

(MEER) OUDEREN AAN HET WERK

Analyse van het uitstroompatroon van werkzoekenden in 2003, 2005 en 2007

De 50-plussers staan centraal in het arbeidsmarktbeleid. Hun werkzaamheidsgraad is de laatste jaren sterk toegenomen en de oudere werkzoekenden zijn momenteel het voorwerp van discussie in het activeringsdebat en de verruiming van de sluitende aanpak.

In deze paper wordt nagegaan hoe de uitstroom naar werk van oudere werkzoekenden de afgelopen jaren verlopen is. Op basis van het uitstroompatroon van 3 cohorten niet-werkende werkzoekenden (ingeschreven in januari 2003, 2005 en 2007) wordt nagegaan welk het 'unieke' effect –na controle voor de andere variabelen- is van leeftijd, opleidingsniveau en jaar van instroom in de arbeidsreserve. De resultaten gaan meestal in de verwachte richting maar verwonderen toch op vlak van de intensiteit van de verschillen in het uitstroompatroon.

De snelheid van uitstroom wordt uiteraard sterk bepaald door de leeftijd van de werkzoekenden: het aandeel uitstromers daalt sterk met de leeftijd. Voor de 3 cohorten bedraagt de gemiddelde niet-uitstroom na 12 maanden 63% bij de 45-plussers tegenover 32% bij de <25 jarigen. Het duurt meer dan een jaar eer de helft van de 45-plussers een eerste keer uitgestroomd is.

Het jaar van inschrijving heeft eveneens een duidelijk en sterk effect op het uitstroompatroon. De 'niet uitstroom' na 12 maanden bedraagt voor de cohorte 2003 nog 53%, voor de cohorte 2007 is dit gedaald naar 40%. In 2003 duurde het meer dan een jaar eer de helft een eerste keer was uitgestroomd naar werk, in 2007 is dit gedaald en bijna gehalveerd naar 6,7 maanden. De verbeterde conjunctuur is hier zeker de verklaring, maar misschien speelt ook het versterkte activeringsbeleid een rol.

Uit de meting van het gecombineerde effect van leeftijd en jaar van instroom blijkt dat het effect van het jaar van inschrijving beduidend kleiner is bij de jongeren. De snellere uitstroom van jongeren (het leeftijdseffect) wordt minder versterkt door het jaar van inschrijving dan bij de andere leeftijdsgroepen. Het verschil in 'niet uitstroom' na 12 maanden tussen de cohorten 2003 en 2007 bedraagt bij de jongeren bijna 9 procentpunten, bij de 45-plussers is dit iets meer dan 15 procentpunten.

De uitstroom van de jongeren blijkt dus minder afhankelijk te zijn van de conjunctuur en het gevoerde beleid, wellicht omdat ze ook bij een mindere conjunctuur 'op de eerste rij staan' en omdat de interimarbeid voor hen een stevige bodem legt onder de arbeidsvraag.

Ook het opleidingsniveau heeft een effect op de uitstroomsnelheid. De 'niet uitstroom' na 12 maanden bedraagt gemiddeld voor de 3 cohorten 42% bij de hooggeschoolden, 47% bij de midden-geschoolden en 51% bij de laaggeschoolden. Bij de hooggeschoolden duurt het bijna 8 maanden eer de helft is uitgestroomd, bij de laaggeschoolden duurt dit meer dan 12 maanden. Opvallend is wel dat de mediaan duurtijd bij de hooggeschoolden veel hoger ligt dan bij de jongeren (4,2 maanden). De relatief lage uitstroomsnelheid van de hooggeschoolden heeft ondermeer te maken met de langere aanwervingsprocedures voor meer gekwalificeerde jobs, en met het 'wachtgedrag' van zowel de werkzoekenden (minder vlug interimarbeid ifv het verdienpotentieel) als de werkgevers (een kortere terugverdienperiode, zeker bij oudere hooggeschoolden).

Ten slotte is er ook een opvallend gecombineerd effect van leeftijd en onderwijsniveau. Het verschil in uitstroomsnelheid tussen hoog- en laaggeschoolden verdwijnt nagenoeg volledig vanaf 30 jaar. Bij de jongeren is er nog een zeer groot verschil (22 procentpunten) tussen hoog- en laaggeschoolden in de 'niet uitstroom' na 12 maanden, maar dit wordt nihil bij de 30-44 jarigen en de 45-plussers. Vanaf 30 jaar heeft het onderwijsniveau geen effect meer op de uitstroomsnelheid. In de praktijk betekent dit dat een laaggeschoolde jongere (<30 jaar) een grotere kans heeft op een snellere uitstroom dan een hooggeschoolde oudere (>30 jaar).

(Meer) ouderen aan het werk

1. Inleiding

De laatste jaren is er een sluipende ommekeer aan de gang in de arbeidsmarktsituatie van de oudere beroepsbevolking, zowel bij werkenden als werkzoekenden. Het is een samenspel van vele op elkaar inwerkende factoren die de 50-plussers een centrale plaats geeft in het huidige arbeidsmarktbeleid en waarbij ze de status van 'dure kneusjes' eindelijk aan het verliezen zijn. Recent aanwervingsonderzoek (Sels, 2007) heeft aangetoond dat bijna 15% van de aanwervingen 45-plussers betrof, maar 55-plussers zijn met 3% nog steeds een uitzondering¹. Maar het langer blijven werken van de 'zittende' vijftigers kan hier wellicht 'tot voorbeeld dienen'.

Er is vooreerst de demografische uitdaging met oplopende vergrijzingskosten die een bredere, (eventueel alternatieve) financieringsbasis van de Sociale Zekerheid en de collectieve voorzieningen vereisen, die ondermeer gerealiseerd moet worden via een stijgende werkzaamheidsgraad voor meer inkomsten en minder uitgaven.

Een andere factor is de aanhoudende werkgelegenheidsdynamiek met toenemende en structurele kraptes in diverse segmenten (sectoren en beroepen) van de arbeidsmarkt waardoor de ouderen, naast andere 'kansengroepen' (laaggeschoolden, allochtonen en arbeidsgehandicapten), in beeld komen om de langer openstaande vacatures in te vullen. De arbeidsreserve is de laatste jaren sterk gekrompen en bestaat momenteel voor een groot deel uit kansengroep- werkzoekenden die doorgaans moeilijker bemiddelbaar zijn en trager uit de arbeidsreserve stromen richting 'betaalde arbeid'.

Een derde element is de noodzakelijke switch naar een arbeidsbemiddeling en -voorziening die meer gebaseerd zullen zijn op competenties, waarbij de verworven competenties en de 'bewezen' werkattitudes van oudere werknemers een troef zijn in het rekruteringsproces. Uit ander, kleinschalig aanwervingsonderzoek² blijken de competenties en de juiste attitudes (zoals motivatie en flexibiliteit) van doorslaggevend belang te zijn bij de aanwerving van 45-plussers.

Het sluitstuk is echter de reeds ver doorgedrongen mentaliteitswijziging die 'werken op oudere, nabrugpensioen leeftijd' terug aanvaardbaar maakt. Illustratief hiervoor is dat de geplande uitstapleeftijd van 50-plussers op enkele jaren tijd omhoog is geschoten van ergens tussen 55 en 58 jaar naar liefst 62 jaar³.

De werkzaamheidsgraad van de 50-plussers is sinds 1999 onafgebroken gestegen, van 38% tot 46% in 2006, zowel in België als in het Vlaamse gewest. Het is wel een internationale trend (van 48% naar 57% in de EU-3) met een sterk demografische basis (de grote groep 'actieve' veertigers worden vijftigers, de vrouwelijke cohorten met hoge werkzaamheidsgraden 'schuiven door' en blijven langer actief). De stijgende werkzaamheidsgraad gedurende de laagconjunctuur van de periode 2001-2004 toont wel aan dat Europa afstand heeft genomen van het principe 'oud is out' uit de vorige decennia. Vooral in de jaren '80 werkte iedere lidstaat, met België als inventieve koploper, dure uittrede-regelingen uit voor de vervroegde afschrijving van oudere werknemers en de 'duurzame inactivering' van oudere werkzoekenden. Intussen is dit omgebogen naar een activeringsbeleid met stimuleringsmaatregelen, gericht op zowel de vraag- als aanbodzijde van de arbeidsmarkt.

De sterk verbeterde conjunctuur sinds 2004 (en aanhoudend tot 2007) heeft een werkgelegenheidsdynamiek op gang gebracht die ook in het Vlaamse gewest ten goede is gekomen aan de oudere werkzoekenden. Na een sterke toename van de oudere arbeidsreserve, vooral tengevolge van het terug invoeren van de beschikbaarheidsvereiste, is deze in de loop van 2007 beginnen dalen (zie ook: VDAB, *Ontcijfert* 8). Intussen is de preventieve actie 'Actief 50+' goed op gang gekomen met een toenemend bereik van oudere werkzoekenden in de trajectwerking en de '50+ clubs', met de '50+ premies' als aanwervingssteun voor de werkgevers. Momenteel is het de vraag of men ook voor de

¹ Het betreft de aanwervingen in de periode januari 2003-juni 2006 door de klanten van het Acerta Sociaal Secretariaat. (De Coen, Forrier, e.a.; 2007)

² Telefonische enquête bij een tiental bedrijven die recent een oudere werkzoekende in dienst hadden genomen (Lamberts, 2007)

³ Enquête bij werkende 50-plussers; ADSEI/FOD Economie, Persbericht 4 februari 2008

oudere werkzoekenden (of een deel ervan) in de richting gaat van een volledig sluitende maar aangepaste aanpak, met een systematische activering.

Deze paper is een eerste in een reeks die zal inzoomen op de uitstroom naar werk van enkele cohortes werkzoekenden, met speciale aandacht voor de oudere werkzoekenden. Er wordt nagegaan hoe snel (hoeveel maanden na de inschrijving) de werkzoekenden erin slagen om uit te stromen uit de werkloosheid richting betaalde arbeid. Hiervoor zal het uitstroompatroon onderzocht worden van 3 cohortes werkzoekenden, ingeschreven in de arbeidsreserve in de maand januari van 2003, 2005 en 2007. Er zal nagegaan worden of er verschillen zijn in het uitstroompatroon van de opeenvolgende cohortes, met de vraag of de snelheid van uitstroom toegenomen is. Men kan aannemen dat door de verbeterde conjunctuur de 'jongere' cohortes sneller uitstromen dan de 'oudere'. Daarnaast zal nagegaan worden welke het unieke effect is van variabelen zoals leeftijd en onderwijsniveau en welke het gecombineerde effect is van een duo variabelen. Het betreft hier een enkelvoudige uitstroommeting waarbij werkzoekenden die eenmaal uitgestroomd op het einde van een bepaalde maand, niet verder opgevolgd worden (er is geen 'teruglegging').

In volgende papers zullen we de analyse uitbreiden door o.a. meervoudige uitstroommetingen te gebruiken waarbij de situatie (werk of werkzoekend) op het einde van meerdere maanden bekeken wordt. Daarnaast zullen ook alternatieve uitstroomdefinities ontwikkeld worden, die bvb. de duur van en de afwisseling tussen de tewerkstelling- of werkloosheidsperiodes in rekening brengen. Hierbij kan nagegaan worden in hoeverre de uitstroom 'duurzaam' is en welke de intensiteit is van de werkcomponent over een bepaalde periode. Het toevoegen van summier trajectinformatie (al of niet een traject gevolgd hebben, een beperkt of uitgebreid traject) kan een eerste inzicht bieden in het belang van de gevolgde begeleiding voor de (snelheid van) uitstroom.

Het is ook de bedoeling om deze analyses te focussen op specifieke (kansen)groepen. In deze eerste paper gaat er speciale aandacht naar de ouderen die momenteel het voorwerp zijn van politiek debat rond de vraag in welke richting het activeringsbeleid voor deze groep moet gaan.

Een van de volgende papers gaat dan in op de uitstroom en loopbanen van allochtonen, waarbij de koppeling met informatie over de gevolgde (traject)acties zeer relevante informatie kan opleveren.

Door de ontsluiting van administratieve tewerkstellingsgegevens (DIMONA en RSVZ) ligt potentieel een brede waaier van uitstroomonderzoek open. Een potentieel dat tot nu toe onderbenut is gebleven ondanks de duidelijke mogelijkheden. Ook internationaal is deze overtuiging aanwezig. Ondermeer Ekeland is een fervente voorstander van het gebruik van administratieve gegevens in het kader van arbeidsmarktonderzoek. Natuurlijk zijn er nog problemen. Deze gegevens worden niet in de eerste plaats voor onderzoeksdoeleinden verzameld en beantwoorden zelden perfect aan het ideaal van de onderzoeker. En ja, af en toe bevatten ze relatief veel foute of verouderde informatie. Bovendien moet ook de wet op de privacy gerespecteerd worden. Maar de beste manier om deze beperkingen aan te pakken is de gegevens gebruiken in onderzoek en de resultaten confronteren met het academische publiek en het beleid. Het debat dat hier ongetwijfeld uit voort zal vloeien, is nog steeds de vruchtbaarste bodem om nieuwe inzichten en ideeën te laten groeien, methoden te verfijnen, fouten te corrigeren en het gebruik van administratieve data in onderzoek te promoten. De VDAB hoopt, met deze paperreeks, alvast een steentje hiertoe bij te dragen.

2. Uitstroomanalyse

Inleiding

Sinds enkele jaren kan nagegaan worden of de niet-werkende werkzoekenden die uit de arbeidsreserve verdwenen zijn al of niet uitgestroomd zijn naar werk. Door de datum (maand) van inschrijving (instroom in de arbeidsreserve) te vergelijken met de maand van uitstroom naar werk kan men nagaan hoe snel (hoeveel maanden na de inschrijving) werkzoekenden een job gevonden hebben. Via statistische analyses kan ook nagegaan worden welk het effect is van de beschikbare kenmerken van werkzoekenden (zoals geslacht, leeftijd en opleidingsniveau), waarbij het unieke effect van een kenmerk kan berekend worden door de invloed van de andere kenmerken onder controle te houden. Daarnaast kan ook het gecombineerde effect van twee of meer variabelen berekend worden, hetgeen inte-

ressant is wanneer er sprake is van interactie, in de zin dat het effect van de ene variabele versterkt of afgezwakt wordt door het effect van de andere variabele.

Eén van de onderzoeksvragen is hoe de uitstroom van ouderen verloopt en in welke mate deze verschilt van de uitstroom van andere leeftijdsgroepen. Een andere onderzoeksvraag is of het uitstroompatroon (de snelheid van uitstroom na de inschrijving) in de afgelopen jaren veranderd is. Er kan verondersteld worden dat de aantrekkende conjunctuur en/of het versterkte activeringsbeleid de uitstroom naar werk hebben versneld. Om dit te kunnen onderzoeken werden 3 afzonderlijke cohorten samengesteld: de ingeschreven werkzoekenden in januari 2003, in januari 2005 en in januari 2007.

Naast de variabelen 'leeftijd' en 'jaar van instroom' zijn ook andere variabelen⁴ beschikbaar waarvan het effect op de uitstroomsnelheid kan gemeten worden: geslacht, opleidingsniveau, origine, al of niet arbeidsgehandicapt, al of niet leefloongerechtigd, al of niet werkzoekend geweest de voorbije 4 jaar. Het is de bedoeling om na te gaan welk 'uniek effect' deze variabelen hebben op het uitstroompatroon. Meer bepaald wordt nagegaan hoeveel de verstreken tijd (uitgedrukt in maanden) bedraagt tot de *eerste uitstroom naar werk*, waarna de betrokken (uitgestroomde) werkzoekenden niet verder opgevolgd worden⁵. Een werkzoekende kan na het vinden van een job opnieuw werkloos worden en zich opnieuw inschrijven en eventueel opnieuw uitstromen, maar deze bewegingen worden in deze paper niet meer opgevolgd.

Deze eerste paper concentreert zich op de ouderen en de nadruk ligt dan ook op de bespreking van het unieke effect van leeftijd en de interacties tussen leeftijd en jaar van inschrijving en tussen leeftijd en opleidingsniveau. De duiding van beide interacties vereist natuurlijk ook een bespreking van de unieke effecten van jaar van instroom en opleidingsniveau. De andere interessante bevindingen van de analyses zullen behandeld worden in een volgende paper.

Het unieke effect van leeftijd

Hierbij wordt het unieke effect gemeten van de leeftijdsklassen op de snelheid van uitstroom. De vastgestelde verschillen zijn enkel te wijten aan leeftijd vermits er gecontroleerd wordt voor de andere 7 variabelen: maand instroom, geslacht, opleidingsniveau, origine, al of niet arbeidsgehandicapt, al of niet leefloongerechtigd en al of niet werkzoekend geweest de voorbije 4 jaar. Het resultaat kan beschouwd worden als het uitstroompatroon volgens leeftijd van een fictieve persoon met een gemiddeld profiel voor de 7 gecontroleerde variabelen (kortom, de statistische versie van Jan Modaal).

In de tabellen worden de belangrijkste resultaten samen gebracht in 3 luikjes:

- het aandeel werkzoekenden dat op het einde van de eerste maand na de inschrijving een eerste keer uitgestroomd is naar werk;
- het aandeel dat nog geen enkele keer uitgestroomd is op het einde van de 1^e, 3^e, 6^e, 9^e en 12^e maand na de inschrijving;
- de mediaan duurtijd, dit is de verstreken tijd (in aantal maanden) tot de helft van de cohorte de eerste keer uitgestroomd is.

Resultaten

Het valt te verwachten dat ook de leeftijd van de NWWZ een effect heeft op de snelheid van uitstroom naar werk en de duur van het 'verblijf' in de arbeidsreserve. Uit een analyse van het unieke effect van de leeftijd blijkt dat het aandeel uitstromers sterk daalt met de leeftijd. Van de jongeren (<25 jaar) stroomt 27,5% van de ingeschreven NWWZ de eerste maand na inschrijving uit naar werk. Het uitstroompercentage op het einde van de eerste maand daalt met de leeftijd: naar 22,7% voor de 25-29 jarigen, 18,8% voor de 30-44 jarigen en nog slechts 12,9% voor de 45-plussers (zie tabel 2).

Dit resulteert na 12 maanden in grote verschillen in het aandeel 'nog niet uitgestroomde NWWZ': het bedraagt slechts 32,4% voor de jongeren, stijgt vrij sterk naar 41,3% voor de 25-29 jarigen en 49,2%

⁴ Deze laten toe de belangrijkste kansengroepen van de VDAB te bestuderen, voor meer informatie zie Bijlage 1: Profiel van de cohortes.

⁵ Dit is de klassieke, enkelvoudige duurtijdanalyse, voor meer informatie zie Bijlage 2: Methodologie.

voor de 30-44 jarigen, maar neemt nog sterker toe voor de 45-plussers waarvan er nog 63,1% geen enkele keer uitgestroomd is 12 maand na de inschrijving.

Ook de mediaan illustreert de veel grotere snelheid waarmee werkzoekende jongeren werk vinden: na 4,2 maanden is reeds de helft aan het werk. Bij de 25-29 jarigen vergt dit reeds 7,3 maanden en vanaf 30 jaar wordt dit bijna een jaar (11,5 maanden) maar het stijgt tot boven het jaar voor de 45-plussers.

Tabel 1. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens leeftijd (gewogen gemiddelden van de cohorten 2003, 2005 en 2007)

	Leeftijdsgroep			
	<25	25-29	30-44	45 en +
Uitstroom (%) na 1 maand	27,5	22,7	18,8	12,9
Aandeel nog niet uitgestroomd na X maand				
1 maand	72,5	77,4	81,2	87,1
3 maanden	56,0	63,2	69,0	78,5
6 maanden	44,8	53,1	60,1	71,8
9 maanden	37,0	45,7	53,3	66,5
12 maanden	32,4	41,3	49,2	63,1
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	4,2	7,3	11,5	>12,0

Bespreking

Deze resultaten bevestigen het sterk discriminerende karakter van de leeftijd, met grote verschillen *tussen* de leeftijdsgroepen. De uitstroomsnelheid daalt vrij sterk met iedere oudere leeftijdsgroep en zelfs bij de twintigers is er reeds een opmerkelijk verschil tussen de <25 jarigen en de 25-29 jarigen. Men kan veronderstellen dat de jongsten –zeker indien ze nog geen eigen huishouden ‘runnen’- iets sneller bereid zullen zijn om een tijdelijke job⁶ aan te nemen dan de iets ouderen, maar uiteraard zijn ze ook ‘goedkoper’ bij de aanwerving. Het verschil tussen de jongste en de oudste leeftijdsgroep is enorm groot: op basis van de mediaan kan men besluiten dat de <25 jarigen drie keer zo snel uitstromen dan de 45-plussers.

Anderzijds mag men niet naast de polarisatie *binnen* de leeftijdsgroepen kijken. Er is een deel ‘snelle uitstromers’ (reeds ‘uit’ na 1 maand) en een deel ‘zittenblijvers’ (nog ‘in’ na 12 maanden) en naarmate de leeftijd toeneemt, daalt het aandeel ‘snelle uitstromers’ en stijgt het aandeel ‘zittenblijvers’. Maar zelfs bij de jongeren ligt het aandeel ‘zittenblijvers’ (32,4%) reeds hoger (5 procentpunten) dan het aandeel ‘snelle uitstromers’ (27,5%) en dit verschil –met meer ‘zittenblijvers’ dan ‘snelle uitstromers’- wordt snel groter: bijna 20 procentpunten bij de 25-29 jarigen, 30 procentpunten bij de 30-44 jarigen en zelfs 50 procentpunten bij de 45-plussers.

Het unieke effect van het jaar van instroom

Een volgende analyse betreft de verschillen in het uitstroompatroon van de verschillende cohorten. Hierbij wordt het unieke effect gemeten van het tijdstip van instroom in de arbeidsreserve (januari 2003, 2005 of 2007) op de snelheid van uitstroom. De vastgestelde verschillen zijn enkel te wijten aan het tijdsaspect vermits er gecontroleerd wordt voor de andere 7 variabelen: geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, origine, al of niet arbeidsgehandicapt, al of niet leefloongerechtigd en al of niet werkzoekend geweest de voorbije 4 jaar.

Resultaten

Uit tabel 2 blijkt duidelijk dat de uitstroomkans toegenomen is met de tijd. Dit is reeds duidelijk de eerste maand na de instroom in de arbeidsreserve: het aandeel uitstromers in de eerste maand na de instroom stijgt van 17,3% in 2003 over 19,3% in 2005 tot 23,5% in 2007. De invloed van het jaar van

⁶ De rol van interimarbeid in het uitstroompatroon van werkzoekenden komt aan bod in een latere paper.

instroom blijkt ook in de opeenvolgende maanden duidelijk aanwezig te zijn: de werkzoekenden van 2007 (*die nog nooit uitgestroomd waren*) hebben in alle opeenvolgende maanden een grotere kans om uit te stromen naar werk dan de werkzoekenden van 2005 en een nog grotere kans dan de werkzoekenden van 2003.

Deze sterkere uitstroom maand na maand resulteert voor de ingeschreven NWWZ van 2007 in een beduidend lager aandeel ‘nog niet uitgestroomde NWWZ’ in de opeenvolgende maanden. Voor de NWWZ van 2003 bedraagt het aandeel ‘nog niet uitgestroomd’ 52,6%, maar voor deze van 2007 is dit aandeel sterk gedaald en bedraagt iets minder dan 40%.

Tabel 2. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens jaar van instroom.

	Instroom – cohorte		
	2003/01	2005/01	2007/01
Uitstroom (%) na 1 maand	17,3	19,3	23,5
Aandeel nog niet uitgestroomd na X maand			
1 maand	82,7	80,8	76,5
3 maanden	71,4	68,4	61,9
6 maanden	63,0	59,3	51,5
9 maanden	56,6	52,5	44,1
12 maanden	52,6	48,3	39,6
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	>12,0	10,9	6,7

Het grote verschil tussen de jaren 2003 en 2005 enerzijds en 2007 anderzijds blijkt ook uit de mediaan die aangeeft na hoeveel maanden de helft van de ingeschreven NWWZ de eerste keer uitgestroomd is naar werk. Voor de cohorte januari 2003 duurde het (meer dan) 12 maanden vooraleer de helft de eerste keer was uitgestroomd. Voor deze van januari 2005 was dit al iets minder (10,9 maanden), maar dit was veel lager voor de NWWZ van januari 2007 waarvan de helft reeds na 6,7 maanden was uitgestroomd naar werk.

Bespreking

Deze gegevens tonen ondubbelzinnig het effect aan van het jaar van inschrijving op het uitstroompatroon. De uitstroomsnelheid is sterk toegenomen met de tijd, waarbij de NWWZ ingeschreven in januari 2007 veel sneller uitgestroomd zijn naar werk dan deze ingeschreven in januari 2003 en januari 2005. Het is duidelijk dat de verbeterde conjunctuur, wellicht in combinatie met het versterkte activeringsbeleid via de ‘sluitende aanpak’, de belangrijkste oorzaken zijn. De versnelling van de uitstroom tussen 2005 en 2007 is groter dan deze tussen 2003 en 2005. De economische groei in zowel 2006 (3,4%) en 2007 (2,4%) lag een stuk hoger dan in 2004 (2,2%) en 2005 (1%).

Het gecombineerde effect van leeftijd en het jaar van instroom

Hierbij wordt het unieke effect gemeten van de combinatie leeftijd en moment van instroom op de snelheid van uitstroom. De vastgestelde verschillen zijn enkel te wijten aan leeftijd en moment van instroom vermits er gecontroleerd wordt voor de andere 6 variabelen: geslacht, opleidingsniveau, origine, al of niet arbeidsgehandicapt, al of niet leefloongerechtigd en al of niet werkzoekend geweest de voorbije 4 jaar.

Resultaten

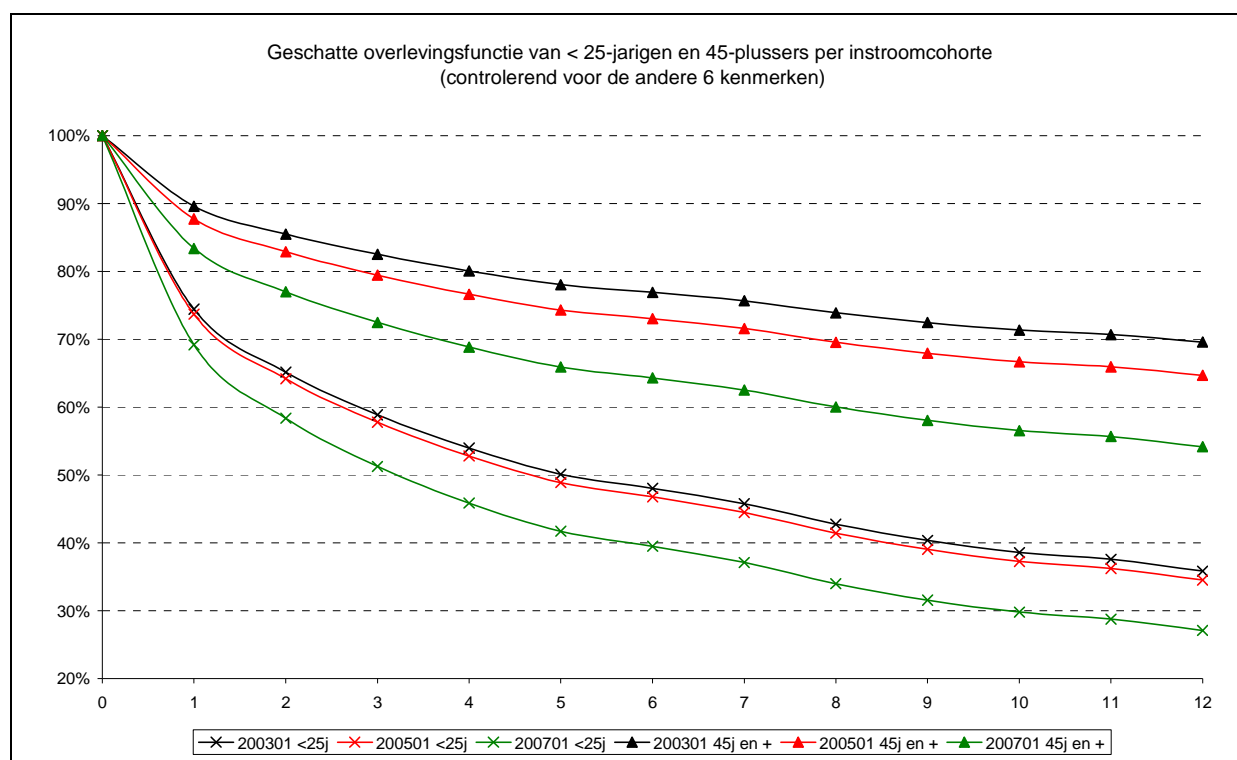
Wanneer het gecombineerde effect van leeftijd en jaar van inschrijving bekeken wordt, blijkt echter dat het effect van het jaar van inschrijving beduidend kleiner is bij de jongeren. De jongeren stromen wel veel sneller uit, maar dit leeftijdseffect wordt relatief weinig versterkt door het jaar van

inschrijving. De eerder vastgestelde snellere uitstroom bij de NWWZ ingeschreven in een later jaar (of bij de 'jongere' cohorten), speelt duidelijk minder op jongere dan op oudere leeftijd. Dit blijkt duidelijk uit de figuren voor de <25 jarigen en de 45-plussers: de curven die voor iedere maand het resterende aandeel 'nog niet uitgestroomd' weergeven, liggen voor de jongeren dichter bij elkaar (er is zelfs nauwelijks een verschil tussen 2003 en 2005) dan voor de ouderen. In cijfers uitgedrukt: bij de jongeren (<25 jaar) ingeschreven in 2003 ligt het aandeel 'nog niet uitgestroomd' 8,8 procentpunten hoger dan bij de jongeren ingeschreven in 2007, bij de 45-plussers bedraagt dit verschil 15,4 procentpunten (zie tabel 3).

Tabel 3. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens leeftijd en jaar van instroom: verschil (in procentpunten) in het aandeel 'nog niet uitgestroomd' tussen cohorte 2003 en cohorte 2007 volgens leeftijd

Verschillen tussen 2003 en 2007 in procentpunten	Leeftijdsgroep			
	<25	25-29	30-44	45 en +
1 maand	5,3	6,1	6,1	6,2
3 maanden	7,6	9,1	9,4	10,0
6 maanden	8,6	10,7	11,4	12,6
9 maanden	8,8	11,5	12,6	14,4
12 maanden	8,8	11,8	13,1	15,4

Figuur 1



Bespreking

De conclusie is dat jongeren altijd sneller uitstromen dan ouderen, maar dat deze snellere uitstroom minder afhankelijk is van het jaar van instroom en dus minder afhankelijk is van de conjunctuur en het gevoerde beleid. Het is eerder een verrassing dat de uitstroomsnelheid bij de jongeren, ingeschreven in 2007, slechts beperkt hoger ligt dan de uitstroomsnelheid van de cohorten 2003 en 2005. Niet enkel de sterkere economische groei maar ook het Jeugdwerkplan zouden hier een sterker effect doen verwacht-

ten. Een mogelijke verklaring is dat jongeren altijd eerst aan de bak komen op de arbeidsmarkt, zeker bij de verdeling van de vele interimarbeid die zelfs bij laagconjunctuur een stevige bodem legt onder de arbeidsvraag. De jongeren zullen dus ook bij een mindere conjunctuur een groter deel van het (beperkt aantal) jobs inpikken en hun aandeel beter kunnen behouden. Voor hen heeft de conjunctuur minder belang, in de ‘wachtrij’ staan ze altijd vooraan, ook omdat ze meer ingaan op het aanbod van interim-jobs. Om in die ‘wachtrij’ ook een gunstige positie te verkrijgen zijn de ouderen meer afhankelijk van een goede conjunctuur.

Het unieke effect van opleidingsniveau

Hierbij wordt het unieke effect gemeten van opleidingsniveau op de snelheid van uitstroom. De vastgestelde verschillen zijn enkel te wijten aan opleiding vermits er gecontroleerd wordt voor de andere 7 variabelen: maand instroom, geslacht, leeftijd, origine, al of niet arbeidsgehandicapt, al of niet leefloongerechtigd en al of niet werkzoekend geweest de voorbije 4 jaar.

Resultaten

Eveneens in de lijn der verwachtingen ligt de hogere uitstroomsnelheid van de hoger geschoolden. Niettemin blijkt dit effect zwakker, zeker bij vergelijking *tussen* de hoog- en laaggeschoolden, dan zou kunnen verwacht worden op basis van de grote verschillen in de werkzaamheidsgraad (slechts 52% in 2006 bij de laaggeschoolden tegenover 78% en 86% bij de midden- en hooggeschoolden). De werkzaamheidsgraden cumuleren echter wel de historisch opgebouwde verschillen.

Het aandeel uitstromers na de eerste maand bedraagt bijna 22% bij de hooggeschoolden, 20% bij de middengeschoolden en 18% bij de laaggeschoolden (zie tabel 4), dit zijn relatief kleine verschillen van 2 procentpunten. Het aandeel ‘nooit uitgestroomden’ na 12 maanden loopt op van 42,3% bij de hooggeschoolden naar 46,7% bij de middengeschoolden en 51,1% bij de laaggeschoolden. De onderlinge verschillen zijn iets toegenomen maar blijven nog relatief beperkt (4,4 procentpunten tussen zowel laag en midden als tussen midden en hoog).

Zoals ook bij de leeftijd vastgesteld, is er ook hier een groot verschil *binnen* de onderwijsniveaus met een sterke polarisatie tussen een klein aandeel ‘snelle uitstromers’ (‘uit’ na 1 maand) en een veel groter aandeel ‘zittenblijvers’ (nog ‘in’ na 12 maand). Zelfs bij de hooggeschoolden ligt het aandeel ‘zittenblijvers’ (42%) bijna dubbel zo hoog als het aandeel ‘snelle uitstromers’ (22%); bij de laaggeschoolden is dit bijna het drievoudige (51% ‘zittenblijvers’ tegenover 18% ‘snelle uitstromers’).

De mediaan duurtijd toont wel een sterk verschil: bij de hooggeschoolden duurt het 7,8 maanden (toch beduidend meer dan bij de jongeren met 4,2 maanden!) eer de helft de eerste keer uitgestroomd is, bij de laaggeschoolden duurt dit meer dan 12 maanden.

Bespreking

De relatief kleine verschillen volgens onderwijsniveau hebben wellicht te maken met de eerder lage uitstroomsnelheid van de hooggeschoolden. Zeker tegenover de jongeren presteren ze zeer matig: er is een veel kleiner aandeel ‘snelle uitstromers’ en een veel groter aandeel ‘zittenblijvers’ en het duurt ook veel langer eer de helft van de hooggeschoolden uitgestroomd is naar werk. Een mogelijke verklaring is de specifieke situatie van de groep hooggeschoolde werkzoekenden die zich inschrijven na arbeidsprestaties: naast de langere aanwervingsprocedures, kunnen de gemiddeld hogere lonen een rem zijn op een vlugge reïntegratie, zeker wanneer ook de leeftijd voor potentiële werkgevers een belemmering vormt. Werkgevers zijn immers minder geneigd te investeren in (de opleiding van) oudere hooggeschoolden omdat de ‘terugverdienperiode’ te kort is. Anderzijds zijn hooggeschoolden ook niet bereid om te gaan werken tegen een (veel) lager loon dan het vroegere en beneden het verwachte verdienpotentieel. Ze zijn ook minder bereid om in de beginfase van het zoekproces doorgaans minder lonende interimarbeid te aanvaarden. Dit resulteert langs zowel vraag- als aanbodzijde in een afwachtende houding die een snelle uitstroom belemmert

Tabel 4. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens onderwijsniveau (gewogen gemiddelden van de cohorten 2003, 2005 en 2007)

	Opleidingsniveau		
	Laag	Midden	Hoog
Uitstroom (%) na 1 maand	18,0	20,0	21,9
Aandeel nog niet uitgestroomd na X maand			
1 maand	82,0	80,0	78,1
3 maanden	70,4	67,2	64,4
6 maanden	61,7	57,9	54,5
9 maanden	55,1	50,9	47,3
12 maanden	51,1	46,7	42,3
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	>12,0	9,6	7,8

Het gecombineerde effect van leeftijd en opleidingsniveau

Resultaten

Deze hypothese wordt bevestigd door het gecombineerde effect te bekijken van leeftijd en onderwijsniveau. Zeer opvallend is dat het verschil in uitstroomsnelheid tussen hoog- en laaggeschoolden nagenoeg volledig verdwijnt vanaf 30 jaar en dit op alle meetmomenten (1, 3, 6, 9 en 12 maanden). Dit is af te lezen in de cijfers in tabel 5. Na 12 maanden is er bij de jongeren nog een verschil tussen hoog- en laaggeschoolden van 21,7 (<25 jaar) en 10,1 procentpunten (25-29 jaar), maar dit verschil verdwijnt volledig bij de 30-44 jarigen en bij de 45-plussers. Vanaf 30 jaar heeft het onderwijsniveau geen effect meer op de uitstroomsnelheid. Dit bevestigt de aarzelende houding aan vraag- en aanbodzijde.

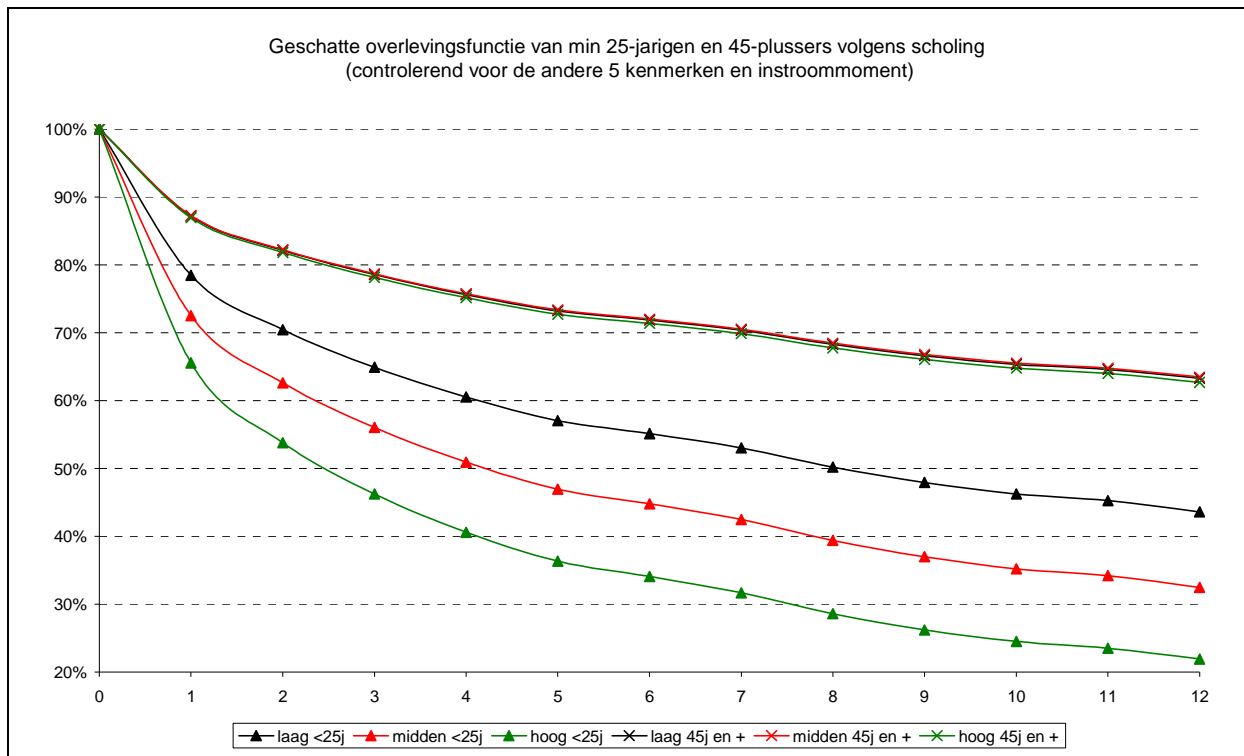
Tabel 5. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens leeftijd en opleidingsniveau: verschil (in procentpunten) in het aandeel 'nog niet uitgestroomd' tussen laag- en hooggeschoolden volgens leeftijd.

Verschillen tussen laag- en hooggeschoolden in procentpunten	Leeftijdsgroep			
	<25	25-29	30-44	45 en +
1 maand	12,9	5,2	0,1	0,2
3 maanden	18,7	7,8	0,2	0,4
6 maanden	21,1	9,2	0,2	0,5
9 maanden	21,7	9,9	0,2	0,6
12 maanden	21,7	10,1	0,2	0,6

Bespreking

Eerder werd reeds vastgesteld dat de leeftijd een zeer sterk discriminerende variabele is en dat het onderwijsniveau een zwakker dan verwacht effect heeft. Dit blijkt duidelijk uit de analyse van het gecombineerde effect: de leeftijd is zo een doorslaggevende factor voor een snelle aanwerving (en dito uitstroom) dat de invloed van het onderwijsniveau volledig verdwijnt. In de praktijk betekent dit dat een laaggeschoolde jongere (<30 jaar) een grotere kans heeft op een snelle uitstroom dan een hooggeschoolde oudere (>30 jaar). Mogelijks speelt de grotere bereidheid van jongeren om aan de slag te gaan via interimarbeid hierbij een rol.

Figuur 2



3. Conclusies

In deze paper werd nagegaan hoe de uitstroom naar werk van oudere werkzoekenden de afgelopen jaren verlopen is op basis van het uitstroompatroon van 3 cohorten niet-werkende werkzoekenden (ingeschreven in januari 2003, 2005 en 2007). De resultaten gaan meestal in de verwachte richting (zoals negatief verband tussen uitstroomsnelheid en leeftijd) maar sommige resultaten verrassen toch qua de intensiteit van de verschillen in het uitstroompatroon.

Er zijn drie hoofdeffecten onderzocht: leeftijd, jaar van instroom en opleidingsniveau. De snelheid van uitstroom wordt uiteraard sterk bepaald door de leeftijd van de werkzoekenden: het aandeel uitstromers daalt sterk met de leeftijd. Dit bevestigt het sterk discriminerende karakter van de leeftijd, met grote verschillen *tussen* de leeftijdsgroepen. Wellicht zijn de jongeren sneller bereid een tijdelijke job aan te nemen in functie van een snelle arbeidsmarktintrede en speelt hierbij de relatief lage aanwervingskost in hun voordeel. Maar ook *binnen* de leeftijdsgroepen zijn er opvallende verschillen. In iedere leeftijdsgroep is er een deel 'snelle uitstromers' en een deel 'zittenblijvers'. Zoals te verwachten daalt het aandeel 'snelle uitstromers' en stijgt het aandeel 'zittenblijvers' met de leeftijd.

Het jaar van inschrijving heeft eveneens een duidelijk en sterk effect op het uitstroompatroon. Zo duurde het in 2003 meer dan een jaar eer de helft een eerste keer was uitgestroomd naar werk, in 2007 is dit gedaald en bijna gehalveerd naar 6,7 maanden. De verbeterde conjunctuur is hier zeker de verklaring, maar ook het versterkte activeringsbeleid zal een rol gespeeld hebben. De uitstroomsnelheid is sterk toegenomen met de tijd, waarbij er een duidelijke versnelling is tussen 2005 en 2007. De relatie met de economische groei is evident want in 2006 en 2007 lag deze een stuk hoger dan in 2004 en 2005. De combinatie van sluitende aanpak, automatische vacaturematching en intensieve bemiddeling van kansengroepen heeft wellicht het conjunctuureffect versterkt.

Ook het opleidingsniveau heeft een effect op de uitstroomsnelheid maar dit is kleiner dan het effect van leeftijd. Zo blijkt het verschil in uitstroomsnelheid *tussen* hoog- en laaggeschoolden eerder beperkt te zijn. Ook opvallend is dat de mediaan duurtijd bij de hooggeschoolden (7,8 maanden) veel hoger ligt dan bij de jongeren (4,2 maanden). De relatief lage uitstroomsnelheid van de hooggeschoolden heeft zeker te maken met de langere aanwervingsprocedures en met het 'wachtgedrag' van zowel de werkzoekenden als de werkgevers. Hooggeschoolde werkzoekenden zijn niet vlug bereid

te gaan werken tegen een lager loon dan het verwachte verdienpotentieel. En potentiële werkgevers vrezen soms een te korte ‘terugverdienperiode’ bij aanwerving van vooral oudere, hooggeschoolde werkzoekenden. Zoals ook vastgesteld bij de leeftijd, is er opnieuw een groot verschil *binnen* de onderwijsniveaus. Zelfs bij de hooggeschoolden ligt het aandeel ‘zittenblijvers’ bijna dubbel zo hoog als het aandeel ‘snelle uitstromers’.

Uit de meting van het gecombineerde effect van leeftijd en jaar van instroom blijkt dat het effect van het jaar van inschrijving beduidend kleiner is bij de jongeren. De snellere uitstroom van jongeren (het leeftijdseffect) wordt minder versterkt door het jaar van inschrijving dan bij de andere leeftijdsgroepen. De uitstroom van de jongeren blijkt dus minder afhankelijk te zijn van de conjunctuur en het gevoerde beleid, wellicht omdat ze ook bij een mindere conjunctuur ‘op de eerste rij staan’ en omdat de interimarbeid voor hen een stevige bodem legt onder de arbeidsvraag.

Ten slotte is er ook een verrassend gecombineerd effect van leeftijd en onderwijsniveau. Het verschil in uitstroombijdrage tussen hoog- en laaggeschoolden verdwijnt nagenoeg volledig vanaf 30 jaar. Bij de jongeren is er wel nog een groot verschil in uitstroombijdrage tussen hoog- en laaggeschoolden, maar dit verdwijnt volledig bij de 30-44 jarigen en de 45- plussers. Vanaf 30 jaar heeft het onderwijsniveau blijkbaar geen effect meer op de uitstroombijdrage. In de praktijk betekent dit dat een laaggeschoolde jongere (<30 jaar) een grotere kans heeft op een snellere uitstroom dan een hooggeschoolde oudere (>30 jaar). Ook dit gaat weer terug op het belang van tijdelijke arbeid voor jongeren bij de overgang van werkloosheid naar werk, en wijst op het ‘wachtgedrag’ aan vraag- en aanbodzijde bij het aanwerven van hooggeschoolden.

4. Bijlagen

Bijlage 1: Profiel van de cohortes

Voor het onderzoek naar de uitstroom van ouderen zijn er 3 cohortes van werkzoekenden geselecteerd die zich ingeschreven hebben in de volgende perioden: januari 2003, januari 2005 en januari 2007. In volgende paragrafen bekijken we het profiel van deze cohortes (en de verschillen tussen de cohortes) obv enkele socio-demografische persoonskenmerken die kunnen ingedeeld worden in 2 categorieën:

- geslacht, leeftijd, scholing, werkzoekend in de voorbije 4 jaar;
- (al of niet) allochtoon, arbeidsgehandicapt en leefloongerechtigd.

De omvang van de 3 cohortes is ongeveer even groot:

- cohorte 2003: 22.412 werkzoekenden
- cohorte 2005: 21.818 werkzoekenden
- cohorte 2007: 20.406 werkzoekenden

Deze variabelen laten toe om de meeste / belangrijkste kansengroepen van de VDAB beheersovereenkomst te bespreken. Drie kansengroepen zijn wegens uiteenlopende redenen niet opgenomen als apart kenmerk. De nieuwkomers worden onderzocht i.h.k.v. het Saïda-project. De deeltijds leerplichtigen zijn een te kleine groep. Een indeling naar werkloosheidsduur is niet zinvol: elke werkzoekende is 0 maand werkloos bij de start (definitie van de cohortes).

Geslacht

Het aandeel vrouwen bedraagt voor de 3 cohortes ongeveer de helft. Het aandeel gaat wel in stijgende lijn, van 48,9% voor c2003 (cohorte van januari 2003) naar 51,9% voor c2007.

Leeftijd

De leeftijd is ingedeeld in 4 klassen: <25 jaar, 25-29 jaar, 30-44 jaar en 45-plussers. Deze ongewone opsplitsing is gestuurd door 2 (berekenings)technische overwegingen: de klassen moeten voldoende groot zijn om stabiele regressiecoëfficiënten te krijgen, door groepen met hetzelfde uitstroompatroon te clusteren wordt het informatieverlies beperkt. De leeftijdsverdeling wijkt ook weinig af naargelang de cohorte. De twee middengroepen (25-29 jaar en 30-44 jaar) blijven nagenoeg stabiel, terwijl de 45-plussers een groter aandeel krijgen ten nadele van de jongeren. Het aandeel jongeren daalt van 32,5% voor c2003 naar 30,7% voor c2007; het aandeel 45-plussers neemt toe van 14,7% voor c2003 naar 16,8% voor c2007.

Scholing

Nog steeds ligt het aandeel laaggeschoolden het hoogst bij de (her)ingeschreven werkzoekenden. Gemiddeld (over de 3 cohorten) bedraagt het 44,3%, tegenover 39,7% bij de middengeschoolden en 15,9% bij de hooggeschoolden. De verdeling volgens scholing wijzigt wel iets naargelang het jaar van inschrijving, met een bijna even groot aandeel van laag- en middengeschoolden voor c2005.

Er is een vrij groot verschil in opleidingsprofiel tussen de mannen en de vrouwen, waarbij de vrouwen iets hoger opgeleid zijn. In alle cohortes ligt het aandeel hooggeschoolden bij de vrouwen (gemiddeld 17,8%) hoger dan bij de mannen (gemiddeld 14,1%). Bij de mannen is het aandeel laaggeschoolden veel groter (gemiddeld 49,1%) dan bij de vrouwen (39,7%).

Het opleidingsprofiel volgens leeftijd vertoont ook opvallende verschillen die eerder verrassend zijn. Het kleinste aandeel hooggeschoolden is terug te vinden bij de jongeren (gemiddeld slechts 10,2% over de 3 cohortes), het grootste bij de 25-29 jarigen (gemiddeld 24% hooggeschoolden). Bij de 45-plussers zijn er 14,7% hooggeschoolden. Bij de jongeren is het aandeel laaggeschoolden gemiddeld 41,3%. Bij de oudere klassen stijgt het met de leeftijd: 35,6% bij de 25-29 jarigen, 46,3% bij de 30-44 jarigen en 56,2% bij de 45-plussers.

Origine

Het aandeel allochtonen in de inschrijvingen is sterk toegenomen: voor c2003 bedraagt dit 13,7%, stijgend naar 14,7% voor c2005 en nog veel sterker toegenomen tot 17,6% voor c2007.

Arbeidsgehandicapt

Ook het aandeel arbeidsgehandicapten in de ingeschreven werkzoekenden gaat in duidelijk stijgende lijn: voor de 'oudste' cohortes bedraagt dit minder dan 5% (4,2% voor c2003 en 4,9% voor c2005), maar voor c2007 bedraagt het aandeel reeds 5,3%.

Leefloongerechtigd

Het aandeel gerechtigden op het leefloon blijft bijna ongewijzigd voor de 3 cohortes, met een gemiddelde van 3,4%.

Werkzoekend in de voorbije 4 jaar

Deze variabele geeft aan of een ingeschreven werkzoekende ooit ingeschreven werkzoekend is geweest in de loop van de 4 jaar voorafgaand aan de cohorte maand. En is dus een proxy van het werkloosheidsverleden van de persoon. Voor c2007 wordt aldus nagegaan of de betrokken personen ook minstens één keer ingeschreven zijn geweest als werkzoekende gedurende de periode 2003-2006. Het blijkt dat de grote meerderheid van de 3 cohortes reeds ingeschreven geweest is in de 4 voorafgaande jaren en dat dit aandeel zelfs stijgt van 58,8% voor c2003, over 62,4% voor c2005 tot 63,7% voor c2007.

Profiel van de 45-plussers

De meerderheid van de groep '45-plussers' bestaat uit mannen (gemiddeld over de 3 cohortes 52%) maar hun aandeel zakt van c2003 (54%) naar c2007 (49,7%). Er is ook een meerderheid laaggeschoolden (gemiddeld 56,2%) en een beperkt aandeel hooggeschoolden (gemiddeld 14,7%). Bij de kruising van beide variabelen (geslacht en opleidingsniveau) hebben de laaggeschoolde mannen het grootste aandeel (gemiddeld 28,6%), gevolgd door de laaggeschoolde vrouwen (gemiddeld 27,6%). Vervolgens komen de middengeschoolde mannen (gemiddeld 14,8%) en de middengeschoolde vrouwen (gemiddeld 14,3%). De kleinste groepen zijn de hooggeschoolde mannen (gemiddeld 8,6%) en de hooggeschoolde vrouwen (6,1%).

Het aandeel arbeidsgehandicapt bedraagt gemiddeld 5,4% (wel in stijgende lijn van c2003 naar c2007) en het aandeel allochtonen 7,2% (nog sterker toegenomen). Beide kansengroep-kenmerken komen nauwelijks samen voor.

Bijlage 2: Methodologie

Bij enkelvoudige overlevingsanalyse wordt de verstreken tijd vanaf een startpunt tot één specifieke gebeurtenis bestudeerd. Vaak, zoniet altijd, wordt, omwille van praktische redenen, de opvolgingsperiode begrensd in de tijd (teneinde het onderzoek na een redelijke termijn te kunnen afsluiten). Indien voor een subject de opvolgingsperiode verstrikt vooraleer de gebeurtenis zich voordoet, is enkel de ondergrens van de verstreken tijd bekend: de observatie is gecensureerd.

In deze paper is het vertrekpunt de maand van instroom in de werkloosheid. Een persoon wordt beschouwd als ingestroomd in de werkloosheid in maand t indien:

- hij/zij een eurostatdatum in maand t heeft;
- en hij/zij op het einde van maand t niet werkend werkzoekend (= werkzoekendencategorie < '18') is.

In dit onderzoek worden 3 cohorten gebruikt: de instroom van januari 2003, 2005 en 2007.

De gebeurtenis die wordt opgevolgd, is de uitstroom naar werk gemeten op het einde van de maand op basis van administratieve tewerkstellingsgegevens (DIMONA en RSVZ). Deze operationalisering is gebaseerd op de huidige uitstroomparameter van de beheersovereenkomst VDAB⁷. De uitstroom wordt maximaal op 12 tijdstippen gemeten, namelijk de laatste dag van de 12 maanden volgend op de instroommaand. Bij het eerste meetmoment waarop de persoon is uitgestroomd naar werk stopt de opvolging.

De analyse worden uitgevoerd d.m.v. het discrete duurtijd model beschreven in Singer en Willet:

$$r = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha T + \beta X)}} \quad (1)$$

De doelvariabele r is de voorwaardelijke uitstroomkans⁸, m.a.w. de kans om in een bepaalde maand uit te stromen gegeven het feit dat men voordien nog niet is uitgestroomd. De vector T bevat de 12 tijdstippen waarop de uitstroom wordt geëvalueerd en levert samen met de coëfficiënten α de basislijn van de voorwaardelijke uitstroomkans. De vector X bevat de kenmerken (incl. eventuele interacties) van de personen en geeft samen met de coëfficiënten β aan hoe de basislijn wordt beïnvloed door een (combinatie) van kenmerk(en).

De volgende 8 kenmerken worden opgenomen in het model:

1. scholing: in 3 klassen (laag, midden, hoog);
2. leeftijd: in 4 klassen (< 25j, 25j – 29j, 30j – 44j, 45j en +);
3. geslacht: in 2 klassen (man, vrouw);
4. kansengroep origine: in 2 klassen (geen allochtoon, allochtoon);
5. kansengroep arbeidsgehandicapt: in 2 klassen (geen arbeidsgehandicapt, arbeidsgehandicapt);
6. kansengroep leefloongerechtigd: in 2 klassen (geen leefloner, leefloner);
7. cohort: in 3 klassen (jan. 2003, jan. 2005, jan. 2007);
8. indicatie of persoon in een periode van 4 jaar voor de instroom in een cohorte reeds werkzoekend is geweest: in 2 klassen (nee, ja).

Daarnaast worden ook 6 interacties tussen de kenmerken opgenomen, namelijk: scholing x leeftijd, scholing x geslacht, geslacht x kansengroep allochtoon, kansengroep allochtoon x cohort, leeftijd x cohort, leeftijd x voordien werkzoekend. Deze interacties zijn statistisch significant, hebben bovendien een voldoende grote impact op de voorwaardelijke uitstroomkans⁹, leiden niet tot 'overfitting' en hou-

⁷ In een volgende paper zullen verschillende andere operationaliseringen van uitstroom naar werk berekend en vergeleken worden.

⁸ Deze kans wordt in het vakjargon van de overlevingsanalyse aangeduid met de term 'risico' of 'hazard'.

⁹ Ingeval van grote steekproeven (meerdere tienduizenden observaties) is het niet zinvol om de modelselectie enkel te baseren op statistische significanties van de coëfficiënten. Om te complexe modellen te vermijden is het raadzaam ook rekening te houden met de praktische significantie of m.a.w. de impact van de inputvariabelen op de doelvariabele (Gujarati).

den verband met belangrijke kansengroepen uit de VDAB beheersovereenkomst. Uit een visuele inspectie van diagnosegrafieken¹⁰ blijkt dat de ‘proportionele risico veronderstelling’ niet fundamenteel geschonden wordt. Het is dus niet nodig om interacties met de tijd (vector T) op te nemen in het model. Dit wordt bevestigd door de ‘fit-indicatoren’ van het geschatte model.

In de paper worden de resultaten van de analyses gerapporteerd als ‘aandeel nog niet uitgestroomd na J maand’¹¹, dit is voor de doorsnee lezer intuïtief duidelijker dan de voorwaardelijke uitstroomkans. Dit aandeel O kan op eenvoudige wijze afgeleid worden uit r.

$$O_J = \prod_{k=1}^J (1 - r_k) \quad (2)$$

Schatting duurtijdmodel

Het model wordt niet rechtstreeks geschat, eerst wordt een logit-transformatie toegepast op (1). Het resulterende lineaire model (3) wordt geschat.

$$\ln\left(\frac{r}{1-r}\right) = \alpha'T + \beta'X \quad (3)$$

Output statistische software

Response Profile

Ordered Value	y	Total Frequency
1	1	44839
2	0	330905

Probability modeled is y=1.

Class Level Information

Class	Value	Design	Variables	
s	hoog	-1	-1	
	midden	1	0	
	laag	0	1	
l	< 25j	-1	-1	-1
	25j - 29j	1	0	0
	30j - 44j	0	1	0
	45j en +	0	0	1
v	man	-1		
	vrouw	1		
a	g-allocht.	-1		
	allochtoon	1		
g	geen-arbeidsgeh.	-1		
	arbeidsgehandicapt	1		
b	g-leefl.	-1		
	leefloner	1		
cohort	200301	-1	-1	
	200501	1	0	
	200701	0	1	
voordien_wz	J	-1		
	N	1		

Model Convergence Status

¹⁰ De grafieken van de $\ln(-\ln(\text{geschatte overlevingsfunctie}))$ met de $\ln(\text{tijd})$ voor de verschillende kenmerken.

¹¹ Dit is de ‘overlevingskans’ in de werkloosheid op tijdstip J.

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
AIC	520891.79	243176.03
SC	520891.79	243652.84
-2 Log L	520891.79	243088.03
R-Square	0.5226	Max-rescaled R-Square 0.6968

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	277803.760	44	<.0001
Score	232263.412	44	<.0001
Wald	133923.388	44	<.0001

Type 3 Analysis of Effects

Effect	DF	Chi-Square	Wald	Pr > ChiSq
maand1	1	3825.0856		<.0001
maand2	1	8489.7568		<.0001
maand3	1	9528.4339		<.0001
maand4	1	9684.2693		<.0001
maand5	1	9708.2265		<.0001
maand6	1	9894.0946		<.0001
maand7	1	9527.3656		<.0001
maand8	1	8815.4327		<.0001
maand9	1	8576.5200		<.0001
maand10	1	8220.8603		<.0001
maand11	1	7294.3560		<.0001
maand12	1	5831.5773		<.0001
s	2	228.3484		<.0001
l	3	2306.4589		<.0001
v	1	452.2585		<.0001
a	1	903.6184		<.0001
g	1	148.4349		<.0001
b	1	106.9545		<.0001
cohort	2	395.6428		<.0001
voordien_wz	1	58.6911		<.0001
s*l	6	316.9902		<.0001
s*v	2	114.0009		<.0001
v*a	1	106.7847		<.0001
a*cohort	2	46.6102		<.0001
l*cohort	6	55.0851		<.0001
l*voordien_wz	3	127.3335		<.0001

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
maand1	1	-1.3920	0.0225	3825.0856	<.0001
maand2	1	-2.2691	0.0246	8489.7568	<.0001
maand3	1	-2.5613	0.0262	9528.4339	<.0001
maand4	1	-2.7213	0.0277	9684.2693	<.0001
maand5	1	-2.8926	0.0294	9708.2265	<.0001
maand6	1	-3.4555	0.0347	9894.0946	<.0001
maand7	1	-3.3293	0.0341	9527.3656	<.0001
maand8	1	-2.9715	0.0316	8815.4327	<.0001
maand9	1	-3.1571	0.0341	8576.5200	<.0001
maand10	1	-3.3998	0.0375	8220.8603	<.0001
maand11	1	-3.9297	0.0460	7294.3560	<.0001
maand12	1	-3.3626	0.0440	5831.5773	<.0001
s	1	0.00653	0.00859	0.5767	0.4476
s	1	-0.1251	0.00840	221.9522	<.0001
l	1	0.1640	0.0118	191.6400	<.0001
l	1	-0.0680	0.00970	49.2105	<.0001
l	1	-0.5192	0.0139	1400.8020	<.0001
v	1	-0.1791	0.00842	452.2585	<.0001
a	1	-0.2494	0.00830	903.6184	<.0001
g	1	-0.1615	0.0133	148.4349	<.0001
b	1	-0.1724	0.0167	106.9545	<.0001
cohort	1	-0.0418	0.0117	12.8283	0.0003
cohort	1	0.2137	0.0112	364.1891	<.0001

Parameter			DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
voordien_wz	N		1	-0.0464	0.00606	58.6911	<.0001
s*1	midden	25j - 29j	1	0.00592	0.0146	0.1650	0.6846
s*1	midden	30j - 44j	1	0.0196	0.0126	2.4149	0.1202
s*1	midden	45j en +	1	-0.0182	0.0185	0.9705	0.3246
s*1	laag	25j - 29j	1	-0.0290	0.0148	3.8388	0.0501
s*1	laag	30j - 44j	1	0.1086	0.0121	80.2644	<.0001
s*1	laag	45j en +	1	0.1202	0.0167	51.7934	<.0001
s*v	midden	vrouw	1	-0.0211	0.00762	7.6338	0.0057
s*v	laag	vrouw	1	-0.0732	0.00760	92.7018	<.0001
v*a	vrouw	allochtoon	1	-0.0822	0.00795	106.7847	<.0001
a*cohort	allochtoon	200501	1	-0.0381	0.0111	11.7476	0.0006
a*cohort	allochtoon	200701	1	0.0727	0.0107	46.4927	<.0001
l*cohort	25j - 29j	200501	1	0.00962	0.0146	0.4321	0.5110
l*cohort	25j - 29j	200701	1	-0.0259	0.0148	3.0718	0.0797
l*cohort	30j - 44j	200501	1	0.0235	0.0121	3.7478	0.0529
l*cohort	30j - 44j	200701	1	-0.00697	0.0123	0.3229	0.5699
l*cohort	45j en +	200501	1	-0.0139	0.0170	0.6715	0.4125
l*cohort	45j en +	200701	1	0.0857	0.0167	26.4957	<.0001
l*voordien_wz	25j - 29j	N	1	0.0286	0.0114	6.3094	0.0120
l*voordien_wz	30j - 44j	N	1	0.0861	0.00892	93.2073	<.0001
l*voordien_wz	45j en +	N	1	-0.0926	0.0121	58.5216	<.0001

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	74.1	Somers' D	0.488
Percent Discordant	25.3	Gamma	0.492
Percent Tied	0.7	Tau-a	0.103
Pairs	14837449295	c	0.744

Partition for the Hosmer and Lemeshow Test

Group	Total	y = 1		y = 0	
		Observed	Expected	Observed	Expected
1	37515	929	898.70	36586	36616.30
2	37524	1365	1425.58	36159	36098.42
3	37616	1838	1853.47	35778	35762.53
4	37519	2328	2287.76	35191	35231.24
5	37744	2799	2823.54	34945	34920.46
6	37573	3365	3448.78	34208	34124.22
7	37584	4291	4345.60	33293	33238.40
8	37754	5874	5748.17	31880	32005.83
9	37638	8660	8568.62	28978	29069.38
10	37277	13390	13438.89	23887	23838.11

Hosmer and Lemeshow Goodness-of-Fit Test

Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
12.6483	8	0.1245

Referenties/Literatuurlijst

Ekeland A. Perspectives and problems using administrative data for labour market monitoring, presentatie arbeidsmarktonderzoekersdag Steunpunt WAV 2006.

Gujarati, D. M. (1995). Basic Econometrics, McGraw-Hill.

Hastie, T., Tibishirani, R. en Friedman, J. (2001). The Elements of Statistical Learning, Springer.

Singer, J.D. en Willet, J.B. (1993). It's About Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events, Journal of Educational Statistics Vol. 18 No. 2: 155-195.