

Zullen door werkloosheid bedreigde leden van de middenklasse toetreden tot een vakbond? Klasse, werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap nader onderzocht.

Bram Steijn*

Steijn, B. (2000), 'Zullen door werkloosheid bedreigde leden van de middenklasse toetreden tot een vakbond? Klasse, werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap nader onderzocht'. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, vol. 16, no 2., pp. 136-146.

1 Inleiding

In loop van de jaren negentig is de belangstelling voor werkonzekerheid sterk gestegen. Deze stijgende belangstelling hangt samen met een veronderstelde toenemende onzekerheid van grote groepen werknemers (OECD 1997; Gallie et al. 1998; Sennett 1998; Jacobson & Hartley 1991). Ondanks de recente banengroei en de afname van de werkloosheid is deze belangstelling nog steeds actueel. Herstructureringen zijn immers nog steeds aan de orde van de dag, zoals bijvoorbeeld de recente aankondiging van Unilever dat in de komende vijf jaar wereldwijd 25.000 banen zullen vervallen, de aankondiging op 20 maart j.l. dat er 2700 banen bij KLM moeten verdwijnen en de poging van Philips om een lampenfabriek naar Polen te verplaatsen illustreren.

In dit artikel zijn wij vooral geïnteresseerd in de effecten van de werkonzekerheid op de bereidheid van mensen om lid te worden van een vakbond. De literatuur geeft uiteenlopende antwoorden op de vraag wat het mogelijke effect van werkonzekerheid is op deze bereidheid. In de eerste plaats geeft de klassieke studie van Van de Vall (1963) aanknopingspunten voor een antwoord. Volgens Van de Vall zijn er drie soorten motieven om toe te treden tot een vakbond, namelijk instrumentele (of individuele) motieven, collectieve (of ideologische) motieven en sociale (of traditionele) motieven. Het instrumentele motief verwijst naar de noodzaak die men ziet om lid te worden als gevolg van concrete problemen die men in de werksituatie ervaart (b.v. men wordt lid van de vakbond, omdat die steun kan bieden bij conflicten op het werk). Het collectieve motief verwijst naar ideële motieven van mensen om lid te worden, b.v. omdat men van de vakbeweging een bijdrage verwacht aan maatschappelijke verandering. Het sociale motief verwijst naar de druk die vanuit de omgeving (b.v. collega's, gezin) wordt uitgeoefend om lid te worden.

Recenter onderzoek (o.a. Klandermans 1986; De Witte 1995) steunt deze typering in drie soorten motieven, hoewel het belang van het ideologische motief beperkt lijkt. Klandermans (1986) meent dat de instrumentele en sociale motieven de belangrijkste motieven zijn om toe te treden tot een vakbond. Vlaams onderzoek ondersteunt dit. Uit een artikel van De Witte (1995) blijkt dat instrumentele motieven veruit de belangrijkste rol spelen bij de overweging om lid te worden van een vakbond, en ideologische

* Als universitair hoofddocent 'arbeid en sociale ongelijkheid' verbonden aan de opleiding Sociologie van de Erasmus Universiteit. De auteur is Wenda Doff dankbaar voor de assistentie bij de uitvoering van de empirische analyses. Hij is tevens de referenten dankbaar voor hun kritische commentaar op een eerste versie van dit artikel, dat als paper is gepresenteerd op conferenties in Leuven over werkonzekerheid (28 tot 30 januari 1999) en – in gewijzigde vorm - in Warschau over sociale stratificatie (5 tot 8 mei 1999).

motieven geen belangrijke rol spelen. Overigens blijkt (1995: 275) dat ideologische motieven wèl een belangrijke rol spelen bij participatievormen in de vakbeweging die een grotere inzet vragen, zoals de beslissing om actief lid te worden of om actie te voeren.

Onderzoek in Vlaanderen van De Witte (1988) onder jonge leden en niet-leden van vakbonden illustreert eveneens het belang van de verschillende motieven. Zo blijkt uit dit onderzoek b.v. dat de niet-leden veelal hoger geschoold zijn en werkzaam zijn als hoofdarbeider. Zij blijken de noodzaak om lid te worden van een vakbond niet zo te zien, omdat hun arbeidsmarktpositie relatief goed is (zeker ook vergeleken met de leden). Ook sociale druk speelt echter een rol van betekenis. Het bleek dat de ouders een belangrijke rol spelen door de jongeren al dan niet aan te zetten om lid te worden.

Vanuit het instrumentele motief kan men de verwachting formuleren dat werkonzekerheid tot een verhoogd vakbondslidmaatschap zal leiden. Immers, een dergelijke onzekerheid tast de positie van werknemers aan. Het gegeven dat mensen (mede) omwille van de beschermingsfunctie lid worden van een bond, zal dan vanzelf tot een grotere bereidheid leiden om lid te worden. Dit vooral omdat werknemers in een onzekere positie bescherming (en steun) van de vakbeweging zullen zoeken. De hier bovengenoemde bevindingen van De Witte geven steun aan deze verwachting.

Bestudering van onderzoek naar de effecten van werkonzekerheid leidt echter tot een minder expliciete verwachting. Weliswaar concludeert De Witte (1999) op basis van een uitgebreide literatuurstudie dat met werkonzekerheid allerlei negatieve effecten zijn verbonden zoals o.a. een lagere arbeidssatisfactie, een lager algemeen welbevinden en een geringere betrokkenheid aan de organisatie, maar tegelijkertijd blijkt uit een onderzoek van Van Vuuren (1990) dat er nauwelijks een relatie is tussen werkonzekerheid en daadwerkelijk gedrag. Uit haar studie blijkt dan ook geen relatie tussen werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap (p. 146).

In de recente discussie over werkonzekerheid, is de vraag relevant of de toenemende werkonzekerheid te onderscheiden beroepsgroepen al dan niet op een identieke manier treft. Van oudsher wordt werkonzekerheid geassocieerd met arbeidersberoepen (vergelijk Lockwood 1989: 55; Berting 1995: 290). Leden van de middenklasse zouden volgens deze literatuur b.v. veel minder vaak bedreigd worden door werkloosheid.

Dit veronderstelde verschil in werkonzekerheid ligt mede ten grondslag aan in het onderzoek naar sociale stratificatie veel gehanteerde EGP-klassenschema (vergelijk Erikson & Goldthorpe 1992; Dronkers & Ultee 1995). Goldthorpe (1995: 315) onderbouwt dit klassenschema mede met een verwijzing naar het feit dat leden van de middenklasse een 'service relationship' met hun werkgevers hebben (vandaar dat Goldthorpe spreekt over de 'service' klasse). In ruil voor het werk dat deze werknemers verrichten wordt niet alleen een salaris uitbetaald, maar verkrijgt men ook tal van voordelen in de secundaire sfeer, waaronder een grote werkonzekerheid. In tegenstelling hiermee hebben arbeiders volgens Goldthorpe veelal niet meer dan een eenvoudig arbeidscontract dat de facto eenvoudiger is te beëindigen.

Aan het EGP-klassenschema ligt dus de veronderstelling ten grondslag dat de arbeidsrelatie van handarbeiders veel vluchtiger is dan van leden van de middenklasse. Het is de vraag of bovenstaande klassieke veronderstelling nog wel houdbaar is. De afgelopen jaren wordt steeds vaker gesuggereerd dat ook leden van de middenklasse in

toenemende mate te maken hebben met werkonzekerheid, vooral als gevolg van rationalisaties en reorganisaties in het bedrijfsleven en bij de overheid. Zo wordt o.a. verondersteld dat 'verplating' van organisaties mede ten koste gaat van de positie van het middenkader (Berting 1995; Steijn, Berting & De Jong 1998) Savage (1998) heeft er daarnaast op gewezen dat overheidsbezuinigingen op het onderwijs en de gezondheidszorg vooral de positie van de daar werkzame professionele middenklasse heeft aangetast. Kortom, volgens deze auteurs is werkonzekerheid niet langer voorbehouden aan handarbeiders, maar ook aan het middenkader.

Deze suggestie treffen we niet alleen aan in de wetenschappelijke literatuur, maar ook in meer populaire media. Een goed voorbeeld hiervan is een (populair-wetenschappelijk) boek van Hirsch dat in 1987 is verschenen. Dit boek heeft de pakkende titel 'Pack your own parachute. How to survive mergers, take-overs and other corporate disasters'. In het eerste hoofdstuk van dit boek betoogt de auteur zelfs dat er een 'oorlog tegen managers' gaande is.

Op een meer indirecte wijze zien we deze thematiek ook terug in de modieuze literatuur over employability (Gaspersz & Ott 1996). Het appèl dat deze literatuur doet om de inzetbaarheid van werknemers te vergroten omdat 'de vaste baan voor het leven verleden tijd is', is immers zeker niet alleen bedoeld voor werknemers met een traditioneel arbeidersberoep.

Vanuit de thematiek die in dit artikel centraal staat, is vooral de vraag relevant hoe leden van de middenklasse op deze (veronderstelde) toegenomen werkonzekerheid zullen reageren. Zal een groter deel van de middenklasse zich wenden tot de vakbond? Men zou het verwachten indien werknemers inderdaad mede vanwege het beschermingsmotief lid worden van een vakbond. De literatuur bevat echter ook een andere suggestie.

In een recent besprekingsartikel stelt De Witte (1999) dat ten aanzien van de relatie tussen toenemende werkonzekerheid en beroepsstatus, twee verschillende hypothesen naar voren worden gebracht. Aan de ene kant zijn er volgens hem auteurs (Roskies & Louis-Guerin 1990) die veronderstellen dat werknemers met een hoge beroepsstatus (zoals managers) vanwege hun geloof in 'meritocratisch individualisme' sterk op toenemende werkonzekerheid zullen reageren. De dreiging van werkloosheid is voor hen namelijk een veel ernstiger dreiging dan voor arbeiders (die dit min of meer gewend zijn). Toegespitst op vakbondslidmaatschap, zou men dus op grond hiervan verwachten dat leden van de middenklasse in toenemende mate lid worden van vakbonden.

In de tweede hypothese die de Witte – onder verwijzing naar o.a. Schaufeli & Van Yperen (1993) – behandelt wordt juist betoogd dat werknemers met een hogere beroepsstatus minder last zullen hebben van werkonzekerheid dan werknemers met een lagere beroepsstatus, omdat zij meer mogelijkheden hebben om potentieel negatieve gevolgen van werkloosheid op te vangen. Op basis hiervan zou men dus verwachten dat leden van de middenklasse – ook bij toenemende werkonzekerheid - minder vaak lid van een vakbond zullen zijn dan arbeiders.

De Witte (1999) heeft een beperkte analyse uitgevoerd om na te gaan welk van beide hypothesen (toegespitst op de relatie tussen werkonzekerheid en psychisch welbevinden) empirisch houdbaar is. In die analyse vindt hij – in tegenstelling tot wat men op grond van beide hypothesen zou verwachten – geen interactie-effect tussen

werkonzekerheid en beroepsstatus. Gezien de beperkte opzet van deze analyse, merkt hij echter tegelijkertijd op dat nader onderzoek hiernaar geboden is.

Hierboven is in vogelvlucht de literatuur behandeld die ten grondslag ligt aan de onderzoeksvragen die in dit artikel beantwoord zullen worden. Deze vragen zijn:

- 1) Wat is de relatie tussen de klassenpositie en werkonzekerheid in Nederland? Is deze relatie in de afgelopen jaren veranderd?
- 2) Wat is het effect van de werkonzekerheid op de bereidheid van werknemers om lid te worden van een vakbond? Verschilt dit effect voor verschillende klassen?

De eerste onderzoeksvraag verwijst naar de discussie die wij in het tweede deel van deze inleiding de revue hebben laten passeren. Wij zullen bezien of er verschillen in werkonzekerheid bestaan tussen verschillende sociale klassen. Uiteraard zijn wij vooral geïnteresseerd in de vraag of deze werkonzekerheid vooral bij de ‘hogere’ sociale klassen is toegenomen. Deze tweede onderzoeksvraag sluit nauw aan bij het kernthema van dit themanummer. Indien de werkonzekerheid toeneemt, leidt dat dan onder de betrokken werknemers tot een grotere bereidheid om toe te treden tot een vakbond? En zien we wat dat betreft verschillen tussen leden van de ‘hogere’ en de ‘lagere’ sociale klassen?

De opzet van dit artikel is verder aldus. In de tweede paragraaf behandelen we de databestanden die gebruikt zijn om onze vragen te beantwoorden. Ook gaan we daarbij in op de operationalisering van de belangrijkste concepten. Met behulp van een aantal eenvoudige tabellen gaan we in de derde paragraaf in op de vraag in hoeverre in de jaren negentig in Nederland de werkonzekerheid is toegenomen. Meer nadrukkelijk zullen we vervolgens ingaan op verschillen tussen sociale klassen. De hoofdvraag – het effect van één en ander op de bereidheid van werknemers om lid van een vakbond te worden – komt dan in de vierde paragraaf aan de orde. De conclusies komen tot slot in de vijfde paragraaf.

2 Data en operationalisering

Voor het beantwoorden van de onderzoeksvragen maken we gebruik van het aanbodpanel van de OSA.¹ We beperken ons daarbij tot de jaren 1992, 1994 en 1996. Aangezien we geïnteresseerd zijn in de relatie tussen sociale klasse, werkonzekerheid en vakbondlidmaatschap beperken we de analyse tot werknemers in loondienst die meer dan 11 uur per week betaalde arbeid verrichten. Zelfstandigen – waarvan de mate van werkonzekerheid lastig is te bepalen – en niet-werkenden worden buiten beschouwing gelaten. Bij de bepaling van het feit of werknemers al dan niet werkonzeker zijn, is echter wel gebruik gemaakt van informatie of werknemers in een bepaalde periode daadwerkelijk werkloos zijn geweest. Aan de restrictie met betrekking tot de omvang van de werkweek lagen twee redenen ten grondslag. In de eerste plaats beperken we de analyse daarbij tot die respondenten die volgens de gangbare definitie tot de beroepsbevolking worden gerekend. In de tweede plaats wordt hiermee vertekening van de afhankelijke variabele vakbondslidmaatschap voorkomen. Het is immers onwaarschijnlijk dat werknemers met een zeer kleine baan (van b.v. 6 uur) vaak lid zijn van een vakbond. Deze restricties betekenen dat we ons beperken tot 2384 werknemers in 1992, 2462 werknemers in 1994 en 2632 werknemers in 1996².

De drie belangrijkste concepten in onze analyse zijn: klasse, werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap. Om de *klassenpositie* van de respondenten te bepalen maakten we gebruik van een verkorte versie van het bekende EGP-klassenschema (Erikson & Goldthorpe 1992). Op basis van de gegevens in de bestanden kenden we de respondenten allereerst een code toe binnen dit schema. Vervolgens hercodeerden we deze codes tot een driedeling: 1) de ‘service’ klasse (de EGP-klassen I en II); 2) de lagere middenklasse (EGP klasse III); 3) de arbeidersklasse (EGP klassen VI en VII). Deze driedeling sluit aan bij een suggestie van Goldthorpe zelf (1980). Wel zijn echter de zelfstandigen en de werknemers in de primaire sector (boeren en landarbeiders) buiten beschouwing gelaten. Voorts is ook de EGP-klasse V buiten beschouwing gelaten. Tot deze klasse behoren o.a. toezichthouders in de industrie (supervisoren, voorlieden, e.d.). In zijn verkort EGP-schema rekent Goldthorpe deze klasse met de kleine zelfstandigen en de ‘routine’ employees (EGP III) tot een ‘intermediaire’ klasse. Niet alleen bleek uit de voorlopige analyses dat het hier een vrij kleine groep respondenten betrof, maar bovendien bleek dat hun antwoordpatronen ingrijpend verschilden van de respondenten in de klassen III, respectievelijk V/VI. Gezien het kleine aantal respondenten in deze klasse is daarom besloten om deze groep niet in de analyse mee te nemen.

Met betrekking tot de belangrijke variabele werk(on)zekerheid zullen diverse indicatoren worden gebruikt. In dit verband is vooral de conceptualisering van Van Vuuren (1990) van belang. Volgens haar definitie van werkonzekerheid zijn er drie elementen van belang: 1) werkonzekerheid is in de eerste plaats een *subjectief* gevoel; 2) werkonzekerheid impliceert onzekerheid over de *toekomst*; 3) werkonzekerheid impliceert twijfel over de continering van *werkgelegenheid* (twijfel over mogelijk promotiekansen valt dus niet onder haar definitie van werk(on)zekerheid). Het eerste element van deze conceptualisering impliceert dat ‘objectieve’ indicatoren van werkonzekerheid niet zo van belang zijn. Werkonzekerheid heeft volgens Van Vuuren pas effecten op het handelen van mensen als zij zich ervan bewust zijn.

Daartegenover staan echter auteurs die suggereren dat de objectieve aanwezigheid van werkonzekerheid als zodanig wel degelijk van belang is (Catalano et al. 1986; Roskies et al. 1993; Gallie et al. 1998). Om hier meer zicht op te krijgen, maken wij in de analyse zowel van subjectieve als van objectieve indicatoren van werkonzekerheid gebruik.

In de analyse zullen we allereerst gebruik maken van de *subjectieve werkonzekerheid*, in dit geval de inschatting van de werknemer op het moment van het interview dat hij of zij in de komende twaalf maanden werkloos zal worden³. Deze indicator van werkonzekerheid sluit nauw aan bij de definitie die Van Vuuren hanteert. In de analyse maken wij gebruik van een dichotome variabele: ‘werkzekere’ versus ‘werkonzekere’ respondenten. Onder de laatste categorie hebben wij zowel respondenten gevat die aangaven te verwachten dat zij het komende jaar werkloos zullen worden als degenen die het antwoord ‘weet niet’ gaven.⁴ In de analyse zullen we voor ieder surveyjaar het percentage subjectief werkonzekere werknemers in de beschouwing betrekken. Ongelukkigerwijs impliceert de gehanteerde vraagstelling dat slechts een gering percentage van de werknemers zichzelf als onzeker beschouwd (zie paragraaf 3). Dit betekent dat we in de analyse te maken hebben met een scheef verdeelde variabele.

Onze tweede indicator van werkonzekerheid is *objectief* van aard. In de tweejaarlijkse OSA-surveys wordt niet alleen aan de respondenten gevraagd of ze op het moment van de enquête werkloos zijn, er wordt ook gevraagd of ze dat op enig moment

in de periode tussen de enquête van twee jaar eerder en de huidige enquête zijn geweest. Op basis van deze informatie hebben we voor iedere respondent vastgesteld of hij of zij in de periodes, 1990-1992, 1992-1994 en 1994-1996 op enig moment *feitelijk* werkloos is geweest⁵. Deze variabelen zijn vervolgens gedichotomiseerd, waarbij werknemers die in de betreffende periode werkloos zijn geweest (score 1) worden onderscheiden van degenen die dat niet zijn geweest. In het vervolg worden deze variabelen op twee manieren in de analyse betrokken. In de analyse waarbij we de verschillen in werkzekerheid tussen de klassen bezien, wordt bekeken welk percentage van de respondenten behorend tot een bepaalde klasse in de twee jaar *volgend op* het interview feitelijk tenminste één keer werkloos is geworden. We zijn dan immers geïnteresseerd in de vraag of leden van de ene klasse een grotere kans hebben om werkloos *te worden* dan leden van een andere klasse. In de analyse waarin we de effecten van werkzekerheid op de bereidheid om toe te treden tot een vakbond nader analyseren, nemen we echter een variabele op die aangeeft of men in de twee jaar *voorafgaand* aan het interview werkloos is geworden. Hier zijn we immers geïnteresseerd in de effecten van feitelijk ondervonden werkloosheid op de bereidheid om lid te worden van een vakbond.

Onze derde indicator is ook objectief van aard. Deze indicator is echter meer indirect van karakter. Onze veronderstelling is dat banen met een flexibel arbeidscontract over het algemeen minder werkzekerheid bieden dan vaste banen. Werknemers met een flexibele baan zullen ten tijde van economische tegenslag immers sneller ontslagen worden, en derhalve zal hun kans op werkloosheid groter zijn (vergelijk o.a. Steijn 1999). Vandaar dat wij in de analyse het hebben van een flexibele baan als een objectieve indicator van werkzekerheid opvatten. Onder flexibele banen verstaan wij tijdelijke banen zonder uitzicht op vast werk, banen via een uitzendbureau en oproepkrachten⁶.

Tot zover de variabelen die een centrale rol in onze analyse zullen spelen. In de vierde paragraaf zullen we een logistische regressie uitvoeren met vakbondslidmaatschap als afhankelijke variabele. Naast de variabelen werkzekerheid en klassenpositie zullen we daarbij nog een drietal variabelen als onafhankelijke variabelen opnemen. Dit betreft de variabelen leeftijd, geslacht en de sector (publiek of privaat) waarin men werkt. De keuze van de eerste twee variabelen – met een evidente operationalisering - ligt voor de hand. Het betreft immers variabelen die zowel samenhangen met werkzekerheid (OECD 1997) als met de bereidheid om lid te worden van een vakbond⁷. De keuze van de derde variabele (sector) is waarschijnlijk minder voor de hand liggend. Van oudsher geldt echter dat de werkzekerheid van werknemers in de publieke sector hoger is dan van werknemers in de private sector. De relatie met vakbondslidmaatschap is minder duidelijk, maar onderzoek wijst uit dat de organisatiegraad in de publieke sector vrij hoog is (Gallie et al. 1998). Deze variabele is geoperationaliseerd door werknemers die aangaven dat zij als ambtenaar bij de overheid werkzaam zijn, te coderen als werkzaam in de publieke sector en de overige werknemers te coderen als werkzaam in de private sector.

3 Klassenpositie en werkzekerheid

In deze paragraaf bezien we allereerst de ontwikkelingen met betrekking tot de werkzekerheid. is de werkzekerheid in de periode 1992-1996 toegenomen. In tabel 1 staat per indicator het percentage werknemers dat zich in de jaren 1992, 1994 en 1996 werkzeker voelt.

Tabel 1. Werkonzekerheid op drie indicatoren in de periode 1992-1996

	1992	1994	1996
percentage dat afgelopen 2 jaar werkloos is geweest	2,9%	3,3%	2,8%
percentage dat zich werkonzeker voelt	4,4%	6,5%	6,1%
percentage met flexibele baan	5,3%	7,7%	9,4%

Op basis van deze tabel zijn er twee belangrijke conclusies te trekken. Allereerst is het percentage subjectief en objectief werkonzekerere werknemers in alle jaren gering. Wat betreft de verwachting dat de werkonzekerheid in de periode 1992-1996 is gestegen, wijzen de indicatoren niet allemaal in dezelfde richting. Indien we 1992 met 1996 vergelijken, dan ligt het percentage werknemers dat in de twee jaar voorafgaand aan de enquête werkloos is geweest op een vergelijkbaar niveau. Met betrekking tot de subjectieve werkonzekerheid is sprake van een stijging, zij het dat het percentage dat zich onzeker voelt gering blijft. De relatief sterkste tendens zien we met betrekking tot het flexibiliseringsaspect van de werkonzekerheid. Dit is in lijn met ander onderzoek dat er op wijst dat er op de Nederlandse arbeidsmarkt sprake is van een toenemende flexibilisering (vergelijk o.a. Muffels et al. 1998; Remery et al. 1998).

Niettemin moet onze conclusie luiden dat er geen sprake is van een grote, toenemende werkonzekerheid onder Nederlandse werknemers. Deze conclusie wijkt wat betreft de subjectieve werkonzekerheid af van een conclusie in een recente OECD-studie (1997). Deze studie hanteert echter een andere conceptualisering van werkonzekerheid. Als werkonzeker worden in deze studie diegenen beschouwd die het *niet* in *sterke* mate eens zijn met de stelling 'Mijn baan is zeker' (OECD 1997: 130). Volgens deze operationalisering zijn dus ook degenen die het *gewoon* eens zijn met dit item werkonzeker, waardoor de OECD-studie uiteraard tot een (aanzienlijk) hoger percentage subjectief werkonzekerere werknemers komt. Mede daardoor is in deze studie de toename van werkonzekerheid duidelijker waarneembaar. Meer objectieve indicatoren duiden echter ook in deze studie niet op een toegenomen werkonzekerheid in de periode 1992 tot en met 1996.

Uiteraard neemt dit niet weg dat er wat betreft het niveau van de werkonzekerheid verschillen tussen klassen kunnen bestaan. Het is zelfs mogelijk dat er verschuivingen tussen deze klassen zijn opgetreden. Als de veronderstelling correct is dat juist de middenklasse meer dan in het verleden getroffen wordt door werkonzekerheid, dan zou men verwachten dat een eventueel bestaande samenhang tussen klassenpositie en werkonzekerheid verdwijnt of zelfs van teken verandert. In de tabellen 2 tot en met 4 bezien we daarom de relatie tussen de klassenpositie en de werkonzekerheid in de onderzochte periode.⁸

Tabel 2. Klasse en proportie werknemers die in periodes 1992-1994 en 1994-1996 werkloos zijn geworden.

	1992-1994	1994-1996
service klasse	0.024	0.030
lagere middenklasse	0.034	0.068
arbeidersklasse	0.068	0.027
totaal	0.042	0.039
eta en n	0.10 ** (1814)	0.09** (1773)

** p < .01

De data in tabel 2 laten een opmerkelijk patroon zien. In beide periodes is er een – vergelijkbaar - statistisch significant verband tussen de klassenpositie en het ondervonden hebben van een periode van werkloosheid. Opmerkelijk is echter dat in 1994 leden van de arbeidersklasse het vaakst getroffen zijn door werkloosheid, terwijl dit in 1996 geldt voor de leden van de lagere middenklasse. Het percentage arbeiders dat in de periode 1994-1996 werkloos is geworden, ligt in 1996 zelfs lager dan het percentage in de serviceklasse.

Tabel 3. Klasse en proportie werknemers met onzekere perceptie van de werkzekerheid in 1992, 1994 en 1996

	1992	1994	1996
service klasse	0.029	0.041	0.040
lagere middenklasse	0.045	0.087	0.066
arbeidersklasse	0.059	0.073	0.082
totaal	0.044	0.065	0.061
eta en n	0.06* (2342)	0.08** (2426)	0.08** (2632)

** p < 0.01 * p < 0.05

Deze verschuiving zien we in veel minder mate terug in de gepercipieerde werkonzekerheid (tabel 3). Zowel in 1992 als in 1996 voelen leden van de arbeidersklasse zich vaker onzeker dan beide andere klassen, zij het dat in 1994 leden van de lagere middenklasse zich onzekerder voelden. Werknemers in de service klassen voelen zich in alle drie de jaren het minst onzeker over hun werk.

Tabel 4. Klasse en proportie werknemers met een flexibel arbeidscontract in 1992, 1994 en 1996

	1992	1994	1996
service klasse	0.046	0.053	0.059
lagere middenklasse	0.065	0.091	0.106
arbeidersklasse	0.051	0.094	0.128
totaal	0.053	0.077	0.094
eta en n	0.04ns (2262)	0.07** (2417)	0.10** (2561)

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ns = niet significant

Ook de derde tabel bevestigt het beeld van tabel 2 niet. Integendeel, terwijl er in 1992 geen verband tussen de klassenpositie en het contracttype is, bestaat een dergelijk verband in 1996 wel. Als we beide jaren nader met elkaar vergelijken, dan zien we dat het aandeel flexibele contracten in alle drie de klassen is toegenomen. Deze toename is in de arbeiders- en lagere middenklasse echter beduidend groter dan in de serviceklasse.

Als de drie indicatoren in zijn totaliteit worden gezien, dan moet de conclusie luiden dat er nog steeds een relatie is tussen klassenpositie en werkonzekerheid. De in de inleiding uitgesproken verwachting dat name de werkonzekerheid van de middenklasse is toegenomen, wordt slechts gedeeltelijk bevestigd. Tot op zekere hoogte is dit namelijk alleen voor de lagere middenklasse het geval: de gepercipieerde werkonzekerheid van leden van deze klasse wijkt immers slechts in beperkte mate af van de arbeidersklasse. Het aandeel flexibele contracten ligt iets lager, maar in de periode 1994-1996 zijn leden van deze klasse vaker werkloos geweest dan leden van de arbeidersklasse. Voor leden van de serviceklasse ligt dit anders. Weliswaar blijkt bij vergelijking van de jaren 1992 en 1996 dat op alle indicatoren de werkzekerheid van deze klasse iets is afgenomen, maar het niveau van deze werkonzekerheid ligt lager dan van de lagere middenklasse en – met uitzondering van de werkloosheidsindicator – ook lager dan van de arbeidersklasse. Al met al vormt dit geen bevestiging voor de verwachting dat juist de hogere middenklasse te maken heeft met een toenemende werkonzekerheid.

Gallie et al. (1998: 142-143) komen tot overeenkomstige bevindingen. Zij constateren dat de subjectieve werkonzekerheid van leden van de ‘hogere’ middenklasse in de jaren negentig in Engeland is toegenomen, en nauwelijks lager ligt dan van de arbeidersklasse (op dit punt wijken zijn resultaten dus af van de onze). Tegelijkertijd is volgens hen geen sprake van een trend waarbij ‘professionals en managers’ vaker werkloos worden dan in het verleden. Het feit dat dit in de publieke opinie wel als zodanig wordt beleefd, verklaren zij uit het feit dat het aantal professionals en managers is toegenomen. Deze absolute toename heeft ook geleid tot een hoger absoluut aantal werkloze professionals en managers. Dit hogere aantal sterkt mensen in de (foutieve) veronderstelling dat ook de relatieve kans op werkloosheid voor deze groep is toegenomen.

4 Klasse, werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap

Wat betekent dit alles nu voor de kans dat iemand lid wordt van een vakbond? Hoewel de werkonzekerheid volgens onze indicatoren nauwelijks is toegenomen, kan er niettemin sprake zijn van een effect op dit lidmaatschap.

Om na te gaan of hiervan sprake is, worden in de volgende tabel de resultaten van een logistische regressie-analyse gepresenteerd. In deze analyse is het al of niet lid zijn van een vakbond (score 1 = lid) voor elk van de drie onderzoeksjaren gerelateerd aan een aantal onafhankelijke variabelen. Dit zijn respectievelijk (vergelijk paragraaf 2): leeftijd, geslacht, economische sector, de drie indicatoren van werkonzekerheid⁹ en klasse (opgenomen als twee dummy variabelen, respectievelijk een dummy voor de ‘arbeidersklasse’ en voor de ‘serviceklasse’). De analyse is in twee stappen uitgevoerd. Eerst is een analyse gedaan met alleen de hoofdeffecten. Vervolgens is er een tweede analyse uitgevoerd, waarbij er ook interactie-effecten voor de drie indicatoren van werkonzekerheid en de twee dummies voor de klassenpositie zijn opgenomen. Het doel

van deze laatste exercitie is om na te gaan of de inleiding geopperde veronderstelling dat leden van de middenklasse op een andere manier op werkonzekerheid reageren dan leden van de arbeidersklasse juist is. Tabel 6 geeft de resultaten van de verschillende analyses.

Tabel 6. resultaten logistische regressie analyse met vakbondslidmaatschap als afhankelijke variabele voor de jaren 1992, 1994 en 1996

	1992		1994		1996	
	1 st stap	2 nd stap	1 st stap	2 nd stap	1 st stap	2 nd stap
sexe (1 = vrouw)	.42**	.42**	.47**	.47**	.50**	.50**
leeftijd	1.03**	1.03**	1.02**	1.02**	1.03**	1.03**
klasse (ref: lagere middenklasse)						
arbeidersklasse (1= ja)	1.96**	1.91**	1.64**	1.65**	1.63**	1.54**
service klasse (1=ja)	1.52**	1.50**	1.41**	1.37*	ns	ns
werkloos geweest? (1=ja)	ns	ns	ns	ns	ns	ns
subjectief werkonzeker (1=ja)	ns	ns	ns	ns	1.61*	ns
flexibele baan (1= ja)	.37*	ns	.28**	.28*	.41**	.36**
economische sector (1 = publiek)	2.00**	2.00**	1.79**	1.80**	2.08*	2.09**
arb. klasse * werkloos geweest.		ns		ns		ns
arb. klasse * subjectief werkonzeker		ns		ns		ns
arb. klasse * flexibele baan		ns		ns		ns
service klasse * werkloos geweest.		ns		12.40*		ns
service klasse * subjectief werkonzeker		ns		ns		ns
service klasse * flexibele baan		ns		ns		ns
pseudo R ²	.09	.09	.08	.09	.09	.09
(n)	(2130)		(2362)		(2503)	

* p < 0.05 ** p < 0.01

Als we de resultaten over de verschillende jaren met elkaar vergelijken dan valt op dat deze resultaten tot op grote hoogte overeenkomstig zijn. Over het algemeen hebben niet alleen steeds dezelfde variabelen effect op het vakbondslidmaatschap, maar de hoogte van de coëfficiënten ligt steeds op een vergelijkbaar niveau.

Een eerste inhoudelijke conclusie die kan worden getrokken is dat leden van de verschillende klassen niet op een uiteenlopende manier op werkonzekerheid reageren. Op één uitzondering (in 1994) na, zijn alle effecten van de interactietermen in de tweede stap van de analyse immers niet significant. Dit betekent dat wij evenals De Witte (1999) geen steun vinden voor de in de inleiding genoemde hypothesen van respectievelijk Roskies & Louis-Guerin (1990) en Schaufeli (1992). Het feit dat deze tweede stap in de analyses nauwelijks tot nieuwe significante resultaten leidt, betekent dat wij ons in het vervolg van deze paragraaf zullen beperken tot de resultaten in de eerste analysestap.

Een tweede conclusie die kan worden getrokken is dat werkonzekerheid niet of nauwelijks leidt tot een hogere bereidheid om toe te treden tot een vakbond. Dit is overeenkomstig met de eerder geciteerde bevinding van Van Vuuren (1990). We zien dat de variabele die aangeeft dat men in de tweejarige periode voorafgaand aan het onderzoek werkloos is geweest in géén der onderzoeksjaren significant samenhangt met het vakbondslidmaatschap. Wat betreft de gepercipieerde werkonzekerheid is er in 1996 wel een effect. Werknemers die zich in sterkere mate werkonzeker voelen, zijn – althans in dat jaar - vaker lid van een vakbond dan anderen. Toekomstig onderzoek moet

uitwijzen of 1996 wat het effect van deze variabele een begin van een nieuwe trend is, dan wel een statistische toevalstreffer.

Wat betreft de derde indicator van werkonzekerheid, het contracttype, kan worden geconcludeerd dat werknemers met een flexibel contract *minder* vaak lid zijn van vakbond dan werknemers met een vast contract. Deze bevinding is echter niet zo verrassend (het betreft immers werknemers op het secundaire segment van de arbeidsmarkt) en is overeenkomstig met de bevindingen van Gallie et al. voor Engeland (1998: 104).

Wat betreft de klassenpositie valt op dat in de jaren 1992 en 1994 zowel de leden van de arbeiders- als de serviceklasse vaker lid zijn van een vakbond dan de referentieklassen. De facto betekent dit de leden van de lagere middenklasse minder vaak lid zijn van een vakbond dan de leden van beide andere klassen. In 1996 verdwijnt het significante effect van de serviceklasse. Al met al duiden deze resultaten erop dat vakbondslidmaatschap niet voorbehouden is aan leden van de arbeidersklasse. Met name leden van de 'hogere' middenklasse (=de serviceklasse) zijn opmerkelijk vaak lid van een vakbond. Dit kan het best worden geïllustreerd door de cijfers van een bivariate analyse: in 1996 was 36% van de respondenten behorend tot de arbeidersklasse lid van een vakbond tegen 35% van de serviceklasse. Onder de respondenten uit de lagere middenklasse bedroeg het percentage slechts 24%.

Wat betreft de variabelen leeftijd, geslacht en economische sector leidt de analyse niet tot schokkende resultaten: ouderen, vrouwen en werknemers in de publieke sector zijn vaker lid van een vakbond dan jongeren, mannen en werknemers in de private sector.

5 Conclusies

Als we de bevindingen van de voorgaande paragrafen op een rijtje zetten, dan ontstaat het volgende beeld:

1. De gehanteerde indicatoren duiden niet op grootschalige werkonzekerheid in Nederland in het begin van de jaren negentig. De gevonden percentages 'werkonzeker' duiden eerder op een grote mate van werkzekerheid. Dit ondanks het feit dat met name in het begin van de jaren negentig sprake was van een relatief grote werkloosheid (in 1994 gemiddeld 486.000) en herstructureringen en reorganisaties aan de orde van de dag waren. Overigens moet wel worden bedacht dat de gehanteerde vraagstelling (waarin conform Van Vuuren werkonzekerheid direct is gerelateerd aan werkloosheid) hierin een rol speelt. De OECD komt immers met een ruimere conceptualisering tot een hogere mate van werkonzekerheid (vergelijk paragraaf 3).
2. De gegevens van twee van de gehanteerde indicatoren duiden op een bescheiden toename van de werkonzekerheid. Dit is het meest zichtbaar in de toename van het aantal flexibele contracten. Ook de gepercipieerde werkonzekerheid is echter (iets) toegenomen.
3. De veronderstelling die ten grondslag ligt aan het EGP-klassenmodel dat de werkzekerheid van arbeiders sterk afwijkt van leden van de middenklasse wordt niet bevestigd. Ook leden van de arbeidersklasse scoren over het algemeen 'hoog' op de drie indicatoren van werkzekerheid. Gegeven het belang in Nederland van CAO-bepalingen, de structuur van de sociale zekerheid en het belang van interne markten – ook in de industrie, is deze conclusie overigens niet verrassend.

4. De verwachting dat de samenhang tussen klassenpositie en werkonzekerheid aan het afnemen is, omdat juist leden van de serviceklasse met een toenemende werkonzekerheid te maken krijgen, wordt niet bevestigd. Deze samenhang neemt zelfs eerder toe dan af. De werkzekerheid van leden van de serviceklasse ligt – met uitzondering van feitelijk ondervonden werkloosheid – op een hoger peil dan van leden van de arbeidersklasse. Er zijn echter wel indicaties dat de werkzekerheid van de leden van de lagere middenklasse tot op grote hoogte overeenkomstig is aan de arbeidersklasse.
5. De bevindingen ondersteunen vooralsnog op hoofdlijnen de studie van Van Vuuren (1990) waarin werd gesteld dat er geen relatie is tussen werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap en dat wat betreft mogelijke effecten van werkonzekerheid slechts subjectieve indicatoren van belang zijn. De bevinding dat in 1996 werknemers die zich werkonzeker voelen vaker lid zijn van een vakbond ondersteunt met name dit tweede punt. Als deze bevinding geen statistische toevalstreffer blijkt, maar in toekomstig onderzoek voor andere jaren wordt bevestigd, dan moet het eerste deel van deze conclusie echter worden herzien. Er is dan immers wel een relatie tussen (subjectieve) werkonzekerheid en vakbondslidmaatschap. Eén en ander betekent niet dat werkzekerheid geen deel uitmaakt van het door Van de Val genoemde instrumentele motief om toe te treden tot een vakbond. Een in nader onderzoek te toetsen hypothese is dat werknemers waarschijnlijk meer indirecte motieven hanteren bij hun beslissing om lid te worden van een vakbond (b.v. “ik word weliswaar niet met werkloosheid bedreigd, maar je weet in de toekomst nooit”), dan directe (“ik word lid, want ik word zeer waarschijnlijk over een paar maanden ontslagen”).
6. In tegenstellingen tot wat in de literatuur wordt gesuggereerd, reageren leden van de ‘hogere’ middenklasse niet op een andere manier op werkonzekerheid dan leden van de arbeidersklasse. Deze bevinding is conform een studie van De Witte (1999). Het is wel opvallend dat het vakbondslidmaatschap onder leden van de serviceklasse zich op een vergelijkbaar peil bevindt dan dat van leden van de arbeidersklasse. Nader onderzoek hiernaar, en naar de vraag waarom het lidmaatschap juist onder leden van de lagere middenklasse substantieel lager ligt, is zeker relevant.

¹ De Organisatie van Strategisch Arbeidsmarktonderzoek neemt sinds 1985/86 iedere twee jaar een survey af onder ongeveer 4000 respondenten.

² De restricties waren in feite nog iets restrictiever. De facto hebben we ons beperkt tot respondenten die we een score in de klassenindeling konden toekennen. Respondenten waarvan onvoldoende informatie over het beroep aanwezig was, zijn daarom ook buiten beschouwing gelaten.

³ De exacte beantwoording van deze vraag was: ‘Denkt u dat u de komende 12 maanden werk zult houden, werkloos zult worden, of zult u zelf ophouden met werken?’. Werknemers die aangeven zelf te zullen ophouden zijn niet in de analyse meegenomen.

⁴ Wat die laatste groep betreft: werknemers die aangeven niet te weten of zij in de komende 12 maanden hun werk zullen houden of werkloos zullen worden, zijn naar onze overtuiging bijna per definitie (!) onzeker over hun werk volgens de door Van Vuuren gehanteerde definitie.

⁵ Het is moeilijk aan te geven hoe representatief deze gegevens voor de Nederlandse werknemers in zijn totaliteit zijn. Het betreft hier werknemers die zowel in 1990 als in 1992 deel uitmaken van het OSA-panel. Selectieve paneluitval kan de representativiteit van de gegevens uiteraard beïnvloeden.

⁶ In 1996 hanteert de OSA ook de antwoordcategorieën ‘gedetacheerd’ en ‘uitgeleend’. Dit soort banen zijn ook op te vatten als flexibel. Aangezien deze antwoordcategorieën in 1992 en 1994 niet in de vragenlijst waren opgenomen, is echter besloten deze respondenten niet in de analyse mee te nemen.

⁷ Vergelijk De Witte 1988 voor het effect van leeftijd, en Gallie et al. (1998) voor het effect van geslacht.

⁸ Zoals in de operationalisering van deze variabele is aangegeven vermelden we hier het percentage werknemers in een bepaalde klasse dat in de twee jaar volgend op het interview werkloos is geworden. Aangezien ons onbekend is of de werknemers in de periode 1996-1998 werkloos zijn geworden heeft de tabel slechts twee meetmomenten, namelijk uitgaande van de klassenpositie in 1992 en 1994.

⁹ Zoals aangegeven in de operationalisering van de variabele ‘werkloos geweest’ bezien we hier het effect op de werkzekerheid van de feitelijk omstandigheid of men al dan niet in de twee jaar *voorafgaand* aan het interview werkloos is geweest.

literatuur

Berting, J. (1995), ‘Het kwetsbare maatschappelijke midden’ (afscheidscollage), in: J. Berting, *De toekomst is altijd anders. Bijdragen aan de Sociologie*, Amsterdam: Boom (277-303).

Catalano, R. et al. (1986), ‘Labor Markets and Help-seeking: A test of the Employment Security Hypothesis’, *Journal of Health and Social Behavior* 27 (287-297).

Dronkers, J. & W.C. Ultee (1995), *Verschuivende Ongelijkheid. Sociale Gelaagdheid en mobiliteit*, Assen: Van Gorcum.

De Witte, H. (1988), ‘Waarom worden jongeren lid van een vakbond?’, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken* 4 (3) (18-33).

De Witte, H. (1995), ‘Worden vakbondsleden (nog) bewogen door ideologie?’, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken* 11 (3) (261-279).

De Witte, H. (1999), Job insecurity and psychological well-being: review of the literature and some unresolved issues, *European Journal of Work and Organizational Psychology*. 8 (2) (155-177).

Erikson, R. & J.H. Goldthorpe (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon.

Gallie, D. et al. (1998), *Restructuring the employment relationship*, Oxford: Clarendon press.

Gaspersz, J. & M. Ott (1996) *Management van Employability. Nieuwe kansen in arbeidsrelaties*, Assen: Van Gorcum.

Goldthorpe, J. (1995), ‘The service class revisited’, in: T. Butler & M. Savage (eds) *Social Class and the Middle Class*, London: UCL Press (313-344).

Hirsch, P. (1987), *Pack your own parachute. How to survive mergers, takeovers and other corporate disasters*, Reading: Addison-Wesley.

Jacobson, D. & J. Hartley (1991), ‘Mapping the context’, in: Hartley, J. et al, *Job insecurity. Coping with jobs at risk*, London: Sage (1-22).

Kunnen, R. (1997), *Trendrapport aanbod van arbeid*, OSA-rapport no 25, s’Gravenhage: SDU.

Klandermans, B., (1986), ‘Participatie in de vakbond. Overzicht van theorie en onderzoek’, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken* 2 (4) (14-29).

Lockwood, D. (1989), *The Blackcoated Worker. A study in class consciousness*, Oxford: Clarendon Press (second edition).

Muffels, R., R. Dekker & E. Stancanelli (1999), ‘Een flexibele baan: opstap naar een vaste baan of eindstation?’, *Sociale Wetenschappen*. 42 (2) (43-65).

OECD (1997), Is Job insecurity on the increase in OECD countries?, in: *OECD Employment Outlook* (July) (129-159).

Remery, C., J. van Stigt, A. van Doorne-Huiskes & J. Schippers (1998), ‘Flexibele arbeidscontracten: gevolgen voor loopbaan en inkomenspositie. Een overzicht van de gevolgen tussen 1986 en 1996, in: *Sociale Wetenschappen* 42 (2) (66-89).

Roskies E. & Louis-Guerin, C. (1990), ‘Job insecurity in managers: antecedents and consequences’, *Journal of organizational behavior* 11 (345-359).

Roskies, E. et al. (1993), ‘Coping with job insecurity: how does personality make a difference’, in: *Journal of Organisational Behavior* 14 (617-630).

Savage, M. (1998), ‘Social Exclusion and Inclusion within the British middle classes, 1980-1995’, in: Steijn, B., J. Berting & M. J. de Jong (1998) *Economic Restructuring and the Growing Uncertainty of the*

Middle Class, Dordrecht: Kluwer (25-43).

Steijn, B. (1999), 'De arbeidsmarktpositie van flexibele werknemers: bewijs van een gesegmenteerde arbeidsmarkt?', *Sociale Wetenschappen*. 42 (2) (90-105).

Schaufeli W. & N. van Yperen (1993) 'Success and failure on the labour market', *Journal of organizational behavior* 14 (559-572).

Sennet, R. (1998), *The corrosion of character. The personal consequences of work in the new capitalism*, New York, 1998.

Steijn, B., J. Berting & M.J. de Jong (1998), *Economic Restructuring and the Growing Uncertainty of the Middle Class*, Dordrecht: Kluwer.

Vall, M. van de (1963), *De vakbeweging in een welvaartstaat*, Meppel: Boom.

Vuuren, T. van (1990), *Met ontslag bedreigd. Werknemers in onzekerheid over hun arbeidsplaats bij veranderingen in de organisatie*, Amsterdam: VU.

**Will members of the middle class threatened by unemployment join a union?
An exploration of the relationship between class, job insecurity and union membership.**

Bram Steijn

It is widely believed that job insecurity in industrial societies is on the increase. In particular, several studies have argued that the job insecurity of the (higher) middle class has substantially risen in the eighties and nineties. In this article the question whether or not this is true is investigated. The effect of job insecurity on union membership is also looked at. To answer the research questions we use survey data of 1992, 1994, and 1996. We only use data about workers in paid employment working at least 11 hours a week.

The job insecurity of the workers is measured with three indicators: 1) actual unemployment; 2) perceived job insecurity; 3) numerical flexibility. According to these indicators job security in the Netherlands is still substantially high. However, especially the perceived insecurity and the numerical flexibility have slightly risen in the 1992-1996 period. Contrary to our expectations, job security of the higher middle class is still relatively high compared to the working class. However, our data also show that the job (in)security of the lower middle class seems to be converging with the working class.

Our findings show that job insecurity has only minor – and mostly statistically insignificant - effects on union membership. Moreover, numerically flexible workers less often join a union than workers with a more secure labour contract. However, it is important to note that with respect to union membership members of the middle class – contrary to expectations put forward in the literature – do not react differently on job insecurity than members of the working class.