

## De betrouwbaarheid en validiteit van de Utrechtse Coping Lijst

Een longitudinaal onderzoek bij schoolverlaters

Wilmar Schaufeli en Dirk van Dierendonck

**SUMMARY. The reliability and validity of the Utrecht Coping List: A longitudinal study among school-leavers.** In this research note psychometric findings are reported of the most widely used Dutch self-report coping inventory: the Utrecht Coping List (UCL). Longitudinal data on the UCL and several indicators of psychological health were collected among 865 sixteen year old school leavers, shortly before and one year after they left school. The results show that: (1) five of the seven UCL-subscales are sufficiently internally consistent; (2) test-retest coefficients are relatively high; (3) the factorial validity of the UCL is supported; (4) the subscale 'Depressive reaction' overlaps considerably with psychological health; (5) the UCL assesses two latent coping-dimensions (i.e. an active-offensive and a reactive-defensive mode); (6) the former strategy is more effective in avoiding mental problems than the latter. It is concluded that the UCL is a reliable and valid instrument for the assessment of coping dispositions. However, the subscale 'depressive reactions' reflects an outcome of the coping process, rather than a way of coping and should therefore be excluded.

Er bestaan tal van definities en operationalisaties van het begrip coping. Tellegen en Winnubst (1986) telden 14 omschrijvingen en concluderen dat de meest invloedrijke afkomstig is van Richard Lazarus c.s. Coping wordt door hen beschreven als "... the efforts, both action oriented and intra-psychic to manage (i.e. master, tolerate, reduce, minimize) environmental and internal demands and conflicts among them, which exceed a person's resources" (Lazarus en Laurnier, 1978, p. 31). Hoewel er op conceptueel niveau sprake is van enige convergentie bestaan er over het meten van coping nog steeds aanzienlijke verschillen van mening. Cohen (1991) onderscheidt twee benaderingen: (1) het *dispositionele* gezichtspunt gaat uit van een voor de persoon kenmerkende manier om met problemen om te gaan; (2) het *episodische* gezichtspunt gaat uit van de strategieën die feitelijk gehanteerd worden. Beide benaderingen hebben tot nu toe geen goede meetinstrumenten opgeleverd, hetgeen Cohen (1991) na een overzicht doet verzuchten: "The reader expecting a conclusion about the best scales will unfortunately be disappointed. Not enough is known about the construct validity of any of the coping measures reviewed" (p. 243).

In Nederland wordt vooral de Utrechtse Coping Lijst (UCL) (Schreurs, et al., 1988) gebruikt. De UCL is een episodisch zelfrapportage-instrument dat de feite-

lijke wijze van probleemhantering meet. Merkwaardig genoeg is de UCL geïnspireerd door de *dispositionele* coping-vragenlijst van Westbrook (1979). De UCL bevat 47 items, waarvan er 44 zijn opgenomen in de volgende zeven schalen: (1) confrontatie en actief problemen aanpakken (CON); (2) afwachten en vermijden (VER); (3) depressief reactiepatroon (DEP); (4) sociale steun zoeken (SOC); (5) palliatieve reactie (PAL); (6) uiten van emoties (EMO); (7) geruststellende gedachten of optimisme (OPT). Bij de constructie van de UCL is inductief te werk gegaan. Dat wil zeggen dat de zeven schalen zijn gewonnen uit exploratieve factoranalyses en dus niet zijn samengesteld op grond van theoretische overwegingen (Schreurs, et al., 1984). Gezien de ontstaansgeschiedenis van de UCL - een van oorsprong dispositionele vragenlijst die via exploratieve analyses is omgewerkt tot een episodisch instrument - is een zorgvuldige psychometrische analyse van het grootste belang. Dit geldt met name voor de constructvaliditeit, zoals blijkt uit het vorenstaande citaat van Cohen. Behalve door de testauteurs (Schreurs et al., 1984, 1988) is de psychometrische kwaliteit van de UCL recentelijk door Sanderman en Ormel (zie dit nummer van Gedrag en Gezondheid) onderzocht. Uit beide studies komt een tamelijk positief beeld naar voren. Echter, het psychometrisch onderzoek van de UCL is tot dusverre slechts uitgevoerd bij groepen waarvan het coping-potentieel niet erg werd aangesproken.

In deze notitie worden een aantal psychometrische aspecten van de UCL (betrouwbaarheid, stabiliteit, factoriële en constructvaliditeit) onderzocht bij een groep jongeren die kort vóór het verlaten van school, alsmede één jaar daarna, zijn benaderd. De fysieke, emotionele en sociale problemen waarmee deze adolescenten in verband met groei- en rijpingsprocessen te maken hebben vallen gedurende de onderzoeksperiode dus samen met de rolverandering als gevolg van de transitie van school naar beroep, naar werkloosheid, of naar verdere studie (Maitland-Edwards, et al., 1981). Door deze rolverandering wordt het coping-potentieel van de schoolverlaters danig op de proef gesteld (cf. Donovan, et al., 1986). Door de longitudinale opzet van de studie kunnen we nagaan in hoeverre bepaalde coping-strategieën succesvol zijn of juist niet. In deze notitie besteden we dan ook aandacht aan de predictieve validiteit van de UCL met betrekking tot enkele indicatoren van psychische gezondheid.

### Methode

#### Proefpersonen

De onderzoeksgroep bestaat uit 865 eindexamenkandidaten van het lager- en middelbaar voortgezet onderwijs uit de regio Oost-Groningen (cf. Van der Heijden en Schaufeli, 1991). De eerste afname was klassikaal en vond plaats in maart 1988. Eén jaar later, in maart 1989, is aan dezelfde respondenten wederom een vragenlijst toegestuurd. Bij de eerste afname was de gemiddelde leeftijd 16 jaar (sd.=1.8); 49% was man, 51% vrouw; 37% bezocht het lbo, 11% het mbo en 47% de mavo. De tweede afname is door 465 schoolverlaters ingevuld (respons: 61%). De meesten van hen (78%) waren na het eindexamen verder gaan studeren, 20% had een baan gevonden en slechts 2% was werkloos.

#### Meetinstrumenten

Naast de UCL zijn door de respondenten de volgende vragenlijsten ingevuld: - De verkorte 12-item versie van *General Health Questionnaire* (GHQ) als indicator voor psychische klachten (Banks et al., 1980) ( $\alpha=.68$ ).

De auteurs zijn respectievelijk verbonden als hoofddocent aan het Psychologisch Laboratorium van de K U Nijmegen en als onderzoeker aan het Nederlands Instituut Voor Onderzoek van de Eerstelijnsgezondheidszorg (NIVEL) te Utrecht.

- De Delftse Vragenlijst (DV); een neuroticismeschaal met 33 items (Appels, 1975) ( $\alpha=.86$ ).
- De Bradburn Affect Balance Scale (Bradburn, 1969), bestaande uit twee subschalen van ieder 4 items: *positief affect* (PA;  $\alpha=.60$ ) *negatief affect* (NA;  $\alpha=.60$ ).
- De *zelfwaarderingsschaal* (ZW) van Warr en Jackson (1982) met 8 items ( $\alpha=.65$ ).

## Resultaten

### Betrouwbaarheid en stabiliteit

In tabel 1 staan enkele descriptieve gegevens van de UCL-schalen. De gemiddelde schaalscores vallen, op twee uitzonderingen na, in de scoringscategorie 'gemiddeld' van de handleiding (Schreurs et al., 1988, p. 35). De jongeren uit ons onderzoek blijken een iets grotere voorkeur te hebben voor palliatieve strategieën en voor het zoeken van sociale steun.

Tabel 1 Descriptieve gegevens van de UCL

Schaal	items	$T_1$			$T_2$			$r_t$
		Gem.	Sd.	$\alpha$	Gem.	Sd.	$\alpha$	
CON	7	18.1	3.6	.76	17.2	3.4	.78	.47
PAL	8	19.0	4.0	.74	18.0	3.7	.74	.45
SOC	6	12.9	3.7	.78	13.2	3.7	.84	.55
VER	8	16.0	3.4	.60	16.1	3.7	.66	.37
DEP	7	11.3	3.0	.68	11.2	3.2	.71	.54
EMO	3	6.7	2.0	.61	6.7	1.8	.60	.49
OPT	5	12.6	2.7	.66	12.0	2.7	.71	.48

Slechts twee schalen (VER en EMO) zijn onvoldoende intern consistent ( $\alpha < .70$ ). Op  $T_1$  komen daar nog DEP en OPT bij. Geen enkele  $\alpha$ -waarde is echter lager dan .60. De  $\alpha$ -waarden uit tabel 1 verschillen nauwelijks van die uit ander onderzoek (Schreurs et al., 1988; Sanderman en Ormel, dit nummer). Steeds komt EMO als de minst betrouwbare schaal naar voren, vermoedelijk vanwege het geringe aantal items.

De test-hertest betrouwbaarheid oftewel de stabiliteit van de schalen ( $r_t$ ) varieert van .37 tot .55 en valt daarmee beduidend lager uit dan in andere studies waar  $r_t$ -waarden gerapporteerd worden die liggen tussen .51 en .69 (Schreurs et al., 1988, p. 17; Sanderman en Ormel, 1992). De geringere stabiliteit van de schaalscores in onze studie wordt naar alle waarschijnlijkheid veroorzaakt door de roltransitie die de schoolverlaters tussen de beide afnames van de UCL meegemaakt hebben.

### Factoriële validiteit

Om de factoriële validiteit te onderzoeken is een confirmatieve factoranalyse uitgevoerd van het 7-factor oblique model uit de UCL-handleiding met behulp van het LISREL-VI programma (Jöreskog en Sörböm, 1984)!. Dit model past relatief slecht bij de empirische gegevens, afgaande op de formele toetsingsstatistiek ( $X^2_{(df=881)}=2192.24$ ). Echter, de waarde van deze  $X^2$  is sterk afhankelijk van de steekproefgrootte; bij grote steekproeven valt de toetsing praktisch altijd negatief uit (Bentler en Bonett, 1980). Kijken we dan ook naar de mate waarin de variantie-covariantie matrix van de UCL-items door LISREL wordt gereproduceerd op

basis van het zevenfactormodel, dan ziet het beeld er aanzienlijk gunstiger uit. Zo bedraagt de gemiddelde afwijking van de empirische variantie-covariantie matrix en de door LISREL geschatte matrix (de zogenaamde Root Mean Square Residual: RMSR) slechts .041. Bovendien wordt maar 17% van het aantal covarianties van UCL-items slecht geschat op grond van het model (genormaliseerde residuen  $> 1.96$ ).

De spanning in het model blijkt met name door 11 items te worden veroorzaakt die 'verkeerd' laden op de factoren<sup>2</sup>. Vijf van deze 11 items komen overeen met de 'verkeerd' ladende items die Sanderman en Ormel (dit nummer) hebben geïdentificeerd<sup>3</sup>. Worden deze 11 items vrijgelaten om die UCL-schaal te kiezen waar ze 'bijhoren' dan past het model significant beter ( $X^2_{(df=826)}=1734.99$ ), alhoewel nog steeds onvoldoende volgens het formele criterium. De RMSR bedraagt nu .032 en slechts 8% van de covarianties wordt incorrect gereproduceerd. Echter, inhoudelijk gezien levert deze exercitie nauwelijks verbetering op ten opzichte van het oorspronkelijke model. De vrijgelaten items blijken namelijk bij geen enkele andere factor thuis te horen. Slechts twee factorladingen komen boven .40 uit<sup>4</sup>. Er kan geconcludeerd worden dat de factoriële validiteit van de UCL redelijk is. Er zijn weliswaar een aantal items die niet hoog laden op de veronderstelde factor, maar die items blijken evenmin eenduidig bij andere factoren te passen.

In tabel 2 staan de geobserveerde en de met behulp van LISREL voor meetonbetrouwbaarheid gecorrigeerde ('ware') correlaties tussen de UCL-schalen op  $T_1$ .

Tabel 2 Correlaties tussen de UCL-schalen ( $T_1$ )

Schaal	CON	VER	DEP	SOC	PAL	EMO	OPT
CON	--	.03	-.08	.16	.21	.11	.39
VER	-.02	--	.39	.10	.35	.21	.30
DEP	-.12	.63	--	.23	.24	.38	.10
SOC	.22	.15	.32	--	.33	.26	.30
PAL	.26	.56	.29	.40	--	.22	.52
EMO	.12	.33	.56	.37	.27	--	.12
OPT	.53	.43	.14	.40	.72	.15	--

NB: Boven de diagonaal staan geobserveerde correlaties en beneden de diagonaal de met LISREL geschatte 'ware' correlaties.

Voor alle correlaties geldt dat  $p < .05$ , behalve voor die tussen CON-VER.

In de handleiding vinden we een nagenoeg identiek patroon als boven de diagonaal van tabel 2 (cf. Schreurs et al., 1988, p. 15); (1) alle correlaties zijn relatief gering ( $< .40$ ) op één uitzondering na (de correlatie tussen OPT en PAL); (2) PAL correleert matig met alle overige subschalen; (3) DEP correleert sterk met VER en EMO. Zoals verwacht zijn de 'ware' correlaties groter dan de geobserveerde correlaties. Het algemene patroon verandert echter niet: in alle schalen van de UCL zit een zeker palliatief element en een depressief reactiepatroon hangt sterk samen met zowel het vermijden van problemen als met uiten van emoties. Gezien de hoge ('ware') correlatie tussen OPT en PAL is het aannemelijk dat beide schalen hetzelfde construct meten.

Met behulp van een tweede orde factoranalyse (hoofdcomponenten met varimax rotatie) is de structuur van de geobserveerde correlatiematrix van de UCL-schalen onderzocht (tabel 3)<sup>5</sup>.

Tabel 3 Tweede-orde factoranalyse van de UCL-schalen ( $T_1$ )

Schaal	Factor I	Factor II
CON		.74
PAL	.41	.65
SOC	.39	.43
VER	.64	
DEP	.83	
EMO	.64	
OPT		.81
% var.	35	19

NB: Alleen factorloadingen >.30 zijn weergegeven.

De zeven subschalen vormen twee factoren. De eerste factor kan geïnterpreteerd worden als een reactieve, defensieve manier van omgaan met problemen. Men wordt overvuldigd door de problemen en er totaal door in beslag genomen. Het probleem wordt uit de weg gegaan (VER), men reageert depressief (DEP) en uit zijn of haar emoties op ongecontroleerde wijze (EMO). De tweede factor kan geïnterpreteerd worden als een actieve, offensieve manier van omgaan met problemen. De problemen worden onder ogen gezien en actief aangepakt. Het gaat daarbij zowel om ingrijpen in de situatie (CON) als om cognitieve strategieën (OPT). Bij beide wijzen van probleemhantering wordt eveneens prioriteit gegeven aan het reguleren van spanningen en het zoeken naar sociale steun, getuige de beide dubbelladingen van respectievelijk de PAL- en de SOC-schaal.

#### Constructvaliditeit

Om de constructvaliditeit van de UCL-schalen te onderzoeken is de correlatie berekend met enkele nevenvariabelen in de sfeer van de persoonlijkheid (ZW, DV), psychopathologie (GHQ) en psychisch welbevinden (NA en PA) (tabel 4).

Tabel 4 Correlaties van UCL-schalen met enkele nevenvariabelen ( $T_1$ )

Varabele	CON	PAL	SOC	VER	DEP	EMO	OPT
ZW	.28*	-.01	.02	-.08	-.28*	.02	.07
DV	-.26*	.18*	.10	.23*	.51*	.23*	.02
GHQ	-.21*	.05	-.07	.06	.22*	.03	-.07
PA	.34*	.19*	.19*	.15*	.09	.14*	.27*
NA	-.10	.19*	.10	.22*	.48*	.18*	.09

\*  $p < .001$

Alhoewel de meeste correlaties statistisch significant zijn is de sterkte van de verbanden over het algemeen gering. De hoogte evenals het patroon van correlaties komt sterk overeen met de onderzoeksresultaten uit de handleiding (cf. Schreurs et al., 1988, p. 21-23). Met name de CON- en de DEP-schaal vertonen relaties met de nevenvariabelen. Zo hangt een confronterende wijze van probleemhantering negatief samen met neuroticisme en met psychische klachten en vertoont deze wijze van probleemhantering een positieve relatie met zelfwaardering alsmede met positief affect. Een depressief reactiepatroon hangt daarentegen samen met een gebrek aan zelfwaardering en met psychische klachten, maar vooral ook met neuroticisme en met negatief affect.

#### Predictieve validiteit

De predictieve validiteit van de UCL-schalen is onderzocht door een vijftal multi-regressies uit te voeren met de UCL-schalen van  $T_1$  als predictoren en ieder van de nevenvariabelen - indicatoren van psychische gezondheid - als criterium (tabel 5).

Tabel 5 Gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten ( $\beta$ 's)

Schalen	ZW	DV	GHQ	PA	NA
CON	.18***			.22**	
PAL	-.12*	.14**			
SOC	.14**			.10*	
VER	-.16**		.14***		
DEP		.46***			.38***
EMO					
OPT					-.14**
R <sup>2</sup>	.10	.27	.02	.07	.18

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$

Het niveau van psychische klachten en positief affect op  $T_2$  wordt slechts in zeer beperkte mate verklaard door de copingstrategieën die op  $T_1$  gehanteerd worden. Zelfwaardering, negatief affect en vooral neuroticisme worden wél in sterkere mate door de copingstrategieën beïnvloed. Opvallend is vooral de grote rol die de depressieve reactie speelt bij het 'voorspellen' van neuroticisme en negatief affect één jaar later. Ook het vermijden van problemen heeft een negatief effect: dit bevordert namelijk het ontstaan van psychische klachten en vermindert het zelfvertrouwen. Actief met problemen omgaan en het zoeken van sociale steun zijn daarentegen meer effectieve copingstrategieën: ze vergroten het zelfvertrouwen en het positieve affect. Met andere woorden: voor zover het gaat om indicatoren van psychische gezondheid is de actieve, offensieve manier van omgaan met problemen superieur aan de reactieve, defensieve wijze.

#### Conclusies

De psychometrische kwaliteiten van de UCL zijn bij de onderzochte schoolverlaters (die een turbulente periode in hun leven doormaken) redelijk tot goed te noemen. De meeste schalen hebben een acceptabele interne consistentie. Een uitzondering wordt slechts gevormd door de schalen EMO en VER. De eerstgenoemde schaal bestaat echter maar uit drie items, terwijl de laatstgenoemde schaal een drietal 'verkeerde' items bevat (namelijk: 15, 40 en 45). Te overwegen valt derhalve om het aantal items van de EMO-schaal uit te breiden en enkele items van de VER-schaal te schrappen. Met name de items 15 ('De kat uit de boom kijken') en 40 ('Moeilijkheden over je heen laten komen') lijken hiervoor kandidaten te zijn (cf. Sanderman en Ormel, dit nummer).

De stabiliteit van de UCL-schalen is relatief gering. Zoals eerder gesteld is de rol-transitie die de schoolverlaters doormaken hier waarschijnlijk debet aan. Overigens zijn de stabiliteits-coëfficiënten van de nevenvariabelen ook tamelijk laag. Dit geldt in de eerste plaats voor de psychische klachten ( $r_t = .12$ ) maar - in wat mindere mate

– ook voor positief en negatief affect (resp.  $r_1=.30$ ,  $r_2=.45$ ), voor zelfwaardering ( $r_1=.36$ ) en neuroticisme ( $r_1=.57$ ). Dus ondanks het feit dat de stabiliteit van de UCL-dimensies in vergelijking met ander onderzoek gering is, lijkt het er toch op dat de UCL, geleid op de geringe stabiliteit van de overige schalen, meer het karakter heeft van een dispositioneel dan van een episodisch instrument.

De *factoriële validiteit* van de UCL wordt in grote lijnen ondersteund door de uitkomsten van de confirmatieve factoranalyse. Een beperkt aantal items blijkt niet te laden op de veronderstelde factor, evenmin overigens als op een andere factor. Derhalve gaat het om 'slechte' items<sup>2</sup> en niet om items die in de 'verkeerde' schaal zijn ingedeeld. Deze 'slechte' items zouden zonder meer verwijderd kunnen worden. Over het algemeen zijn de correlaties tussen de schalen van de UCL zwak tot matig. Alleen PAL en OPT vertonen een aanzienlijke overlap: ca. 50% van de 'ware' variantie. Derhalve kan samenvoeging van beide schalen overwogen worden (cf. Sanderman en Ormel, 1992). Inhoudelijk gezien hebben de items uit beide schalen namelijk betrekking op 'gevoelens tot rust brengen'. Aan de UCL-schalen blijken twee coping-dimensies ten grondslag te liggen: (1) een actieve, offensieve wijze van probleemhantering, die gedomineerd wordt door aanpakken van het probleem en door optimisme en (2) een reactieve en defensieve manier van probleemhantering die gedomineerd wordt door het vermijden en een depressief reactiepatroon. Een dergelijke indeling sluit aan bij twee van de drie dimensies van coping die Latack (1986) omschrijft als *controle* ('...both actions and cognitive reappraisals that are proactive, take-charge in tone'; p. 378) en *vluchten* ('...both actions and cognitive reappraisals that suggest an escapist, avoidance mode'; p. 378)<sup>6</sup>.

Uit analyses met betrekking tot de *construct validiteit* en de *predictieve validiteit* blijkt dat de DEP-schaal aanzienlijke overlap vertoont met neuroticisme en negatief affect, respectievelijk dat een depressieve reactiewijze het ontstaan van neurotische klachten en negatief affect bevordert. Het problematische karakter van de DEP-schaal komt ook naar voren uit andere studies waar steevast hoge correlaties met allerlei indicatoren van psychische ongezondheid worden gevonden (Schreurs et al., 1988; Sanderman en Ormel, dit nummer). Deze empirische resultaten ondersteunen eens te meer de zienswijze dat het, conceptueel gesproken, zinvoller is om depressie als het effect van een niet (geheel) geslaagde poging tot probleemhantering te zien. Recentelijk hebben Lazarus en Folkman (1991) nog eens gewezen op het veel voorkomende probleem van '... confounding of coping with outcomes' (p. 200-205). Dit probleem speelt ook de UCL parten.

Ondanks de vorenstaande kritische kanttekeningen, waaruit enkele suggesties voor verbetering kunnen worden afgeleid, is de UCL toch te beschouwen als een betrouwbaar en valide instrument dat inzicht geeft in de wijze waarop iemand omgaat met problemen. Toekomstig onderzoek zou zich met name dienen te richten op de samenhang van de UCL-schalen om aldus meer zicht te krijgen op de onderliggende coping-dimensies. Er kan dan óók een conceptuele bijdrage geleverd worden aan het wetenschappelijke debat rondom coping. Het in dit onderzoek gevonden onderscheid tussen een actief-offensieve en een reactief-defensieve wijze van probleemhantering kan daartoe een eerste aanzet bieden.

#### Correspondentieadres:

Dr. W.B. Schaufeli, Psychologisch Laboratorium Katholieke Universiteit, Postbus 9104, 6500 HE Nijmegen

#### Noten

- <sup>1</sup> De analyses met betrekking tot de factoriële validiteit zijn zowel uitgevoerd op de gegevens van de eerste als op die van de tweede afname. De uitkomsten waren nagenoeg identiek. Om ruimte te besparen worden daarom alleen de resultaten van T<sub>1</sub> in deze notitie besproken
- <sup>2</sup> Dit zijn de items 2, 15, 16, 21, 30, 31, 36, 37, 40 en 45.
- <sup>3</sup> Dit zijn de items 16, 21, 31, 40 en 45.
- <sup>4</sup> Dat zijn de items 36 en 37, die behalve op de schaal waar ze oorspronkelijk bij zijn ingedeeld (OPT), ook op de schaal PAL laden.
- <sup>5</sup> Een soortgelijke analyse met de gegevens van T<sub>2</sub> leverde een nagenoeg identiek beeld op. Op de eerste factor laadden DEP (.83) EMO (.63) en VER (.58), op de tweede factor laadden CON (.77) en OPT (.73). PAL en SOC laadden het hoogst op de tweede factor (resp. .60 en .57), maar hadden ook een substantieel lading op de eerste factor.
- <sup>6</sup> De derde copingdimensie noemt Latack (1986) *symptoommanagement* ('...strategies that manage the symptoms related to job stress', p. 178).

#### Literatuur

- Appels, A. (1975). *Screenen als methode voor preventie in de GGZ*. Lisse: Swets & Zeitlinger
- Banks, M.H., Clegg, C.W., Jackson, P.R., Kemp, N.J., Stafford, E.M., & Wall, T.D. (1980). The use of the General Health Questionnaire as an indicator of mental health in occupational studies. *Journal of Occupational Psychology*, 53, 187-194
- Bentler, P.M. & Bonett, D. G., (1980) Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bradburn, N.M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Adline.
- Cohen, F. (1991) Measurement of coping. In A. Monat & R.S. Lazarus (Eds.), *Stress and Coping: An anthology* (p. 228-244). New York: Columbia University Press.
- Donovan, A.M., Oddy, M., Pardoe, R., & Ades, A., (1986). Employment status and psychological well-being: A longitudinal study of 16-year old school-leavers. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 27, 65-76.
- Heijden, B. van der, & Schaufeli, W.B., (1991). Werk- en werkloosheid bij laag opgeleide schoolverlaters. *Gedrag & Organisme*, 4, 82-99.
- Joreskog K.G. & Sorbom, D. (1984). *LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood, instrumental variables and least squares methods*. Mooresville: Scientific Software.
- Latack, J.C. (1986). Coping with job stress: Measures and future directions of scale development. *Journal of Applied Psychology*, 71, 377-385
- Lazarus, R.S. & Laurnier, R., (1978). Stress related transactions between person and environment. In L.A. Pervis & M. Lewis (Eds.), *Perspectives in interactional psychology* (p. 287-223). New York: Plenum Press
- Lazarus, R.S. & Folkman, S. (1991). The concept of coping. In A. Monat & R.S. Lazarus (Eds.), *Stress and Coping: An anthology* (p. 183-206). New York: Columbia University Press.
- Maitland-Edwards, J., McMullen, T., Welbers, G., & Woolthuis, T., (1981). Transitions from education to working life. *Journal of Adolescence*, 4, 27-45.
- Tellegen, B. & J.A.M. Winnubst (1986). Aspecten van coping: Een analyse. *Gedrag*, 14, 48-79.
- Sanderman, R. & Ormel, J. De Utrechtse Copinglijst (UCL): validiteit en betrouwbaarheid. *Gedrag & Gezondheid*, 20, 32-37.
- Schreurs, P.J.G., Tellegen, B. & Willige, B. van der, (1984). Copinglijst. *Gedrag*, 12, 101-117.
- Schreurs, P.J.G., Willige, G. van der, Tellegen, B., & Brosschot, J.F., (1988). *De Utrechtse Coping Lijst: UCL-Handleiding*. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Warr, P.B. & Jackson, P., (1982). Self-esteem and unemployment among young workers. *Le Travail Humain*, 46, 355-366.