerige effecten gevonden tussen kenmerken van het gezinsklimaat en probleemgedrag van adolescenten. Een hoger initieel niveau van rechtvaardigheid in het gezin was voorspellend voor minder externaliserend probleemgedrag van het oudste kind op een later tijdstip en andersom, terwijl een hoger initieel niveau van vertrouwen in het gezin voorspellend was voor minder externaliserend probleemgedrag van het jongste kind op een later tijdstip en andersom. Daarnaast was een hoger initieel niveau van vertrouwen voorspellend voor minder internaliserend probleemgedrag van het jongste kind op een later tijdstip en andersom. Onze resultaten leveren hiermee gedeeltelijk steun op voor Boszormenyi-Nagy's (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984) aanname dat kenmerken van het gezinsklimaat en probleemgedrag van adolescenten elkaar wederzijds beïnvloeden. Onze resultaten zijn tevens ondersteunend voor andere (gezinssysteem)theorieën die de bidirectionaliteit van het verband tussen gezinsrelaties en probleemgedrag benadrukken (Hinde & Stevenson-Hinde, 1988; Minuchin, 1985; Patterson, 1982).

In de helft van de gevallen werden geen bidirectionele verbanden gevonden, maar was er sprake van unidirectionele effecten. Het betrof hier met name negatieve effecten van internaliserend probleemgedrag op zowel rechtvaardigheid als vertrouwen. Daarnaast werd een significant effect gevonden van het niveau van rechtvaardigheid op externaliserend probleemgedrag van het jongste kind. Al met al lijkt er wat betreft externaliserend probleemgedrag iets meer sprake te zijn van bidirectionaliteit, terwijl er wat betreft internaliserend probleemgedrag meer sprake lijkt te zijn van unidirectionele effecten van probleemgedrag op het gezinsklimaat. Daarnaast dient opgemerkt te worden dat zowel het gezinsklimaat als probleemgedrag van adolescenten zeer stabiel waren over de tijd.

De relatief sterke en consistente (d.w.z. voor zowel het oudste en jongste kind) effecten die werden gevonden van rechtvaardigheid op externaliserend probleemgedrag suggereren dat adolescenten inderdaad in opstand kunnen komen en agressief gedrag kunnen gaan vertonen als reactie op een ervaren gebrek aan onderlinge rechtvaardigheid in het gezin (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Deze bevinding is ook in overeenstemming met Boszormenyi-Nagy's aannahme dat een kind min of meer opzettelijk externaliserende symptomen kan gaan vertonen om aandacht te trekken van de andere gezinsleden en hun gevoel van verbondenheid te stimuleren wanneer het gezinsklimaat als onrechtvaardig wordt ervaren.

Effecten van gezinsvertrouwen op externaliserend probleemgedrag werden alleen gevonden voor het jongste en niet voor het oudste kind. Toekomstig onderzoek zal moeten uitwijzen of de effecten van onderling vertrouwen tussen gezinsleden op de ontwikkeling van adolescenten beperkt zijn tot bepaalde leeftijdsgroepen. Oudere kinderen zouden minder gevoelig kunnen zijn voor een gebrek aan vertrouwen binnen het gezin als gevolg van hun grotere mate van autonomie en het feit dat ze meer tijd buitenshuis doorbrengen.

Inconsistente resultaten werden gevonden met betrekking tot de effecten van externaliserend probleemgedrag op het gezinsklimaat. Het effect op de mate van rechtvaardigheid in het gezin bleek alleen significant te zijn voor het oudste kind, terwijl het effect op de mate van vertrouwen in het gezin alleen significant bleek te zijn voor het jongste kind. Verder onderzoek is nodig om de aard van deze verbanden te verduidelijken. Het feit dat deze effecten werden gevonden suggereert dat pogingen van adolescenten om middels agressief en delinquent gedrag de saamhorigheid tussen de gezinsleden te bevorderen weinig effectief zijn, hetgeen in overeenstemming is met andere studies die negatieve effecten van externaliserend probleemgedrag op gezinsrelaties hebben gerapporteerd (Jang & Smith, 1997; Stice & Barrera, 1995).

In tegenspraak met onze tweede hypothese en de theorie van Boszormenyi-Nagy werd geen bewijs gevonden voor een effect van gezinsrechtvaardigheid op internaliserend probleemgedrag van adolescenten. Dit resultaat doet twijfels rijzen met betrekking tot Boszormenyi-Nagy's idee dat een gebrek aan rechtvaardigheid tussen de gezinsleden ertoe kan leiden dat deze zich gaan terugtrekken of depressieve symptomen kunnen gaan vertonen. Vervolgonderzoek is nodig om empirische ondersteuning te vinden voor deze veronderstelde causale link.

Verder werden effecten van gezinsvertrouwen op internaliserend probleemgedrag, net als bij externaliserend probleemgedrag, alleen gevonden voor het jongste en niet voor het oudste kind. Ook hier speelt wellicht de grotere mate van autonomie van het oudste kind een rol.

Voor zowel het oudste als jongste kind werden effecten gevonden van internaliserend probleemgedrag op de mate van rechtvaardigheid en vertrouwen in het gezin. Deze resultaten suggereren dat internaliserende problematiek adolescenten inderdaad kan belemmeren om zich rechtvaardig en vertrouwenwekkend op te stellen naar de overige gezinsleden toe, hetgeen via het mechanisme van de 'roulerende rekening' uiteindelijk kan leiden tot een afname van rechtvaardigheid en vertrouwen in het gezin als geheel, zoals verondersteld in de theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Deze resultaten ondersteunen ook interpersoonlijke theorieën met betrekking tot depressie, waarin wordt verondersteld dat depressie kan leiden tot afwijzing van de depressieve persoon en een verslechtering van de gezinsrelaties (Coyne, 1976; Davies & Windle, 1997). De bevindingen zijn ook in overeenstemming met enkele andere theorieën die het belang van kindeffecten op gezinsrelaties hebben benadrukt (zie o.a. Anderson, Lytton & Romney, 1986; Bell, 1968; Bell & Chapman, 1986; Lytton, 1990; Patterson, 1982).

In overeenstemming met onze derde hypothese werden alleen significante effecten gevonden van de gezinscomponenten op probleemgedrag, en niet van de actor- en partnercomponenten op probleemgedrag. Deze resultaten suggereren dat, wat rechtvaardigheid en vertrouwen betreft, het klimaat in het gezin als geheel (gezinscomponent) belangrijker is voor de ontwikkeling van probleemgedrag van adolescenten dan *a* de neiging van gezinsleden andere gezinsleden als rechtvaardig of betrouwbaar te ervaren (actorcomponent), en *b* de mate waarin gezinsleden door andere gezinsleden als rechtvaardig of betrouwbaar ervaren worden (partnercomponent). Deze bevindingen zijn in overeenstemming met het belang dat Boszormenyi-Nagy hecht aan gezinskenmerken ten opzichte van individuele kenmerken bij het ontstaan van probleemgedrag (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984).

Tot besluit

Samenvattend leveren onze resultaten belangrijke, maar geen absolute, ondersteuning op voor de gezinssysteemtheorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). De significante varianties van de gezinscomponenten onderstrepen Boszormenyi-Nagy's kijk op het gezin als een entiteit. Verder werd ondersteuning gevonden voor het bestaan van wederkerige effecten tussen rechtvaardigheid en vertrouwen enerzijds en externaliserend en internaliserend probleemgedrag van adolescenten anderzijds. Wat betreft internaliserend probleemgedrag lijkt er echter met name sprake te zijn

van unidirectionele effecten van probleemgedrag op het gezinsklimaat. Het feit dat effecten op probleemgedrag alleen werden gevonden voor de gezinscomponenten en niet voor de actor- of partnercomponenten ten slotte is in overeenstemming met Boszormenyi-Nagy's aanname dat probleemgedrag met name voortkomt uit kenmerken van het gezin als systeem en in mindere mate uit kenmerken van individuele gezinsleden.

Alhoewel in dit onderzoek centrale aspecten uit de theorie van Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984) werden getoetst en verschillende belangrijke methodologische kwesties werden opgelost, is er behoefte aan vervolgonderzoek op dit gebied. Ten eerste kunnen toekomstige studies die onze bevindingen trachten te repliceren ons in staat stellen definitievere conclusies te trekken omtrent de causale verbanden zoals verondersteld in de theorie van Boszormenyi-Nagy.

Ten tweede zijn onze resultaten gebaseerd op een voornamelijk blanke, middenklasse steekproef van intacte gezinnen. Toekomstig onderzoek zal uit moeten wijzen of onze resultaten gegeneraliseerd kunnen worden naar andere populaties (bijvoorbeeld gezinnen uit lagere sociaal-economische milieus, eenoudergezinnen). Het is bijvoorbeeld mogelijk dat in steekproeven met een grotere variabiliteit in gezinsrelaties en probleemgedrag een ander patroon van wederkerige verbanden wordt gevonden (Jouriles, Bourg & Farris, 1991).

Ten derde is het mogelijk dat de aard van de wederkerige verbanden tussen het gezin en het individu veranderen tijdens de levensloop (zie Hartup, 1978; Scarr & McCartney, 1983). Misschien hebben gezinnen en kinderen een grotere impact op elkaar gedurende de basisschoolleeftijd dan tijdens de adolescentie (Blanz, Schmidt & Esser, 1992; Miller, Cowan, Cowan, Hetherington & Clingempeel, 1993). Het is ook mogelijk dat gezinsrelaties sterker van invloed zijn op probleemgedrag tijdens de basisschoolleeftijd dan tijdens de adolescentie, terwijl de invloed van probleemgedrag op het gezin sterker is tijdens de adolescentie dan daarvoor. Analyses van wederkerige verbanden bij andere leeftijdsgroepen kunnen licht werpen om het mogelijk veranderende patroon van wederkerige relaties als functie van de leeftijd.

Ontvangen: 11 mei 2005; geaccepteerd: 14 oktober 2005.

Delsing, M.J.M.H., Oud, J.H.L., Bruyn, E.E.J. de, & Scholte, R.H.J. (2005). *Bidirectional influences between perceived justice and trust within families and adolescent problem behavior: A longitudinal design*. *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*, 60, 139-150.

Using a three-wave longitudinal design with one-year intervals, the present study examined the bidirectional influences between perceived justice and trust within family relationships and adolescent externalizing and internalizing problem behavior. Such bidirectional influences are assumed in the family systems theory of Boszormenyi-Nagy (Boszormenyi-Nagy & Spark, 1984). Data were collected from a community sample of 288 Dutch families consisting of a father, a mother, and two of their adolescent children. Bidirectional as well as unidirectional effects were found between characteristics of the family climate and adolescent problem behavior. Our findings thus provide partial support for Boszormenyi-Nagy's theory. Only effects from whole-family characteristics on problem behavior were found, which is in line with Boszormenyi-Nagy's notion that problem behaviors mainly originate from characteristics of the family as a whole. Finally, our findings indicated that levels of family justice and trust, as well as of adolescent externalizing and internalizing problems, were very stable over time.

Literatuur

- Aken, M.A.G. van, Oud, J.H.L., Mathijssen, J.J.P., & Koot, H.M. (2001). The Social Relations Model in research on family systems. In J.R.M. Gerris (Ed.), *Dynamics of parenting* (pp. 115-130). Leuven-Apeldoorn: Garant.
- Anderson, K.E., Lytton, H., & Romney, D.M. (1986). Mothers' interaction with normal and conduct disordered boys: Who affects whom? *Developmental Psychology*, 22, 604-609.
- Bell, R.Q. (1968). A reinterpretation of the direction of effects in studies of socialization. *Psychological Review*, 75, 81-95.
- Bell, R.Q., & Chapman, M. (1986). Child effects in studies using experimental or brief longitudinal approaches to socialization. *Developmental Psychology*, 22, 595-603.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bergstrom, A.R. (1984). Continuous time stochastic models and issues of aggregation over time. In Z. Griliches & M.D. Intriligator (Eds.), *Handbook of econometrics* (Vol. 2, pp. 1145-1212). Amsterdam: North-Holland.
- Blanz, B., Schmidt, M.H., & Esser, G. (1992). Familial adversities and child psychiatric disorders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 32, 939-950.
- Boszormenyi-Nagy, I., & Framo, J.L. (1985). *Intensive family therapy*. New York: Brunner/Mazel.
- Boszormenyi-Nagy, I., & Krasner, B.R. (1986). *Between give and take: A clinical guide to contextual therapy*. New York: Brunner/Mazel.
- Boszormenyi-Nagy, I., & Spark, G. (1984). *Invisible loyalties: Reciprocity in intergenerational family therapy*. New York: Brunner/Mazel.
- Boszormenyi-Nagy, I., & Ulrich, D.N. (1981). Contextual Family Therapy. In A.S. Gurman & D.P. Kniskern (Eds.), *Handbook of family therapy* (pp. 159-186). New York: Brunner/Mazel.
- Branje, S.J.T., Aken, M.A.G. van, & Lieshout, C.F.M. van (2002). Relational support in families with adolescents. *Journal of Family Psychology*, 16, 351-362.

- Bruyn, E.E.J. de, Vermulst, A.A., Houtmans, M.J.M., & Meyer, R. E. de (1998). *The Nijmegen Problem Behavior List, research version*. Nijmegen: University of Nijmegen.
- Campbell, D.T., & Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation of the multitrait and multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, *56*, 81-105.
- Cook, W.L. (1994). A structural equation model of dyadic relationships within the family system. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *62*, 500-509.
- Cook, W.L. (2000). Understanding attachment security in family context. *Journal of Personality and Social Psychology*, *78*, 285-294.
- Cook, W.L., & Dreyer, A. (1984). The Social Relations Model: A new approach to the analysis of family-dyadic interaction. *Journal of Marriage and the Family*, *46*, 679-687.
- Coyne, J.C. (1976). Toward an interactional description of depression. *Psychiatry*, *39*, 28-40.
- Dadds, M.R. (1995). *Families, children, and the development of dysfunction* (Vol. 32). Thousand Oaks: Sage.
- Davies, P.T., & Windle, M. (1997). Gender-specific pathways between maternal depressive symptoms, family discord, and adolescent adjustment. *Developmental Psychology*, *33*, 657-668.
- Delsing, M.J.M.H., Aken, M.A.G. van, Oud, J.H.L., Bruyn, E.E.J. de, & Scholte, R.J.H. (2005). Family loyalty and adolescent problem behavior: The validity of the family group effect. *Journal of Research on Adolescence*, *15*, 127-150.
- Delsing, M.J.M.H., Oud, J.H.L., Bruyn, E.E.J. de, & Aken, M.A.G. van (2003). Current and recollected perceptions of family relationships: The Social Relations Model approach applied to members of three generations. *Journal of Family Psychology*, *17*, 445-459.
- Delsing, M.J.M.H., Oud, J.H.L., & Bruyn, E.E.J. de (2005). Assessment of bidirectional influences between family relationships and adolescent problem behavior: Discrete versus continuous time analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, *21*, 226-231.
- Hartup, W.W. (1978). Perspectives on child and family interaction: Past, present, and future. In R.M. Lerner & G.B. Spanier (Eds.), *Child influences on marital and family interaction: A life-span perspective* (pp. 23-46). San Francisco: Academic Press.
- Hinde, R.A., & Stevenson-Hinde, J. (Eds.) (1988). *Relationships within families: Mutual influences*. Oxford: Clarendon.
- Jang, S.J., & Smith, C.A. (1997). A test of reciprocal causal relationships among parental supervision, affective ties, and delinquency. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, *34*, 307-336.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1994). *LISREL VIII: user's guide* (5th Ed.). Mooresville, IN: Scientific Software.
- Jouriles, E.N., Bourg, W.J., & Farris, A.M. (1991). Marital adjustment and child conduct problems: A comparison of the correlation across subsamples. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *59*, 354-357.
- Kashy, D.A., & Kenny, D.A. (1990). Analysis of family research designs. A model of interdependence. *Communication Research*, *17*, 462-482.
- Kenny, D.A., & La Voie, L. (1984). The Social Relations Model. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol.18, pp. 141-182). Orlando, FL: Academic Press.
- Lytton, H. (1990). Child and parental effects in boys' conduct disorder: A reinterpretation. *Developmental Psychology*, *26*, 683-697.
- Manke, B., & Plomin, R. (1998). Adolescent familial interactions: A genetic extension of the Social Relations Model. *Journal of Social and Personal Relationships*, *14*, 505-522.
- Margolin, G. (1981). The reciprocal relationship between marital and child problems. In J.P. Vincent (Ed.), *Advances in family intervention* (Vol. 2, pp. 131-182). Greenwich, CT: JAI.
- Mathijssen, J.J.J.P., Koot, H.M., Verhulst, F.C., Bruyn, E.E.J. de, & Oud, J.H.L. (1998). The relationship between mutual family relations and child psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, *39*, 477-487.
- Miller, N.B., Cowan, P.A., Cowan, C.P., Hetherington, E.M., & Clingempeel, W.G. (1993). Externalizing in preschoolers and early adolescence: A cross-study replication of a family model. *Developmental Psychology*, *29*, 3-18.
- Minuchin, P. (1985). Families and individual development: Provocations from the field of family therapy. *Child Development*, *56*, 289-302.
- Minuchin, S. (1974). *Families and family therapy*. Cambridge: Harvard University Press.
- Moos, R.H., & Moos, B.S. (1981). *Family Environment Scale Manual*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Olson, D.H., Portner, J., & Lavee, Y. (1985). *FACES III: Family adaptability and cohesion evaluation scales*. Department of Family Social Science, University of Minnesota.
- Oud, J.H.L. (2002). Continuous time modeling of the cross-lagged panel design. *Kwantitatieve Methoden*, *69*, 1-26.
- Oud, J.H.L. (in druk). Continuous time modeling of reciprocal effects in the cross-lagged panel design. In S.M. Boker & M. J. Wenger (Eds.), *Data analytic techniques for dynamical systems in the social and behavioral sciences*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Oud, J.H.L., & Welzen, K.F. (1989). *De Nijmeegse Gezinsrelatie Test: kinderversie*. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Patterson, G.R. (1982). *Coercive family processes*. Eugene, OR: Castalia.
- Scarr, S., & McCartney, K. (1983). How people make their own environments: A theory of genotype-environment effects. *Child Development*, *54*, 424-435.
- Stice, E., & Barrera, M. (1995). A longitudinal examination of the reciprocal relations between perceived parenting and adolescents' substance use and externalizing behaviors. *Developmental Psychology*, *31*, 322-334.
- Verhulst, F.C., Ende, J. van der, & Koot, H.M. (1996). *Handleiding voor de CBCL/4-18*. Rotterdam: Sophia Kinderziekenhuis/Academisch Ziekenhuis/Erasmus Universiteit.
- Wagner, B.M., & Reiss, D. (1995). Family systems and developmental psychopathology: Courtship, marriage, or divorce? In D. Cicchetti & D.J. Cohen (Eds.), *Developmental psychopathology, Vol. 1. Theory and methods* (pp. 696-730). New York: John Wiley & Sons.
- Wittenberg Fisher, S. (1996). The family and the individual: Reciprocal influences. In S. Duck & N. Vanzetti (Eds.), *A lifetime of relationships* (pp. 311-335). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.