

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/2066/141309>

Please be advised that this information was generated on 2022-08-23 and may be subject to change.

Uitgeverij:

(red.) H. D. Flap & W. A. Aerts

De flexibele arbeidsmarkt, theorie en praktijk

Deventer, Van Nostrand Slaterus, 1988

(Boekaflevering Mens en Maatschappij)

Werkloos zijn, werkloos blijven; werk hebben, werk houden?

Veertien westerse industrielanden vergeleken naar de mate van uitwisselingsmobiliteit tussen werk en werkloosheid voor de periode 1975-1985

W.C. Ultee, J. Dessens en W. Jansen

1. Vraagstelling

De uitdrukking 'flexibiliteit van de arbeidsmarkt' heeft betrekking op een groot aantal verschijnselen. Eén daarvan is de arbeidsmobiliteit, dat wil zeggen het wisselen van positie op de arbeidsmarkt. De veronderstelling is dat naarmate de arbeidsmobiliteit groter is, de arbeidsmarkt flexibeler is. Er kunnen grofweg drie vormen van arbeidsmobiliteit worden onderscheiden. De eerste is de toe- en uitredingsmobiliteit, of wel de stromen naar en van de arbeidsmarkt. De tweede betreft de overgangen van werkloos zijn naar werken en omgekeerd. De derde bestaat uit veranderingen van werkgever, uit stromen binnen de groep werkenden.¹ Dit artikel is een verslag van empirisch onderzoek naar de tweede vorm van mobiliteit.

In dit artikel worden twee vragen over mobiliteit van werkloosheid naar werk en van werk naar werkloosheid beantwoord. De eerste luidt of een hoger percentage werkloosheid in hedendaagse westerse industrielanden tot minder mobiliteit tussen werk en werkloosheid leidt. Deze vraag wordt beantwoord door de analyse van tabellen waarin het werken dan wel werkloos zijn van een persoon op een bepaald tijdstip is afgezet tegen het werken dan wel werkloos zijn van deze persoon drie maanden, zes maanden, één jaar en twee jaren later. Deze tabellen hebben betrekking op veertien westerse industrielanden: Australië, België, Bondsrepubliek Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierse Republiek, Italië, Japan, Nederland, Oostenrijk, Spanje, Verenigd Koninkrijk, Verenigde Staten en Zweden. De tabellen beslaan de periode tussen 1975 en 1985.

De tweede vraag is of de kans voor werklozen om werkloos te blijven toeneemt met de duur van de werkloosheid, en of voor mensen die al lang werk hebben de kans op behoud van werk groter is dan voor hen die dat pas kort hebben. Deze vraag wordt niet beantwoord door de arbeidsmarktpositie van

kort- en langdurig werklozen en werkenden rechtstreeks met elkaar te vergelijken. Voor Australië, Frankrijk, Nederland en de Verenigde Staten zullen we deze vraag beantwoorden door de mobiliteit in tabellen voor langere perioden (zes maanden, één jaar, twee jaren) te vergelijken met de mobiliteit in bijbehorende driemaandstabellen. Wanneer het antwoord op de tweede vraag in dit artikel bevestigend is, is de arbeidsmarkt wel heel inflexibel.

De opbouw van dit artikel is als volgt. In par. 2 worden de twee vragen van dit artikel geplaatst in de discussie over het ontstaan van een nieuwe sociale scheidslijn in hedendaagse westerse industrielanden a.g.v. hoge werkloosheidspercentages. Par. 3 betreft een beschrijving van de data. Par. 4 bevat de hypothesen en de analyse ter beantwoording van de eerste vraag, en par. 5 de analyse ter beantwoording van de tweede vraag. Par. 6 bespreekt in het licht van de resultaten uit par. 4 en 5 de houdbaarheid van de stelling dat het onderscheid tussen werk en werkloosheid in een aantal hedendaagse westerse industrielanden een sociale scheidslijn aan het worden is.

2. Achtergrond

Een gangbare verklaring van de hoge werkloosheid in westerse industrielanden gedurende de afgelopen jaren is dat deze een gevolg is van inflexibiliteit op de arbeidsmarkt (OECD, 1986). Omdat er zo veel vormen van inflexibiliteit zijn, is de vraag naar de empirische houdbaarheid van deze verklaring in haar algemeenheid nauwelijks beantwoordbaar. Wat opvalt aan de talrijke empirische onderzoeken is dat veelal wordt nagegaan of een specifieke vorm van inflexibiliteit leidt tot werkloosheid. Zelden wordt onderzocht of er ook sprake is van oorzakelijkheid in tegengestelde richting. De eerste vraag van dit artikel luidde daarom in hoeverre een hogere werkloosheid in een land een geringere mobiliteit tussen werkloosheid en werk en tussen werk en werkloosheid tot gevolg heeft.

Hoewel niet vaak gesteld en nog minder empirisch beantwoord, is de vraag in hoeverre een hogere werkloosheid in een land tot minder mobiliteit tussen werk en werkloosheid leidt, wel zo belangrijk. Het antwoord op deze vraag is immers van belang voor de houdbaarheid van de vaak te beluisteren stelling dat in westerse industrielanden een nieuwe sociale scheidslijn ontstaat (Dahrendorf, 1984; 1987). Wanneer de mobiliteit tussen werk en werkloosheid beperkt is, heeft de wedijver op de markt voor banen tussen werkenden en werklozen een ongelijke uitkomst. Werkloos zijn leidt tot werkloos blijven en werk hebben tot werk houden. Tussen werkenden en werklozen loopt dan een sociale scheidslijn.

De stelling over het ontstaan van een nieuwe sociale scheidslijn in sommige westerse industrielanden is in de discussie tot nu toe vooral ondersteund met gegevens over 'blijfkansen' en 'duurafhankelijkheid'. Zo is er bijvoorbeeld op gewezen dat sinds de jaren zeventig in een groot aantal westerse industrielanden de kans van werklozen om werkloos te blijven aanzienlijk is gestegen (OECD, 1983). Daarnaast is voor een aantal landen aangetoond dat de kans voor personen die reeds langer werkloos zijn om werk te vinden kleiner is dan de kans om in die tijd aan de slag te komen voor personen die pas kort werkloos zijn (Heckman en Borjas, 1980; Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 1987, p. 50-55).

Deze bevindingen verschaffen echter geen sterke steun aan de veronderstelling van een nieuwe sociale scheidslijn. De kans van werklozen om werkloos te blijven zegt niet veel, omdat ze moet worden vergeleken met de kans van werkenden om werkloos te worden. De kans van werklozen om werkloos te blijven, is sinds de tweede helft van de jaren zeventig gestegen, maar misschien is de kans van werkenden om werkloos te worden in dezelfde mate gestegen. De eerste vraag van dit artikel betreft dan ook niet de grootte van de kans van werklozen om na verloop van bepaalde tijd te werken, maar naar de uitwisselingsmobiliteit: leidt een hogere werkloosheid in een land tot minder mobiliteit van werken naar werkloosheid en van werkloosheid naar werk? Wanneer het antwoord op die vraag bevestigend is, kan het bestaan van een sociale scheidslijn tussen werkenden en werklozen beter staande worden gehouden.

Net zoals de kans voor werklozen om werk te vinden, vergeleken moet worden met de kans voor werkenden om werk te behouden, zo moet de duurzaamheid voor werklozen worden vergeleken met de duurzaamheid voor werkenden. De kans van langdurig werklozen om werk te vinden is in een aantal landen dan wel kleiner dan die voor kortdurig werklozen, het is echter mogelijk dat de laatste kans gelijk is aan (of groter dan) de kans op behoud van werk voor werkenden. Daarnaast kan de kans op behoud van werk voor mensen die langere tijd werk hebben, even groot (of kleiner) zijn dan die kans voor mensen die kortere tijd werk hebben. Ten slotte kan er geen duurzaamheid voor werklozen zijn, maar wel voor werkenden.

Gezien dit laatste handelt de tweede vraag van dit artikel niet alleen over duurzaamheid bij werklozen. Ze betreft een vergelijking van de mobiliteit tussen werk en werkloosheid over langere perioden met die over kortere perioden. Als de feitelijke mobiliteit in een tabel voor een langere periode gelijk is aan die welke wordt voorspeld uit de feitelijke mobiliteit op basis van de tabellen over kortere perioden, onder de veronderstelling dat de positie van personen aan het eind van een periode alleen afhangt van de positie aan

het begin van die periode, dan is er noch voor werklozen, noch voor werkenden sprake van duurzaamheid. Is de feitelijke mobiliteit kleiner dan de voorspelde, dan is er wel sprake van duurzaamheid, voor werkenden of voor werklozen, of voor alle twee. Iemands werkzaamheid dan wel werkloosheid aan het eind van een periode hangt in dat geval niet alleen positief samen met iemands positie aan het begin van die periode, maar ook met iemands positie aan het begin van perioden daarvoor. Een bevestigend antwoord op de vraag of de feitelijke mobiliteit kleiner is dan de voorspelde mobiliteit, vormt een ander, sterker argument voor het bestaan van een sociale scheidslijn tussen werkenden en werklozen.

3. Data

Voor dit artikel zijn 1836 tabellen voor mobiliteit tussen werk en werkloosheid bij elkaar gebracht. Het doel was om voor elk van de negentien westerse industrielanden, afzonderlijk voor mannen en vrouwen, over de periode 1975-1985, telkens opeenvolgende tabellen te verkrijgen. Eén tabel voor de mobiliteit tussen twee tijdstippen die twaalf maanden uit elkaar liggen, twee bijbehorende tabellen voor de mobiliteit over een periode van zes maanden, en vier tabellen voor de mobiliteit gedurende telkens drie maanden. Voor ieder jaartal werd tevens één 24-maandstabel gezocht, die betrekking had op de periode die door twee 12-maandstabellen werd bestreken.

Om dit doel te bereiken, zijn gegevens geput uit ambtelijk-administratieve statistieken of periodieke enquêtes onder de beroepsbevolking. Hiervoor is de bibliotheek van het CBS te Voorburg geraadpleegd. Aantallen tabellen per land en per type zijn, evenals literatuurverwijzingen, op aanvraag verkrijgbaar.

Het dichtst bij het gestelde doel komen Australië, België, Frankrijk, Nederland, Spanje en het Verenigd Koninkrijk. Daarna komen de landen die in hun statistieken 'langer dan een jaar werkloos' als de uiterste categorie voor duur van werkloosheid hebben, waardoor de opstelling van 24-maandstabellen onmogelijk is: de Ierse Republiek, de Verenigde Staten en Zweden. Nog lagere aantallen tabellen zijn verkregen voor de Bondsrepubliek Duitsland, Finland, Italië, Japan en Oostenrijk. Deze landen publiceren slechts één maal per jaar gegevens over de duur van werkloosheid. Voor Canada, Nieuw-Zeeland, Noorwegen en Zwitserland zijn geen gegevens gevonden. Een gevolg van de uiteenlopende aantallen is dat de tweede vraag van dit artikel voor minder landen wordt beantwoord dan de eerste.

Voor het maken van mobiliteitstabellen met behulp van verschenen statis-

tieken zijn verschillende soorten data en bijkomende veronderstellingen nodig. Dit is het gemakkelijkst duidelijk te maken aan de hand van een voorbeeld (tabellen 1a en 1b).

Tabel 1. De vervaardiging van tabellen voor mobiliteit tussen werk en werkloosheid met behulp van verschenen data; (a) data gepubliceerd door het US Bureau of Labor Statistics, (b) zelfvrijwillig verkregen na aftrekken en optellen

| (a) | | oktober 1985 | | |
|---------|----------|--------------|----------|---------|
| | | werkend | werkloos | |
| oktober | werkend | ? | ? | ? |
| 1984 | werkloos | ? | 699 | 7,989 |
| | | ? | 7,917 | 116,346 |

116,346: aantal personen behorend tot de beroepsbevolking in oktober 1984

7,989: aantal werklozen in oktober 1984

7,917: aantal werklozen in oktober 1985

699: aantal personen dat langer dan een jaar werkloos is in oktober 1985 (duizendtallen)

| (b) | | oktober 1985 | | |
|---------|----------|--------------|----------|---------|
| | | werkend | werkloos | |
| oktober | werkend | 101,139 | 7,218 | 108,357 |
| 1984 | werkloos | 7,290 | 699 | 7,989 |
| | | 108,429 | 7,917 | 116,346 |

Om een tabel te kunnen maken voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid voor de periode oktober 1984-oktober 1985, in de Verenigde Staten, zijn om te beginnen de absolute aantallen werklozen in oktober 1984 en in oktober 1985 in de randverdelingen van tabel 1a geschreven. Voor oktober 1985 is het ook bekend hoeveel van de werklozen in die maand langer dan een jaar werkloos zijn. Dit aantal kan daarom in de cel werkloos-werkloos van tabel 1a worden geschreven. Als wordt aangenomen dat de beroepsbevolking een gesloten populatie is, is de totale N van tabel 1a bekend. Gekozen is

voor de omvang van de beroepsbevolking op het begintijdstip van de periode die door een mobiliteitstabel wordt bestreken. Met de in tabel 1a ingevulde aantallen kunnen vervolgens door aftrekken en optellen de overige cellen worden gevuld (tabel 1b). Kortweg: tabellen voor mobiliteit tussen werk en werkloosheid kunnen worden gemaakt door bestandsgegevens over de omvang van de beroepsbevolking en het aantal werklozen te verbinden met gegevens over de duur van werkloosheid. In navolging van Freiburghaus (1978, p. 148), wordt dit de 'balance sheet' methode genoemd.

De aldus geconstrueerde mobiliteitstabellen zijn benaderingen. Ten eerste is de veronderstelling van een gesloten beroepsbevolking onjuist. De vraag of 'werkloosheid' en 'buiten de beroepsbevolking' werkelijk aparte toestanden zijn, is echter met een voorzichtig 'ja' beantwoord (Flinn en Heckmann, 1983). Omdat dit voorbehoud vooral op de arbeidsmarktpositie van vrouwen betrekking heeft, is het aan te raden tabellen afzonderlijk voor mannen en voor vrouwen te maken. Dat is voor dit artikel dan ook gedaan.

Een tweede moeilijkheid heeft betrekking op het inherent dynamische karakter van een mobiliteitstabel. De vulling van iedere cel van een mobiliteitstabel dient betrekking te hebben op combinaties van al dan niet werken van een persoon aan het begin van een periode met het al dan niet werken van die persoon aan het eind van deze periode. De vulling van de cel werkloos-werkloos volgens de 'balance sheet' methode heeft echter alleen betrekking op personen die niet in de tussentijd van positie zijn veranderd. Dit betekent dat personen die aan het begin van een periode werkloos waren, in de tussentijd werk hadden en aan het eind weer werkloos waren, ten onrechte niet in de desbetreffende cel zijn opgenomen. Des te langer de periode waarop een mobiliteitstabel betrekking heeft, des te ernstiger zal dit effect zijn. Bovendien zal de grootte van het effect van land tot land en van jaar tot jaar verschillen.

Aannemelijk is wel dat het effect voor 3-maandstabellen klein zal zijn. Wanneer in een land het werkloosheidspercentage de tien nadert, zal zelfs voor 12-maandstabellen het effect gering zijn. Voor vrouwen zou het effect wel eens groter kunnen zijn dan voor mannen. Ook daarom is het gewenst mobiliteitstabellen afzonderlijk voor mannen en voor vrouwen te analyseren. In latere paragrafen zal de mobiliteit aan 'odds ratio's' worden afgemeten. Als gevolg van de hierboven besproken problematiek zal het gebruik van de 'balance sheet' methode waarschijnlijk leiden tot een onderschatting van de 'odds ratio's' en dus tot een overschatting van de mobiliteit.

4. Analyse: gevolgen van hoogte der werkloosheid voor mobiliteit

Voor de beantwoording van de eerste onderzoeksvraag van dit artikel wordt voor alle 1836 afzonderlijke mobiliteitstabellen een odds ratio berekend. Vervolgens wordt via regressie-analyse nagegaan hoe de logaritme van de odds ratio afhangt van de variabelen sekse, de duur van de periode waarop de mobiliteitstabel betrekking heeft, en het werkloosheidsniveau dat een mobiliteitstabel aan het begin van een periode te zien geeft. Door voor elk land een dummyvariabele in de analyse op te nemen kunnen eventuele verschillen tussen landen worden opgespoord. Alvorens de resultaten van deze regressie-analyse te presenteren, wordt de berekening en interpretatie van odds ratio's uitgelegd, en wordt een hypothese gegeven over differentiële effecten van sekse op de mobiliteit tussen werk en werkloosheid.

Voor personen die op het eerste tijdstip werken, wordt de kans op werken op een later tijdstip gedeeld door de kans op niet werken op een later tijdstip ('odds'). Voor personen die op het eerste tijdstip werkloos zijn wordt ook een dergelijke odds berekend. De verhouding van deze beide odds, de odds ratio, zegt iets over de ongelijkheden tussen werkenden en werklozen. Met de karakterisering van de mobiliteit tussen werk en werkloosheid via een odds ratio, wordt aangesloten bij onderzoek naar andere soorten van mobiliteit. Qua vorm komt de eerste vraag van dit artikel overeen met de binnen de sociologie vaker gestelde vraag naar de mate waarin zonen van vaders met een hoog in aanzien staand beroep ook dergelijke beroepen hebben, en zonen van vaders met een laag beroep op de onderste sporten van de maatschappelijke ladder blijven. Er zijn goede technieken voor de beantwoording van de laatste vraag (Heath, 1981; Hout, 1983; Dessens en Jansen, 1987). Die komen er op neer dat de odds ratio's in deze intergenerationele beroepsmobiliteitstabellen als uitgangspunt van verdere analyse worden genomen.

Wanneer de odds ratio de waarde één aanneemt, is er geen samenhang tussen werk dan wel werkloosheid op een eerder tijdstip en werk dan wel werkloosheid op een later tijdstip. De mobiliteit is perfect. Anders geformuleerd: de wedijver tussen werkenden en werklozen om banen heeft een gelijke uitkomst. Werk en werkloosheid worden gelijkelijk verdeeld. Naarmate de odds ratio meer boven één uitkomt, is de uitkomst van deze wedijver gunstiger voor de personen die al werk hadden dan voor de personen die reeds werkloos waren: werk hebben betekent in bepaalde mate werk houden, en werkloos zijn werkloos blijven. Tevens is er dan minder mobiliteit en zijn werk en werkloosheid ongelijker verdeeld. Het is mogelijk dat de odds ratio onder één komt: de mensen die eerst werkten, zijn dan later werkloos, terwijl

de werklozen de latere werkenden zijn. Dit mobiliteitspatroon zal praktisch niet voorkomen. Odds ratio's voor de uitwisselingsmobiliteit tussen werk en werkloosheid in Nederland zijn berekend door Ultee (1986).

Ter berekening van odds ratio's worden alle cellen van een mobiliteitstabel gebruikt. Dit is van belang, omdat gegevens over blijfkansen en duurzaamheid voor alleen werklozen onvoldoende inzicht geven in het mobiliteitsproces. Deze gegevens zijn gebaseerd op slechts enkele cellen van een mobiliteitstabel. De wijze van berekening van de odds ratio maakt tevens duidelijk dat de uitkomst enkel en alleen afhangt van de celfrequenties van een mobiliteitstabel en niet van de randverdelingen van de tabel. Dat is belangrijk, aangezien één predictorvariabele in de uit te voeren regressie-analyse, het werkloosheidsniveau, op grond van een randverdeling van een mobiliteitstabel wordt berekend. Omdat een onafhankelijke meting van criterium- en predictorvariabele gewenst is, maakt het werken met odds ratio's een dergelijke meting mogelijk.

In de regressie-analyse voorspellen we log odds ratio's. De odds ratio is een multiplicatieve maat. Door het nemen van de logaritme wordt een additieve maat verkregen. Het karakter van de laatste maat sluit beter aan bij de uit te voeren regressie-analyse, die lineair is. Bijna zonder uitzondering zijn de odds ratio's voor de 1836 mobiliteitstabellen groter dan 1. Dit duidt er op dat de uitkomst van de wedijver om banen aan het eind van een periode ongunstiger is voor personen die aan het begin van de periode reeds werkloos waren dan voor personen die toen al werkten. De enkele uitzonderingen zijn odds ratio's net onder één. Ze hebben betrekking op enkele 12-maandstabellen voor de Verenigde Staten.

De hypothese dat een hoger werkloosheidsniveau tot minder mobiliteit leidt, impliceert dat de regressiecoëfficiënt van de log odds ratio op werkloosheidspercentage positief is. Als het werkloosheidspercentage hoger is, is de odds ratio dat ook. De hypothese dat hogere werkloosheid tot minder mobiliteit tussen werk en werkloosheid leidt, is overeenkomstig aan de uit het vergelijkend onderzoek naar intergenerationele beroepsmobiliteit bekende hypothese dat een lager niveau van economische ontwikkeling in een land tot minder intergenerationele beroepsmobiliteit leidt (Lipset en Zetterberg, 1959). Daarnaast kan worden verwacht dat als de lengte van de door een mobiliteitstabel bestreken periode langer is, de odds ratio lager zal zijn. Immers, hoe langer de periode des te groter de mogelijkheden voor een persoon om een baan te vinden. Een persoon die aan het begin werk heeft, loopt een steeds groter risico om werkloos te worden. We hebben geen hypothesen over verschillen tussen landen geformuleerd; de desbetreffende regressiecoëfficiënten worden als waardevol voor beschrijvende doeleinden beschouwd.

Het effect van sekse op de odds ratio vereist een langere redenering. De hypothese luidt dat de mobiliteit voor vrouwen groter is dan die voor mannen. Op het eerste gezicht is de richting van deze hypothese uiterst onwaarschijnlijk, maar bij nadere beschouwing is dat toch niet zo. Voor de Verenigde Staten is vaak gebleken dat de odds ratio van een intergenerationele beroepsmobiliteitstabel voor negers lager is dan de odds ratio voor blanken (vgl. Fea-

Tabel 2. R^2 (a) and parameters (b) van modellen voor de log odds ratio van tabellen voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid

| a. modellen | R^2 | ndf |
|---|-------|------|
| 1. $G + W + P_2 + P_3 + P_4$ | .50 | 1830 |
| 2. $G + W + P_2 + P_3 + P_4 + L_2 t/m L_{14}$ | .90 | 1817 |

| b. parameters | model 2 |
|--------------------------------|---------|
| G | 0.3 |
| W | 2.4 |
| P_2 | -1.2 |
| P_3 | -2.3 |
| P_4 | -3.4 |
| L_2 België | 2.5 |
| L_3 Bondsrepubliek Duitsland | 0.8 |
| L_4 Finland | 0.8 |
| L_5 Frankrijk | 0.6 |
| L_6 Ierse Republiek | 0.2 |
| L_7 Italië | 0.8 |
| L_8 Japan | 1.2 |
| L_9 Nederland | 1.3 |
| L_{10} Oostenrijk | 0.4 |
| L_{11} Spanje | 1.3 |
| L_{12} Verenigd Koninkrijk | 0.6 |
| L_{13} Verenigde Staten | -1.5 |
| L_{14} Zweden | 0.5 |
| constante | 2.8 |

alle parameters zijn significant

betekenis der afkortingen:

G = sekse (1 = vrouw, 2 = man)

L_2 tot L_{14} = dummies voor landen, met Australië als referentie

P_2, P_3, P_4 = lengte van de periode welke door een mobiliteitstabel wordt bestreken als dummies: resp. 6, 12 en 24 maanden, met 3-maandstabel als referentie

W = werkloosheidspercentage aan het begin van de periode welke wordt bestreken door een mobiliteitstabel

therman en Hauser, 1978, p. 91, table 3.15 met 326: table 6.5). Hoe kan dat: meer mobiliteit bij negers, terwijl talloze andere bevindingen op hun achterstelling wijzen? De achterstelling van de negers betekent dat niet alleen voor negers uit lagere klassen de kans op sociale stijging kleiner is dan voor blanken uit lagere klassen, maar ook en vooral dat voor (de weinige) negers uit hogere klassen de kans op sociale daling groter is dan voor blanken uit hogere klassen. Deze twee zaken te zamen leiden tot een lagere odds ratio. Als vrouwen ten opzichte van mannen worden achtergesteld kan iets overeenkomstigs worden verwacht: werkloze vrouwen hebben een kleinere kans om aan werk te komen dan werkloze mannen, terwijl vrouwen die werk hebben een relatief grotere kans hebben om werkloos te worden dan mannen. De te toetsen hypothese is dus verenigbaar met de meer algemene hypothese dat in westerse industrielanden vrouwen op de arbeidsmarkt ten opzichte van mannen nog altijd worden achtergesteld (Roos, 1985).

Tabel 2 bevat de resultaten van de regressie-analyse. In tabel 2a staat de mate waarin modellen passen. De toevoeging van contrasten voor verschillen tussen landen verhoogt de R^2 van .50 tot .90. Tabel 2b geeft de regressiecoëfficiënten van het best passende model. Alle coëfficiënten zijn significant. Het teken van de parameter voor werkloosheidsniveau is positief. Vasthoudend aan de eerder vermelde bevinding dat de uitkomst van de wedijver om banen aan het eind van een periode ongunstiger is voor personen die aan het begin van een periode werkloos zijn dan voor hen die dan werk hebben, betekent deze nieuwe bevinding dat, wanneer het werkloosheidspercentage hoger is, deze op zich ongunstige uitkomst nog ongunstiger is. Hiermee is de eerste vraag van dit artikel of hogere werkloosheid tot minder mobiliteit tussen werk en werkloosheid leidt, bevestigend beantwoord. De hypothese dat bij hogere werkloosheid werk ongelijker is verdeeld, wordt bevestigd. Dit betekent ook dat bij stijgende werkloosheid de arbeidsmarkt inflexibeler wordt.

Het positieve teken van de parameter voor sekse houdt in dat wedijver om banen tussen werkende en werkloze vrouwen meer gelijke uitkomsten heeft dan wedijver om banen tussen werkende en werkloze mannen. Deze bevinding kan duiden op het verschijnsel dat hierboven met betrekking tot de intergenerationele beroepsmobiliteit van negers en blanken is beschreven. In westerse industrielanden kunnen vrouwen ten opzichte van mannen op de arbeidsmarkt worden achtergesteld.

Uit de parameters voor de contrasten tussen de landen blijkt, dat niet alle verschillen tussen de in het onderzoek betrokken landen kunnen worden verklaard uit de variabelen sekse en hoogte van de werkloosheid. Grofweg kunnen de volgende groepen landen worden onderscheiden. Met een contrast

van 2.5 is België het land met een uitzonderlijk geringe mobiliteit tussen werk en werkloosheid, terwijl de Verenigde Staten met een contrast van - 1.5 uitzonderlijk hoge mobiliteit tussen werk en werkloosheid kent. De wel erg geringe mobiliteit voor België is mogelijk gedeeltelijk kunstmatig: bijzondere administratieve praktijken werken een hoog aantal langdurig werklozen in de hand (OECD, 1983, p. 53). Er is een groep van landen met een geringe mobiliteit tussen werk en werkloosheid: Japan, Nederland en Spanje. Hun contrast heeft de waarde 1.2 of 1.3. Dan is er een groep landen met een contrast rond 0.6 en daarmee een grotere mobiliteit: Finland, Frankrijk, Italië, Oostenrijk, het Verenigd Koninkrijk en Zweden. Aldus blijven Australië (dat gezien de wijze van omschrijving van contrasten in feite een contrast van 0 heeft) en de Ierse Republiek over als landen met een mobiliteit tussen die van Verenigde Staten en de groep met een grotere mobiliteit tussen werk en werkloosheid.

De parameters voor de lengte van een periode welke door een mobiliteitstabel wordt bestreken, geven aan dat als die lengte toeneemt, de uitkomsten van wedijver op de arbeidsmarkt gelijk zijn. Dit is zoals verwacht. De parameters zijn echter niet bruikbaar voor beantwoording van de tweede vraag van dit artikel. Die vraag is immers nauwkeuriger dan de met de genoemde parameters beantwoorbare vraag of de mobiliteit voor tabellen over een langere periode groter is dan die voor kortere: het gaat er bij de tweede vraag niet om of de mobiliteit groter is in tabellen voor een langere periode, maar of ze zoveel groter is als op grond van bepaalde veronderstellingen kan worden verwacht. Voor de beantwoording van de tweede vraag van dit artikel is de toepassing van een andere techniek van data-analyse vereist.

5. Analyse: een vergelijking van de mobiliteit in tabellen die kortere en langere perioden bestrijken

De tweede vraag van dit artikel luidt, of er voor werklozen en/of werkenden duurzaamheden bestaan. Deze vraagstelling wordt toegespitst tot de vraag in hoeverre de feitelijke mobiliteit tussen werk en werkloosheid voor een tabel over een langere periode kleiner is dan de mobiliteit die kan worden voorspeld op grond van de feitelijke mobiliteit voor tabellen over kortere perioden. Hierbij gaan we uit van de veronderstelling dat iemands arbeidsmarktpositie aan het eind van een periode alleen afhangt van diens positie aan het begin van die periode, en niet van diens posities uit eerdere perioden.

In het onderzoek naar intergenerationele beroepsmobiliteit is enige decen-

nia geleden getracht gegevens met behulp van Markov-modellen te beschrijven (Prais, 1955; Matras, 1960; Hodge, 1966). Deze poging is heftig bekritiseerd (Duncan, 1966). Het voornaamste argument was dat in intergenerationale beroepsmobiliteitstabellen de randverdeling van de beroepen van vaders geen historisch gegeven beroepsstructuur is. De interpretatie van celfrequenties als overgangswaarschijnlijkheden werd echter niet aangevochten. Dit bezwaar is niet van toepassing op onderzoek naar intragenerationele beroepsmobiliteit (McFarland, 1970; Duncan, Featherman en Duncan, 1972, p. 209). In het geval van intragenerationele beroepsmobiliteit – en ook van intragenerationele mobiliteit tussen werk en werkloosheid – hebben de randverdelingen bij aanvang van het mobiliteitsproces wel de interpretatie van een begintoestandsvector.

Bij Markov-modellen wordt er van uitgegaan dat de overgangswaarschijnlijkheden constant zijn over de tijd (Bartholomew, 1982, p. 30). Deze veronderstelling is aanvechtbaar, vooral als het tabellen voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid betreft. Dit blijkt ook uit de hypothese die in de vorige paragraaf werd bevestigd: de overgangswaarschijnlijkheden voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid hangen af van het werkloosheidspercentage. Voor de analyse in deze paragraaf laten we deze veronderstelling dan ook vallen. In de analyse maken we steeds gebruik van in de tijd aan elkaar grenzende mobiliteitstabellen. De matrices van overgangswaarschijnlijkheden worden met elkaar vermenigvuldigd. Hoe dat precies is zijn werk gaat en wat de hypothese dat er duurzaamheid bij werkenden dan wel werklozen bestaat voor de uitkomsten daarvan impliceert, verduidelijken we aan de hand van het volgende voorbeeld.

Veronderstel dat voor Frankrijk een tabel beschikbaar is voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid gedurende de periode oktober 1980-januari 1981, een tweede voor de mobiliteit gedurende januari 1981-april 1981, een derde voor april 1981-juli 1981, en een vierde tabel voor juli 1981-oktober 1981. Daarnaast is een tabel beschikbaar voor oktober 1980-april 1981, en een andere voor april 1981-oktober 1981. Dan is er een tabel voor de mobiliteit gedurende de periode oktober 1980-oktober 1981. Verder bestaan dergelijke tabellen ook voor de periodes tussen oktober 1981 en oktober 1982. Ten slotte is er een tabel voor de mobiliteit tussen oktober 1980 en oktober 1982.

Men kan nu de matrix van overgangswaarschijnlijkheden volgens de eerste 3-maandstabel vermenigvuldigen met die volgens de tweede 3-maandstabel, de aldus verkregen matrix weer met de overgangsmatrix volgens de derde 3-maandstabel, en de nu verkregen matrix met de matrix volgens de vierde 3-maandstabel. De na de eerste vermenigvuldiging verkregen matrix kan worden vergeleken met de eerste 6-maandsmobiliteitstabel, en de matrix

die na drie keer vermenigvuldigen ontstaat, met de 12-maandsmobiliteits-tabel. De matrix die ontstaat door vermenigvuldiging van de derde en de vierde 3-maandstabel kan worden vergeleken met de tweede 6-maandstabel. Voor een 24-maandstabel moeten zeven matrixvermenigvuldigingen worden uitgevoerd.

Bij deze vermenigvuldigingen wordt aangenomen dat de overgangswaarschijnslijkheden volgens de tweede 3-maandstabel van toepassing zijn op alle personen. Dat wil zeggen zowel op personen die aan het begin van de eerste 3-maandstabel werkloos waren als op personen die toen werkten. Overeenkomstige veronderstellingen worden gemaakt bij de andere vermenigvuldigingen. Deze veronderstellingen raken de kern van de tweede vraag van dit artikel. Als ze opgaan, leidt voor personen die op een bepaald tijdstip werkloos zijn, werkloosheid in het verleden niet tot werkloosheid in de toekomst, terwijl voor personen die op een bepaald tijdstip werk hebben, werk op een eerder tijdstip niet werk op een later tijdstip als gevolg heeft. Met andere woorden: er is dan geen sprake van duurzaamheden. De ongelijkheid in een tabel voor een langere periode is niet anders dan de ongelijkheden in een tabel voor bijbehorende kortere perioden.

Als deze veronderstellingen echter niet op blijken te gaan, wordt het mobiliteitsproces gekarakteriseerd door 'heterogeniteit in de overgangswaarschijnslijkheden' (Bartholomew, 1982, p. 33). Dan is de feitelijke ongelijkheid over een langere periode groter dan een eenvoudige cumulatie van de ongelijkheden in tabellen over kortere perioden. Iemand's arbeidsmarktpositie aan het eind van een periode, hangt dan niet alleen af van diens positie aan het begin van die periode, maar ook van diens positie aan het begin van eerdere perioden. In dat geval is er wel sprake van duurzaamheden.

In hoeverre de bij vermenigvuldiging van matrices gemaakte veronderstellingen kloppen, blijkt uit een vergelijking van de voorspelde 6-, 12- of 24-maandstabel met de feitelijke waargenomen tabel. Als de odds ratio's voor de feitelijke en de voorspelde matrices gelijk zijn, is het mobiliteitsproces homogeen. Naarmate voorspelde odds ratio's kleiner zijn dan de feitelijke, is de heterogeniteit groter. Hiermee is de hypothese toetsbaar gemaakt dat er duurzaamheden optreden in het proces van mobiliteit tussen werk en werkloosheid.

Als de heterogeniteit trendmatig is, verwachten we voor een 24-maandstabel een grotere afwijking tussen de voorspelde en de feitelijke odds ratio dan voor een 12-maandstabel, en voor een 12-maandstabel een grotere dan voor een 6-maands. Hiermee is de hypothese toetsbaar gemaakt dat naarmate werkenden en werklozen langere tijd met elkaar op de arbeidsmarkt hebben gewedijverd, de duurzaamheden groter zullen zijn.

Alvorens bovenstaande vergelijkingen worden uitgevoerd, gaan we in op enkele moeilijkheden daarbij. Er worden twee vergelijkingen gemaakt. Ten eerste wordt voor de landen, de lengtes van perioden, en voor mannen en vrouwen afzonderlijk nagegaan hoe vaak de voorspelde odds ratio kleiner is dan de feitelijk gevonden, en hoe vaak groter. Ten tweede wordt, weer afzonderlijk voor landen, lengtes van perioden en sekse, het gemiddelde van de verhoudingen van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio's berekend.

Bij de berekening van gemiddelden van ratio's worden duidelijke statistische grilligheden buiten beschouwing gelaten. Ze kunnen te wijten zijn aan veranderingen in de telregels die worden gehanteerd bij de vervaardiging van nationale statistieken en/of codeerfouten in het hier gebruikte databestand. In beide gevallen vertoont een overigens gladde tijdreeks een enkele uitzonderlijk hoge of lage waarde. Vooral voor Nederland zijn grilligheden van het eerste soort te verwachten. Tot 1977 werden personen die voor minder dan 30 uur werk zochten niet als werkloos geteld. Daarna werden tot 1983 personen die voor minder dan 25 uur een baan zochten niet als werkloos geteld. Vanaf 1983 werden personen die voor 20 uur of meer werk zochten als werkloos geteld. Deze wijziging in de telregels kan vooral gevolgen hebben gehad voor tabellen die vrouwen betreffen. Daarnaast behoeften in Nederland vanaf 1985 personen boven de 57,5 jaar zich niet meer als werkloos bij het arbeidsbureau te laten inschrijven (waardoor ze niet meer in de werkloosheidstatistiek terecht kwamen). Ook voor Frankrijk zijn grilligheden te verwachten, zij het in minder mate. Daar werden telregels in 1984 en 1986 gewijzigd. Telregels werden ook wel gewijzigd in Australië en de Verenigde Staten, maar bij de bureaus voor statistiek van die landen lijkt men meer te hebben gedaan om de gevolgen van breuken in reeksen op te vangen.

Statistische grilligheden kunnen een reden zijn waarom de verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio groter dan 1 is. Een tweede reden heeft te maken met een gebrek van de 'balance sheet' methode. Zoals eerder betoogd, wordt met deze methode het aantal personen in de cel werkloos-werkloos onderschat, hetgeen de feitelijke odds ratio kunstmatig lager maakt. Dit zou vooral kunnen optreden bij tabellen voor vrouwen en bij tabellen over een langere periode. Dit betekent dat met name die tabellen een verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio kunnen hebben die groter is dan 1. Wanneer de verhouding onder de 1 uitkomt, is ze natuurlijk nog niet zuiver. Zonder fouten zouden duurzaamheden nog groter zijn.

Tabel 3. Vergelijking van voorspelde en feitelijke odds ratio van 6-, 12- en 24-maandstabellen voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid voor Australië, Frankrijk, Nederland en de Verenigde Staten 1975-1985; tabellen voor mannen (tussen haakjes de aantallen waarop gemiddelden berusten)

| | | aantal gevallen waarin de ratio van voorspelde en feitelijke odds ratio | | gemiddelde verhouding van voorspelde t.o.v. feitelijke odds ratio voor tabellen | |
|------------------|-------------------|---|--------------|---|-------------------------------|
| | | onder één is | boven één is | zonder grilligheden | alleen vergelijkbare tabellen |
| Australië | 6-maandstabellen | 24 | 0 | .64 (24) | .63 (14) |
| | 12-maandstabellen | 10 | 0 | .43 (10) | .43 (7) |
| | 24-maandstabellen | 7 | 0 | .43 (7) | |
| Frankrijk | 6-maandstabellen | 20 | 0 | .82 (20) | |
| | 12-maandstabellen | 10 | 0 | .73 (10) | .67 (7) |
| | 24-maandstabellen | 7 | 2 | .75 (7) | |
| Nederland | 6-maandstabellen | 22 | 2 | .74 (21) | |
| | 12-maandstabellen | 11 | 1 | .60 (11) | .71 (5) |
| | 24-maandstabellen | 6 | 0 | .66 (6) | .64 (5) |
| Verenigde Staten | 6-maandstabellen | 24 | 0 | .67 (24) | |
| | 12-maandstabellen | 12 | 0 | .68 (12) | |

Tabel 3 bevat een vergelijking van de voorspelde en feitelijke odds ratio's voor tabellen die mannen betreffen. Uit deze tabel blijkt ten eerste dat in slechts enkele gevallen de feitelijke odds ratio's hoger zijn dan de voorspelde. Dit komt alleen voor bij de Franse en de Nederlandse gegevens. Nadere beschouwing leert dat dit bijna altijd gebeurt rond tijdstippen dat telregels zijn gewijzigd. Ze zijn dus als statistische grilligheden te beschouwen. Nadere beschouwing leert verder dat voor Nederland in één geval de verhouding van de odds ratio's buitensporig laag is. Deze is buiten de berekening van gemiddelden gelaten.

Ten tweede blijkt uit Tabel 3 dat voor alle landen de hypothese wordt bevestigd dat de mobiliteit tussen werk en werkloosheid met duurzaamafhankelijkheden gepaard gaat. Blijkens de één na laatste kolom, is voor alle vier de landen zowel voor 6-maands-, als voor 12- en 24-maandstabellen de gemiddelde verhouding van de voorspelde ten opzichte van de feitelijke odds ratio beduidend lager dan 1. Als wordt afgegaan op de mate waarin de verhoudingen van odds ratio's onder de 1 liggen, komen de sterkste duurzaamafhankelijkheden in Australië voor, en de geringste in Frankrijk.

Ten derde wordt de hypothese dat naarmate wedijver langer heeft geduurd, duurzaamafhankelijkheden groter zijn, in tabel 3 niet geheel bevestigd. De gegevens voor Nederland stroken het meest met deze verwachting, terwijl die voor de Verenigde Staten er het sterkst van afwijken. Voor de toetsing van deze hypothese moet de verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio's voor tabellen die een kortere periode bestrijken, worden vergeleken met die voor tabellen die op een langere periode betrekking hebben. Voor de Verenigde Staten is de gemiddelde verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio voor 12-maandstabellen hoger dan die voor 6-maandstabellen. Voor de andere drie landen is die verhouding lager. Alleen voor Nederland is, na enig polijsten, ook de gemiddelde verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio's voor 24-maandstabellen kleiner dan die voor 12-maandstabellen. Deze polijsting had plaats omdat voor Australië, Frankrijk en Nederland het aantal 24-maandstabellen beduidend lager is dan het aantal tabellen voor een kortere periode. Daarom is het van belang bij de vergelijking van ratio's die 6- en 12-maandstabellen te verwijderen, welke op een periode betrekking hebben die niet door de 24-maandstabellen wordt bestreken. Voor dit doel is de laatste kolom van tabel 3 vervaardigd. Voor Nederland is dan de gemiddelde verhouding van odds ratio's voor 24-maandstabellen kleiner dan die voor 12-maandstabellen. Voor Frankrijk en Australië wordt, zelfs na polijsten, dit resultaat niet verkregen.

Tabel 4 is overeenkomstig tabel 3, maar heeft betrekking op vrouwen. Een groot aantal feitelijke odds ratio's blijkt lager te zijn dan de voorspelde. Des te langer de periode waarop een tabel betrekking heeft, des te vaker komt de verhouding van odds ratio's boven 1 uit. Zelfs voor 6-maandstabellen zijn de voorspelde odds ratio's soms groter dan de feitelijke. Dit betekent dat voor vrouwen de gebreken aan de 'balance sheet' methode voor het opstellen van tabellen voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid groter zijn dan voor mannen. Australië is het land waar deze gebreken het minst voor lijken te komen.

Tabel 4. Vergelijking van voorspelde en feitelijke odds ratio van 6-, 12- en 24-maandstabellen voor de mobiliteit tussen werk en werkloosheid voor Australië, Frankrijk, Nederland en de Verenigde Staten 1975-1985; tabellen voor vrouwen (tussen haakjes de aantallen waarop gemiddelden berusten)

| | | aantal gevallen waarin de ratio van voorspelde en feitelijke odds ratio | | gemiddelde verhouding van voorspelde t.o.v. feitelijke odds ratio voor | |
|------------------|-------------------|---|--------------|--|-------------------------------|
| | | onder één is | boven één is | tabellen zonder grilligheden | alleen vergelijkbare tabellen |
| Australië | 6-maandstabellen | 24 | 0 | .68 (24) | .67 (14) |
| | 12-maandstabellen | 10 | 0 | .53 (10) | .43 (7) |
| | 24-maandstabellen | 7 | 0 | .81 (7) | |
| Frankrijk | 6-maandstabellen | 18 | 2 | .92 (20) | |
| | 12-maandstabellen | 6 | 4 | .97 (10) | |
| | 24-maandstabellen | 0 | 9 | 1.30 (9) | |
| Nederland | 6-maandstabellen | 17 | 7 | .91 (23) | |
| | 12-maandstabellen | 8 | 4 | .92 (12) | 1.15 (6) |
| | 24-maandstabellen | 3 | 3 | 1.12 (6) | |
| Verenigde Staten | 6-maandstabellen | 19 | 5 | .88 (24) | |
| | 12-maandstabellen | 0 | 12 | 1.64 (12) | |

Toch blijken, ondanks deze gebreken, de data voor vrouwen voor bepaalde doeleinden bruikbaar. In alle landen is het gemiddelde van de verhouding van de voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio voor 6-maandstabellen namelijk nog altijd kleiner dan 1. Dit betekent dat er ook voor vrouwen duurzaamheden optreden. Daarnaast staat vast dat er duurzaamheden optreden in Australië, Frankrijk en Nederland wanneer het om mobiliteit gedurende een 12-maandsperiode gaat. De hypothese dat het proces van mobiliteit tussen werk en werkloosheid met duurzaamheden gepaard gaat, geldt ook voor vrouwen. Afgaande op de mate waarin gemid-

delde verhoudingen onder 1 liggen, vertoont Australië de grootste duurzaamheid en de Verenigde Staten de kleinste.

De Verenigde Staten is het land waarvoor het minst de hypothese opgaat dat een langere periode van wedijver tot grotere duurzaamheid leidt. In dit land komt de gemiddelde verhouding van odds ratio's voor 12-maandstabellen het verst boven de 1 uit. Voor Australië gaat ze het best op: daar is zelfs de gemiddelde verhouding van voorspelde ten opzichte van feitelijke odds ratio's voor 24-maandstabellen nog kleiner dan 1.

Het is nu mogelijk de tweede vraag van dit artikel te beantwoorden. De uitwisselingsmobiliteit over een langere periode tussen werk en werkloosheid is kleiner dan die welke kan worden verwacht op grond van de mobiliteit gedurende kortere perioden en de veronderstelling dat iemands arbeidsmarktpositie aan het eind van een kortere periode alleen afhangt van diens positie aan het begin van die periode, en niet ook van diens positie aan het begin van eerdere kortere perioden. Hiermee is de tweede vraag van dit artikel bevestigend beantwoord. Het proces van mobiliteit tussen werk en werkloosheid vertoont duurzaamheden. In Australië, Frankrijk, Nederland en de Verenigde Staten hebben werklozen die langer werkloos zijn een kleinere kans op het vinden van een baan dan werklozen die korter werkloos zijn, terwijl werkenden die al langer werken een grotere kans op behoud van een baan hebben dan werkenden die nog niet zo lang werken. Dit geldt ongeacht het geslacht van personen. Er zijn geen sterke aanwijzingen dat landen sterk verschillen in de mate van duurzaamheid.

6. Conclusie

Onderhavig onderzoek naar mobiliteit van werk naar werkloosheid en van werkloosheid naar werk heeft drie bevindingen opgeleverd die van belang zijn voor de stelling dat het onderscheid tussen het hebben van werk en werkloos zijn zich in een aantal westerse industrielanden tot een sociale scheidslijn ontwikkelt.

Ten eerste is gebleken dat iemands kans om aan het eind van een periode werk te hebben dan wel werkloos te zijn afhangt van diens positie aan het begin van die periode: de kans van werklozen om werk te vinden is kleiner dan de kans van werkenden om werk te houden. Ten tweede werd aangetoond dat als het werkloosheidspercentage in een land hoger is, de mobiliteit tussen werk en werkloosheid kleiner is. Ten derde is het bestaan van duurzaamheden in het mobiliteitsproces aangetoond. Bij duurzaamheden hebben mensen die langer werkloos zijn, een grotere kans om werkloos te

blijven dan mensen die korter werkloos zijn, terwijl mensen die al langere tijd werk hebben een grotere kans hebben om te blijven werken dan mensen die kortere tijd werken. Elk van deze bevindingen geeft aan dat er tussen werk en werkloosheid in een bepaald opzicht een sociale scheidslijn loopt.

Een volgende vraag is of in Nederland in sterkere mate dan in andere westerse industrielanden tussen het hebben van werk en werkloos zijn een sociale scheidslijn loopt.

De bevindingen van dit artikel bevestigen de hypothese dat naarmate het werkloosheidspercentage hoger is, de mobiliteit tussen werk en werkloosheid geringer is. Het Nederlandse werkloosheidspercentage behoort tot de hoogste van de westerse industrielanden. Gezien deze twee zaken resulteert in Nederland het onderscheid tussen werk en werkloosheid in sterkere mate in een sociale scheidslijn dan in andere westerse industrielanden.

Een andere bevinding van dit artikel is dat, zelfs als rekening wordt gehouden met het hoge werkloosheidspercentage in Nederland, Nederland tot die landen behoort waar de mobiliteit tussen werk en werkloosheid beperkt is. Deze bevinding duidt er op dat het onderscheid tussen werk en werkloosheid in Nederland in sterkere mate leidt tot een sociale scheidslijn dan in andere westerse industrielanden. Het is mogelijk dat deze bevinding, indien gerepliceerd met behulp van geschoonde bestanden van de arbeidsbureaus, niet meer wordt terug gevonden. Dit lijkt echter niet aannemelijk. De gegevens van de in 1987 begonnen, doorlopende Enquête Beroepsbevolking van het CBS wijzen uit dat de arbeidsbureaus het aantal werklozen overschatten, maar ze tonen ook aan dat het aantal langdurig werklozen als percentage van alle werklozen door de arbeidsbureaus wordt onderschat (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 1988).

De bevindingen van dit artikel geven niet aan dat duurzaamheid voor Nederland in alle opzichten groter is dan in andere westerse industrielanden. In het licht van andere bevindingen van dit artikel over Nederland kan derhalve de vraag in hoeverre juist in het hedendaagse Nederland het onderscheid tussen werk en werkloosheid een sociale scheidslijn markeert, niet eenduidig worden beantwoord.

Noot

1. Het onderscheid tussen drie soorten arbeidsmobiliteit stamt uit de arbeidseconomie. Terwijl deze vormen intragenerationele mobiliteit betreffen, gaat het binnen de sociologie vooral om intergenerationele mobiliteit. Als sociologen toch intragenerationele mobiliteit bestuderen, gaat het om een type dat op het derde uit de arbeidseconomie lijkt. Het gaat dan echter niet om mobiliteit van werkgever naar werkgever, maar van een beroep met een bepaald prestige

naar een beroep met een ander prestige. Door van werkgever te veranderen, hoeft het prestige van het uitgeoefende beroep niet te veranderen. Door promotie binnen het bedrijf kan iemands beroepsprestige stijgen. Terwijl het binnen de arbeidseconomie om mobiliteit op de arbeidsmarkt gaat, gaat het binnen de sociologie om mobiliteit op de maatschappelijke ladder.