

**Effect van beroepsopleidingen  
voor werklozen  
op de tewerkstellingsduur**

November 2006

*Vaast Bresseleers*

## Effect van beroepsopleidingen voor werklozen op de tewerkstellingsduur

November 2006

*Vaast Bresseleers, vb@plan.be*

**Abstract** – In deze paper wordt onderzocht wat de impact is op de tewerkstellingsduur van de beroepsopleidingen die de overheid organiseert voor werklozen. Er wordt gewerkt met longitudinale micro-data betreffende RVA-uitkeringstrekkers. De paper maakt gebruik van statistische technieken uit de overlevingsanalyse en besteedt veel aandacht aan een zorgvuldige samenstelling van de controlegroep. Meer bepaald wordt gecorrigeerd voor niet-observeerbare heterogeniteit via een inschatting van de zogenaamde *intrinsieke kwaliteit* van elke persoon op basis van zijn eigen tewerkstellingsverleden. Uit de daaropvolgende statistische analyse blijkt dat beroepsopleidingen een significant positieve invloed uitoefenen op de tewerkstellingsduur.

**Jel Classification** – C41, J08, J64

**Keywords** – duuranalyse, arbeidsmarktpolitiek, frailtymodel

**Acknowledgements** – Dank aan de Rijksdienst voor Arbeidsvoorziening voor het ter beschikking stellen van de data. Dank aan Prof. Dr. Els Goetghebeur (Universiteit Gent) en Koen Hendrickx (Federaal Planbureau) voor de opmerkingen en suggesties.



# Inhoudstafel

<b>Inleiding</b> .....	<b>1</b>
<b>1. Data: van microgegevens naar individuele loopbanen</b> .....	<b>4</b>
<b>2. Methodologische overwegingen</b> .....	<b>6</b>
2.1. Censuring	6
2.2. Selection bias	8
<b>3. Modelling</b> .....	<b>10</b>
3.1. De overlevingsfunctie	10
3.2. Het proportionele hazardmodel	10
3.3. Het frailtymodel	11
<b>4. Praktische uitwerking</b> .....	<b>13</b>
4.1. Samenstelling van de behandelingsgroep	13
4.2. Samenstelling van de controlegroep	13
4.2.1. Eerste benadering: per cohorte en volgens observeerbare kenmerken	13
4.2.2. Verdere verfijning volgens niet-observeerbare kenmerken	15
4.3. Implementatie van het proportionele hazardmodel	18
4.3.1. Covariaten	18
4.3.2. Stratificatie	18
4.3.3. Censuring	19
<b>5. Resultaten</b> .....	<b>20</b>
5.1. Niet-parametrische inschatting van het opleidingseffect	20
5.2. Het opleidingseffect volgens het proportionele hazardmodel	21
5.2.1. Prognostische factoren in het PH-model	21
5.2.2. Interactie-effecten	21
5.2.3. Het opleidingseffect wanneer niet onmiddellijk werk gevonden wordt	24
<b>6. Interpretatie</b> .....	<b>25</b>
<b>Samenvatting</b> .....	<b>27</b>
<b>Referenties</b> .....	<b>29</b>

## Lijst van tabellen

Tabel 1 -	Aantal personen met tewerkstellingsverleden dat werk vindt	14
Tabel 2 -	Verdeling behandelingsgroep volgens geslacht, leeftijdscategorie en scholingsniveau	14
Tabel 3 -	Verdeling kandidaten voor controlegroep volgens geslacht, leeftijdscategorie en scholingsniveau	14
Tabel 4 -	Verdeling behandelingsgroep naar intrinsieke kwaliteit	17
Tabel 5 -	Prognostische factoren in het PH-model	21
Tabel 6 -	Analyse per subgroep van het opleidingseffect	22
Tabel 7 -	Interactie van het opleidingseffect met cohorte en deciel	22

## Lijst van figuren

Figuur 1 -	Gecensureerde observaties	7
Figuur 2 -	Overlevingsfuncties per deciel van intrinsieke kwaliteit (cohorte februari 2004)	16
Figuur 3 -	Overlevingsfuncties; behandelings- vs. controlegroep (alle cohorten)	20
Figuur 4 -	Overlevingsfuncties per deciel; behandelings- vs. controlegroep (cohorte februari 2004)	23

## Inleiding

In deze paper wordt de invloed van beroepsopleidingen op de tewerkstellingsduur van voormalige werklozen gemeten. Meer bepaald worden de opleidingen bestudeerd die georganiseerd worden door de drie gewestelijke diensten voor arbeidsbemiddeling (BGDA/ORBEM, FOREM, VDAB). Die programma's hebben geen ondernemingsspecifiek karakter, de deelname gebeurt op vrijwillige basis en de opleiding is voor elke werkloze toegankelijk na goedkeuring door de betrokken dienst.

Achtergrond bij de keuze van dit onderwerp is het gelijktijdig voorkomen in België, net als in de meeste EU-landen, van een hoog aantal openstaande vacatures en een hoog aantal werklozen<sup>1</sup> en de vaststelling dat ook tijdens de opwaartse beweging van de economische cyclus een aanzienlijk deel van de bevolking werkloos blijft. Die feiten geven voeding aan de hypothese dat vraag en aanbod op de arbeidsmarkt slecht op elkaar zijn afgestemd.

Om aan dat marktfalen te verhelpen, schuiven internationale organisaties zoals de OESO en de Europese Commissie *actief arbeidsmarktbeleid* naar voor als alternatief voor een louter passief beleid van werkloosheidsuitkeringen. Beroepsopleidingen hebben de duurzame integratie van werklozen in de arbeidsmarkt tot doel en worden, samen met andere vormen van opleiding, in de economische literatuur beschouwd als één van drie categorieën van een dergelijk actief arbeidsmarktbeleid, naast directe jobcreatie en bemiddeling tussen aanbieders van vacatures en werkzoekenden.<sup>2</sup>

Over het succes van elk van die strategieën met betrekking tot het eerder vermelde marktfalen lopen de meningen uiteen. Bij sommige activeringsprogramma's wordt overigens een ander doel nagestreefd. Niet zozeer de werkloosheid in zijn geheel, maar de oververtegenwoordiging van specifieke groepen (jongeren, laaggeschoolden, langdurig werklozen) wordt geïsoleerd. De doelmatigheid van de overheidsprogramma's is met betrekking tot deze tweede ambitie evenmin vrij van discussie.

Een groot deel van de controverse die het actief arbeidsmarktbeleid omringt, wortelt in de moeilijkheden die gepaard gaan met de evaluatie van de diverse activeringsprogramma's. De meeste studies ter zake vertrekken vanuit een *micro-economische* benadering. Zij richten zich op de prestaties van de programmadeelnemers op de arbeidsmarkt. De concrete invulling van de onderzochte prestatie (uitstroomkans naar de tewerkstelling, loon, duur van de betrekking, tewerkstellingsduur) verschilt van studie tot studie.

Zo spitst een belangrijk deel van de Belgische empirische literatuur m.b.t. de impact van beroepsopleidingen zich toe op het effect op de *uitstroomkans* naar de tewerkstelling. De onder-

---

<sup>1</sup> De zogenaamde horizontale verschuiving van de Beveridge-curve.

<sup>2</sup> Zie (Calmfors, 1994).

zochte populatie bestaat in dat geval volledig uit werklozen. *Bollens en Hooge (1996)* spreken van een significant positief effect op de uitstroomkans in Vlaanderen, dat bovendien groter is bij werklozen met lagere uitstroomkansen. *Cockx (1999)* komt tot dezelfde conclusie wat betreft de beroepsopleiding in Wallonië, maar stelt dat wanneer alle Waalse werklozen zouden deelnemen, het gemiddeld effect op de uitstroomkans lager zou zijn. Een interessante aanvulling op de schatting van het effect op de uitstroomkans, vormt de verkennende analyse van een werkgeversenquête in *Van der Linden (1997)*. Uit de bevraging zou blijken dat het effect van de opleiding slechts in beperkte mate wordt vertekend door een substitutie-effect<sup>3</sup>.

Een aantal andere studies bestuderen het effect op de *duur van de betrekking* die mogelijk volgt na de opleiding. De relevante populatie bestaat in die studies logischerwijs uit *voormalige* werklozen. *Bollens en Nicaise (1994)* vinden geen significante invloed van de beroepsopleiding. *Cockx et al. (1998)* spreken van een verlenging van 14 naar 16 maanden, die evenwel statistisch niet significant is.

Beide laatstgenoemde onderzoeken zijn gebaseerd op enquêtes bij ondernemingen en kunnen zich bijgevolg enkel uitspreken over de duur van de betrekking, die onderbroken wordt telkens een werknemer van de ene onderneming naar de andere overstapt. Onze gegevens stellen ons daarentegen in staat rekening te houden met opeenvolgende betrekkingen bij verschillende werkgevers en prestaties dus te meten in termen van de *duur van de tewerkstelling* in het algemeen, een relevanter concept indien het de bedoeling is duurzame integratie in de arbeidsmarkt te evalueren.

Wat ook de invulling van de onderzochte prestatie is, om het effect van het te evalueren programma te meten zoekt men in de eerste plaats het antwoord op de vraag: *In welke mate verschilt de uitkomst voor de deelnemers van de uitkomst wanneer ze geen programma hadden gevolgd?* Ook in deze paper is dat het geval. Daartoe moeten noodgedwongen de prestaties van de programma-deelnemers (de *behandelingsgroep*) vergeleken worden met die van andere individuen met een vergelijkbaar profiel, die de zogenaamde *controlegroep* uitmaken. In de niet-experimentele omgeving van het Europese arbeidsmarktbeleid worden programmadeelnemers echter niet willekeurig gerekruteerd uit de betrokken populatie,<sup>4</sup> waardoor het niet vanzelfsprekend is om een vergelijkbare controlegroep te definiëren.

Er bestaan minstens drie strategieën om het gegeven van een niet-experimentele omgeving te neutraliseren: de *matchingprocedure*, de procedure op basis van de simultane schatting van het deelnemings- en het uitkomstmechanisme en een procedure op basis van longitudinale gegevens.

In het geval van de *matchingprocedure* stelt men een controlegroep samen die vergelijkbaar is met de groep van deelnemers qua observeerbare kenmerken zoals leeftijd, geslacht en oplei-

<sup>3</sup> Substitutie treedt op wanneer de prestaties van de deelnemers ten koste gaan van niet-deelnemers.

<sup>4</sup> In de V.S. bestaat een traditie van experimentele programma's zoals de *Job Training Partnership Act*, waarbij kandidaten willekeurig worden toegewezen aan behandelingsgroep en controlegroep.

dingsniveau. In de mate dat de deelnemers aan het programma echter eveneens verschillen van de betrokken populatie met betrekking tot niet-observeerbare kenmerken die bovendien ook nog eens de uitkomstvariabele beïnvloeden, schiet deze methode tekort. Daarom wordt matching vaak aangevuld of vervangen door één van de twee andere procedures.

Meer bepaald kiezen onderzoekers vaak voor een *simultane schatting van het deelnemings- en het uitkomstmechanisme* om de invloed van niet-observeerbare kenmerken te weren. Voor een goede schatting beschikt men dan best over een instrumentele variabele, die wel de deelnemingskansen beïnvloedt, maar niet de uitkomstvariabele.<sup>5</sup> Met betrekking tot dit onderzoek was er echter geen variabele beschikbaar die aan die voorwaarde voldeed. De simultane schatting van deelnemings- en uitkomstmechanisme had dan moeten steunen op parametrische assumpties die het uiteindelijke onderzoeksresultaat sterk beïnvloeden.<sup>6</sup>

Een alternatieve methode voor het opvangen van niet-observeerbare kenmerken is nochtans voorhanden wanneer men beschikt over *longitudinale gegevens*, meerdere metingen van de uitkomstvariabele bij hetzelfde individu. Aangezien niet-observeerbare kenmerken persoonsgebonden zijn, kan een deel van hun invloed immers geïdentificeerd worden op basis van het prestatieverleden dat het programma voorafgaat. Het is die benadering die centraal staat in deze paper. Cruciaal daarbij is de veronderstelling dat niet-observeerbare kenmerken bij elk individu onveranderd blijven in de tijd.

Via de longitudinale methode kunnen de baten van het programma voor de deelnemers beter ingeschat worden en kan dus in principe een nauwkeuriger antwoord gegeven worden op de hierboven geformuleerde vraag. Vanuit beleidsstandpunt dient het resultaat evenwel vanuit een breder gezichtsveld bekeken te worden. Onder meer de kosten van het programma spelen dan een voor de hand liggende rol. Maar ook andere aspecten zijn nodig om de evaluatie van het programma te vervolledigen. Zo kan men zich de vraag stellen in hoeverre het bekomen resultaat op grote schaal kan gereproduceerd worden. Een belangrijk aspect dat de micro-economische benadering niet belicht is de impact van het programma op de niet-deelnemers. Treden substitutie-effecten op, dan zal het gemeten effect een overschatting zijn van het netto-effect. Een inschatting van zulke algemene evenwichtseffecten vertrekt evenwel vanuit een macro-economische invalshoek en valt buiten het bereik van deze paper. Bij de interpretatie van de resultaten dient men zich rekenschap te geven van die beperking.

---

<sup>5</sup> Zo kan men zich voorstellen dat de kans dat iemand deelneemt aan een opleiding varieert met de afstand vanuit de woonplaats die de betrokkene hiervoor dient af te leggen, waarbij de afstand op zich de uitkomstvariabele niet beïnvloedt.

<sup>6</sup> Voor een kritisch overzicht zie (Heckman et al., 1999).



## 1. Data: van microgegevens naar individuele loopbanen

De data voor dit onderzoek werden geleverd door de Rijksdienst voor Arbeidsvoorziening (RVA). Het betreft een extractie van variabelen uit de RVA-databank "Stat-info", maandelijks beschikbaar voor de periode van januari 2001 tot december 2005, op micro-niveau en voor de volledige populatie.

Stat-info bevat gegevens over alle personen in België die recht hebben op een RVA-uitkering en over hun uitkeringen zelf. Tot de databank behoren bijgevolg ook een aantal categorieën uitkeringsgerechtigden die niet geregistreerd zijn als werkzoekende, zoals loopbaanonderbrekers en bruggepensioneerden.<sup>7</sup> Naast de strikte betalingsgegevens (vergoede dagen, gemiddeld bedrag) bevat de databank eveneens informatie over de socio-economische kenmerken van de betrokkenen: leeftijd, geslacht, uitkeringsstatuut, hoofdverblijfplaats, gevolgde studie en beroepsgroep.

Elk individu wordt in de databank geïdentificeerd door een unieke, anonieme code. De maandelijkse betalingsgegevens kunnen op basis van die unieke code longitudinaal gekoppeld worden, zodat de uitkeringsgeschiedenis van elk individu in kaart gebracht kan worden. Onrechtstreeks kunnen op die manier ook eventuele veranderingen van statuut geïdentificeerd worden en kan zo een individuele "loopbaan" voor elke persoon opgesteld worden, het basismateriaal voor dit onderzoek.

Het onderzoek richt zich meer bepaald op de groep van werkzoekende uitkeringsgerechtigde werklozen. Die personen kunnen gedurende de observatieperiode pendelen tussen drie mogelijke statuten:

- werkloos, volgt een beroepsopleiding;
- werkloos, volgt geen beroepsopleiding;
- werkt.

Het statuut *werkt* kan slechts impliciet uit de gegevens afgeleid worden. De tijdelijke verdwijning uit de RVA-bestanden doet immers vermoeden dat een werkzoekende voor die periode werk gevonden heeft.

Strikt genomen zijn er nog andere situaties die eveneens tot een stopzetting van de uitkering kunnen leiden. In de eerste plaats kan de persoon in kwestie geschorst zijn of vrijwillig verzaaken aan zijn uitkering. In de praktijk zullen die situaties echter zelden voorkomen. Een tweede mogelijkheid is de pensionering van de betrokkene. Om die dubbelzinnigheid uit te sluiten worden individuen die op het einde van de observatieperiode ouder zijn dan 50 jaar, geweerd uit het onderzoek. Een laatste mogelijkheid is dat de persoon in kwestie tijdens de betrokken

---

<sup>7</sup> De website van de RVA ([www.rva.be](http://www.rva.be)) geeft een uitstekend overzicht van de verschillende uitkeringsstatuten.

periode school loopt. Om ook die gevallen uit te sluiten, worden personen die aan het begin van de observatieperiode jonger zijn dan 25 jaar eveneens geweerd.

Na die ingrepen lijkt het gerechtvaardigd de verdwijning van een uitkeringsgerechtigde werkzoekende uit de databank te koppelen aan een statuut van tewerkstelling.<sup>8</sup> Het spreekt voor zich dat de conclusie van dit onderzoek zich daardoor beperkt tot de bevolkingsgroep die tussen beide leeftijdsgrenzen valt.

Nog een laatste kanttekening. Omwille van de administratieve oorsprong van de databank is slechts per administratieve periode het statuut van de betrokkene gekend. De maandelijke frequentie lijkt evenwel voldoende nauwkeurig in het kader van dit onderzoek. Het financiële karakter van de databank garandeert bovendien een nauwkeurige identificatie van de timing van statuutwijzigingen. Met name het gebruik van de *referentiemaand* als criterium bij het vaststellen van het statuut zorgt voor een maximale overeenstemming met de realiteit.<sup>9</sup> De referentiemaand staat immers los van de timing van de betaling en geeft aan op welke maand de betaling betrekking heeft.

Samengevat leidt de longitudinale koppeling van de individuele gegevens in de databank tot een beschrijving van de individuele arbeidsmarkthistoriek voor alle personen tussen 25 en 50 jaar die op een zeker moment gedurende de observatieperiode werk zoeken. Op basis van de eventuele overgangen tussen de drie eerder vermelde statuten is het mogelijk alle grootheden te berekenen die nodig zijn voor het verdere onderzoek.

---

<sup>8</sup> In de praktijk liggen de zaken nog iets ingewikkelder, omdat sommige RVA-uitkeringen per definitie gecombineerd worden met tewerkstelling. Iemand in een dergelijk RVA-statuuut zal eveneens als werkend beschouwd worden.

<sup>9</sup> Uit eigen simulaties blijkt dat het gebruik van de *betalingsmaand* het curriculum van de werkloze onjuist weergeeft.

## 2. Methodologische overwegingen

### 2.1. Censurering

Omdat de tewerkstellingsduur de afhankelijke variabele is in dit onderzoek, wordt gewerkt met *gecensureerde* observaties. Censurering ontstaat wanneer de precieze duur van de onderzochte veranderlijke niet altijd geobserveerd wordt, maar soms slechts een minimale duur bekend is.

In dit onderzoek manifesteert censurering zich hoofdzakelijk door de grenzen van de beschikbare observatieperiode: er is geen informatie over de gebeurtenissen vóór januari 2001 en na december 2005. Concreet leidt dat tot twee conceptueel vergelijkbare vormen van censurering. De tewerkstellingsduur van een individu dat werkt vanaf het begin van de observatieperiode tot juni 2002 wordt gecensureerd op 18 maanden. Met andere woorden, het is zeker dat hij minstens 18 maanden gewerkt heeft. Analoog is het zeker dat voor iemand die ononderbroken werkt vanaf december 2003, de tewerkstellingsduur minimaal 25 maanden bedraagt.

Technieken die de informatie uit gecensureerde observaties maximaal trachten te benutten, worden traditioneel gerangschikt onder de noemer van *overlevingsanalyse*. Zij zijn gebaseerd op de hypothese van *niet-informatieve censurering*: er wordt aangenomen dat de individuen die op een zeker ogenblik gecensureerd worden representatief zijn voor alle individuen met dezelfde kenmerken.<sup>10</sup> Wanneer de onderzoeker controle uitoefent op de censurering – bijvoorbeeld, na drie jaar wordt elke observatie gecensureerd – ligt die veronderstelling voor de hand. Gebrek aan controle leidt daarentegen tot *random censoring*. Uit de context dient dan opgemaakt te worden of het uitgangspunt van niet-informatieve censurering nog geldt.

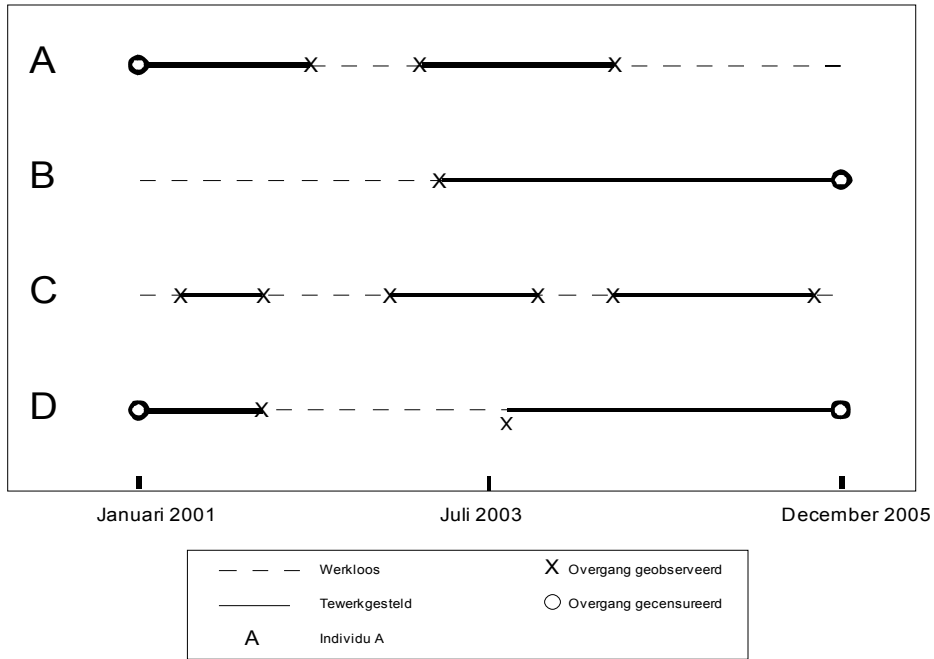
In dit onderzoek wordt de oorzaak van censurering a priori niet gecontroleerd. Het eindpunt voor de observatie van de tewerkstellingsduur ligt weliswaar - afhankelijk van de situatie - vast op januari 2001 of december 2005. Het beginpunt varieert echter van individu tot individu. De geobserveerde tewerkstellingsduur vóór censurering varieert bijgevolg eveneens van individu tot individu (zie *figuur 1*).

---

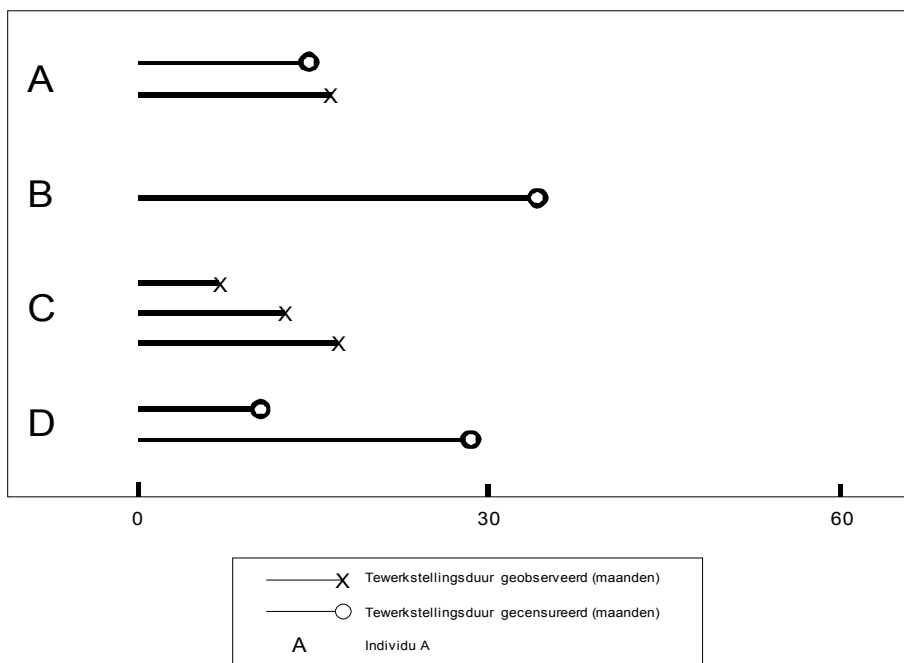
<sup>10</sup> Zie (Cox et al., 1984, p.5).

Figuur 1 - Gecensureerde observaties

Beschikbare gegevens uit Statinfo...



... leiden tot observaties van tewerkstellingsduur met random censoring



In die omstandigheden kan het voorkomen van *informatieve censurering* niet worden uitgesloten. Ga bijvoorbeeld uit van een populatie met slechts één observatie van tewerkstellingsduur per individu. Door de aard van de gegevens impliceert een snel gecensureerde observatie in dat geval een lange periode van werkloosheid. In de mate dat de duur van de werkloosheid de tewerkstellingsduur beïnvloedt, kan de vroeg gecensureerde observatie niet representatief worden geacht voor de oorspronkelijke populatie en is er sprake van informatieve censurering. Het onderzoek zal zich dus in belangrijke mate richten op het aanvaardbaar maken van de hypothese van niet-informatieve censoring.

## 2.2. Selection bias

Vooraleer een eventueel verschil in tewerkstellingsduur tussen behandelings- en controlegroep toegeschreven mag worden aan de voorafgaandelijke beroepsopleiding, moet rekening gehouden worden met *selection bias*. Selection bias is de vertekening van de werkelijkheid die ontstaat wanneer men geen rekening houdt met *confounders*, d.w.z. kenmerken die de behandelingsgroep onderscheiden van de populatie (eerste voorwaarde) én die bovendien de uitkomstvariabele beïnvloeden (tweede voorwaarde).

In een experimentele omgeving worden behandelings- en controlegroep op basis van een willekeurige procedure uit dezelfde populatie geselecteerd, zodat confounders vermeden kunnen worden.<sup>11</sup> In de niet-experimentele realiteit van beroepsopleidingen hangt de uiteindelijke deelname echter in de eerste plaats af van de keuze van het individu, dat zichzelf selecteert uit de gehele populatie van uitkeringsgerechtigde werkzoekenden. Daarbij komt de selectie door de verantwoordelijken van de gewestelijke diensten voor arbeidsbemiddeling. De kandidaat wordt achtereenvolgens onderworpen aan een eenvoudige reken- of taalttest, een gesprek dat peilt naar zijn motivatie, een psychotechnische test en een medisch onderzoek. In de mate dat alles succesvol verloopt en er een plaats beschikbaar is, wordt de kandidaat toegelaten tot de opleiding.<sup>12</sup>

De resulterende behandelingsgroep zal bijgevolg niet noodzakelijk representatief zijn voor de gehele populatie werklozen. Indien de kenmerken die aan de basis liggen van de deelname eveneens de tewerkstellingsduur beïnvloeden, dan is de vergelijking met een willekeurig samengestelde controlegroep vertekend. Stel bijvoorbeeld dat sterk gemotiveerde werklozen eerder geneigd zijn tot deelname en bovendien typisch een langere tewerkstellingsduur hebben, dan zal een simpele vergelijking van behandelings- en controlegroep het werkelijke opleidings-effect overschatten. Andersom, indien hoger opgeleide personen minder snel voor een bijkomende opleiding kiezen, maar gemiddeld langer tewerkgesteld zijn, dan zal zonder bijsturing het werkelijke effect onderschat worden.

---

<sup>11</sup> In de praktijk zal zelfs experimenteel onderzoek van arbeidsmarktbeleid nooit laboratoriumomstandigheden evenaren. In tegenstelling tot natuurkundige experimenten manifesteert de uitkomstvariabele zich steeds in een complexe interactie met een moeilijk te controleren omgeving. Zie onder meer (Heckman et al., 1999).

<sup>12</sup> Voor een beschrijving van de procedure in Wallonië zie (Bardoulat et al., 1998).

Bij selection bias is het belangrijk een onderscheid te maken tussen observeerbare en niet-observeerbare kenmerken. Wanneer de behandelingsgroep verschilt van de populatie met betrekking tot observeerbare kenmerken die de uitkomstvariabele beïnvloeden, ligt een oplossing voor de hand. De controlegroep kan willekeurig getrokken worden uit dat deel van de populatie dat over dezelfde observeerbare kenmerken beschikt. De prestaties van een behandelingsgroep die bijvoorbeeld overwegend jong en mannelijk is, zullen dan vergeleken worden met een controlegroep die een gelijkaardige verdeling kent.

Vaak is er bij niet-experimentele gegevens echter eveneens sprake van persoonsgebonden, niet-observeerbare kenmerken (motivatie, bijvoorbeeld) die de individuen uit de behandelingsgroep onderscheiden van de populatie én die de uitkomstvariabele beïnvloeden. De strategie in deze paper bestaat er in alle niet-observeerbare kenmerken die de uitkomstvariabele beïnvloeden zo goed mogelijk te identificeren. Daarmee wordt de vervulling van de tweede voorwaarde die aanleiding geeft tot confounders verhinderd. In eerste instantie wordt echter geen uitspraak gedaan over de eerste voorwaarde, met name in hoeverre de behandelingsgroep daadwerkelijk verschilt van de populatie met betrekking tot die kenmerken. In dat opzicht verschilt de aanpak in deze paper dus van een procedure op basis van een simultane schatting van het deelneemings- en het uitkomstmechanisme.

In wat volgt worden alle persoonsgebonden, niet-observeerbare kenmerken die de uitkomstvariabele beïnvloeden gegroepeerd onder de noemer van *intrinsieke kwaliteit*, d.w.z. de mate waarin de ene persoon meer "geneigd" is dan de andere tot een langere duur van tewerkstelling. De intrinsieke kwaliteit is per definitie niet direct observeerbaar. Voor zover die parameter echter onveranderd blijft in de tijd, maakt het longitudinale karakter van de gegevens het mogelijk hem indirect te identificeren aan de hand van het tewerkstellingsverleden van de betrokkenen.

De op die manier geschatte intrinsieke kwaliteit wordt vervolgens - naast de direct observeerbare kenmerken - als extra criterium gebruikt bij de samenstelling van de controlegroep. Die is dan willekeurig getrokken uit een populatie die zo goed mogelijk dezelfde observeerbare en niet-observeerbare kenmerken vertoont als de behandelingsgroep. Het gemeten effect van de beroepsopleiding zal bijgevolg niet vertekend zijn door confounders.

Wel is het zo dat, na die procedure, de controlegroep niet langer de oorspronkelijke populatie vertegenwoordigt. Dat heeft gevolgen voor de reikwijdte van de onderzoeksresultaten. Het geschatte effect van een beroepsopleiding is in de eerste plaats van toepassing op een groep werklozen die aan dezelfde kenmerken als de behandelingsgroep voldoen. Wanneer de oorspronkelijke populatie werklozen hiervan sterk verschilt, dient men zich rekenschap te geven van de mogelijke verdunning van het effect bij een hypothetische groep uit de oorspronkelijke populatie.

### 3. Modelling

#### 3.1. De overlevingsfunctie

De overlevingsanalyse gaat ervan uit dat elke observeerbare duurveranderlijke de realisatie is van een stochastisch proces. Met andere woorden, de tewerkstellingsduur  $T$  van een individu wordt beschouwd als een toevalsveranderlijke met een kansverdeling. Eén manier om de kansverdeling van  $T$  vast te leggen is met de *overlevingsfunctie*. In de context van dit onderzoek drukt de overlevingsfunctie de kans uit dat de tewerkstellingsduur groter is dan een zeker aantal maanden  $t$ :

$$S(t)=P(T > t). \quad [1]$$

Op basis van de geobserveerde tewerkstellingsduur (zie eerder *figuur 1*) kan de overlevingsfunctie empirisch geschat worden. De schatting komt in principe overeen met de verhouding van het aantal observaties waarvan de tewerkstellingsduur de betrokken maand overschrijdt tot het oorspronkelijke aantal observaties. Wat de gecensureerde observaties betreft, bij de berekening van de overlevingskans *in de maanden die hun censurering vooraf gaan*, maken zij deel uit van het oorspronkelijk aantal observaties. Door de gecensureerde observaties in de noemer op te nemen, is de geschatte overlevingskans een nauwkeurige afspiegeling van de realiteit. Wanneer censurering informatief is, zal het gebrek aan informatie over het tijdstip waarop de betrokkenen werkloos worden wel tot een vertekende overlevingskans leiden *op een tijdstip na hun censurering*. De overblijvende observaties zijn immers niet meer representatief voor de gehele populatie.

#### 3.2. Het proportionele hazardmodel

De vergelijking tussen de overlevingsfuncties van behandelings- en controlegroep levert vaak een eerste inzicht op met betrekking tot het effect van een programma. Om het gemeten effect uit te zuiveren van versturende invloeden kan echter beroep gedaan worden op het *proportionele hazardmodel*<sup>13</sup>, dat zich baseert op een alternatieve manier om de kansverdeling van een duurveranderlijke vast te leggen, met name via de *hazardfunctie*. In de context van dit onderzoek komt de maandelijkse hazardfunctie  $\lambda(t)$  overeen met de kans om na een zeker aantal maanden  $t$  opnieuw werkloos te worden, gesteld dat er tot dan gewerkt werd. Meer formeel krijgen we voor de hazard in maand  $t$ :

$$\lambda(t)=P( T = t \mid T \geq t). \quad [2]$$

---

<sup>13</sup> Het proportionele hazard model werd geïntroduceerd door Cox in (Cox, 1972).

Het proportionele hazardmodel specificeert de hazard voor individu  $i$  vervolgens als:

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp(X_i\beta), \quad [3]$$

waar  $\lambda_0(t)$  de zogenaamde *baselinehazard* op tijdstip  $t$  weergeeft,  $X_i$  een vector van de kenmerken van individu  $i$  en  $\beta$  de vector van de te schatten parameters. Het model ontleent zijn naam aan de impliciete veronderstelling dat de verhouding tussen de hazard van twee individuen met vaste covariaten  $X_i$  en  $X_j$  op elk tijdstip dezelfde is. Immers uit (3):

$$\begin{aligned} \lambda_i(t) / \lambda_j(t) &= [\lambda_0(t) \exp(X_i\beta)] / [\lambda_0(t) \exp(X_j\beta)] \\ &= \exp(X_i\beta) / \exp(X_j\beta) \end{aligned} \quad [4]$$

Deze verhouding wordt de *hazardratio* genoemd en karakteriseert het effect van de verklarende variabelen op de hazard. Uitgaande van een situatie met opleidingsdeelname als enige verklarende variabele komt men tot volgende voorstelling van zaken: stel  $X=1$  voor de individuen die voorafgaandelijk een opleiding volgen en  $X=0$  voor de controlegroep; met  $\lambda_1(t)$  als de hazard voor de behandelingsgroep in maand  $t$  en  $\lambda_0(t)$  als de hazard voor de controlegroep, volgt uit (4):

$$\lambda_1(t) / \lambda_0(t) = \exp(\beta). \quad [5]$$

De aantrekkingskracht van dit semi-parametrische model schuilt in de mogelijkheid om  $\beta$  te schatten zonder veronderstellingen te maken over de vorm van de baseline hazard. Het model laat het verloop van de baseline hazard volledig vrij en bekommert zich enkel over de wijze waarop de behandelingsvariabele de hazard beïnvloedt.

### 3.3. Het frailtymodel

In een experimentele omgeving volstaat het proportionele hazard model op zich. Omdat in dit onderzoek echter sprake is van selection bias (zie sectie 3.2), moet bij de samenstelling van de controlegroep rekening gehouden worden met de observeerbare en niet-observeerbare kenmerken van de behandelingsgroep. Om te corrigeren voor de niet-observeerbare kenmerken zal gebruik gemaakt worden van een zogenaamd *frailtymodel*. Op basis van verschillende observaties van hetzelfde individu wordt door dat model een systematische afwijking geïdentificeerd in de hazard ten opzichte van het populatiegemiddelde. Die systematische afwijking is verbonden met het element dat gemeenschappelijk is aan de verschillende observaties, met name de persoon in kwestie, en levert bijgevolg een maatstaf voor zijn "intrinsieke kwaliteit".

Aangezien de observatieperiode die de beroepsopleiding voorafgaat niet beoedeld is door het effect van de opleiding, vormt die periode het uitgelezen terrein voor het bepalen van de intrinsieke kwaliteit. Het gehanteerde frailtymodel is niets anders dan het klassieke proportionele hazard model uit (3), aangevuld met een term die per individu de intrinsieke kwaliteit weer-



geeft,  $\xi_i$ . Concreet wordt de hazard in het tewerkstellingsverleden van individu  $i$  op tijdstip  $t$  dan gemodelleerd als:

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp(X_i\beta + \xi_i). \quad [6]$$

Daaruit kan de intrinsieke kwaliteit van elk individu geschat worden. Klassiek wordt aan  $\xi$  de gamma-distributie opgelegd. Indien de variatie van die verdeling aan de geringe kant blijkt te zijn, dan kan men stellen dat bij het proces dat de tewerkstellingsduur genereert niet-geobserveerde, persoonsgebonden aspecten verwaarloosbaar zijn. In dat geval is er sprake van een voldoende homogene populatie en kan een geschikte controlegroep uit de oorspronkelijke populatie getrokken worden op basis van de observeerbare kenmerken. In geval van grote variatie daarentegen moet de controlegroep getrokken worden uit een populatie waarvan de intrinsieke kwaliteit vergelijkbaar is met die van de behandelingsgroep.

## 4. Praktische uitwerking

### 4.1. Samenstelling van de behandelingsgroep

In theorie komt voor de behandelingsgroep iedereen in aanmerking die na een opleiding werk vindt. In de praktijk moeten wegens het niet-experimentele karakter van de gegevens bijkomende eisen opgelegd worden.

Elk lid van de behandelingsgroep wordt geïdentificeerd op een specifiek tijdstip, bijvoorbeeld juni 2003. Om tot de behandelingsgroep gerekend te worden, moet men voldoen aan volgende criteria:

- het statuut *werkloos* inruilen voor *werkt* in de betrokken maand;
- een beroepsopleiding gevolgd hebben in de voorafgaande werkloosheidsperiode;
- tussen januari 2001 en de betrokken maand onbepaalde tijd gewerkt hebben.

De eerste twee voorwaarden volgen uit het voorwerp van het onderzoek. Het opleggen van een voorafgaandelijke tewerkstelling is dan weer nodig om de intrinsieke kwaliteit van de betrokken werklozen in te kunnen schatten. Die wordt immers een belangrijk criterium bij de samenstelling van een geschikte controlegroep (zie verder). Het derde criterium sluit m.a.w. alle personen uit die in het deel van de observatieperiode dat de betrokken maand voorafgaat onafgebroken werkloos zijn geweest. Uit nadere analyse van de gegevens blijkt evenwel dat het hier om een kleine minderheid gaat.

De behandelingsgroep wordt volgens bovenstaande criteria samengesteld voor de periode die loopt van juni 2003 tot en met mei 2004. Die periode van twaalf maanden is zo gekozen dat er binnen de beschikbare observatieperiode (die loopt van januari 2001 tot december 2005) voldoende informatie beschikbaar is over het tewerkstellingsverleden én over de duur van de tewerkstelling die in de betrokken maand ingaat.

### 4.2. Samenstelling van de controlegroep

#### 4.2.1. Eerste benadering: per cohorte en volgens observeerbare kenmerken

Met het oog op de trekking van de controlegroep uit de overblijvende populatie worden voorafgaandelijk diezelfde drie hogergenoemde criteria opgelegd. Dat levert een lijst van potentiële kandidaten. *Tabel 1* geeft voor elk tijdstip een overzicht van het aantal personen in de behandelingsgroep en van het aantal kandidaten voor de controlegroep.

**Tabel 1 - Aantal personen met tewerkstellingsverleden dat werk vindt**

Tijdstip van tewerkstelling	Volgden voorafgaandelijk wel beroepsopleiding (behandelingsgroep)	Volgden voorafgaandelijk geen beroepsopleiding (kandidaten controlegroep)	fractie voorafgaandelijke beroepsopleiding in totaal
Jun-03	772	10657	0,068
Jul-03	817	9953	0,076
Aug-03	604	8096	0,069
Sep-03	782	13912	0,053
Okt-03	795	12837	0,058
Nov-03	755	10405	0,068
Dec-03	883	13133	0,063
Jan-04	548	6848	0,074
Feb-04	936	13931	0,063
Mar-04	751	10955	0,064
Apr-04	979	12031	0,075
Mei-04	953	11192	0,078
Totaal	9575	133950	0,067

**Tabel 2 - Verdeling behandelingsgroep volgens geslacht, leeftijdscategorie en scholingsniveau**

Tijdstip van tewerkstelling	fractie vrouw	fractie <35 jaar	fractie laaggeschoold
Jun-03	0,37	0,50	0,49
Jul-03	0,43	0,52	0,45
Aug-03	0,41	0,48	0,45
Sep-03	0,42	0,49	0,43
Okt-03	0,38	0,51	0,45
Nov-03	0,45	0,50	0,41
Dec-03	0,46	0,47	0,40
Jan-04	0,47	0,50	0,41
Feb-04	0,42	0,46	0,41
Mar-04	0,44	0,44	0,43
Apr-04	0,42	0,50	0,41
Mei-04	0,42	0,46	0,39
Totaal	0,42	0,48	0,43

**Tabel 3 - Verdeling kandidaten voor controlegroep volgens geslacht, leeftijdscategorie en scholingsniveau**

Tijdstip van tewerkstelling	fractie vrouw	fractie <35 jaar	fractie laaggeschoold
Jun-03	0,46	0,44	0,48
Jul-03	0,49	0,44	0,48
Aug-03	0,50	0,43	0,47
Sep-03	0,53	0,38	0,43
Okt-03	0,51	0,44	0,43
Nov-03	0,50	0,45	0,44
Dec-03	0,56	0,42	0,45
Jan-04	0,52	0,43	0,45
Feb-04	0,45	0,42	0,43
Mar-04	0,50	0,42	0,45
Apr-04	0,47	0,43	0,47
Mei-04	0,49	0,42	0,46
Totaal	0,50	0,43	0,45

Vervolgens wordt voor elk individu uit de behandelingsgroep een tegenhanger geselecteerd uit de lijst van kandidaten (*matchingprocedure*). Om de invloed van selection bias te weren, wordt de keuze in de eerste plaats beperkt tot personen uit dezelfde *cohort*, dat wil zeggen werklozen die in dezelfde maand werk vinden. Aangezien het vinden van werk in een gegeven maand geen volledig willekeurig proces is, kan de samenstelling van de behandelingsgroep immers van maand tot maand verschillen. Om hiermee rekening te houden zal de uiteindelijke analyse enkel prestaties vergelijken van mensen die binnen dezelfde maand werk hebben gevonden. Het feit dat individuen uit dezelfde cohort een gemeenschappelijke oorsprong kennen van de tewerkstellingsduur, neutraliseert bovendien eventuele kalendereffecten (zie verder).

In de matchingprocedure wordt in de tweede plaats ook rekening gehouden met verschillen in observeerbare kenmerken. *Tabellen 2* en *3* geven voor elk tijdstip een aantal observeerbare kenmerken (aandeel vrouwen; aandeel onder 35 jaar; aandeel laaggeschoolden) van respectievelijk behandelingsgroep en kandidaten voor de controlegroep. Uit de cijfers blijkt duidelijk dat de behandelingsgroep verhoudingsgewijs meer mannen telt en meer jongeren. Bovendien ligt het aandeel laaggeschoolden iets lager dan bij de groep die geen opleiding heeft gevolgd. Dat laatste is een opvallende vaststelling aangezien laaggeschoolden in theorie meer baat hebben bij een bijkomende opleiding.

Om te garanderen dat behandelings- en controlegroep eenzelfde verdeling kennen op het gebied van observeerbare kenmerken, wordt de lijst kandidaten opgesplitst in 8 deellijsten - één voor elke combinatie van geslacht, leeftijdscategorie en scholingsniveau - en wordt voor elk lid uit de behandelingsgroep willekeurig een persoon geselecteerd uit de overeenkomstige deellijst.

#### 4.2.2. Verdere verfijning volgens niet-observeerbare kenmerken

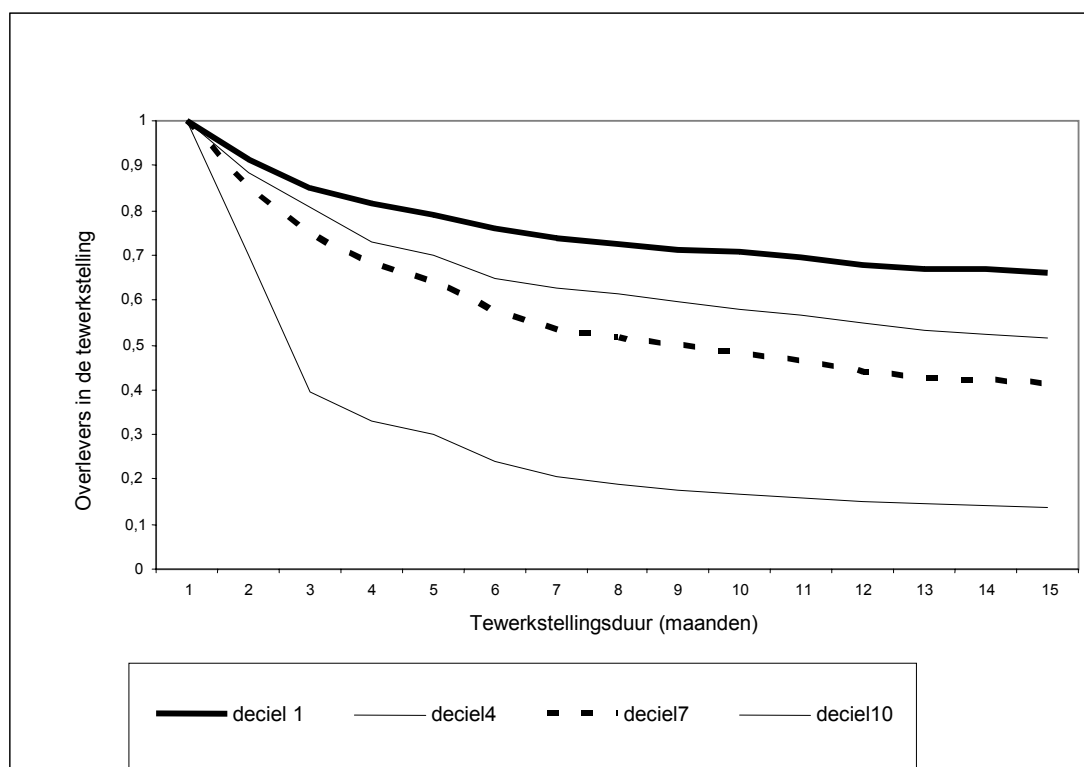
De matchingprocedure kan nog verder verfijnd worden door rekening te houden met de niet-observeerbare kenmerken die de uitkomstvariabele beïnvloeden. *Per cohort* worden alle voormalige werklozen via een gemeenschappelijk frailtymodel onderworpen aan een schatting van hun intrinsieke kwaliteit. Het frailtymodel maakt dus geen onderscheid tussen de behandelingsgroep en de kandidaten voor de controlegroep uit de overeenkomstige cohort.

Zoals gezegd baseert de schatting van de intrinsieke kwaliteit zich op het tewerkstellingsverleden van de betrokkenen, dat immers vrij is van de effecten van de deelname aan de opleiding. De prestaties van alle voormalige werklozen kunnen dan op gelijke voet onderzocht worden. Men dient zich wel rekenschap te geven van de mogelijkheid tot informatieve censurering. De geregistreerde tewerkstellingsduur vóór de censurering aan het begin van de observatieperiode hangt immers onder meer af van de duur van de werkloosheid die de tewerkstellingsperiode(s) voorafgaat. Het is niet ondenkbaar dat individuen met een lange periode van werkloosheid en de daarmee gepaard gaande korte tewerkstellingsduur vóór censurering, op het moment van censurering een ander profiel hebben dan de overblijvers. Dat gegeven leidt tot een vertekening van de hazards die door het frailtymodel worden geschat. Van belang is echter vooral de schatting van de intrinsieke kwaliteit van de behandelingsgroep relatief ten opzichte van de lijst

kandidaten. In de mate dat informatieve censurering niet discrimineert tussen beide groepen blijft de geschatte parameter dan onvertkend.

Bij de schatting van de intrinsieke kwaliteit wordt uitgegaan van een gamma-verdeling voor  $\xi$  en wordt gecorrigeerd voor de observeerbare kenmerken.<sup>14</sup> De voorspellende kracht van de bekomen frailties wordt geïllustreerd in *Figuur 2*, die een niet-parametrische schatting geeft van de overlevingsfunctie van alle voormalige werklozen die aan de slag gaan in februari 2004.<sup>15</sup>

**Figuur 2 - Overlevingsfuncties per deciel van intrinsieke kwaliteit (cohorte februari 2004)**



De functie wordt afgebeeld voor de werklozen die respectievelijk behoren tot *deciel 1*, *deciel 4*, *deciel 7* en *deciel 10*, waarbij het eerste deciel staat voor personen met de sterkste intrinsieke kwaliteit, het laatste deciel voor personen met de zwakste intrinsieke kwaliteit. Uit de figuur blijkt duidelijk dat de intrinsieke kwaliteit die uit het verleden wordt gedistilleerd de duur van de tewerkstellingsperiode die start in februari 2004 sterk beïnvloedt.

<sup>14</sup> De gammadistributie is een vaak gebruikte verdeling voor frailtymodellen. De analyse werd eveneens uitgevoerd met een *inverse gaussian* verdeling voor de frailties. De *fit* was in dat geval vergelijkbaar, net als de geschatte waarde voor het opleidingseffect die volgt op de samenstelling van de controlegroep. Voor een praktische vergelijking van frailtyverdelingen zie (Hougaard, 2000, p. 246-256).

<sup>15</sup> De overlevingsfuncties werden geschat via de Lifetable methode waarbij elke maand overeenstemt met één interval. Voor meer informatie over deze schattingsmethode zie (Allison, 1995, p. 41-52).

Op basis van de geschatte kwaliteitsverdeling binnen de populatie van voormalige werklozen, geeft *tabel 4* voor de behandelingsgroep - gemiddeld over alle cohortes samen - het aandeel van elk deciel.

**Tabel 4 - Verdeling behandelingsgroep naar intrinsieke kwaliteit**

Deciel populatie	Fractie van totaal behandelingsgroep
D1	0,02
D2	0,07
D3	0,17
D4	0,22
D5	0,15
D6	0,10
D7	0,08
D8	0,08
D9	0,07
D10	0,04
Totaal	1,00

Zou de behandelingsgroep eenzelfde verdeling hebben als de kandidaten voor de controlegroep, dan verwacht men een identiek aandeel van elk deciel van 10 %. De tabel maakt evenwel duidelijk dat de deelnemers aan een opleiding op het vlak van intrinsieke kwaliteit een aparte groep vormen binnen de populatie.<sup>16</sup> De extremere decielen zijn ondervertegenwoordigd, zowel de kwalitatief sterkste als de zwakste. Een andere vaststelling is dat de relatief sterkere decielen samen bijna twee keer zo zwaar wegen als de zwakkere decielen. Met andere woorden, de deelnemers aan de opleiding beschikken over het algemeen over een grotere intrinsieke kwaliteit dan de kandidaten voor de controlegroepen.<sup>17</sup>

Het feit dat de behandelingsgroep verschilt van de oorspronkelijke populatie met betrekking tot de verdeling van de intrinsieke kwaliteit, gecombineerd met de invloed van de intrinsieke kwaliteit op de uitkomstvariabele, bevestigt dat een correctie voor niet-observeerbare kenmerken wel degelijk nodig is. Daarom wordt de matchingprocedure voor de samenstelling van de controlegroep aangevuld met een bijkomend criterium. Concreet wordt op basis van de geschatte verdeling het deciel van intrinsieke kwaliteit bepaald dat overeenkomt met elk individu. Vervolgens wordt voor elk lid uit de behandelingsgroep op willekeurige wijze een persoon *in het-*

<sup>16</sup> De hypothese die stelt dat de behandelingsgroep eenzelfde verdeling kent als de restpopulatie wordt overtuigend verworpen aan de hand van een  $X^2$  - test.

<sup>17</sup> Die vaststelling is in opvallende tegenspraak met de resultaten uit twee andere empirische studies. In (Cockx, 1999) en (Cockx et al., 1998) leiden – respectievelijk bij het inschatten van de kansen op tewerkstelling en bij het meten van de duur van de betrekking - de correcties voor niet-observeerbare heterogeniteit tot een opwaardering van het effect van de beroepsopleiding. Beide studies maken gebruik van een gezamenlijke schatting van het deelnemings- en het uitkomstmechanisme. Een eerste mogelijke verklaring voor die discrepantie is dat de observaties uit een andere populatie getrokken worden. In de eerstgenoemde studie worden werklozen die het programma volgden vergeleken met werklozen die het programma niet hebben gevolgd. In de tweede studie vergelijkt men weliswaar, net als in deze paper, voormalige werklozen die het programma al dan niet hebben gevolgd, maar de controlegroep wordt beperkt tot aanwervingen waar geen subsidies aan te pas komen. Een tweede mogelijke verklaring is dat de uitkomstvariabele in geen van de drie studies dezelfde is.

*zelfde deciel uit de overeenkomstige deellijst en binnen dezelfde cohorte* gekozen. De controlegroep is dan uiteindelijk vergelijkbaar met de behandelingsgroep zowel qua observeerbare als niet-observeerbare kenmerken.

### 4.3. Implementatie van het proportionele hazardmodel

#### 4.3.1. Covariaten

Het opleidingseffect wordt geschat na correctie voor geslacht, scholingsniveau en leeftijdscategorie. De opname van die persoonskenmerken als covariaten gebeurt in de veronderstelling dat hun invloed op de hazard onveranderd blijft in de tijd. Geslacht en scholingsniveau (*laag, hoog*) zijn van nature discrete variabelen. Ook de leeftijd wordt beperkt tot twee categorieën, respectievelijk jonger en ouder dan 35 jaar bij de start van de tewerkstelling.<sup>18</sup> Hoewel de matching-procedure tot een gelijke verdeling leidt van behandelingsgroep en controlegroep, is de expliciete opname van die prognostische factoren in het model verkieslijk. De bijkomende verklaarde variantie zorgt immers voor een efficiëntere schatting van het opleidingseffect. Bovendien levert de inschatting van de invloed van de covariaten op de tewerkstellingsduur ook inhoudelijk een meerwaarde.

#### 4.3.2. Stratificatie

Naast de reeds vermelde covariaten kent men van elke persoon zijn cohorte en deciel van intrinsieke kwaliteit. Voor die twee variabelen wordt door het model gecorrigeerd door *stratificatie*: per combinatie van cohorte en niveau van intrinsieke kwaliteit wordt een afzonderlijke hazardfunctie geschat. Het opleidingseffect en de invloed van de covariaten worden dan a priori gelijk verondersteld over de verschillende strata. De invloed van de gestratificeerde variabelen op de tewerkstellingsduur kan moeilijk ingeschat worden. Het voordeel van stratificatie bestaat er evenwel in dat men de veronderstelling van proportionele hazards voor de gestratificeerde variabelen kan laten vallen.

In het geval van de opsplitsing per cohorte ligt stratificatie voor de hand. De cohortes onderscheiden zich door de maand waarin werk gevonden wordt. Met een dummy voor elke maand kan het model hiervoor corrigeren. De opname als lineaire covariaten houdt echter geen rekening met eventuele kalendereffecten tijdens de periode van tewerkstelling. Door de verschillende kalenderoorsprong van de cohortes beïnvloeden identieke kalendereffecten de hazard immers op een ander tijdstip. Daarom dringt een afzonderlijke schatting van de baselinehazard per cohorte zich op.

De bijkomende stratificatie per deciel van intrinsieke kwaliteit volgt uit de werkwijze bij het voorafgaandelijk frailtymodel. Aangezien de frailties werden geschat per cohorte kan niet zo-

---

<sup>18</sup> Categorisering van de leeftijdsvariabele vereenvoudigt immers de matchingprocedure. Het model werd eveneens met een continue leeftijdsvariabele uitgetest, maar dat leverde geen grotere likelihood.

maar worden aangenomen dat hun verdeling over de verschillende cohorten gelijk is. De stratificatie per cohorte én deciel laat toe dat de samenstelling van de decielen verschilt van cohorte tot cohorte.

#### 4.3.3. Censurering

De prestaties van elke cohorte zullen worden opgevolgd voor een periode van 15 maanden. Daarna worden alle observaties gecensureerd. Het is in theorie mogelijk om voor de eerste cohorten de betrokkenen over een langere periode te volgen. De opname van die bijkomende periode weegt echter niet op tegen de mogelijkheid van informatieve censurering. Immers, wanneer men een gemiddeld opleidingseffect in de periode na 15 maanden over de verschillende cohorten schat, zijn de observaties uit de laatste cohorten de facto gecensureerd door het einde van de beschikbare observatieperiode. Het opleidingseffect in de periode na 15 maanden wordt met andere woorden geschat voor een populatie die mogelijk niet representatief is voor de oorspronkelijke populatie. Door het tijdstip van censurering voor alle cohorten vast te leggen op 15 maanden, wordt die situatie vermeden.



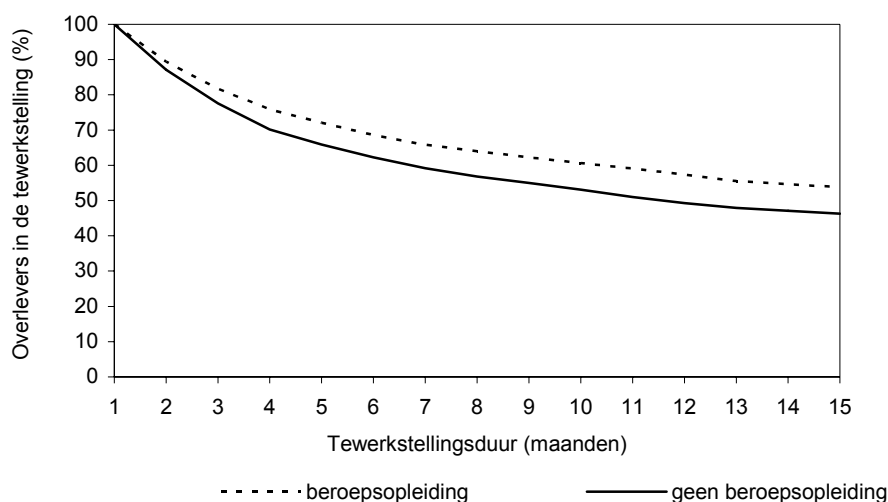
## 5. Resultaten

Dit hoofdstuk vat de onderzoeksresultaten samen; met behulp van verschillende invalshoeken wordt een zo ruim mogelijk antwoord gezocht op de vraag naar het effect van een beroepsopleiding op de tewerkstellingsduur.

### 5.1. Niet-parametrische inschatting van het opleidingseffect

Een eerste invalshoek wordt geboden door de niet-parametrische schatting van de overlevingsfunctie voor beide groepen. Die vereenvoudigde benadering maakt geen onderscheid tussen de twaalf cohorten. Ook de invloed van observeerbare en niet-observeerbare kenmerken wordt buiten beschouwing gelaten. *Figuur 3* zet onder die omstandigheden de overlevingsfunctie van de behandelingsgroep af tegen die van de controlegroep.<sup>19</sup> Blijkt duidelijk dat de deelnemers aan een opleiding over de gehele periode over grotere overlevingskansen in de tewerkstelling beschikken. Een log-rank test bevestigt dat de geschatte overlevingskansen statistisch significant verschillen in het voordeel van de behandelingsgroep ( $p < 0,001$ ). Op het moment van censurering na 15 maanden bedraagt het overlevingspercentage 53 % voor de behandelingsgroep tegenover 46 % voor de controlegroep.

**Figuur 3 - Overlevingsfuncties; behandelings- vs. controlegroep (alle cohorten)**



<sup>19</sup> De overlevingsfuncties werden ook hier geschat via de Lifetable methode waarbij elke maand overeenstemt met één interval.

## 5.2. Het opleidingseffect volgens het proportionele hazardmodel

De vaststelling van een significant verschil tussen de niet-parametrisch geschatte overlevingsfuncties van behandelingsgroep en controlegroep geeft reeds een eerste indicatie van het effect van de beroepsopleiding. Omdat beide groepen door de matchingprocedure een gelijke verdeling kennen, kan reeds afgeleid worden dat de beroepsopleiding een gunstig effect heeft op de tewerkstellingsduur. Voor een nauwkeurige inschatting van de grootte van het effect moet er evenwel rekening gehouden worden met de aanwezigheid van observeerbare en niet-observeerbare kenmerken. Daarvoor is het proportionele hazardmodel (PH) het geschikte instrument.

### 5.2.1. Prognostische factoren in het PH-model

Tabel 5 vat de resultaten samen voor de verklarende variabelen in het PH-model.<sup>20</sup> De aandacht gaat in de eerste plaats uit naar het effect van de opleiding op de tewerkstellingsduur. Blijkt dat de geschatte hazardratio (HR) van de behandelingsgroep 0,79 bedraagt, met een betrouwbaarheidsinterval (BI) van 95 % tussen de waarden van 0,76 en 0,82.<sup>21</sup> De overlevingskans op de arbeidsmarkt verbetert met andere woorden aanzienlijk voor de voormalige werklozen die een opleiding volgden.

**Tabel 5 - Prognostische factoren in het PH-model**

	Hazardratio	sig.	95 % BI
Beroepsopleiding	0,79	***	0,76-0,82
Vrouw	1,10	***	1,05-1,14
Jong	1,05	**	1,01-1,09
Laaggeschoold	1,19	***	1,15-1,24

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

Uit de tabel blijkt daarnaast dat respectievelijk vrouwen (HR=1,10), jongeren (HR=1,05) en vooral laaggeschoolden (HR=1,19) dan weer meer risico lopen om opnieuw werkloos te worden.

### 5.2.2. Interactie-effecten

In tabel 6 wordt vervolgens gepeild naar eventuele verschillen in het opleidingseffect naar gelang van de observeerbare kenmerken. Er is evenwel geen overtuigend bewijs van interactie van het opleidingseffect met geslacht, leeftijd of graad van scholing ( $p > 0,05$ ).<sup>22</sup>

<sup>20</sup> De resultaten volgen uit het gebruik van de PHREG-procedure (SAS-software). Gezien de onderliggende continuïteit van de gebeurtenissen werden samenvallende observaties behandeld met de EXACT-optie. Voor meer informatie over deze techniek en eventuele alternatieven zie (Therneau et al., 2000, p. 48-53).

<sup>21</sup> De significantie van de geschatte hazard ratio en zijn 95 % betrouwbaarheidsinterval zijn gebaseerd op de Wald-statistiek.

<sup>22</sup> Ook de homogeniteitstest is gebaseerd op een Wald-statistiek.

**Tabel 6 - Analyse per subgroep van het opleidingseffect**

	Hazardratio	sig.	Test homogeniteit
Vrouw	0,77	***	p=0,31
Man	0,80	***	
<35 jaar	0,76	***	p=0,08
>35 jaar	0,81	***	
Laaggeschoold	0,79	***	p=0,72
Hooggeschoold	0,79	***	

\* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001

Verder kan ook gezocht worden naar mogelijke interacties van het opleidingseffect met de gestratificeerde variabelen, met name de cohorte en het deciel van intrinsieke kwaliteit. Uit *tabel 7* blijkt dat het opleidingseffect nauwelijks verschilt over de verschillende cohortes (p=0,88). Er is wel sprake van een belangrijke interactie met het niveau van intrinsieke kwaliteit (p<0,001). De intrinsiek zwaksten schijnen het meest gebaat bij een opleiding (HR=0,57); voor de sterksten én voor *deciel 5* levert een opleiding geen significante meerwaarde op (HR= 0,91). De schattingen voor de overige decielen schommelen tussen die twee extreme waarden.

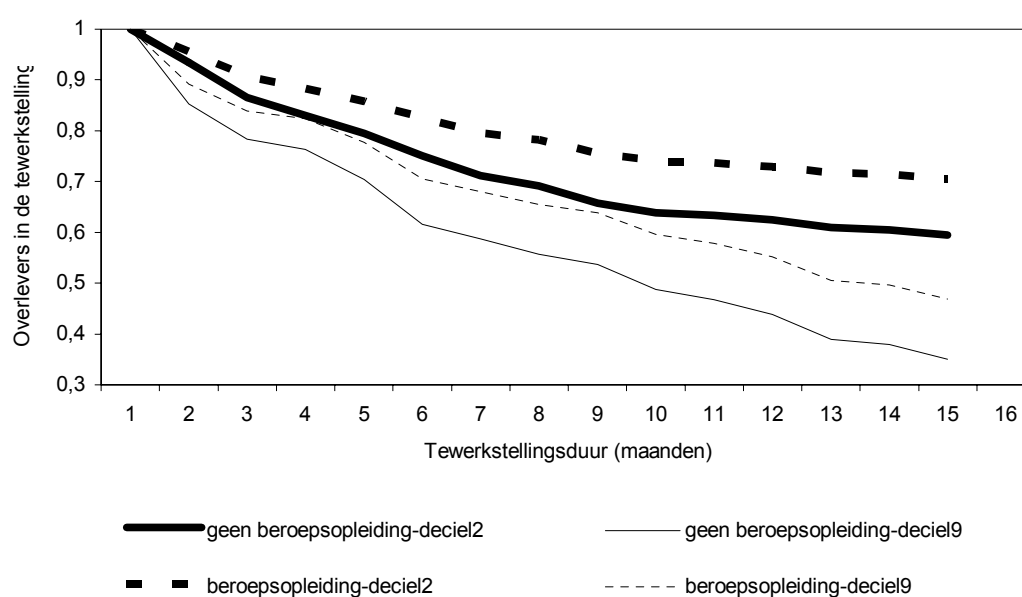
**Tabel 7 - Interactie van het opleidingseffect met cohorte en deciel**

	Hazardratio	sig.	Test homogeniteit
Jun-03	0,78	***	p=0,88
Jul-03	0,75	***	
Aug-03	0,73	***	
Sep-03	0,81	**	
Okt-03	0,83	**	
Nov-03	0,77	***	
Dec-03	0,76	***	
Jan-04	0,82	*	
Feb-04	0,85	**	
Mar-04	0,76	***	
Apr-04	0,81	***	p<0,001
Mei-04	0,83	**	
D1	0,91		
D2	0,67	***	
D3	0,83	***	
D4	0,81	***	
D5	0,91		
D6	0,83	***	
D7	0,77	***	
D8	0,80	***	
D9	0,72	***	
D10	0,57	***	

\* p<0,05, \*\* p<0,01, \*\*\* p<0,001

Ter illustratie geeft *figuur 4* de bevindingen van het weerhouden model voor de cohorte van februari 2004. De figuur beeldt de baseline-overlevingsfuncties af zoals voorspeld door het model, meer bepaald de overlevingskansen voor mannen die ouder zijn dan 35 jaar en niet laaggeschoold. Om de tekening niet te overladen worden enkel de overlevingsfuncties voor het tweede en het negende deciel weergegeven. De volle lijn geeft de overlevingskansen zonder voorafgaandelijke beroepsopleiding, de stippellijn de kansen na beroepsopleiding. De onderlinge afwijking tussen beide curves komt hierbij overeen met een hazardratio van respectievelijk 0,67 in deciel 2 en 0,72 in deciel 9, zoals eerder gerapporteerd in *tabel 7*.

**Figuur 4 - Overlevingsfuncties per deciel; behandelings- vs. controlegroep (cohorte februari 2004)**



Wat gezegd van de evolutie van het opleidingseffect met de tijd? Het is bijvoorbeeld niet ondenkbaar dat het effect zich voornamelijk manifesteert in het begin van de periode. Er wordt echter geen enkele vorm van interactie gevonden tussen het effect en de tijd.<sup>23</sup> De hypothese van proportionele hazards tussen de behandelingsgroep en de controlegroep blijkt gerechtvaardigd. Ook op het einde van de periode beschikt de groep die een opleiding volgde over aanzienlijk betere overlevingskansen in de tewerkstelling. Anderzijds mag men niet uit het oog verliezen dat na 15 maanden alle observaties gecensureerd worden. Over de relatieve prestaties van beide groepen na deze periode kan geen uitspraak gedaan worden.

<sup>23</sup> Tests van het model met een lineaire, log-lineaire of een gedichotomiseerde interactieterm leveren geen bewijs voor een significante interactie van het opleidingseffect met de tijd ( $p > 0,05$ ).

### 5.2.3. Het opleidingseffect wanneer niet onmiddellijk werk gevonden wordt

Ten slotte gaan we nog dieper in op de relatie tussen het opleidingseffect enerzijds en de duur van de periode tussen het einde van de opleiding en het begin van de tewerkstelling anderzijds. Meer bepaald blijkt dat het opleidingseffect significant groter is voor voormalige werklozen die onmiddellijk na de opleiding werk vinden ( $p < 0,01$ ). De geschatte hazardratio bedraagt voor dat deel van de behandelingsgroep 0,75.<sup>24</sup> Met een aandeel van 43 % binnen de behandelingsgroep draagt die groep in belangrijke mate bij tot het globale opleidingseffect.

In de mate dat het onmiddellijk vinden van werk een indicatie is van een geslaagde opleiding mag een sterk effect op de duur van de daaropvolgende tewerkstelling niet verbazen. Er is evenwel nog een andere verklaring die de interpretatie bemoeilijkt en de globaal geschatte hazardratio onder druk zet. Het deel van de behandelingsgroep dat onmiddellijk werk vindt, bevat eveneens werklozen die op basis van een afspraak tussen de gewestelijke diensten van arbeidsbemiddeling en de betrokken onderneming genieten van *een gegarandeerde minimumduur van aansluitende tewerkstelling*. Het spreekt voor zich dat de opname van zulke observaties kan leiden tot een overschatting van het daadwerkelijke opleidingseffect.

Probleem is dat geen gegevens beschikbaar zijn over het aandeel van de voormalige werklozen met een gegarandeerde minimumduur van tewerkstelling binnen dat deel van de behandelingsgroep dat na de opleiding onmiddellijk werk vindt. Belangrijk evenwel is de vaststelling dat ook voor het resterende deel van de behandelingsgroep sprake is van een significant opleidingseffect. De geschatte hazardratio bedraagt hiervoor 0,82 en kan beschouwd worden als het effect van de opleiding wanneer niet onmiddellijk werk gevonden wordt.

---

<sup>24</sup> De p-waardes en de hazardratio's in deze paragraaf zijn gebaseerd op een bijkomende stratificatie volgens het criterium van onmiddellijke tewerkstelling.

## 6. Interpretatie

Uit de resultaten blijkt dat beroepsopleidingen een significant gunstig effect hebben op de tewerkstellingsduur van de deelnemers. Dit laatste hoofdstuk keert terug naar de veronderstellingen die aan de basis liggen van dat resultaat en verkent de grenzen van zijn relevantie in het debat rond de doelmatigheid van een actief arbeidsmarktbeleid.

Een belangrijke ambitie van het onderzoek was het ontwerpen van een verdedigbare strategie voor de correctie voor mogelijke confounders. De keuze viel daarbij op een maximale benutting van het longitudinaal karakter van de gegevens en de onderverdeling van de populatie in decielen van intrinsieke kwaliteit. De voorspellende kracht van de in het verleden vastgestelde hiërarchie tussen de werklozen onderling kwam duidelijk tot uiting in de overlevingsprofielen per deciel (zie eerder *figuur 2*).

Bij die werkwijze kan men evenwel enkele kanttekeningen aanbrengen. Door het gebruik van de decielen in plaats van de geschatte intrinsieke kwaliteit zelf, verliest het onderzoek een deel van de beschikbare informatie. Zo wordt de matching minder precies en kan er in principe sprake zijn van een geringe vorm van residuele confounding. Dat leidt over het algemeen tot een verlies aan efficiëntie en een afzwakking van het te schatten effect. Bovendien worden de decielen van intrinsieke kwaliteit bepaald binnen elke cohorte, hoewel daar inhoudelijk geen aanleiding voor is.

Het voordeel van de werkwijze ligt in het geringe aantal assumpties dat het model oplegt. In de praktijk wordt een inschatting gemaakt van de voorafgaandelijke prestaties van elk lid van een cohorte naar gelang van zijn observeerbare kenmerken. Hoewel de inschatting in eerste instantie gebeurt op basis van een binnen de cohorte geparаметriseerde verdeling van de intrinsieke kwaliteit, leidt deze enkel tot een onderverdeling van elk lid in één van 10 door het model bepaalde niveaus. Vervolgens vergelijkt het onderzoek de prestaties van vergelijkbare individuen binnen hetzelfde deciel. In die fase van het onderzoek speelt de veronderstelde theoretische verdeling van de onderliggende parameter geen verdere rol meer.

De kwetsbaarheid van de methode ligt met name in de mogelijkheid dat het tewerkstellingsverleden van de participanten besmet wordt door de keuze voor een opleiding. Er wordt immers uitgegaan van de volgende sequentie: mensen verliezen hun werk en besluiten vervolgens een opleiding te volgen of niet. Mochten bepaalde personen echter hun lopende tewerkstelling onderbreken om gebruik te maken van een opleiding, dan zal hun geschatte intrinsieke kwaliteit een onderschatting zijn van de realiteit.

Wanneer de beslissing tot het volgen van een opleiding dikwijls vooraf zou gaan aan het einde van de tewerkstellingsperiode, leidt de methode tot een onderschatting van de intrinsieke kwaliteit *stricto sensu* en zo tot een overschatting van het opleidingseffect. In dat geval vertrekt men

echter van de idee dat de betrokkenen vrijwillig kiezen voor de werkloosheid. De langere tewerkstellingsperiode die volgt na de opleiding kan dan gezien worden als de toegenomen tevredenheid die de betrokkene ondervindt bij zijn tewerkstelling. Als dusdanig is er nog steeds sprake van een objectieve verbetering van de individuele situatie, zij het in een ruimer gedefinieerde context. Bovendien mag men niet uit het oog verliezen dat voor de deelnemers aan de opleiding gemiddeld een hogere intrinsieke kwaliteit werd geschat dan voor de overige voorafmalige werklozen.

Wat betreft de invloed van de opleiding op de tewerkstellingsduur blijkt dat naar gelang van het deciel van intrinsieke kwaliteit het gemiddeld effect soms sterk verschilt. Daarbij komt dat deze gemiddelde effecten een samenvatting zijn van een heterogene realiteit. Achter de noemer van beroepsopleiding gaat immers een breed gamma van opleidingen schuil. Niet elke opleiding zal even succesvol zijn. Bovendien slaat dezelfde opleiding bij de ene deelnemer beter aan dan bij de andere. Het is niet onmogelijk dat deelnemers anticiperen op die verschillen en op basis daarvan beslissen al dan niet te participeren. In dat geval zal het verplicht stellen van bepaalde opleidingen tot een verwatering van het opleidingseffect leiden.

Een volgende overweging betreft het netto-effect op de tewerkstelling. Aangezien geen expliciete toelatingscriteria worden geformuleerd voor deelname, lijkt de opleiding buiten een specifiek doelgroepenbeleid te vallen. In die optiek moet het succes ervan ook gemeten worden aan de netto-effecten op de arbeidsmarkt. Op basis van onze gegevens is het onmogelijk om de grootteorde van een eventueel substitutie-effect in te schatten. In de mate dat er daadwerkelijk sprake is van een mismatch tussen vraag en aanbod op de arbeidsmarkt, zal de individueel toegenomen tewerkstellingsduur zich evenwel op zijn minst voor een deel vertalen in een vermindering van de werkloosheid.

Tot slot kan een globale evaluatie van de beroepsopleiding zich uiteraard niet louter tot de tewerkstellingsduur beperken. In de Belgische empirische literatuur van de laatste jaren bestaat evenwel relatieve eensgezindheid over de verhoging van de kansen voor de betrokkenen om uit de werkloosheid te ontsnappen. Wat betreft het verband tussen beroepsopleiding en verloning ligt voor zover wij weten het onderzoeksterrein nog braak. Deze paper kan gezien worden als aanvulling op eerder onderzoek naar het effect op de duur van de betrekking. Waar de beroepsopleiding op die laatste parameter geen significante invloed bleek uit te oefenen, is dat volgens onze resultaten wel het geval voor de duur van de tewerkstelling.

## Samenvatting

Dit onderzoek naar het effect van beroepsopleidingen op de tewerkstellingsduur kadert in de evaluatie van het Belgische arbeidsmarktbeleid. De beroepsopleiding waarvan sprake vormt een belangrijk onderdeel van dat beleid en wordt als dusdanig verondersteld de duurzame integratie van werklozen in de arbeidsmarkt te bevorderen. Met de schatting van het effect op de tewerkstellingsduur levert het onderzoek een bijdrage aan de discussie omtrent de doelmatigheid van beroepsopleidingen. Een volledige evaluatie brengt naast de tewerkstellingsduur evenwel nog andere parameters in rekening en valt buiten het bestek van de tekst.

Het onderzoek steunt op een databank met maandelijkse individuele werkloosheidsgegevens, die loopt van januari 2001 tot december 2005 en die naast het uitkeringsstatuut ook de socio-economische kenmerken van de betrokkenen bevat. De onderlinge koppeling van de maandelijkse gegevens brengt de individuele historiek in kaart van alle Belgen die op een zeker moment van de observatieperiode werk zoeken. De informatie m.b.t. de timing van de veranderingen in arbeidsmarktstatuut vormt de basis van het onderzoeksmateriaal.

Voor de schatting van het opleidingseffect vergelijkt het onderzoek de prestaties van voormalige werklozen die de opleiding volgden met de prestaties van andere voormalige werklozen. Hierbij stuit men op enkele methodologische uitdagingen. In de eerste plaats geeft de beperkte duur van de beschikbare periode aanleiding tot gecensureerde observaties. Ten tweede dient het onderzoek door het niet-experimenteel karakter van de gegevens rekening te houden met de mogelijkheid van selection bias, omdat a priori niet uitgesloten kan worden dat de deelnemers aan de opleiding een atypische groep vormen binnen de populatie van voormalige werklozen.

Door het gebruik van technieken uit de overlevingsanalyse vangt het onderzoek het voorkomen van gecensureerde observaties op. Voor het minimaliseren van de selection bias wordt uit de populatie voormalige werklozen een controlegroep samengesteld die zo goed mogelijk de samenstelling van de deelnemers aan de opleiding benadert. Een speciale vermelding bij de samenstelling van de controlegroep verdient het gebruik van een frailtymodel dat via het tewerkstellingsverleden van de betrokkenen hun intrinsieke kwaliteit op de arbeidsmarkt tracht te identificeren. Een belangrijk resultaat in de marge van het onderzoek is de vaststelling dat de deelnemers aan de opleiding gemiddeld over een hoger niveau van intrinsieke kwaliteit blijken te beschikken dan de restpopulatie van voormalige werklozen.

De vergelijking van de tewerkstellingsduur van de deelnemers aan de opleiding met die van de controlegroep via een proportioneel hazardmodel, gestratificeerd per cohorte en deciel van intrinsieke kwaliteit en met censurering van alle observaties na 15 maanden, leidt uiteindelijk tot het onderzoeksresultaat. Blijkt dat de geschatte hazardratio van de deelnemers aan de opleiding 0,79 bedraagt, met een betrouwbaarheidsinterval van 95 % tussen de waarden van 0,76 en 0,82.



We stellen met andere woorden een significant positief effect vast van de beroepsopleiding op de tewerkstellingsduur. Er is geen bewijs van interactie van het opleidingseffect met geslacht, leeftijd of graad van scholing. Wel blijkt het effect van de opleiding te verschillen naar gelang van het niveau van intrinsieke kwaliteit.

## Referenties

- Allison, P. D. (1995), *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, Cary NC: SAS Institute.
- Bardoulat, I., Dejemeppe M., Saks Y., Cockx B., en Van der Linden B. (1998), "Marché du travail et chômage. Valorisation de banques de données existantes: la STAT. 92.", IRES, Université catholique de Louvain.
- Bollens J. en Hooge J. (1996), "Bereik, kwaliteit en effectiviteit van de VDAB-beroepsopleiding voor werkzoekenden, Luik 1 : deelopport 1", HIVA, Leuven.
- Bollens J. en Nicaise I. (1994), "The Medium-Term Impact of Vocational Training on Employment and Unemployment Duration", paper prepared for the European Association of Labour Economists Conference, Warsaw, September.
- Calmfors L. (1994), "Active Labour Market Policy and Unemployment - A Framework for the Analysis of Crucial Design Features", *OECD Economic Studies No. 22*, Paris.
- Cockx, B. (1999), "Les formations professionnelles du FOREM accélèrent-elles la sortie du chômage en Wallonie ?", *Etude spéciale du Service d'Analyse économique de l'IREs*, septembre, Louvain-la-Neuve: IRES, Université catholique de Louvain, 105-124.
- Cockx B., Van der Linden B. en Karaa A. (1998), "Active labour market policies and job tenure", *Oxford Economic Papers*, 50, 685-708.
- Cox, D. R. (1972), "Regression Models and Life Tables (with Discussion)." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34:187-220.
- Cox, D. R. en D. Oakes (1984), *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall.
- Heckman, J., LaLonde R. en Smith J. (1999), "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," in O. Ashenfelter and D. Card, Chapter 31, *Handbook of Labor Economics*, Vol. IV, 1865-2073.
- Hougaard P. (2000), *Analysis of Multivariate Survival Data*, New York: Springer.
- Therneau, T. M. en P. M. Grambsch, (2000), *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*, New York: Springer.
- Van der Linden B. (1997), "Effets des formations professionnelles et des aides à l'embauche : exploitation d'une enquête auprès d'employeurs belges", *Economie et Prévision*, 1997, N°131, 113-130.
- Van der Linden B. (2002), "L'effet des formations professionnelles de chômeurs: de l'impact sur les individus à l'impact macroéconomique" in David De la Croix, Frédéric Docquier, Christine Mainguet, Sergio Perelman en Etienne Wasmer (Eds), *Capital humain et dualisme sur le marché du travail*, De Boeck-Larcier, collection « Economie, Société et Régions », 319-334.