

DUUR VAN HET ZOEKEN NAAR WERK, 1985-1987

Dirk Gorter en Els Hoogteijling*

In dit artikel wordt onderzocht hoe de duur van het zoeken naar werk verdeeld is en wat de invloed is van persoons- en omgevingskenmerken op de kans een zoekperiode te beëindigen. De gegevens, die betrekking hebben op de periode 1985-1987, zijn afgeleid uit het Sociaal-economisch Panelonderzoek. Deze zijn geanalyseerd met semi-parametrische overlevingsduurmethoden. Leeftijd blijkt een zeer belangrijke verklarende variabele voor de duur van het zoeken te zijn.

1. Achtergrond en probleemstelling

In de situatie op de Nederlandse arbeidsmarkt is sinds enkele jaren een verbetering op te merken. Na een jarenlange groei van het arbeidsoverschot, begon dit vanaf het midden van de jaren tachtig weer te dalen. In 1983 telde de niet-werkzame beroepsbevolking 775 duizend personen; in 1989 was dit aantal inmiddels gedaald tot 678 duizend. Niettemin is de omvang van het arbeidsoverschot historisch gezien nog zeer hoog. Niet iedereen is er in geslaagd van de groei van de werkgelegenheid te profiteren. Een groot aantal personen zoekt nog steeds zonder succes naar werk, of heeft zich van de arbeidsmarkt afgekeerd.

De bovengenoemde aantallen geven een beperkt beeld van de ontwikkelingen op de arbeidsmarkt. Maatschappelijk maakt het een groot verschil of het arbeidsoverschot gevormd wordt door een betrekkelijk klein aantal personen die lange

* Centraal Bureau voor de Statistiek, Postbus 959, 2270 AZ Voorburg, tel: 070 - 3374917/3375487. De in dit artikel weergegeven opvattingen zijn die van de auteurs en komen niet noodzakelijk overeen met die van het CBS.

tijd werkzoekend blijven, of door een groter aantal personen die ieder slechts korte tijd zoeken naar werk. De laatste jaren is de belangstelling voor een meer dynamische analyse van de arbeidsmarkt dan ook sterk toegenomen.

Een belangrijke bijdrage aan zo'n analyse wordt geleverd door de zogeheten *job-search* theorie (zoektheorie). Volgens de zoektheorie wordt de kans op het vinden van werk gegeven door het produkt van twee factoren. De eerste betreft de kans op een aanbod van werk door een werkgever; de tweede is de kans dat de werkzoekende de aangeboden baan accepteert. De kans op een aanbod wordt zowel bepaald door omgevingskenmerken als door persoonlijke karakteristieken van de werkzoekende. De kans dat de werkzoekende een aanbod accepteert, hangt af van de hoogte van het geboden loon. Als dit loon tenminste gelijk is aan het zogenaamde reservatieloon, zal de werkzoekende het aanbod accepteren. De zoektheorie is een geschikt uitgangspunt voor een empirische analyse van uitstroomkansen en zoekduren omdat deze aanwijzingen geeft welke variabelen in een dergelijke analyse moeten worden opgenomen.

Een belangrijk persoonskenmerk is *leeftijd*. De kansen voor jongeren om werk te vinden zijn in het algemeen gunstiger dan voor ouderen. Deels valt dit te verklaren uit recente schoolervaring en grotere flexibiliteit van jongeren. Daarnaast is het van belang dat jongeren in het algemeen goedkoper zijn voor de werkgever: de lonen voor jongeren zijn aanmerkelijk lager dan die voor ouderen. Een nadeel is evenwel dat jongeren nauwelijks ervaring op de arbeidsmarkt hebben. Dit nadeel wordt echter gecompenseerd door de genoemde voordelen, zodat de variabele leeftijd naar verwachting een negatief effect zal hebben op de uitstroom.

Een ander belangrijk persoonskenmerk is de gevolgde *schoolopleiding*. Volgens de 'labor queue' theorie (Thurow, 1975) bestaat er voor de betere banen een structureel overschot van arbeid. Werkgevers moeten uit een groot aantal sollicitanten de meest geschikte kandidaat kiezen. Omdat volledige informatie ontbreekt en het verzamelen van meer informatie kostbaar is, zoeken werkgevers naar eenvoudige selectie-criteria voor de geschiktheid van sollicitanten. Opleidingsniveau is zo'n criterium.

Andere persoonskenmerken, die een rol spelen bij de kans om een werkkring te vinden zijn onder meer *geslacht*, *burgerlijke staat* en *plaats in het huishouden*.

Deze variabelen beïnvloeden niet alleen het zoekgedrag van individuen, maar kunnen volgens de redenering van de 'labor queue' theorie ook als selectie-criterium voor werkgevers gebruikt worden.

Naast persoonskenmerken spelen kenmerken van de omgeving een rol bij de kans op een werkkring. Hierbij kan men bijvoorbeeld denken aan de beschikbaarheid van banen in de omgeving van de werkzoekende. Mogelijke indicatoren hiervoor zijn beroepsspecifieke vacature-percentages of de situatie op de regionale arbeidsmarkt. In deze analyse zullen wij de variabelen *woonregio* en *urbanisatiegraad* gebruiken als indicatoren voor de beschikbaarheid van banen.

De kans dat een werkzoekende een aangeboden baan accepteert, is afhankelijk van de hoogte van het aangeboden loon in relatie tot het reservatieloon. De hoogte van het aangeboden loon is in het algemeen onbekend; in het gunstigste geval zijn gegevens bekend over het geaccepteerde loon, dat volgens de theorie altijd groter zal zijn dan het reservatieloon. In de databron die wij gebruiken, het Sociaal-Economisch Panelonderzoek, zijn enkele indicaties opgenomen voor de hoogte van het reservatieloon, namelijk het door de respondent opgegeven *reservatieloon* en de hoogte van de *werkloosheidsuitkering*. Volgens de theorie van het zoekgedrag bestaat er een positief verband tussen deze variabelen en de zoekduur. Een hogere werkloosheidsuitkering leidt naar verwachting tot een hoger reservatieloon en daarmee tot een langere zoekduur.

De vragen die wij met dit onderzoek willen beantwoorden zijn de volgende:

- Hoe is de duur van het zoeken verdeeld?
- Welke invloed hebben persoonskenmerken (leeftijd, opleiding, geslacht e.d.) en omgevingskenmerken (regio, al dan niet wonend in een grote stad) op de kans een zoekperiode te beëindigen?
- Welk effect hebben de hoogte van het reservatieloon en de hoogte van de werkloosheidsuitkering op de kans een zoekperiode af te sluiten?

De opbouw van dit artikel is als volgt. In paragraaf 2 wordt de theorie van het zoekgedrag belicht en wordt de empirische toepasbaarheid daarvan besproken. Veel van het verrichte onderzoek is gebaseerd op een herleide-vormbenadering, ook wel duuranalyse genoemd. In paragraaf 3 wordt het centrale begrip uit de duuranalyse, de hazardfunctie, toegelicht. Vervolgens wordt ingegaan op de kenmerken van een speciale klasse van duurmodellen, de zogenaamde Proportional

Hazard Models. In paragraaf 4 wordt een beschrijving gegeven van het Sociaal-economisch Panelonderzoek, waarvan wij bij onze analyse gebruik hebben gemaakt. In paragraaf 5 worden de resultaten besproken.

2. Theorie van het zoekgedrag en empirische implicaties

De centrale gedachtengang van de job search theorie, oorspronkelijk bedoeld als verklaring voor de frictiewerkloosheid, is als volgt. Personen die hun positie op de arbeidsmarkt willen verbeteren, gaan op zoek naar werk. Aan dit zoeken zijn kosten verbonden. De werkzoekende krijgt elke periode met een bepaalde kans een baan en een bijbehorend loon aangeboden. Aan het eind van een periode beslist de werkzoekende of deze de baan accepteert of doorgaat met zoeken. Deze beslissing wordt geheel bepaald door de hoogte van het aangeboden loon. Als het aangeboden loon tenminste gelijk is aan het zogenaamde reservatieloon accepteert de werkzoekende de baan, als het aangeboden loon lager is gaat deze door met zoeken.

Het volgende meer formele exposé is ontleend aan Mortensen (1986). Aangenomen wordt dat een werkzoekende risiconutraal is en geen financiële beperkingen kent. Bovendien duurt een eenmaal aangenomen baan onbeperkt. Verder wordt verondersteld dat baanaanbiedingen de werkzoekende bereiken volgens een Poissonproces met parameter μ ; dit houdt onder meer in dat per periode h gemiddeld μh aanbiedingen arriveren. Bij elke baan wordt een loon aangeboden dat beschouwd moet worden als een aselechte trekking uit een onveranderlijke en de werkzoekende bekende loonverdeling F . Laat r de rentevoet zijn, b de opbrengsten tijdens een periode van werk zoeken en c de zoekkosten in dezelfde periode, beide per tijdseenheid. De optimale strategie voor deze persoon is dan om bij een aanbod hoger dan het reservatieloon de baan te accepteren en anders verder te zoeken. Het reservatieloon w is de unieke oplossing van de vergelijking

$$\frac{\mu}{r} \int_w^{\infty} (x - w) dF(x) = c + w - b.$$

In deze vergelijking zijn de (marginale) opbrengsten en de kosten van één periode verder zoeken gelijkgesteld. De kosten bestaan uit de vaste kosten c en

de 'opportunity cost' $w - b$; dit laatste bedrag loopt men mis door een aangeboden baan niet te accepteren. De opbrengsten worden gevormd door de contante waarde van de verwachte inkomstenstijging vanwege het vinden van een baan in de volgende periode waarbij rekening wordt gehouden met de frequentie van baanaanbiedingen.

Bij de bovengenoemde veronderstellingen is het reservatieloon constant in de tijd; de kans op een baan, gegeven dat tot op dat moment nog steeds gezocht wordt, is het produkt van de kans op een aanbieding en de kans op acceptatie van de baan (aangenomen dat dit onafhankelijke processen zijn),

$$\lambda = \mu[1 - F(w)].$$

Er zijn twee soorten analyses denkbaar. Ten eerste kan de aandacht zich richten op de snelheid van het vinden van werk, dus op het produkt van bovenstaande factoren. Dit wordt een analyse in herleide vorm genoemd. Daarnaast is er de structurele aanpak, die zich richt op het reservatieloon en de afzonderlijke componenten in de kans op een baan. Duidelijk is dat hiervoor meer gegevens nodig zijn, bijvoorbeeld over aangeboden lonen. Een structurele analyse sluit beter aan bij economisch gedrag van personen: deze geeft inzicht in het mechanisme van het proces van werk zoeken, terwijl in een herleide-vormanalyse alleen de oppervlakte, namelijk het vinden van een baan, zichtbaar is.

In de herleide-vormbenadering wordt de voorwaardelijke kansdichtheid om een zoekperiode te beëindigen (de *hazard-rate*) geparametriseerd en geschat. Het belangrijkste doel van een dergelijke analyse is de invloed van bepaalde verklarende variabelen, zoals de leeftijd en de hoogte van de werkloosheidsuitkering, op de zoekduur te onderzoeken. De theorie van het zoekgedrag werd oorspronkelijk vooral toegepast in dit type duuranalyses. Belangrijke bijdragen werden geleverd door Lancaster (1979) en Nickell (1979). Later verschenen ook Nederlandse studies op dit gebied door onder anderen Kooreman en Ridder (1983), Theeuwes e.a. (1987), Van Opstal en Theeuwes (1986) en Meesters en Van de Pol (1989).

Een aanzet tot een meer structurele toepassing van de zoektheorie werd gegeven door Kiefer en Neumann (1979). Hierin wordt zowel een vergelijking voor

de verdeling van de aangeboden lonen als één voor het reservatieloon geschat. De vergelijking voor het reservatieloon vormt hierbij de toets op de zoektheorie. Werkelijke structurele-vormmodellen gebaseerd op de theorie van het zoekgedrag zijn recent geschat door Narendranathan en Nickell (1985) en door Jones (1988). In Nederland zijn structurele modellen geschat door Ridder en Gorter (1986) en Van den Berg (1990).

In ons onderzoek zullen we stromen op de arbeidsmarkt analyseren, gebruikmakend van de methode van de overlevingsduuranalyse. We hebben gekozen voor een herleide-vormbenadering, omdat dit beter aansluit bij het meeste eerder in Nederland verrichte onderzoek.

3. Begrippen uit de duuranalyse

Centraal in duuranalyses staat de voorwaardelijke kans op het vinden van werk, gegeven dat tot op dat moment geen werk gevonden is. Deze voorwaardelijke kans wordt de hazard genoemd. De algemene definitie van de hazardfunctie is

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} P(t \leq T < t+h \mid T \geq t) / h;$$

waarbij T de duurvariabele voorstelt en t de verblijfstijd.

Bij een hazardfunctie $\lambda(t)$ behoren uniek een verdelingsfunctie $F(t)$ voor de duur van het zoeken, een dichtheidsfunctie $f(t)$ en een overlevingsfunctie $S(t)$. $S(t)$ wordt hierbij gedefinieerd als $1 - F(t)$. Er geldt dat $\lambda(t) = f(t)/S(t)$. Als de overlevingsfunctie voor alle individuen gelijk is, geeft deze aan welk deel van het oorspronkelijke aantal werkzoekenden nog steeds naar werk zoekt. Aangezien bij elke overlevingsfunctie een hazardfunctie hoort en ook omgekeerd, is het analyseren van de hazardfunctie equivalent met het analyseren van de verdelingsfunctie. In duuranalyses richt men zich op de hazardfunctie omdat dit een natuurlijker interpretatie heeft.

Als de functie $\lambda(t)$ stijgend is (afgeleide > 0) spreekt men van positieve duuraafhankelijkheid: naarmate de tijd vordert, wordt de uitstroomsnelheid groter. Als de functie daalt, is sprake van negatieve duuraafhankelijkheid. Een

veel gestelde vraag in duuranalyses is of negatieve duurafhankelijkheid een rol speelt. Personen die reeds lange tijd zonder werk zijn, zouden door stigmatisering bijvoorbeeld een steeds geringere kans op een baan kunnen hebben. Anderzijds kan de theorie van het zoekgedrag een positieve duurafhankelijkheid impliceren: als de middelen van de werkzoekende uitgeput raken, zal er snel een baan gevonden moeten worden.

In het bovenstaande is de functie λ identiek verondersteld voor elk element uit de populatie, met andere woorden voor elke werkzoekende. Deze veronderstelling is niet erg realistisch. De hazard moet afhankelijk gesteld worden van achtergrondkenmerken van de werkzoekende, zoals leeftijd, opleiding en ervaring in een vorige werkkring. Hierbij moet onderscheid worden gemaakt tussen waargenomen exogenen, gerepresenteerd door een vector $\mathbf{x}$, en niet-waargenomen exogenen θ .

Met het introduceren van waargenomen en niet-waargenomen heterogeniteit stuiten we op een probleem. Als in de analyse de niet-geobserveerde heterogeniteit wordt genegeerd, kan ten onrechte tot negatieve duurafhankelijkheid worden geconcludeerd. Met andere woorden, er is een identificatieprobleem.

Dit probleem kan in zijn algemeenheid waarschijnlijk niet opgelost worden. Voor een bepaalde klasse van modellen, de zogeheten Proportional Hazard Models (PHM), is er wel een oplossing mogelijk. In het PHM model wordt de hazard-functie geschreven als $\lambda(t|\mathbf{x},\theta) = \lambda_0(t)\varphi(\mathbf{x})\psi(\theta)$. De *baseline hazard* $\lambda_0(t)$ is dan voor iedereen gelijk, elk verschil in exogene variabelen veroorzaakt een proportioneel verschil in uitstroom. Dit model is, onder bepaalde veronderstellingen, wél identificeerbaar zoals Elbers en Ridder hebben aangetoond (zie hiervoor Heckman en Singer, 1986). In het vervolg beperken we ons, vanwege de goede interpreteerbaarheid en de aansluiting bij eerder onderzoek, tot deze klasse van modellen.

Een apart schattings-technisch probleem, speciaal voor overlevingsduurmodellen, vormt de censurering. Een deel van de zoekperioden is nog niet afgelopen; de betrokken personen zoeken nog steeds naar werk. Er is dan sprake van rechtse censurering; op een tijdstip is de zoekperiode aan de rechterkant afgebroken. Ook andere vormen van censurering zijn mogelijk, bijvoorbeeld als niet bekend is wanneer de periode van zoeken begon. Er wordt dan gesproken van

linkse censurering. Door de methode van *Maximale aannemelijkheid* als schattingsmethode te hanteren, kan met censurering rekening worden gehouden.

Conclusies over duurzaamheid zijn helaas nogal gevoelig voor de keuze van de baseline hazard $\lambda_0(t)$ en de verdeling van θ (Heckman en Singer, 1986). Een zekere willekeur blijft altijd bestaan, omdat geëist wordt dat $E(\theta)$ eindig is (Ridder, 1990). Als de belangstelling met name uitgaat naar de invloed van exogenen op de kans op het vinden van werk (m.a.w. welke factoren zijn daarop van invloed en hoe sterk is die invloed), kan ook de zogeheten Partiële aannemelijkheid (Partial likelihood) worden gemaximaliseerd; zie Kiefer (1988). Hierbij wordt λ_0 ongespecificeerd gelaten (en speelt dus verder geen rol) terwijl θ afwezig wordt verondersteld. Deze klasse van modellen wordt naar de bedenker Cox genoemd; de schattingsmethode is semi-parametrisch omdat alleen de invloed van waarneembare exogenen op de duur van het zoeken wordt gemodelleerd.

4. De data

Bij ons onderzoek maken wij gebruik van gegevens uit het Sociaal-economisch Panelonderzoek. Het SEP wordt sinds april 1984 gehouden onder een steekproef van (sedert oktober 1985) 5 000 huishoudens. In april en oktober van elk jaar vinden enquêtes plaats; bij elke enquête worden dezelfde huishoudens betrokken, aangevuld met huishoudens die zijn voortgekomen uit personen die al in het panel voorkwamen zoals kinderen die uit huis gaan en een eigen huishouden vormen. Doordat in de loop van de tijd meer huishoudens afhaken (paneluitval) dan er nieuw worden gevormd, is het nodig regelmatig nieuwe huishoudens bij te werven teneinde de steekproefomvang op peil te houden. Van de in de steekproef opgenomen huishoudens worden alle personen van 16 jaar en ouder ondervraagd. Personen in inrichtingen en tehuizen zijn buiten de steekproef gehouden.

Voor het bestuderen van processen op de arbeidsmarkt biedt het SEP goede aanknopingspunten. Het onderzoek is longitudinaal en bevat van elke deelnemende persoon een volledige (subjectieve) arbeidsmarktgeschiedenis. Daarnaast worden van elk lid in een huishouden demografische achtergrondgegevens, informatie over opleiding en werkervaring en uitgebreide inkomensgegevens opgenomen. Voorts worden (voor een deel) consumptieve uitgaven waargenomen alsmede financieel-economische houdingen en verwachtingen.

In het SEP worden volledige arbeidsmarktgeschiedenissen beschreven over een periode van tenminste één jaar. Het zoeken naar werk wordt afgeleid uit de vraag naar voornaamste bezigheid. Alle personen van 16 jaar en ouder moeten over elk van de afgelopen zes kalendermaanden (12 kalendermaanden als ze voor de eerste keer ondervraagd worden) hun belangrijkste bezigheid opgeven. Tot de antwoordmogelijkheden behoren 'full-time werkend in bedrijf of beroep', 'part-time werkend in bedrijf of beroep', 'zocht voor de eerste keer werk', 'zocht werk na verlies werkkring', 'schoolgaand of studerend' en 'werkend in eigen huishouding'. Personen die als antwoord gaven 'zocht voor de eerste keer werk' of 'zocht werk na verlies werkkring' worden in ons onderzoek als werkzoekend beschouwd. De uit deze gegevens afgeleide zoekduur heeft in het algemeen alleen betrekking op het zoeken door niet-werkzame personen.

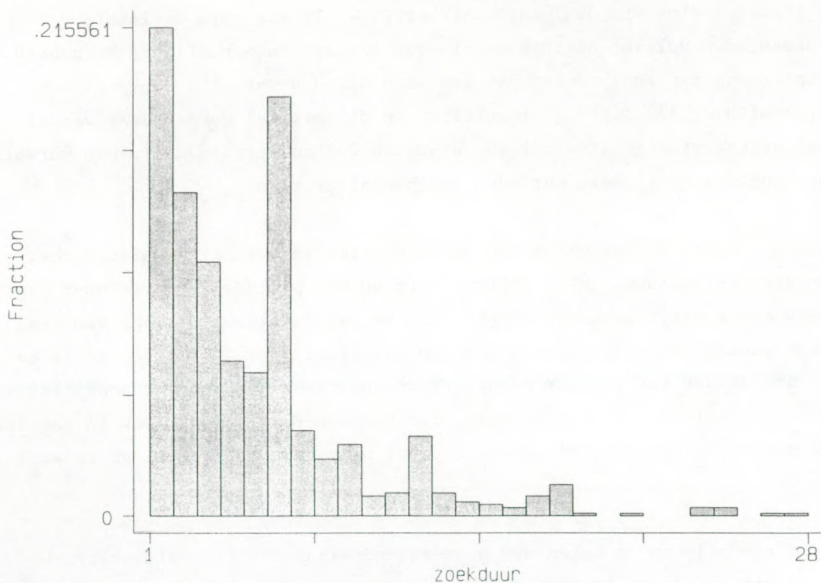
Uit de basisgegevens is een bestand geformeerd waarin zoekperioden de waarnemingseenheid vormen. Hiervoor zijn vijf golven van het SEP benut, te weten van oktober 1985 tot en met oktober 1987. Uit praktische overwegingen zijn maximaal drie zoekperioden per persoon opgenomen. Voor personen die al deelnamen aan het onderzoek worden zoekperioden vanaf april 1985 waargenomen, voor nieuwe deelnemers die vanaf oktober 1984. Tevens zijn variabelen opgenomen, die volgens de zoektheorie van invloed kunnen zijn op de arbeidsmarktposities van individuen. Het analysebestand bevat 1156 zoekperioden. Hiervan zijn er 372 links gecensureerd; in dit artikel worden deze verder buiten beschouwing gelaten. Er resteren dan 784 zoekperioden. In het vervolg wordt aangenomen dat deze perioden onafhankelijk zijn.

Figuur 1 geeft de verdeling van de duurvariabele (met al of niet rechts-gecensureerde perioden) weer. Direkt valt op dat perioden met een duur van zes maanden sterk oververtegenwoordigd zijn. Veelal valt zo'n periode van zes maanden binnen één peiling. Dit kan een validiteitsprobleem zijn, al is er zeker ook sprake van een afrondingseffect. Het bovengenoemde verschijnsel is voor het SEP al eerder gesignaleerd door Van den Berg (1990). Ook in een Italiaanse studie is dit afrondingsverschijnsel waargenomen (Torelli en Trivellato, 1989).

Het merendeel van de opgenomen achtergrondvariabelen is kwalitatief; het betreft demografische kenmerken als geslacht, burgerlijke staat en nationaliteit en karakteristieken van een eventuele eerdere werkkring zoals de

bedrijfstak en het uitgeoefende beroep. Belangrijke continue variabelen zijn geboorteaar (of leeftijd), de op jaarbasis berekende werkloosheidsuitkering en het reservatieloon. Het reservatieloon is verkregen als antwoord op de vraag: "Als we nog een keer teruggaan naar het aantal uren dat u naar verwachting in een nieuwe baan zou werken. Wat is in dat geval het minimale netto loon per maand dat men u zou moeten bieden om die nieuwe baan aan te nemen?". Het zo verkregen antwoord is herleid tot een reservatieloon per uur. Bestudering van de verdeling van deze variabele leidde tot enige twijfel over de kwaliteit ervan. Een voor respondenten lastig begrip als reservatieloon is waarschijnlijk moeilijk meetbaar met de vermelde vraag.

Figuur 1. Verdeling van de zoekduur (in maanden).



De achtergrondvariabelen die een rol spelen bij het (opnieuw) vinden van een baan zijn in sommige gevallen veranderlijk in de tijd en kunnen dus van waarde veranderen tijdens van de zoekperiode. In deze studie wordt geen rekening gehouden met deze veranderlijkheid. Wij hebben gekozen voor een vaste waarde en wel zoals gemeten in de golf waarin het zoeken begon.

5. Resultaten

Hieronder worden de resultaten gepresenteerd van het onderzoek naar de determinanten van de zoekduur. Zoals in het voorgaande is uitgelegd, maken we bij dit onderzoek gebruik van semi-parametrische methoden. Het gaat om Cox-modellen waarin $\lambda(t) = \lambda_0(t)\varphi(\mathbf{x})$, een Proportional Hazard Model waarbij λ_0 ongespecificeerd blijft. In de vector $\mathbf{x}$ worden kenmerken van de werkzoekende opgenomen die van invloed zijn op de zoekduur. Zoals gebruikelijk is, wordt $\varphi(\mathbf{x}) = \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ genomen. De parametervector $\boldsymbol{\beta}$ is geschat door maximalisatie van de Partiële aannemelijkheid. Bij het zoeken naar het meest geschikte Cox-model is gebruik gemaakt van het Aannemelijkheidsquotiënt (Likelihoodratio-toets). De schattingen zijn berekend met het grafisch-statistisch pakket STATA (CRC, 1987).

In de vector $\mathbf{x}$ worden persoonlijke karakteristieken van de werkzoekende en omgevingskenmerken opgenomen. Een deel van deze variabelen wordt in het SEP voor elke zoekperiode waargenomen, bijvoorbeeld geslacht, leeftijd en burgerlijke staat van de werkzoekende. Andere variabelen worden slechts waargenomen bij een deel van de steekproef. Vragen over zoekgedrag, reservatieloon en werkloosheidsuitkering worden uitsluitend gesteld aan personen die op het moment van enquête zoeken naar werk. Voor zoekperiodes die tussen twee enquête-tijdstippen inliggen, beschikken we dus niet over deze gegevens. We zullen bij de verdere analyse daarom twee groepen onderscheiden:

- (I) De gehele steekproef, waarin algemene achtergrondkenmerken zijn opgenomen;
- (II) Een (naar zoekduur selectieve) deelsteekproef, waarin naast de algemene kenmerken ook de werkloosheidsuitkering en het reservatieloon als verklarende variabelen zijn opgenomen.

Allereerst gaan we in op groep I. Eerst is met een Cox model voor alle

variabelen afzonderlijk het effect op de zoekduur nagegaan. Een belangrijke verklarende variabele is leeftijd. Met het toenemen van de leeftijd neemt de zoekduur toe. De zoekduren van laag- en hoogopgeleiden waren ongeveer gelijk, maar langer dan van degenen met een voortgezette opleiding. Een aantal variabelen, die volgens de literatuur van invloed zijn op de positie op de arbeidsmarkt, bleek geen invloed te hebben op de zoekduur. Zo hadden het aantal kinderen in het huishouden en het netto huishoudinkomen geen effect op de zoekduur. Deze variabelen beïnvloeden wel de participatiebeslissing, maar hebben blijkbaar geen significante invloed op de duur van het zoeken. Ook het aantal uren dat men wil werken, de reden waarom men met de vorige werkkring gestopt is en de bestemming waarheen men uitstroomt na de periode van werkzoeken, hadden geen significante invloed.

Vervolgens zijn Cox-modellen geschat met telkens leeftijd en één andere variabele als exogenen. Leeftijd bleef in alle gevallen een significante verklarende variabele. Daarna zijn variabelen toegevoegd aan het model voor zover deze de 'fit' van het model significant verbeterden. Twee modellen, waarbij de één een uitbreiding is van de ander, kunnen als volgt worden vergeleken: twee maal het verschil in de logaritme van de aannemelijkheid heeft (asymptotisch) een chi-kwadraat verdeling met het verschil in aantal exogenen als aantal vrijheidsgraden. De beschreven werkwijze kan er toe leiden dat de volgorde van opnemen van invloed is op de uiteindelijke specificatie. Bovendien zijn de in de tabellen gegeven standaardfouten een onderschatting van de werkelijke standaardfouten.

Deze procedure leidde uiteindelijk tot het Cox-model voor groep I dat is weergegeven in Tabel 1. In het bovenste gedeelte van de tabel staat enige algemene model-informatie te lezen. Het model heeft betrekking op 756 (van de 784) waarnemingen, vanwege een aantal ontbrekende waarnemingen bij de achtergrondvariabelen. De logaritme van de aannemelijkheid van het model bedraagt -3087,08. Rechts staat de chi-kwadraat grootte vermeld waarmee getoetst wordt of alle coëfficiënten gelijk zijn aan 0; de overschrijdingskans daaronder houdt in dat deze nulhypothese met kracht wordt verworpen. Vervolgens is er een kolom met variabelenamen. De eerste is de doelvariabele, de duur van het zoeken, de tweede is de censureringsvariabele. De gemiddelde zoekduur is 5,0 maanden terwijl 30% van de zoekperioden rechtsgecensureerd is. Daaronder volgen de exogenen in dit model. In de kolommen daarnaast staan de geschatte

parametervector en de daarbij horende standaardfouten. In de vierde kolom staat de t-toetsgrootte waarmee getoetst wordt of de desbetreffende parameter significant van nul verschilt; de overschrijdingskans die de mate van significantie aangeeft staat daarnaast. In de meest rechtse kolom staan gemiddelden van elke variabele vermeld.

Tabel 1. Cox-regressie voor groep I.

Ln aannemelijkheid = -3087,08				Aantal waarn. = 756	
				chi2(9) = 103,59	
				Kans > chi2 = 0,000	
Variabele ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	t	Kans > t	Gem.
duur					4,99
eind					0,70
lft	-0,017	0,006	-3,1	0,002	27,96
nrdoost	-0,391	0,093	-4,2	0,000	0,38
midbopl	0,146	0,091	1,6	0,109	0,62
herkom	-0,272	0,184	-1,5	0,141	0,07
grstad	-0,318	0,110	-2,9	0,004	0,25
eerder	-0,566	0,096	-5,9	0,000	0,48
gesl	0,014	0,097	0,1	0,889	0,40
kostwin	0,024	0,113	0,2	0,833	0,48
gehuwd	0,016	0,115	0,1	0,891	0,32

^a De variabelen zijn als volgt gedefinieerd:
 duur: duur zoekperiode in maanden;
 eind: dummy, 1 als de zoekperiode beëindigd is;
 lft: leeftijd in jaren;
 nrdoost: dummy, 1 als wonend in regio's noord of oost;
 midbopl: dummy, 1 als onderwijs op voortgezet niveau;
 herkom: dummy, 1 als uit het buitenland afkomstig;
 grstad: dummy, 1 als wonend in een stad met tenminste 100 000 inwoners;
 eerder: dummy, 1 als eerder gewerkt;
 gesl: dummy, 1 als vrouw;
 kostwin: dummy, 1 als alleenstaande of hoofd huishouden;
 gehuwd: dummy, 1 als gehuwd.

De resultaten houden het volgende in. Een hogere leeftijd heeft zoals verwacht een negatief effect op de uitstroomkans. Met elk jaar dat een werkzoekende ouder is, is de uitstroomsnelheid een faktor $\exp(-0,017) \approx 0,983$ groter of anders gezegd 1,7% kleiner. Het eerder gehad hebben van een werkkring vermindert de kans op uitstroom met rond 43%. We komen nog terug op dit opvallende resultaat. Uit de tabel valt eveneens af te leiden dat het wonen in

de noordelijke of oostelijke provincies de kans op uitstroom verlaagt met ruim 32%, terwijl het afkomstig zijn uit een grote stad de kans op uitstroom met ongeveer 27% verkleint.

De overige in de analyse opgenomen variabelen, te weten opleiding, geslacht, plaats huishouden, burgerlijke staat en land van herkomst, hebben geen significant effect op de duur van het zoeken. Wel bleken deze variabelen de aannemelijkheid van het model aanzienlijk te verbeteren. Met betrekking tot de variabele opleiding willen we nog enige opmerkingen maken. Personen met een voortgezette opleiding hebben een hogere, zij het niet significant hogere, uitstroomkans dan personen met alleen een lagere en personen met een hogere opleiding. Het is denkbaar dat de gehanteerde indeling in voortgezet onderwijs versus overig te grof is om hardere conclusies te trekken. Een uitbreiding naar groepen onderwijs op SOI 1-digit niveau leverde echter geen significante verbetering van het model op, terwijl ook de coëfficiënten voor de verschillende typen onderwijs niet significant van elkaar verschilden.

Als we onze uitkomsten willen vergelijken met die uit andere Nederlandse studies naar de werkloosheidsduur, zijn de volgende algemene opmerkingen van belang. Ons onderzoek is algemener dan dat van Meesters en Van de Pol (1989) en Van Opstal en Van de Pol (1990) omdat het behalve schoolverlaters ook oudere werkzoekenden bevat, en ook dan dat van Van Opstal en Theeuwes (1986) omdat het alle werkzoekenden betreft en niet alleen degenen die zich bij een arbeidsbureau hebben ingeschreven. Het best vergelijkbaar met onze studie is nog die van Theeuwes e.a. (1987) die gebaseerd is op het OSA-survey; alleen is bij ons de steekproefomvang groter hetgeen leidt tot significanter schattingen.

Het teken van de door ons geschatte parameters is in het algemeen overeenkomstig eerdere bevindingen. De uitstroom neemt af met de leeftijd; dit wordt algemeen gevonden, ook in buitenlandse studies. Ook een lagere uitstroom van niet-Nederlanders ten opzichte van Nederlanders is, hoewel in onze studie niet significant, weinig verrassend. Theeuwes e.a. (1987) vonden net als wij dat een eerdere werkkring (bij hen: werkervaring van tenminste vijf jaar) een negatief effect heeft op de stroom uit de werkloosheid. Een verklaring hiervoor zou kunnen zijn dat voor een werkzoekende met dergelijke werkervaring het vinden van eenzelfde baan uiterst moeilijk is, terwijl omschakeling naar een andere functie relatief veel kosten voor de werkgever met zich meebrengt. Als

we naar opleiding kijken als determinant van zoekduur, valt met name op dat een middelbare (beroeps)opleiding gunstig is. Het westen van het land biedt goede mogelijkheden voor het vinden van een baan; de grotere steden steken daarbij echter ongunstig af. In het algemeen komen conclusies uit eerdere studies naar werkloosheidsduren globaal overeen met de onze of zijn de verschillen niet significant omdat in die studies of de steekproef erg klein is of veel duren gecensureerd zijn. Het onderzoek van Meesters en Van de Pol (1989), gebaseerd op het Schoolverlatersonderzoek, is wel aanzienlijk van omvang; hun conclusies komen niettemin ook globaal overeen met de onze.

Hetzelfde Cox-model hebben we geschat voor groep II. De resultaten worden weergegeven in tabel 2. Bij de interpretatie van deze resultaten dient men zeer voorzichtig te zijn. Niet alleen is de steekproefomvang van groep II met 97 waarnemingen nogal beperkt (mede veroorzaakt doordat niet elke zoeker een werkloosheidsuitkering ontvangt), de steekproef is bovendien selectief. Als we de gemiddelde zoekduur en de gemiddelde waarden voor de achtergrondvariabelen in groep II beschouwen, valt deze selectiviteit onmiddellijk op. De gemiddelde zoekduur in groep II bedraagt 8,3 maanden, ruim 3 maanden langer dan in groep I. Verder valt onder meer op dat de gemiddelde leeftijd in groep II hoger ligt dan in groep I en dat groep II meer personen bevat die woonachtig zijn in een grote stad en ook meer personen die eerder een werkkring hebben gehad. De selectiviteit leidt tot afwijkende waarden voor de parameterschattingen. Conclusies op basis van de analyse van groep II kunnen niet gegeneraliseerd worden naar de totale onderzoekspopulatie.

Voor groep II zijn tevens modellen geschat waarin het reservatieloon en de hoogte van de werkloosheidsuitkering respectievelijk als extra verklarende variabelen zijn opgenomen. De bijdrage van beide variabelen aan de voorspellende waarde van het model is gering. Verder is er geen aantoonbaar effect van het reservatieloon of de hoogte van de werkloosheidsuitkering op de duur van het zoeken. De invloed van de andere variabelen is praktisch hetzelfde als in Tabel 2. Overigens moet men, vanwege de beperkte omvang en de selectiviteit van deelsteekproef II, voorzichtig zijn met het doen van algemene uitspraken op basis van deze analyse. Bovendien is niet gegarandeerd dat in deze selectieve deelsteekproef de proportionele-hazardeigenschap nog geldt (in het algemeen is dat niet zo). Dergelijke problemen kunnen alleen worden aangepakt door een volledig geparametriseerd model met Maximale aannemelijkheid te schatten;

tevens kan dan met het eerder genoemde afrondingseffect van de duren rekening worden gehouden.

Tabel 2. Cox-regressie voor groep II

Ln aannemelijkheid = -277,61				Aantal waarn. =	97
				chi2(9) =	20,92
				Kans > chi2 =	0,013
Variabele ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	t	Kans > t	Gem.
duur					8,30
eind					0,77
lft	-0,022	0,016	-1,4	0,174	28,73
nrdoost	-0,844	0,284	-3,0	0,004	0,37
midbopl	0,029	0,251	0,1	0,909	0,60
herkom	0,024	0,538	0,0	0,965	0,08
grstad	-0,350	0,270	-1,3	0,198	0,36
eerder	0,030	0,309	0,1	0,924	0,76
gesl	0,421	0,261	1,6	0,111	0,41
kostwin	0,330	0,282	1,2	0,246	0,62
gehuwd	-0,494	0,363	-1,4	0,177	0,27

^a Zie Tabel 1 voor omschrijving variabelen.

Literatuur

- CRC (1987), STATA User Manual, Computing Resource Center, Los Angeles.
- Heckman, J.J. en B. Singer (1986), Econometric analysis of longitudinal data, in: Z. Griliches en M.D. Intriligator, eds., Handbook of Econometrics Vol. 3 (North-Holland, Amsterdam), Hoofdst. 29.
- Jones, S.G.R. (1988), The relationship between unemployment spells and reservation wages as a test of search theory, Quarterly Journal of Economics 103, blz. 741-765.
- Kiefer, N.M. (1988), Economic duration data and hazard functions, Journal of Economic Literature 26, blz. 646-679.
- Kiefer, N.M. en G.R. Neumann (1979), An empirical job search model with a test of the constant reservation wage hypothesis, Journal of Political Economy 87, blz. 89-107.
- Kooreman, P. en G. Ridder (1983), The effects of age and unemployment percentage on the duration of unemployment; evidence from aggregate data, European Economic Review 20, blz. 41-57.

- Lancaster, T. (1979), Econometric methods for the duration of unemployment, *Econometrica* 47, blz. 939-956.
- Meesters, M. en F.J.R. van de Pol (1989), Once unemployed, always unemployed? An analysis of the duration of unemployment and the stability of jobs of Dutch schoolleavers in the eighties, in: B.F.M. Bakker, J. Dronkers en G.W. Meijnen, eds., *Educational Opportunities in the Welfare State*, OOMO 7 (ITS, Nijmegen), blz. 167-182.
- Mortensen, D.T. (1986), Job search and labor market analysis, in: O. Ashenfelter en R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2 (North-Holland, Amsterdam), Hoofdst. 15.
- Narendranathan, W. en S. Nickell (1985), Modelling the proces of job search, *Journal of Econometrics* 28, blz. 29-49.
- Nickell, S. (1979), Estimating the probability of leaving unemployment, *Econometrica* 47, blz. 1249-1266.
- Ridder, G. (1990), The non-parametric identification of generalized accelerated failure-time models, *Review of Economic Studies* 57, blz. 167-182.
- Ridder, G. en K. Gorter (1986), Unemployment benefits and search behavior: an empirical investigation, mimeo, Universiteit van Amsterdam.
- Theeuwes, J., M. Kerkhofs en M. Lindeboom (1987), Toestanden, overgangen en duren op de Nederlandse arbeidsmarkt 1980-1985, OSA-rapport.
- Thurow, L.C. (1975), *Generating Inequality* (Basic Books, New York).
- Torelli, N. en U. Trivellato (1989), Youth unemployment duration from the Italian labour force survey, *European Economic Review* 33, blz. 407-415.
- Van den Berg, G.J. (1990), Search behaviour, transitions to nonparticipation and the duration of unemployment, *Economic Journal* 100, blz. 842-865.
- Van Opstal, R. en J. Theeuwes (1986), Duration of unemployment in the Dutch labor market, *De Economist* 134, blz. 351-367.
- Van Opstal, R. en F. van de Pol (1990), The transition from school to work in 1979-1988 in The Netherlands, CPB-rapport.