

ALLOCHTONEN SNELLER AAN HET WERK

Analyse van het uitstroompatroon van werkzoekenden in 2003, 2005 en 2007 (Deel II)

Tijdens het jaar 2007 is de werkloosheid zeer sterk gedaald, met voor de eerste keer ook een sterke vermindering bij de allochtone werkzoekenden. Deze dalende tendens is het gevolg van een sterk toegenomen uitstroom uit de arbeidsreserve naar werk. De analyse van de evolutie van de uitstroom van 3 cohorten werkzoekenden (ingeschreven in januari 2003, 2005 en 2007) bevestigt dat er tussen 2005 en 2007 een sterke ommekeer is geweest in de uitstroomkansen van allochtonen.

De 'origine' is een sterk discriminerende variabele op de arbeidsmarkt. Allochtonen hebben een veel lagere werkzaamheidsgraad dan autochtonen. De analyse van het uitstroompatroon volgens origine toont aan dat allochtone werkzoekenden zeer moeilijk aan een job geraken: een meerderheid van 55% (gemiddeld voor de 3 cohorten) blijft een jaar na de inschrijving in de arbeidsreserve zonder één job gevonden te hebben, tegenover 'slechts' 38% bij de autochtonen. Maar de verbeterde uitstroom in 2007 heeft wel een iets sterker effect gehad bij de allochtonen: in 2007 is de niet uitstroom na een jaar gedaald naar 46%, een sterke daling tegenover 2003 (61%) en 2005 (58%). Het verschil met de autochtonen blijft groot (34% niet- uitstroom in 2007) maar de achterstand is een beetje weggewerkt. Door de sterke conjunctuur, de toegenomen arbeidsschaarste maar ook een sterk diversiteitsbeleid ten voordele van kansengroepen hebben de allochtonen een zetje gekregen.

De uitstroomanalyse toont ook aan dat de allochtone vrouwen één van de meest kwetsbare kansengroepen zijn op de arbeidsmarkt. Bij de autochtonen is het verschil in uitstroomsnelheid tussen mannen en vrouwen relatief beperkt (respectievelijk 35% en 42% niet- uitstroom na een jaar in de arbeidsreserve), maar bij de allochtonen loopt die zeer hoog op door de zeer geringe uitstroom van allochtone vrouwen (63% vindt binnen een jaar na de inschrijving geen enkele job). Maar ook de allochtone mannen (47%) vinden niet zo snel een job, zelfs iets trager dan de autochtone vrouwen. Gezien de analyse controleert voor de andere variabelen in het model, zoals leeftijd en studieniveau, zijn er specifieke factoren aan aanbod- en vraagzijde die de blijvende en structurele achterstelling van de allochtone vrouwen verklaren.

Het studieniveau heeft een relatief beperkte invloed op de uitstroomsnelheid. Voor werkzoekenden boven de 30 jaar heeft het studieniveau zelfs nog weinig belang, alle categorieën stromen op hetzelfde tempo uit. Bij een combinatie met de variabele 'geslacht' blijkt echter dat het studieniveau nauwelijks van belang is voor de uitstroomsnelheid van de werkzoekende mannen (ongeveer 40% niet-uitstroom voor laag-, midden- en hogeschoolden een jaar na de inschrijving), maar wel effect heeft bij de vrouwen. Enkel de hogeschoolde vrouwen stromen relatief snel uit (met 46% niet- uitstroom na een jaar toch trager dan de mannen), bij de laag- en middengeschoolde vrouwen blijft een meerderheid langer dan een jaar na de inschrijving zonder een job. In het licht van de vele knelpuntvacatures, ook voor laaggekwalificeerde jobs, is dit een verrassende vaststelling die wijst op sterke deficiënties in de matching tussen het toch nog omvangrijke aanbod van laaggeschoolde werkzoekenden en de vele openstaande vacatures aan de onderkant van de arbeidsmarkt.

Allochtonen sneller aan het werk

1. 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 studieniveau), 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 interessant 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 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.

In de eerste paper (VDAB Studiedienst, *Discussiepaper 2008/1*) werd vooral gefocust op het effect van de variabele 'leeftijd' op de uitstroomsnelheid van werkzoekenden, waarbij ook de interactie met de variabelen 'jaar van instroom(cohorte)' en 'studieniveau' aan bod is gekomen. Het was vooral de bedoeling de (evolutie in de) uitstroom van oudere werkzoekenden te belichten en deze te vergelijken met de andere leeftijdsgroepen.

Naast de variabelen 'leeftijd' en 'jaar van instroom' zijn ook andere variabelen¹ beschikbaar waarvan het effect op de uitstroomsnelheid kan gemeten worden: geslacht, studieniveau, 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 worden². Een werkzoekende kan na het vinden van een job opnieuw werkloos worden en zich opnieuw inschrijven en eventueel opnieuw uitstromen, maar deze bewegingen worden niet meer opgevolgd.

In deze paper wordt vooral het effect van de variabele 'origine' nagegaan, waarbij de combinatie met de variabelen 'jaar van instroom(cohorte)' en 'geslacht' aan bod komt. Daarnaast wordt ook het gecombineerde effect van 'geslacht' en 'studieniveau' bekeken. Kruisingen tussen andere variabelen zijn niet interessant omdat die niet gepaard gaan met interacties en dus geen extra inzichten opleveren. Zoals in de eerste paper worden eerst de unieke effecten bekeken, en de gecombineerde effecten.

2. Het unieke effect van origine

Zowel de arbeidsmarktindicatoren (zoals de werkzaamheids- en werkloosheidsgraad) als opeenvolgend arbeidsmarktonderzoek tonen aan dat de variabele 'origine' een sterk discriminerend karakter heeft op vlak van de arbeidsmarktsituatie. De verschillen manifesteren zich al in de onderwijsloopbaan waar de allochtonen 'minder kansrijke' studierichtingen volgen en een gemiddeld lager studieniveau behalen. De arbeidsmarktintrede verloopt voor allochtonen veel moeizamer en het werkloosheidsrisico is bij hen ook veel hoger. Hier wordt nagegaan welke verschillen er zijn in het uitstroompatroon van werkzoekende autochtonen en allochtonen. De afbakening van de categorie 'allochtonen' gebeurt op basis van de nationaliteit en het naamherkenningsprogramma van de VDAB dat enkel Maghrebijnen en Turken kan onderscheiden. De nieuwe methode (op basis van de historische van de nationaliteiten) die alle allochtone bevolkingsgroepen kan detecteren, kan slechts toegepast worden vanaf de cohorte werkzoekenden, ingeschreven in de loop van 2008.

Resultaten

In tabel 1 is te zien dat er vrij grote verschillen zijn in de uitstroomsnelheid tussen autochtonen en allochtonen. Bij de ingeschreven autochtone NWWZ is na 1 maand reeds 24% uitgestroomd, bij de allochtonen is dit slechts

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

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

16%. Het verschil in de niet- uitstroom neemt uiteraard toe met het aantal verlopen maanden: na 6 maanden bedraagt dit bijna 15 procentpunten (pptn.) en na een jaar bedraagt het bijna 17 pptn. Bij de autochtonen is 38% geen enkele keer uitgestroomd gedurende het jaar na de inschrijving, bij de allochtonen is dit meer dan de helft (55%). De mediaan duurtijd (het aantal maanden eer de helft van de ingeschreven NWWZ een eerste keer uitgestroomd is) bedraagt bij de autochtonen (6,2 maanden) ongeveer de helft van deze bij de allochtonen (meer dan 12 maanden).

Tabel 1. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens origine

Origine	Alle cohorten (2003, 2005 en 2007)	
	Autochtonen	Allochtonen
Uitstroom (%) na 1 maand	24,2	16,2
Aandeel nog niet uit na X maand		
1 maand	75,8	83,8
3 maanden	60,9	73,1
6 maanden	50,4	65,1
9 maanden	42,9	58,9
12 maanden	38,4	55,1
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	6,2	>12

Bespreking

De verschillen in de uitstroomsnelheid tussen autochtonen en allochtonen zijn vrij groot. Dit kan het best aangetoond worden door de polarisatie binnen beide groepen te bekijken, het verschil tussen de ‘vlugge uitstromers’ (‘snel uit’, een job na 1 maand) en de ‘zittenblijvers’ (‘lang in’, geen enkele job na 12 maanden). Bij de autochtonen is het aandeel zittenblijvers (38%) ook wel groter dan het aandeel snelle uitstromers (24%) maar dit verschil is bij de allochtonen veel groter, met een aandeel zittenblijvers (55%) dat meer dan drie maal zo hoog ligt als het aandeel snelle uitstromers (16%). Meer dan de helft van de allochtone werkzoekenden geraakt gedurende het eerste jaar na de inschrijving nooit aan het werk. Een meer langdurige opvolging (langer dan 12 maanden na de inschrijving) zou wellicht kunnen aantonen dat een groot deel onder hen ook het volgende jaar niet uitstroomt naar werk en nauwelijks nog kans maakt om weg te geraken uit de arbeidsreserve.

3. Het gecombineerde effect van origine en het jaar van instroom

In de vorige paper werd vastgesteld dat het jaar van instroom in de arbeidsreserve een sterk effect heeft op de uitstroomsnelheid van de werkzoekenden: de uitstroomkans is toegenomen met de tijd. Het verschil tussen de instroomcohorten 2003 en 2005 is nog relatief beperkt (53% respectievelijk 48% niet uitgestroomd na 12 maanden), maar de uitstroomsnelheid van de cohorte 2007 ligt veel hoger, met slechts 40% niet uitgestroomde werkzoekenden na 12 maanden.

In deze paragraaf wordt nagegaan of het effect van het jaar van instroom op de uitstroomsnelheid versterkt of afgezwakt wordt door de variabele ‘origine’ mee op te nemen. Hierbij wordt het gecombineerde effect van ‘jaar van instroom’ en ‘origine’ nagegaan waarbij de andere variabelen onder controle worden gehouden en dus niet kunnen bijdragen tot de vastgestelde verschillen in de uitstroomsnelheid.

Resultaten

Uit de resultaten volgens cohorte blijkt duidelijk dat het jaar van instroom een wisselende invloed heeft, waarbij de verschillen tussen allochtonen en autochtonen voor de cohortes 2003 en 2005 iets groter zijn dan gemiddeld (de drie cohorten samen) en voor de cohorte 2007 veel kleiner. Het is zeer opvallend hoe de uitstroom van de allochtonen in 2007 sterk verbeterd is: na 1 maand bedraagt de uitstroom 20% (15% in 2005) en het aandeel ‘niet uitgestroomden’ na 12 maanden is gedaald beneden de helft (46% tegenover 58% in 2005). Ook de mediaan duurtijd is zeer sterk gedaald: van meer dan 12 maanden (2003 en 2005) naar juist 9 maanden.

De sterke verbetering bij de allochtonen blijkt ook uit de veel geringere polarisatie tussen ‘snel uit’ en ‘lang in’. In 2003 bedroeg het verschil tussen snelle uitstroom (14%) en zittenblijvers (61%) nog 47 procentpunten, in 2007 is dit gedaald tot 25 procentpunten. Bij de autochtonen is het (veel kleinere) verschil gedaald van 21 procentpunten naar amper 7 procentpunten, maar ook hier is de groep ‘lang in’ groter dan de groep ‘snel uit’.

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

Jaar van instroom Origine (*)	Alle cohorten		2003/01		2005/01		2007/01	
	Aut	All	Aut	All	Aut	All	Aut	All
Uitstroom (%) na 1 maand	24,2	16,2	21,8	13,6	24,1	15,2	26,9	20,5
Aandeel nog niet uit na X maanden								
1 maand	75,8	83,8	78,2	86,4	75,9	84,8	73,1	79,5
3 maanden	60,9	73,1	64,6	77,3	61,0	74,8	57,0	66,5
6 maanden	50,4	65,1	54,7	70,3	50,5	67,2	45,8	57,0
9 maanden	42,9	58,9	47,5	64,8	43,0	61,3	38,1	50,0
12 maanden	38,4	55,1	43,1	61,3	38,5	57,6	33,5	45,7
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	6,2	>12	7,9	>12	6,2	>12	4,5	9,0

(*) Aut = Autochtoon, All = Allochtoon

Tabel 3. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens jaar van instroom en origine: verschil (in procentpunten) in het aandeel ‘nog niet uitgestroomd’

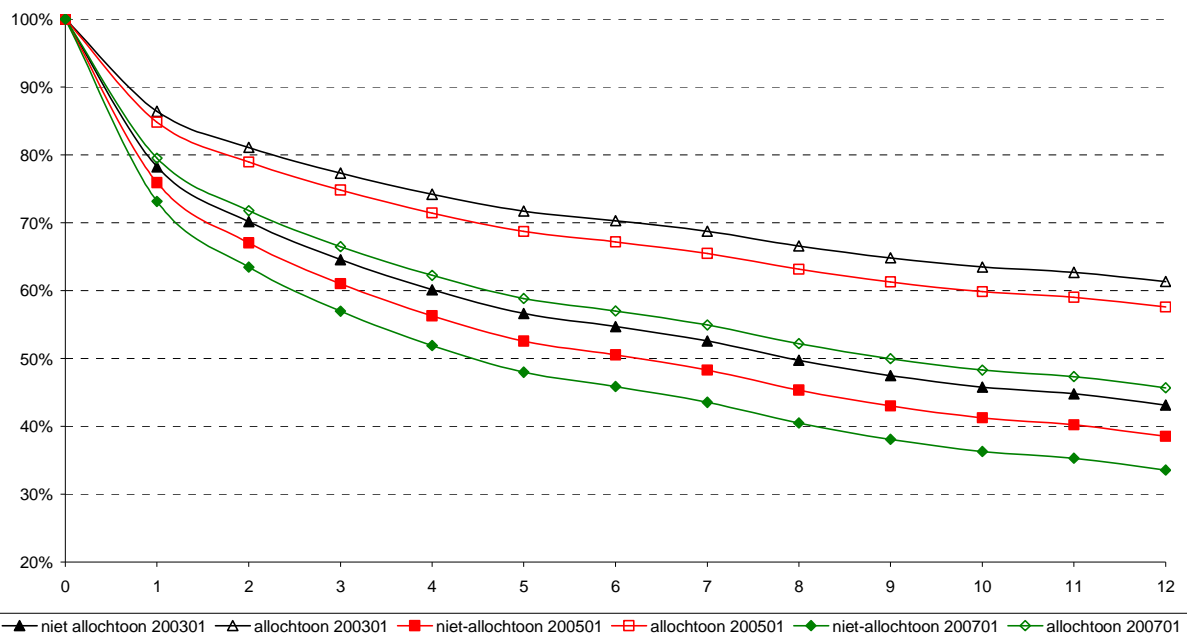
- (1) tussen cohorte 2003 en cohorte 2007 volgens origine
- (2) tussen autochtonen en allochtonen volgens instroomcohort

Origine (*)	(1) Verschil cohorte 2003 en 2007			(2) Verschil autochtonen en allochtonen		
	Aut	All	Tot	2003/01	2005/01	2007/01
1 maand	5,1	6,9	6,2	8,1	8,9	6,4
3 maanden	7,6	10,8	9,6	12,7	13,8	9,5
6 maanden	8,9	13,3	11,5	15,6	16,7	11,1
9 maanden	9,4	14,9	12,5	17,3	18,3	11,9
12 maanden	9,6	15,7	13,0	18,2	19,0	12,1

(*) Aut = Autochtoon, All = Allochtoon

Figuur 1

Geschatte overlevingsfunctie volgens kansengroep allochtoon en instroommoment
(controlerend voor de andere 5 kenmerken)



De verbeterde uitstroom in 2007 is dus ook duidelijk bij de autochtonen maar bij hen is het cohorte- effect zwakker. Dit is af te lezen uit de verschillen (in pptn.) in tabel 3. De verschillen in de aandelen ‘nog niet uitgestroomd’ tussen cohorte 2003 en cohorte 2007 liggen op alle meetmomenten (1 tot 12 maanden) duidelijk hoger bij de allochtonen: het verschil bij de allochtonen loopt op van 7 pptn. (na 1 maand) tot 16 pptn. (na 12 maanden).

den), bij de autochtonen is dit respectievelijk 5 en 10 pptn. (de verschillen in pptn. zijn afgeronde cijfers) Ook het verschil tussen beide groepen per cohorte toont duidelijk aan dat het conjunctuureffect (sterk versnelde uitstroom in 2007) sterker speelt bij de allochtonen: tussen 2003 en 2005 neemt het verschil tussen allochtonen en autochtonen nog iets toe (ongeveer 1 ppt. op alle meetmomenten), maar tussen 2005 en 2007 is het verschil zeer sterk afgenomen, met 2,5 pptn. (8,9–6,4) na 1 maand en zelfs bijna 7 pptn. (19-12,1) na 12 maanden. De allochtonen hebben dus veel sterker van het conjunctuureffect geprofiteerd dan de autochtonen.

Bespreking

Voor de cohorten 2003 en 2005 zijn er nog zeer grote verschillen vastgesteld in de uitstroomsnelheid van autochtonen en allochtonen, met zelfs nog een lichte toename. De resultaten van de cohorte 2007 laten toe om van een duidelijke ommekeer te spreken. De algemene verbetering in de uitstroom van werkzoekenden heeft zich nog veel sterker doorgezet bij de allochtonen. De mediaan duurtijd geeft het best aan hoe sterk de omslag is: het duurt in 2007 'slechts' 9 maanden (tegenover meer dan een jaar voor de cohorten 2003 en 2005) vooraleer de helft van de allochtone werkzoekenden een eerste keer aan het werk is geweest. Het verschil met de autochtonen (4,5 maanden voor de cohorte 2007) blijft nog groot maar de afstand is kleiner geworden.

Een verklaring hiervoor heeft wellicht met zowel de conjunctuur, de toegenomen krapte als met specifieke beleidsmaatregelen te maken. Het is duidelijk dat de krapte de werkgevers dwingt om meer en meer te rekruteren binnen de kansengroepen (die een steeds groter aandeel hebben in de arbeidsreserve), hetgeen gestimuleerd wordt door zowel een sterk voluntaristisch diversiteitsbeleid en concrete maatregelen in de arbeidsbemiddeling. De oververtegenwoordiging van de kansengroepen in de trajectwerking en de prioriteitsregeling in de competentiecentra van de VDAB zijn hierin enkele elementen.

4. Het unieke effect van geslacht

In de vorige paper werd vooral ingegaan op het effect van de variabele 'leeftijd' en nog niet op het effect van de variabele 'geslacht' op het uitstroompatroon. In deze paragraaf bekijken we eerst het unieke effect van deze variabele afzonderlijk, in een tweede stap wordt de interactie met de variabele 'origine' nagegaan.

Ondanks de sterk toegenomen vrouwelijke activiteitsgraad, verrichten nog steeds minder vrouwen dan mannen betaalde arbeid en ligt de vrouwelijke werkloosheidsgraad nog hoger dan de mannelijke. Het hogere werkloosheidsniveau bij vrouwen is historisch gegroeid maar, in het licht van hun sterk gestegen activiteitsgraad en de enorme dynamiek van de (vooral vrouwelijke) tertiaire en quataire sectoren, is het de vraag of er nu nog (grote) verschillen bestaan in het uitstroompatroon tussen werkzoekende mannen en vrouwen. In deze paragraaf bekijken we eerst het unieke effect van deze variabele afzonderlijk, in een volgende wordt de interactie met de variabele 'origine' nagegaan.

Resultaten

Zoals te verwachten stromen de mannen sneller uit dan de vrouwen. Het verschil in het aandeel 'niet uitgestroomd' tussen mannen (77%) en vrouwen (83%) bedraagt de eerste maand na de inschrijving bijna 6 pptn. en dit loopt stelselmatig op tot 12 pptn. een jaar na de inschrijving. Meer dan de helft (53%) van de werkzoekende vrouwen slaagt er niet in om een eerste keer uit te stromen binnen het jaar na de inschrijving, bij de mannen geldt dit voor bijna 41%. De mediaan duurtijd bedraagt bij de mannen slechts 7,2 maanden, bij de vrouwen meer dan een jaar.

Tabel 4. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens geslacht

	Totaal	
	Mannen	Vrouwen
Uitstroom (%) na 1 maand	22,9	17,2
Aandeel nog niet uit na X maand		
1 maand	77,1	82,8
3 maanden	62,8	71,6
6 maanden	52,6	63,2
9 maanden	45,2	56,8
12 maanden	40,8	52,8
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	7,2	>12

Bespreking

De verschillen tussen mannen en vrouwen zijn vrij groot. Reeds de eerste maand na de inschrijving verloopt de uitstroom bij de mannen vlotter en het verschil in het aandeel 'nog nooit uitgestroomd' blijkt op de opeenvolgende meetmomenten nog geleidelijk toe te nemen tot 12 pptn. na 1 jaar. Er is ook de veel grotere mediaan duurtijd en de sterkere polarisatie bij de vrouwen. Bij de vrouwen is er een veel grotere groep die zeer traag of niet uitstroomt. Verder zal blijken dat de man- vrouw verschillen veel kleiner zijn bij de autochtonen.

De snellere uitstroom bij de mannen blijkt echter niet op te gaan voor alle deelsegmenten van de werkzoekende populatie. Sinds een vijftal jaren stromen vrouwelijke *schoolverlaters* iets sneller uit dan de mannelijke. Zo toont de recentste VDAB studie over de opvolging van de schoolverlaters ('*Werkzoekende schoolverlaters in Vlaanderen*', 23^{ste} studie voor het schooljaar 2006-2007) aan dat de vrouwen iets sterker uitstromen dan de mannen. Bij de vrouwen blijft een jaar na de studies nog 10,5% van alle schoolverlaters ingeschreven in de arbeidsreserve van de NWWZ, bij de mannen is dit 11,4%. De vorige jaren was het verschil zelfs nog groter, met bv. nog 14,1% ingeschreven bij de vrouwen en 16,5% bij de mannen voor de schoolverlaters tussen februari 2004 en januari 2005.

Naast het feit dat het hier niet de uitstroom naar werk betreft maar enkel de uitstroom uit de arbeidsreserve (waaronder dus ook de uitstroom naar inactiviteit), kan men aannemen dat afgestudeerde meisjes iets sneller werk vinden door hun grotere tewerkstellingskansen in verschillende tertiaire en quartaire (groei)sectoren waar vrouwen doorgaans oververtegenwoordigd zijn. In sommige van die tertiaire sectoren met een groot aandeel vrouwen, zoals de horeca en de kleinhandel (zelfstandige kleinhandel, grootwarenhuizen,...) is er bovendien een grote aanwervingsdynamiek en mobiliteit waar de intrede- drempel doorgaans vrij laag is. In de quartaire groeisectoren die gericht zijn op de verzorging en verpleging kunnen ook veel pas afgestudeerde vrouwen relatief vlug na de studies aan de slag.

De populatie schoolverlaters (ingeschreven in de loop van een volledig jaar, i.c. van februari 2006 tot en met januari 2007) is dus niet representatief voor de in deze paper bestudeerde cohorten van ingeschreven werkzoekenden in de loop van de maand januari (2003, 2005 en 2007), waardoor de resultaten (met een verschillend uitstroompatroon tussen mannen en vrouwen voor de volledige populatie van NWWZ en de schoolverlaters) moeilijk te vergelijken zijn.

5. Het gecombineerde effect van geslacht en origine

In deze paragraaf bekijken we welk effect de toevoeging van de variabele 'origine' heeft op de verschillen in het uitstroompatroon tussen mannen en vrouwen.

Resultaten

Uit de resultaten volgens geslacht en origine blijkt er een sterk interactie- effect tussen beide variabelen. Zoals ook wel te verwachten is het verschil tussen mannen en vrouwen veel kleiner bij de autochtonen dan bij de allochtonen. Het effect van de variabele 'geslacht' is dus zwakker bij de autochtonen en (veel) sterker bij de allochtonen. Het zijn vooral de zeer slechte uitstroomresultaten bij de allochtone vrouwen, die de grote 'breuk' verklaren. Hierdoor is het verschil volgens origine bij de vrouwen ook veel groter dan bij de mannen. De cijfers in tabel 5 tonen aan dat de allochtone vrouwen zeer moeilijk uitstromen: 63% is niet één keer uitgestroomd na 1 jaar tegenover 'slechts' 42% bij de autochtone vrouwen. Bij de autochtone mannen bedraagt dit 35%, bij de allochtone mannen bijna 47%. Opvallend is dus ook dat autochtone vrouwen sneller uitstromen dan allochtone mannen, zoals duidelijk te zien aan de mediaan duurtijd (7,4 tegenover 9,5 maanden).

Tabel 5. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens geslacht en origine

Origine (*)	Totaal		Autochtoon		Allochtoon	
	M	V	M	V	M	V
Uitstroom (%) na 1 maand	22,9	17,2	26,0	22,5	20,1	13,0
Aandeel nog niet uit na X maanden						
1 maand	77,1	82,8	74,0	77,5	79,9	87,0
3 maanden	62,8	71,6	58,2	63,5	67,1	78,3
6 maanden	52,6	63,2	47,3	53,4	57,7	71,6
9 maanden	45,2	56,8	39,6	46,1	50,8	66,3
12 maanden	40,8	52,8	35,1	41,7	46,5	62,9
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	7,2	>12	4,8	7,4	9,5	>12

(*) Aut = Autochtoon, All = Allochtoon

Tabel 6. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens geslacht en origine: verschil (in procentpunten) in het aandeel 'nog niet uitgestroomd'

(1) tussen allochtonen en autochtonen volgens geslacht

(2) tussen mannen en vrouwen volgens origine

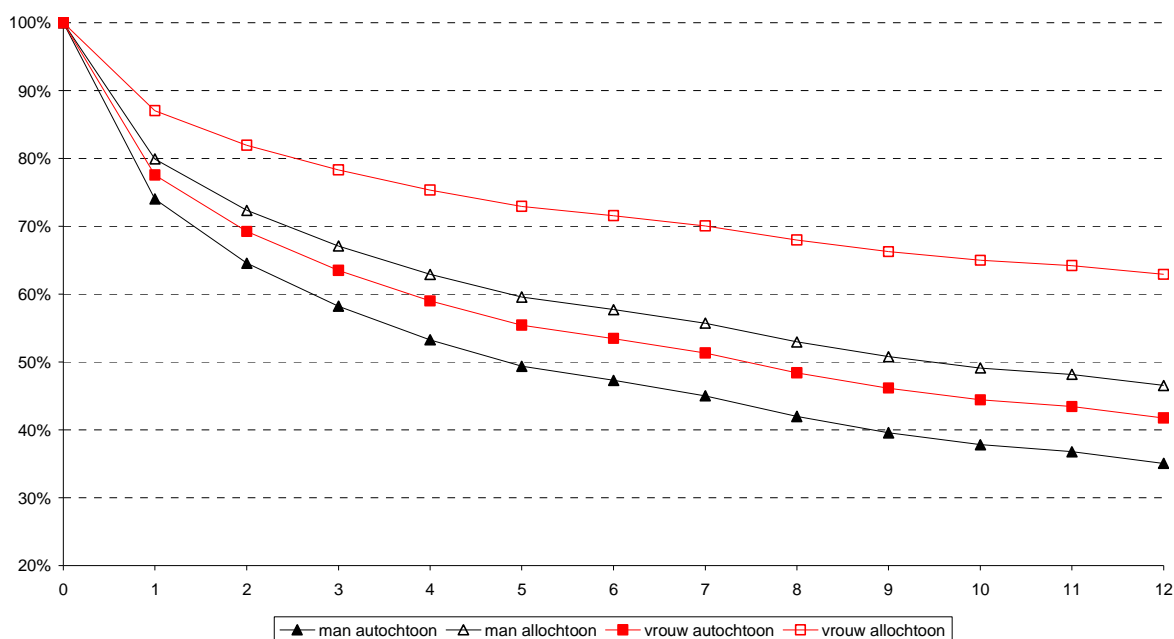
	(1) Verschil allochtonen en Autochtonen			(2) Verschil mannen en vrouwen		
	M	V	Tot	Aut	All	Tot
1 maand	5,9	9,5	8,0	3,6	7,1	5,7
3 maanden	8,9	14,8	12,2	5,3	11,2	8,8
6 maanden	10,4	18,1	14,7	6,2	13,8	10,6
9 maanden	11,2	20,1	16,1	6,6	15,5	11,6
12 maanden	11,5	21,2	16,7	6,7	16,4	12,0

In tabel 6 zijn de verschillen opgenomen in het aandeel 'niet- uitstroom' op de verschillende meetmomenten. Het globale verschil in 'niet- uitstroom' na 12 maanden *tussen autochtonen en allochtonen* bedraagt bijna 17 pptn., maar bij de mannen is dit veel kleiner (11,5 pptn.) en bij de vrouwen veel groter (21 pptn.). Allochtonen stromen dus veel trager uit dan autochtonen, maar bij de vrouwen is het effect van 'origine' nog zoveel sterker.

Het globale verschil *tussen mannen en vrouwen* in de 'niet- uitstroom' na 12 maanden bedraagt 12 pptn. Bij de autochtonen is dit verschil beperkt tot bijna 7 pptn., bij de allochtonen loopt dit op tot 16 pptn. Bij de autochtonen neemt het verschil relatief weinig toe met de maanden, bij de autochtonen ligt het reeds vanaf de eerste maand veel hoger (het dubbele) en neemt het nog sterk toe in de daaropvolgende maanden.

Figuur 2

Geschatte overlevingsfunctie volgens geslacht en kansengroep allochtonen
(controlerend voor de andere 5 kenmerken en instroommoment)



Bespreking

De resultaten bevestigen nogmaals de (zeer) moeilijke arbeidsmarktsituatie van de werkzoekende allochtonen in het algemeen en van allochtone vrouwen in het bijzonder, die door een combinatie van factoren nauwelijks uit de werkloosheid weg geraken. Bijna twee op drie komen niet één keer aan werk toe in de loop van een jaar na de inschrijving. Gezien de variabele 'studieniveau' in de analyse onder controle blijft, is het (doorgaans lage) studieniveau van allochtone vrouwen hiervoor niet verantwoordelijk. Wel belangrijk maar niet onderzochte factoren zijn zowel de bestaande discriminatie bij de aanwerving, sociaal-culturele factoren (de 'keuze' voor thuisarbeid en de kinderopvang in doorgaans grote gezinnen) maar ook het gebrek aan 'lonende' arbeid. De concentratie van de allochtone, werkzoekende vrouwen in de grootsteden en stedelijke centra, met een specifieke 'klantgerichte' diensteneconomie die 'draait' op veel interim-arbeid, bemoeilijkt wellicht het vinden van werk.

6. Het gecombineerde effect van geslacht en studieniveau

In de vorige paper werd het unieke effect van het studieniveau bekeken. Er werd een effect vastgesteld op de uitstroomsnelheid die (in beperkte mate) stijgt met het studieniveau. Niettemin is het effect vrij zwak en blijkt zelfs volledig te verdwijnen voor de werkzoekenden vanaf 30 jaar. Na de interactie tussen studieniveau en leeftijd in de vorige paper wordt in deze paragraaf het gecombineerde effect van studieniveau en geslacht op het uitstroompatroon bekeken.

Resultaten

Uit tabel 7 blijkt duidelijk dat er een sterke interactie is tussen de variabelen 'studieniveau' en 'geslacht'. Bij de mannen is er nauwelijks nog een verschil in de uitstroomsnelheid volgens studieniveau. Bij zowel de midden- als hooggeschoolden is 40% na 12 maanden nog niet één keer uitgestroomd en bij de laaggeschoolden ligt dit met 43% niet zoveel hoger. De mediaan duurtijd bedraagt voor de 3 categorieën iets meer of minder dan 7 maanden. Bij de vrouwen is er wel een duidelijk effect van het studieniveau, met een sterk stijgende uitstroomsnelheid bij een hoger studieniveau. Het aandeel 'niet- uitstroom' na 12 maanden daalt van 59% bij de laaggeschoolden tot 46% bij de hooggeschoolden. De mediaan duurtijd toont aan dat het verschil vooral groot is tussen de hooggeschoolden (9 maanden) en de andere categorieën (beiden meer dan 12 maanden).

Tabel 7. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens geslacht en scholing

	Laag		Midden		Hoog	
	M	V	M	V	M	V
Uitstroom (%) na 1 maand	22,0	14,6	23,4	17,0	23,4	20,5
Aandeel nog niet uit na X maand						
1 maand	78,0	85,4	76,6	83,0	76,6	79,5
3 maanden	64,2	75,8	62,1	71,9	62,2	66,6
6 maanden	54,2	68,4	51,7	63,6	51,9	57,1
9 maanden	47,0	62,6	44,3	57,3	44,4	50,1
12 maanden	42,6	59,0	39,9	53,3	40,0	45,8
Mediaan duurtijd (maanden) tot 1 ^{ste} uitstroom	7,7	>12	6,8	>12	6,8	9,0

In tabel 8 zijn de verschillen in het aandeel 'nog niet uitgestroomd na 12 maanden' opgenomen. De verschillen tussen mannen en vrouwen nemen duidelijk af met het stijgende studieniveau en zijn dus zeer klein voor de hooggeschoolden en stijgen nauwelijks met het aantal maanden na de inschrijving (van 3 pptn. na 1 maand tot bijna 6 pptn. na 12 maanden). Zoals hierboven reeds gesteld, is er bij de mannen op alle meetpunten nauwelijks een verschil tussen laag- en hooggeschoolden, maar stijgt dit bij de vrouwen van 6 pptn. 1 maand na de inschrijving tot 13 pptn. na 12 maanden inschrijving.

De interactie tussen de variabelen 'geslacht' en 'studieniveau' houdt dus in dat het effect van het studieniveau bijna volledig verdwijnt bij de mannen en dat het effect van het geslacht sterk afgezwakt wordt bij de hooggeschoolden.

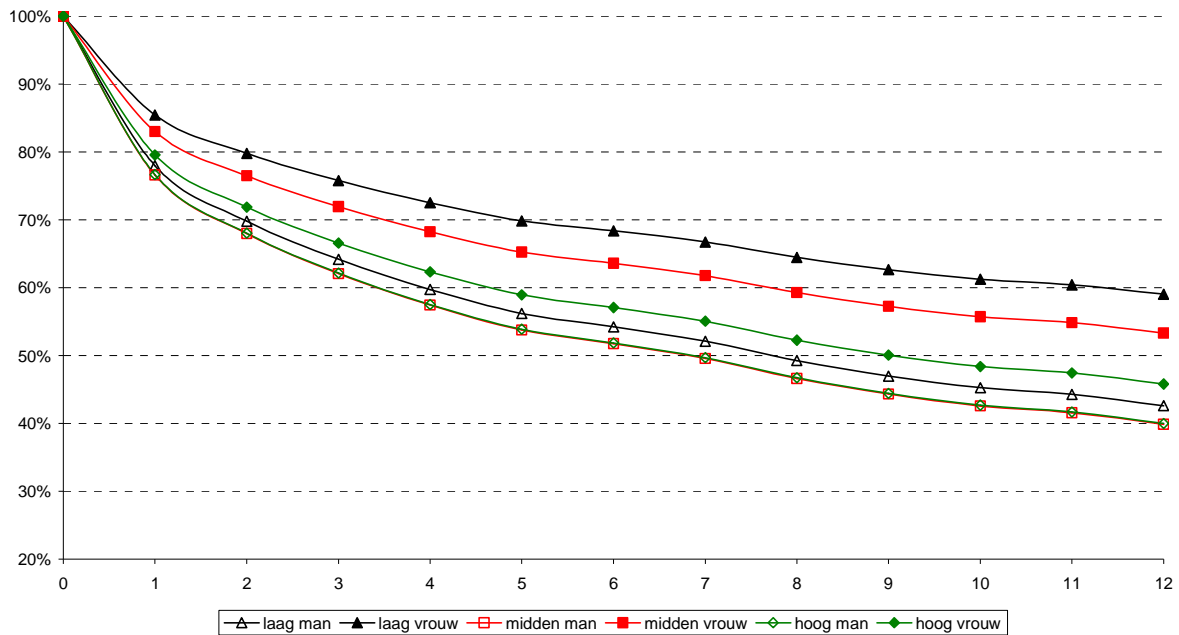
Tabel 8. Uitstroom- analyse van NWWZ volgens geslacht en scholing: verschil (in procentpunten) in het aandeel 'nog niet uitgestroomd'

- (1) tussen mannen en vrouwen volgens scholing
- (2) tussen laag- en hooggeschoold volgens geslacht

	(1) Verschil mannen en vrouwen			(2) Verschil laag- en hooggeschoold	
	Laag	Midden	Hoog	M	V
1 maand	7,5	6,4	2,9	1,3	5,9
3 maanden	11,6	9,9	4,4	2,0	9,2
6 maanden	14,1	11,8	5,2	2,4	11,3
9 maanden	15,7	12,9	5,6	2,6	12,6
12 maanden	16,4	13,5	5,8	2,6	13,2

Figuur 3

Geschatte overlevingsfunctie volgens scholing en geslacht
(controlerend voor de andere 5 kenmerken en instroommoment)



Bespreking

De resultaten bevestigen eigenlijk dat er nog altijd een sterke ongelijkheid bestaat in de arbeidsmarktsituatie van mannen en vrouwen, waarbij de werkgelegenheidsstructuur nog eerder ‘mannelijk’ kleurt. Het komt erop neer dat vrouwen een hogere scholing nodig hebben om evenveel kansen te maken als mannen. Bij de mannen is de uitstroomsnelheid immers nauwelijks afhankelijk van het studieniveau (in figuur 3 liggen de lijnen van de midden- en hooggeschoolde mannen zelfs op elkaar door het minieme verschil in de uitstroomsnelheid), bij de vrouwen des te meer. Enkel de hooggeschoolde, werkzoekende vrouwen stromen relatief gemakkelijk uit naar werk (maar toch minder snel dan de hooggeschoolde mannen), voor de andere categorieën verloopt de uitstroom veel moeizamer. Vooral de historisch zeer lage werkzaamheidsgraad van laaggeschoolde vrouwen toont aan dat dit een sterk structureel gegeven is dat een complexe en veelzijdige realiteit verbergt. Vermits er in de analyse gecontroleerd wordt voor de variabele ‘origine’ heeft deze hier geen invloed op het unieke effect van de variabele ‘geslacht’.

De jaarlijkse VDAB analyse van de vacatures en knelpuntberoepen geeft voor de laaggekwalificeerde beroepen aan welke factoren bepalend zijn voor de moeilijke matching tussen vraag en aanbod. Belemmerende factoren voor de aanwerving van bvb. professionele schoonmakers zijn ondermeer de hoge rendementseisen en kwalitatieve normen, de lage verloning, zeker ingeval van deeltijdse prestaties (sterke ‘werkloosheidsval’), de geringe talenkennis Nederlands of Frans, de afwijkende uurregelingen met problemen van openbaar vervoer en kinderopvang, en de geringe appreciatie voor het weinig ‘zichtbare’ poetspersoneel (aanwezig voor of na de klassieke werkuren) met een geringe bereidheid tot het betalen van meerkosten voor openbaar vervoer, reisongevallenverzekering, ter beschikking stellen van vervoersmiddelen, enz.

7. Conclusies

Uit alle arbeidsmarktindicatoren en –onderzoek blijkt dat de allochtonen een veel slechtere arbeidsmarktsituatie hebben dan de autochtonen. Dit wordt heel overtuigend bevestigd door de analyse van het uitstroompatroon (van werkloosheid naar werk) van 3 cohorten werkzoekenden, ingeschreven in januari 2003, 2005 en 2007.

Gemiddeld over de 3 cohorten is een meerderheid (55%) van de allochtonen een jaar na de inschrijving nog steeds werkzoekend en niet één keer aan het werk geraakt, bij de allochtonen is dit 38%. Bij de autochtonen duurt het slechts 6 maanden eer de helft minstens één keer uitstroomt naar werk, bij de autochtonen is dit meer dan 12 maanden.

De sterke verbetering van de uitstroom in 2007 heeft echter een iets sterker effect gehad bij de allochtonen. De mediaan duurtijd is bij hen gedaald van meer dan 12 maanden in 2003 en 2005 naar 9 maanden in 2007. De niet-uitstroom na 12 maanden is gedaald van 61% in 2003 naar 46% in 2007. Bij de autochtonen is de verbetering procentueel iets minder waardoor de afstand tussen autochtonen en allochtonen iets kleiner geworden is.

Deze positieve vaststelling toont aan dat allochtonen ‘eindelijk’ iets beter de weg naar tewerkstelling hebben gevonden, maar vooral dat ze blijkbaar toch iets ‘aantrekkelijker’ geworden zijn voor bedrijven en organisaties. De gegevens laten niet toe een sluitende verklaring te geven maar het is een combinatie van de sterk verbeterde conjunctuur, de arbeidskrachte waardoor werkgevers ‘gedwongen’ worden sterker te gaan rekruteren bij kansengroepen, een dynamiek die sterk ondersteund en gestimuleerd wordt door het bemiddelingsbeleid van VDAB en andere actoren. Belangrijk hierin zijn de (in de Beheersovereenkomst) opgelegde oververtegenwoordiging van de kansengroepen (waaronder de allochtonen) in de trajectwerking, de prioriteitsregeling voor de kansengroepen in de competentiecentra en specifieke instrumenten zoals de sectorconvenanten en Jobkanaal dat vacatures een tijdlang reserveert voor de kansengroepen. Los van de dominante factor(en), heeft het jaar 2007 –met ook een sterke daling van de werkloosheid bij allochtonen- alleszins een signaalfunctie naar de bemiddelbaarheid van de allochtonen.

Een andere constante op de arbeidsmarkt is het verschil tussen mannen en vrouwen, met een nog steeds lagere werkzaamheid en een hogere werkloosheid bij de vrouwen. Ook deze verschillen vinden we terug in de uitstroomanalyse. Bij de vrouwen is er eveneens een kleine meerderheid (53%) dat er niet in slaagt één keer aan het werk te geraken gedurende het eerste jaar na de inschrijving, bij de mannen (41%) ligt dit duidelijk lager. De mediaan duurtijd geeft dezelfde verschillen: meer dan 12 maanden bij de vrouwen tegenover 7 maanden bij de mannen. De verschillen tussen mannen en vrouwen zijn echter veel sterker bij de allochtonen, met een extreem moeilijke uitstroom bij de allochtone vrouwen. Gemiddeld over de 3 cohorten geraakte 63% gedurende een jaar na de inschrijving geen enkele keer aan het werk, slechts 13% stroomde uit tijdens de eerste maand en nauwelijks 22% na twee maanden. De autochtone vrouwen doen veel beter met 42% niet- uitstroom binnen een jaar na de inschrijving, waarmee het verschil met de autochtone mannen (35%) relatief beperkt is en waarmee ze zelfs sneller uitstromen dan de allochtone mannen (47%).

Gezien de andere variabelen uit het model in deze analyse onder controle gehouden worden, kunnen deze verschillen niet te wijten zijn aan het studieniveau of de leeftijd van de allochtone vrouwen. Er spelen dus andere factoren die zowel te maken kunnen hebben met specifieke aanbodkenmerken (sociaal-culturele elementen zoals een ‘voorkeur’ voor thuisarbeid) als met specifieke vraagzijdekenmerken (tekort aan ‘lonende’ arbeid in de (groot)steden, discriminatie van allochtone vrouwen bij de selectie en aanwerving,...).

Er is eveneens een sterke interactie tussen de variabelen ‘geslacht’ en ‘studieniveau’. In het algemeen is het effect van studieniveau op de uitstroomsnelheid vrij zwak (veel zwakker dan van ‘leeftijd’) en verdwijnt het nagenoeg bij de werkzoekenden boven 30 jaar. Maar bij de combinatie met de variabele ‘geslacht’ blijkt dat het effect van studieniveau bijna nihil is bij de mannen maar vrij sterk bij de vrouwen. Bij de mannen is er nauwelijks een verschil in de uitstroomsnelheid tussen de drie studieniveaus (een niet- uitstroom na een jaar van ongeveer 40% bij zowel de laag-, midden- als hooggeschoolden), maar bij de vrouwen neemt de uitstroomsnelheid duidelijk toe met het studieniveau (van 46% naar 53% en 59% voor respectievelijk de laag-, midden- en hooggeschoolden).

In het licht van de vele knelpuntvacatures, ook voor laaggekwalificeerde beroepen, moet ingewerkt worden op de structurele factoren die belemmerend zijn voor een vlottere uitstroom naar werk van vooral de laaggeschoolde vrouwen die ook in een sterke groeifase hun historische achterstand niet kunnen dichten. De laaggeschoolde vrouwen maken medio 2008 meer dan een vierde uit van de totale arbeidsreserve: ongeveer 41.500 werkzoekenden, waarvan meer dan 8.000 allochtone vrouwen.

4. Bijlagen

Bijlage 1: Profiel van de cohorten

Voor het onderzoek naar de uitstroom van ouderen zijn er 3 cohorten 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 cohorten (en de verschillen tussen de cohorten) 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 cohorten 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 cohorten).

Geslacht

Het aandeel vrouwen bedraagt voor de 3 cohortes ongeveer de helft. Het aandeel gaat wel in stijgende lijn, van 48,9% voor c2003 (cohorten 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 (berekennings)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 cohorten. 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 cohorten 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 cohorten), 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 arbeidsgehandicapt in de ingeschreven werkzoekenden gaat in duidelijk stijgende lijn: voor de 'oudste' cohorten 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 cohorten, 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 cohorten 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 cohorten 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 arbeidsgehandicapten 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 verstrijkt 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 (= werkzoekencategorie < '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 VDAB³. 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 uitstroomkans⁴, 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 uitstroomkans⁵, leiden niet tot 'overfitting' en houden verband met belangrijke kansengroepen uit de VDAB beheersovereenkomst. Uit een visuele inspectie van diagnosegrafieken⁶ 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.

³ In een volgende paper zullen verschillende andere operationalisering van uitstroom naar werk berekend en vergeleken worden.

⁴ Deze kans wordt in het vakjargon van de overlevingsanalyse aangeduid met de term 'risico' of 'hazard'.

⁵ 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).

⁶ De grafieken van de $\ln(-\ln(\text{geschatte overlevingsfunctie}))$ met de $\ln(\text{tijd})$ voor de verschillende kenmerken.

In de paper worden de resultaten van de analyses gerapporteerd als ‘aandeel nog niet uitgestroomd na J maand’⁷, 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

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

```

⁷ Dit is de ‘overlevingskans’ in de werkloosheid op tijdstip J.

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	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	midden	0.00653	0.00859	0.5767	0.4476	
s	laag	-0.1251	0.00840	221.9522	<.0001	
l	25j - 29j	0.1640	0.0118	191.6400	<.0001	
l	30j - 44j	-0.0680	0.00970	49.2105	<.0001	
l	45j en +	-0.5192	0.0139	1400.8020	<.0001	
v	vrouw	-0.1791	0.00842	452.2585	<.0001	
a	allochtoon	-0.2494	0.00830	903.6184	<.0001	
g	arbeidsgehandicapt	-0.1615	0.0133	148.4349	<.0001	
b	leefloner	-0.1724	0.0167	106.9545	<.0001	
cohort	200501	-0.0418	0.0117	12.8283	0.0003	
cohort	200701	0.2137	0.0112	364.1891	<.0001	
voordien_wz	N	-0.0464	0.00606	58.6911	<.0001	
s*l	midden	25j - 29j	0.00592	0.0146	0.1650	0.6846
s*l	midden	30j - 44j	0.0196	0.0126	2.4149	0.1202
s*l	midden	45j en +	-0.0182	0.0185	0.9705	0.3246
s*l	laag	25j - 29j	-0.0290	0.0148	3.8388	0.0501
s*l	laag	30j - 44j	0.1086	0.0121	80.2644	<.0001
s*l	laag	45j en +	0.1202	0.0167	51.7934	<.0001
s*v	midden	vrouw	-0.0211	0.00762	7.6338	0.0057
s*v	laag	vrouw	-0.0732	0.00760	92.7018	<.0001
v*a	vrouw	allochtoon	-0.0822	0.00795	106.7847	<.0001

Parameter			DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
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.
- VDAB (2008), Analyse vacatures 2007 (deel 1), nog niet gepubliceerd.
- VDAB (2008), Werkzoekende schoolverlaters in Vlaanderen (23ste studie 2006-2007).