
De impact van heroriëntering op de verdere werkloosheidskans

De aansluiting tussen vraag en aanbod op de Vlaamse arbeidsmarkt neemt steeds meer problematische proporties aan. Als gevolg van de toenemende krapte lijkt het interessant om meer in te zetten op de heroriëntering van werklozen. Tot op heden hebben we echter nog geen accuraat beeld van de korte- en langetermijneffecten die een heroriëntering met zich meebrengen. In deze studie bekijken we daarom de effecten van een heroriëntering op de verdere loopbaan. Specifiek kijken we naar de impact op de werkloosheidskans in de verdere loopbaan indien er na een periode van werkloosheid afgeweken wordt van de vorige job op vlak van loon, arbeidsregime en sector. We voeren daarbij aparte analyses uit voor mannen en vrouwen. Eerder onderzoek toonde immers aan dat groepen die geassocieerd worden met traditionele lineaire loopbaanpaden, zoals mannen, vaker een negatieve invloed ondervinden van een heroriëntatie in de tewerkstelling. Daarnaast maken we in de analyses ook nog een opsplitsing naar werkloosheidsduur, namelijk een werkloosheidsduur van meer versus van minder dan zes maanden. Deze cut-off van zes maanden is niet toevallig gekozen, maar valt samen met de beschermingsperiode van werklozen om een 'niet-passende dienstbetrekking' te aanvaarden.

Inleiding

De Vlaamse arbeidsmarkt wordt steeds vaker omschreven als een knelpunteconomie (Leroy, 2009; Sels, 2010). Niet alleen is het aantal knelpuntvacatures tijdens de crisisperiode op een ongewoon hoog niveau gebleven, tevens lijken de kwantitatieve

tekorten op de arbeidsmarkt steeds meer aan te houden ongeacht de stand van de conjunctuur (Herremans et al., 2011). De problemen inzake de aansluiting tussen vraag en aanbod zijn de laatste jaren dan ook aanzienlijk toegenomen. In juli 2011 kende Vlaanderen ongeveer 211 000 niet-werkende werkzoekenden voor 59 000 openstaande vacatures. De spanningsratio of het aantal niet-werkende werkzoekenden per openstaande vacature lag hierdoor lager dan 3,6. Dit niveau wijst op een extreem krappe arbeidsmarkt. Bovendien zijn er indicaties dat de matching op onze arbeidsmarkt er verder op achteruit gaat, onder meer ten gevolge van een sterk toenemende vervangingsvraag op de arbeidsmarkt en veranderingen in de samenstelling van de niet-werkende werkzoekenden (bijvoorbeeld grotere afstand tot de arbeidsmarkt, stijgend aandeel 50-plussers).

Op een arbeidsmarkt die in toenemende mate kampt met aansluitingsproblemen, wint heroriëntatie naar beroepen, organisaties

en sectoren met structurele arbeidstekorten en/of groeipotentieel aan belang (Vansteenkiste et al., 2011). Op beleidsniveau zijn al enkele initiatieven genomen om deze heroriëntatie actief te ondersteunen. Gedacht kan worden aan de premies voor opleidingen die toeleiden naar knelpuntberoepen, aan de nauwere samenwerking tussen de VDAB en

sectoren in het bepalen van het opleidingsaanbod voor werkzoekenden (Morissens et al., 2009) en aan de mogelijkheid om werklozen na zes maanden werkloosheid te verplichten in te gaan op jobaanbiedingen die 'afwijken van hun profiel', bijvoorbeeld buiten het opleidingsdomein vallen, een hogere pendeltijd vereisen, een ander arbeidsregime impliceren en/of qua loon afwijken van de voorgaande job (Vansteenkiste et al., 2011). De 'Wet van de Passende Dienstbetrekking' werd bovendien recent aangepast: waar een werkloze tot voor kort de vrijheid had om tijdens de eerste zes maanden van de werkloosheid vrij te zoeken naar een 'passende job', heeft de VDAB nu de mogelijkheid om deze beschermingsperiode van zes maanden in te korten indien dit zinvol wordt geacht (bijvoorbeeld wanneer de opleiding of vroegere werkervaring objectief gezien weinig hertewerkstellingskansen biedt).

Eerder onderzoek suggereert dat flexibiliteit in het zoekgedrag van werklozen niet de gewenste resultaten (d.i. meer jobaanbiedingen) oplevert (Vansteenkiste et al., 2011). Het is dus lang niet vanzelfsprekend dat de flexibele attitude die van werklozen verwacht wordt, ook tot positieve effecten leidt. Er is bijgevolg nood aan een accuraat beeld van de korte- en langetermijneffecten van zowel flexibiliteit in het zoekgedrag van werklozen als van de uiteindelijke heroriëntatie naar een andere job. In deze studie kijken we naar de impact van feitelijke heroriëntatie. We spreken van heroriëntatie indien de nieuwe job in termen van loon, arbeidstijdregime en/of sector afwijkt van de vorige job. Dit zijn drie factoren die ook centraal staan in de Wet van de Passende Dienstbetrekking.¹ We gaan in deze studie niet in op de korte-termijneffecten van zulke heroriëntering (leidt heroriëntatie tot een snellere hertewerkstelling?), maar bestuderen de kans dat men dit werk kan behouden eens gevonden. Concreet bekijken we het effect van een heroriëntering op het werkloosheidsrisico in de verdere loopbaan.

Data en methodologie

De gegevensbron die we gebruiken in deze studie is het RVA Panel, een onderzoeksdatabank van de Rijksdienst voor Arbeidsvoorziening.² In het RVA Panel wordt een steekproef van RVA-uitkeringsgerechtigden gedurende een lange periode op

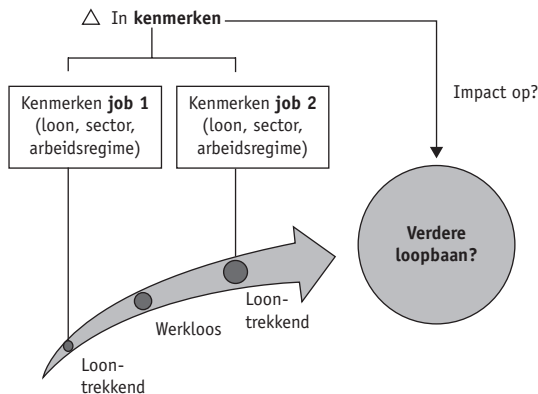
kwartaalbasis opgevolgd. Deze RVA-uitkeringsgerechtigden worden niet enkel gevolgd tijdens hun werkloosheidsperiode, maar ook na de werkloosheid (voor zij die de werkloosheid verlaten). De gegevens van elke respondent in het RVA Panel zijn afkomstig van het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming (AM & SB), een overheidsinitiatief dat de koppeling van sociaal-economische gegevens uit diverse socialezekerheidsinstellingen nastreeft (bijvoorbeeld RVA, RSZ, FAO, FBZ, KSZ, enzovoort).

Het RVA Panel omvat informatie over 795 923 RVA-uitkeringsgerechtigden voor de periode 1999-2007. Niet elke RVA-uitkeringsgerechtigde die in het panel is opgenomen, wordt ook daadwerkelijk over deze gehele periode opgevolgd. Er zijn verschillende steekproefmomenten die toelaten om een RVA-uitkeringsgerechtigde aan het Panel toe te voegen. Wanneer iemand opgenomen wordt in het Panel, dan zijn er gegevens beschikbaar over deze persoon die één jaar terugkijken vanaf het steekproefmoment en afhankelijk van de werkloosheidsduur minstens vijf jaar verder kijken. De eerste steekproeftrekking van RVA-uitkeringsgerechtigden vond plaats in het eerste kwartaal van 2000.

In deze studie zijn we geïnteresseerd in de verdere loopbaan van personen die de transitie werk-werkloosheid-werk gemaakt hebben (zie figuur 1). De impact van een eventuele wijziging in jobkenmerken tussen de laatste job vóór de werkloosheidsperiode (d.i. job 1 in de analyse) en de eerste job erna (d.i. job 2) staat daarbij centraal. Onze steekproef hebben we daarom beperkt tot de personen die een dergelijke transitie hebben gemaakt. De eerste werkzame periode (*job 1*) duurt bij elke respondent minstens vier onafgebroken kwartalen (d.i. 1 jaar). Door deze restrictie op te leggen, proberen we toevallige en kortdurende jobs zo goed als mogelijk uit te sluiten. De opname van zulke turbulente profielen zou de analyses immers kunnen vertekenen. Het meetmoment van de eerste job valt tussen 1999 en 2002. De werkloosheidsperiode kan voor elke respondent variëren, maar duurt maximaal acht kwartalen (d.i. 2 jaar). Aan de hand van deze twee restricties kunnen we ervoor zorgen dat nog steeds een behoorlijke duur van de 'verdere loopbaan' geanalyseerd kan worden zonder veel te moeten inboeten op het informatieve aspect van onze data. De kenmerken van de tweede werkzame periode (*job 2*) worden voor

elke respondent tijdens één kwartaal nagegaan. De verdere loopbaan die we kunnen onderzoeken gaat in vanaf het daaropvolgende kwartaal en omvat op deze manier minimaal twaalf kwartalen (3 jaar) en maximaal dertig kwartalen (7,5 jaar).³

Figuur 1.
Schematische voorstelling van de studie



Zowel in de eerste als in de tweede werkzame periode oefenden de personen die we opnemen in onze analyses telkens een job als loontrekkende uit. Individuen die zelfstandig waren tijdens minstens een van de twee periodes worden op die manier uitgesloten van de analyses gezien de kenmerken van een zelfstandige job moeilijk te vergelijken zijn met de kenmerken van een loontrekkende job in dit databestand. Als bijkomende beperking leggen we op dat alle personen opgenomen in ons databestand tussen de 25 en 49 jaar oud moeten zijn wanneer ze starten met hun tweede loontrekkende periode (*job 2*). We leggen deze leeftijds-grens op omdat we in deze studie hoofdzakelijk geïnteresseerd zijn in de impact van verschillen in jobkenmerken na een periode van werkloosheid op de *actieve* loopbaan. Zodoende willen we bijvoorbeeld de uitrede uit de arbeidsmarkt via pensioenregelingen zoveel mogelijk reduceren. Ten slotte verwijderen we ook de personen die tijdens job 1 of job 2 tot de uitzendsector behoren. In deze administratieve dataset wordt de uitzendsector immers als een aparte sector beschouwd waardoor we niet kunnen achterhalen in welke sectoren deze personen daadwerkelijk werken in hun eerste of

tweede job. De uiteindelijke analysesteekproef omvat zo 13 031 individuen.

Beschrijvende statistieken

Tabel 1 geeft een aantal beschrijvende statistieken weer van de gebruikte dataset, opgesplitst naar geslacht en werkloosheidsduur. Uit de vergelijking naar geslacht blijkt dat de werkloosheidsduur van vrouwen in onze steekproef significant hoger ligt dan deze van mannen. De sectoren waarin de vrouwen werken (in job 2) zijn bovendien verschillend van deze van de mannen. Vrouwen vinden we minder vaak terug in de sectoren land-, mijn-, bosbouw, visserij; vervaardiging van producten; transport en nutsvoorzieningen; en bouw. Zoals te verwachten werken vrouwen vaker deeltijds dan mannen. Het gemiddeld brutodagloon van hun job na de werkloosheid ligt eveneens lager. Opvallend is wel dat vrouwen vaker dan mannen na hun werkloosheidsperiode meer verdienen dan in hun voorgaande job (zowel 5%-grens als 10%-grens). Ten slotte blijkt dat vrouwen vaker van sector en arbeidsregime veranderen.

In de vergelijking naar werkloosheidsduur maken we een opsplitsing tussen kortdurige (≤ 6 maanden) en langdurige (> 6 maanden ≤ 2 jaar) werklozen. Wat de jobkenmerken van de tweede werkzame periode betreft, kunnen we opmerken dat de kortdurige werklozen vaker terug werk vinden in een voltijdse job. Bovendien ligt het gemiddeld brutodagloon⁴ (in klassen van 2 euro) waartegen ze opnieuw gaan werken significant hoger dan dat van de langdurige werklozen. Daarnaast blijkt dat de kortdurige werklozen significant minder veranderingen hebben gemaakt tussen job 1 en job 2 op vlak van sector, loon en tijdsregime.

Non-parametrische statistieken

Aan de hand van non-parametrische technieken kunnen we grafisch de kans nagaan dat onze respondenten opnieuw werkloos werden nadat ze de werk-werkloosheid-werk transitie maakten. Zo illustreren figuren 2a en 3a de 'bazard' of waarschijnlijkheid dat een respondent in een bepaald interval opnieuw werkloos wordt (d.i. de uitredes-kans), gegeven dat dit individu bij aanvang van het

Tabel 1.
Beschrijvende statistieken

Variabelen	Totaal	Man	Vrouw	Werkloosheidsduur ≤ 6 maanden	Werkloosheidsduur > 6 maanden en ≤ 2 jaar
Algemene kenmerken					
Geslacht (Man)	52,5%	/	/	54,0%	52,2%
Gemiddelde werkloosheidsduur tussen job 1 en job 2	2,1 kwartalen	2,0 kwartalen	2,2 kwartalen	1,3 kwartalen	4,4 kwartalen
Partner (Ja)	70,7%	72,7%	68,5%	72,4%	65,8%
Kinderen (Ja)	66,0%	63,4%	69,0%	66,2%	65,5%
Leeftijd	34,8	34,9	34,6	34,5	35,6
Belg	91,7%	89,1%	94,7%	92,3%	90,0%
Gewest					
Vlaams Gewest	59,3%	57,2%	61,5%	61,3%	53,2%
Waals Gewest	29,2%	30,2%	28,1%	28,8%	30,6%
Brussels Hfdst Gewest	11,5%	12,5%	10,3%	9,9%	16,2%
Kenmerken job 2					
Gemiddelde bedrijfsgrootte (in aantal werknemers)	50-99	50-99	50-99	50-99	50-99
Gemiddeld brutodagloon	42,9	45,3	40,3	43,8	40,2
Sector					
Land-, mijn-, bosbouw en visserij	1,0%	1,4%	0,5%	1,0%	1,0%
Vervaardiging producten	12,4%	15,8%	8,6%	13,6%	8,7%
Diensten	7,1%	5,4%	9,0%	6,9%	7,6%
Groot-en detailhandel	17,3%	15,4%	19,5%	16,7%	19,3%
Transport en nutsvoorzieningen	8,5%	12,6%	4,0%	9,1%	6,9%
Bouw	12,0%	22,2%	0,7%	12,6%	10,2%
Openbare besturen	13,3%	10,5%	16,4%	11,8%	17,9%
Onderwijs	16,2%	11,7%	21,1%	16,9%	13,9%
Gezondheidszorg	12,2%	5,2%	20,0%	11,4%	14,6%
Regime					
Volgtijds	67,3%	87,0%	45,6%	70,5%	57,7%
Deeltijds	32,0%	12,4%	53,7%	28,8%	41,8%
Arbeider	47,4%	62,6%	30,2%	47,2%	48,0%

Variabelen	Totaal	Man	Vrouw	Werkloosheidsduur ≤ 6 maanden	Werkloosheidsduur > 6 maanden en ≤ 2 jaar
Verschilvariabelen					
Wijziging loon (5%-niveau) ¹					
Daling	38,1%	39,6%	36,5%	37,4%	40,5%
Stabiel	29,8%	31,2%	28,2%	30,9%	26,5%
Stijging	32,1%	29,1%	35,3%	31,8%	33,0%
Wijziging loon (10%-niveau) ²					
Daling	28,6%	29,7%	27,3%	28,1%	29,9%
Stabiel	48,2%	49,8%	46,5%	48,9%	46,3%
Stijging	23,2%	20,5%	26,2%	23,0%	23,8%
Wijziging sector	45,2%	43,7%	47,0%	41,9%	55,3%
Wijziging arbeidsregime					
VT naar DT	12,8%	7,9%	18,9%	11,3%	18,6%
DT naar VT	8,8%	5,9%	12,7%	8,9%	9,9%

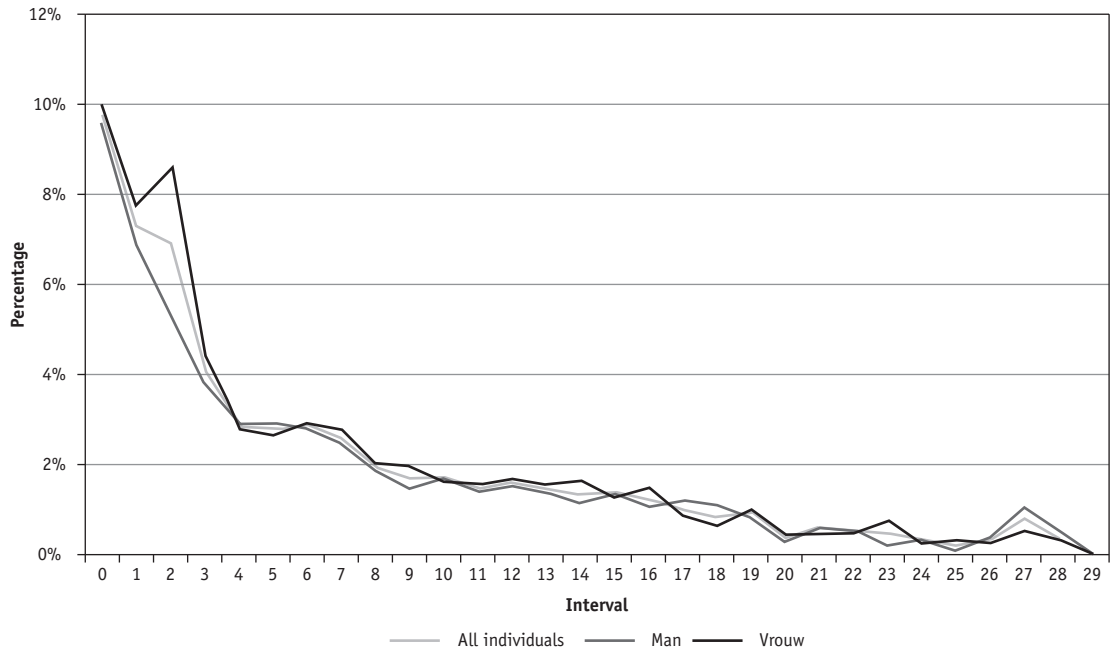
Noot: ¹ Loondaling op 5%-niveau: loon is meer dan 5% gedaald tussen job 1 en job 2; Stabiel loon op 5%-niveau: loon is maximaal 5% gedaald of gestegen; Loonstijging op 5%-niveau: loon is meer dan 5% gestegen tussen job 1 en 2.

² Loondaling op 10%-niveau: loon is meer dan 10% gedaald tussen job 1 en job 2; Stabiel loon op 10%-niveau: loon is maximaal 10% gedaald of gestegen; Loonstijging op 10%-niveau: loon is meer dan 10% gestegen tussen job 1 en 2.

Bron: Steekproef RVA Panel

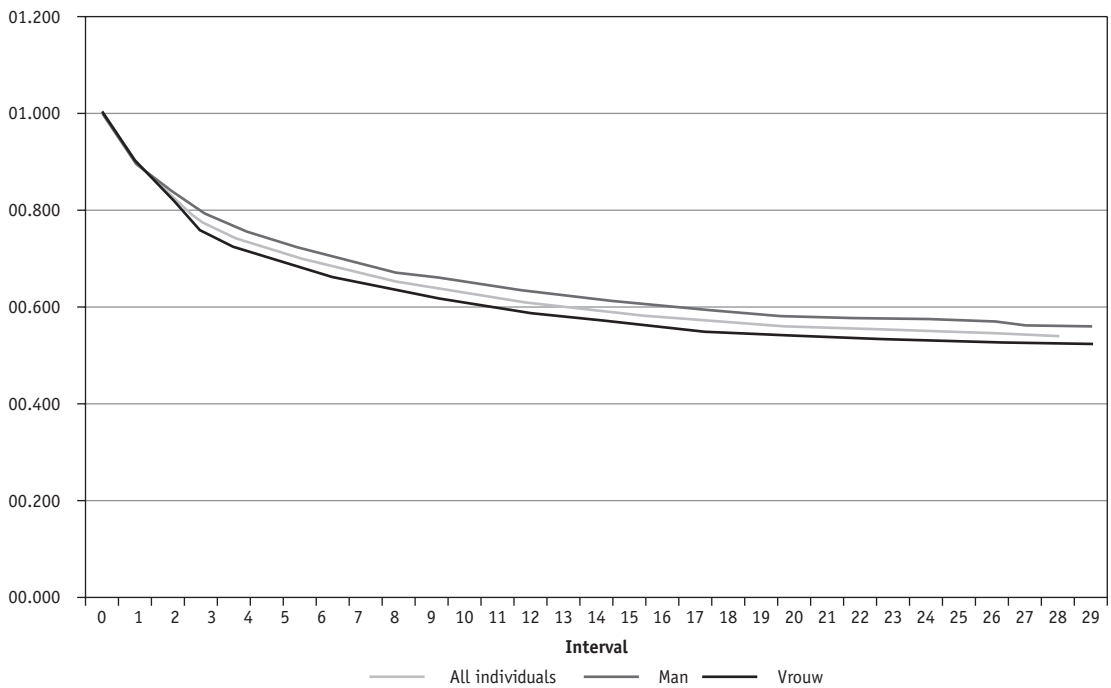
Figuur 2a.

Waarschijnlijkheid om opnieuw werkloos te worden, naar geslacht



Figuur 2b.

Waarschijnlijkheid om loontrekkend te blijven, naar geslacht



interval als loontrekkende actief was (Allison, 1984; Singer & Willett, 2003). Omgekeerd geven figuren 2b en 3b per interval de kans weer dat een respondent effectief loontrekkend blijft tenminste tot aanvang van dit specifieke interval.

Merk op dat we in figuren 2a en 3a impliciet veronderstellen dat de hazard verschilt per interval maar identiek is voor alle individuen binnen dit interval (Singer & Willett, 2003). Zoals verwacht is het patroon van elke hazardfunctie non-lineair. Immers, in de periode kort na intrede in job 2 zijn de uitredkansens relatief hoog, terwijl de waarschijnlijkheid op een werkloosheidstransitie afzwakt naarmate de anciënniteit in job 2 hoger oploopt. Daarnaast leiden we uit figuur 2a af dat de uitredkans van vrouwen die van mannen overstijgt en dit tot vier intervallen na intrede in job 2. Daarna kruisen beide hazard functies elkaar herhaaldelijk, hoewel de waarschijnlijkheid bij de vrouwen meestal hoger ligt. Dit alles vertaalt zich in figuur 2b in een wat lagere kans om aan het werk te blijven voor vrouwen. Meer specifiek blijft 56% van de mannen tot

eind 2007 (einde van de dataverzameling) als loontrekkende actief, tegenover 52% van de vrouwen.

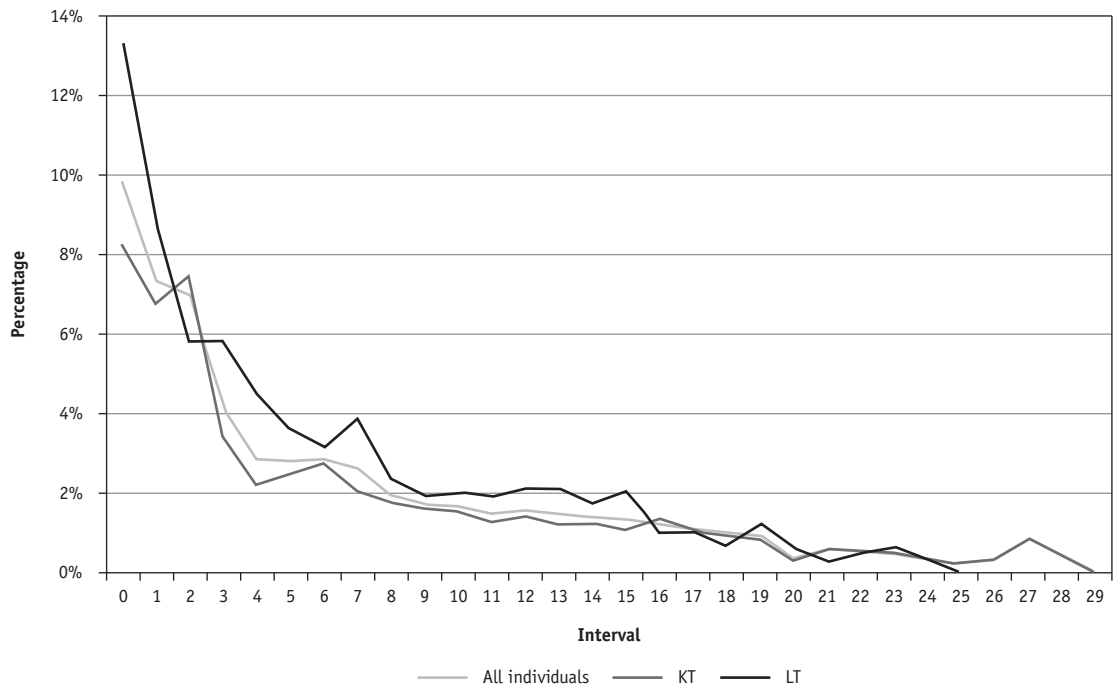
Op dezelfde manier kunnen we figuren 3a en 3b interpreteren. Figuur 3a toont aan dat de kans om opnieuw werkloos te worden aanvankelijk hoger ligt voor de respondenten die langdurig werkloos waren (d.i. langer dan zes maanden werkloos) tussen hun twee loontrekkende periodes. Na twee kwartalen kruisen de hazardfuncties een aantal keer, maar het werkloosheidsrisico van langdurige werklozen overstijgt dat van de kortdurige werklozen (d.i. zes maanden of korter werkloos) in bijna elk kwartaal. Figuur 3b geeft dan ook aan dat de kans om loontrekkend te blijven lager ligt bij langdurige werklozen dan bij kortdurige werklozen.

Econometrisch model

We stelden vast dat de werkloosheidskansen verschillen naar geslacht en werkloosheidsduur. In wat volgt kijken we naar mogelijke individuele factoren

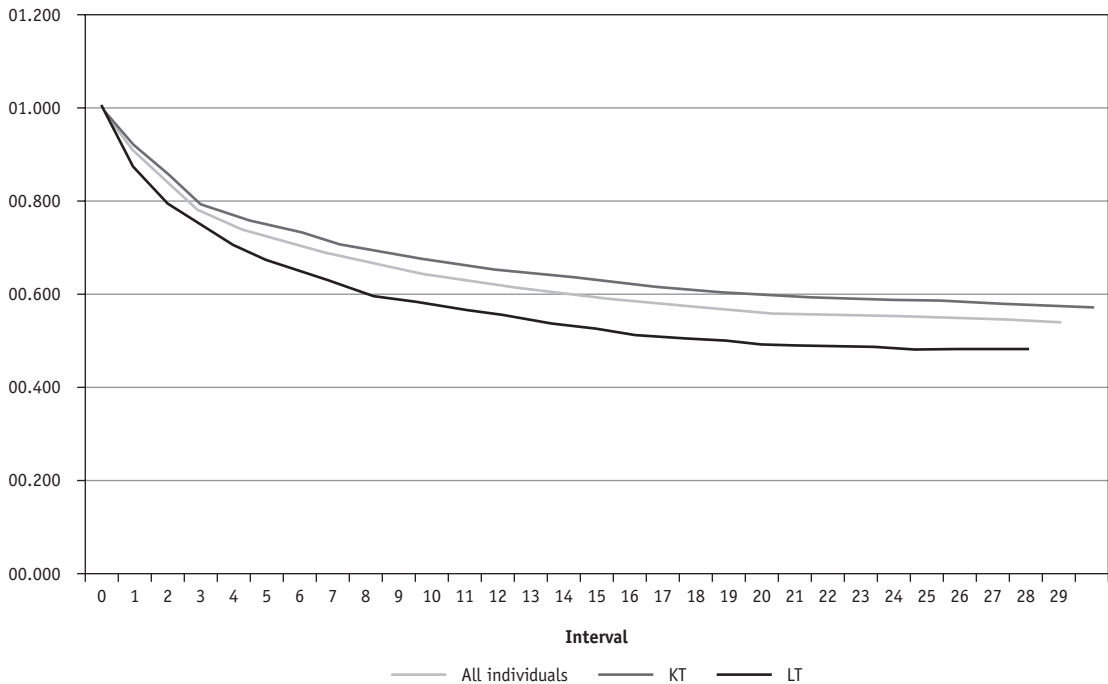
Figuur 3a.

Waarschijnlijkheid om opnieuw werkloos te worden, naar werkloosheidsduur



Figuur 3b.

Waarschijnlijkheid om loontrekkend te blijven, naar werkloosheidsduur



die deze uitstroom kunnen verklaren. Hiervoor maken we dankbaar gebruik van een *complementaire log-log link functie* (Allison, 1982; Prentice & Gloeckler, 1978). Kenmerkend voor deze techniek is dat ze toelaat om uitspraken te doen over een continu proces (bijvoorbeeld als loontrekkende actief zijn) op basis van discrete meetmomenten (bijvoorbeeld kwartaalsgewijze gegevens). De complementaire log-log link functie wordt daarom beschouwd als een adequaat, discreet alternatief voor de Cox-regressie (1972) of het *proportionele hazards* model, waarvoor continue data vereist zijn (Allison, 1982; Jenkins, 1995; Prentice & Gloeckler, 1978; Singer & Willett, 2003). Concreet hanteren we onderstaand (Clog-log) model:

$$\text{Clog-log } \lambda(t) = \lambda_0(t) + \beta'X + \xi \quad (1)$$

In dit model verwijst $\lambda_0(t)$ naar de basishazard waarbij t duidt op het aantal intervallen sinds de transitie werk-werkloosheid-werk gemaakt werd (gemeten in kwartalen). Daarnaast symboliseert X een vector opgebouwd uit tijdsafhankelijke en

tijdsafhankelijke variabelen en vertegenwoordigt β de vector parameters die we dienen te schatten. Als laatste kenmerkt ξ de errorterm. Zoals aangegeven in voorgaande paragraaf vertegenwoordigt de hazard de waarschijnlijkheid dat een respondent die de transitie werk-werkloos-werk gemaakt heeft binnen een bepaald interval opnieuw werkloos wordt, gegeven dat deze persoon nog als loontrekkende actief was bij aanvang van dit interval. Binnen ons model vertaalt dit zich in onderstaande hazard formule:

$$\lambda_{ij} = \ln [- \ln (1 - \Pr(t \leq T < t' | T \geq t))] = 1 - \exp [- \exp (\alpha_j + \beta'x_i)] \quad (2)$$

waarbij λ_{ij} de voorwaardelijke uittredekans van individu i tijdens interval j voorstelt, α_j een constante symboliseert voor interval j met $x_i = 0$, en x_i verwijst naar de tijdsafhankelijke en tijdsafhankelijke variabelen eigen aan individu i . Opnieuw vertegenwoordigt β een coëfficiëntenvector identiek aan die van het Cox-regressie model (Prentice & Gloeckler, 1978).

Event history analyses

In deze paragraaf gaan we dieper in op de diverse geschatte coëfficiënten. We trachten hierbij eventuele conjunctuurschommelingen op te vangen door de toetredingsdatum van het individu in elk model op te nemen. De resultaten van de analyses worden in tabel 2 samengevat. Merk op dat we in tabel 2 enkel de exponent van de parametercoëfficiënten vermelden. Immers, door gebruik te maken van de Clog-log analysetechniek verwijst elke exponent naar een hazardratio, die de werkloosheidskans procentueel ten opzichte van de controlegroep uitdrukt (*ceteris paribus*). Indien de hazardratio groter (kleiner) is dan één, dan is de kans op werkloosheid na de werk-werkloosheid-werk transitie groter (kleiner) dan de kans van de referentiegroep. De hazardratio van de referentiegroep wordt per definitie gelijkgesteld aan één. De variabelen die worden opgenomen in de Clog-log analyses hebben we ingedeeld in drie categorieën: 1) variabelen die afwijkingen weergeven tussen de jobs uitgeoefend voor en na werkloosheid; 2) demografische variabelen; en 3) variabelen met betrekking tot de voorbije loopbaan en jobs. De analyses hebben we bovendien nog eens apart uitgevoerd voor mannen en vrouwen, en voor kortdurige en langdurige werklozen. Op die manier kunnen we nagaan of de opgenomen variabelen een andere impact hebben op deze verschillende groepen respondenten.

Variabelen die wijzigingen weergeven tussen job 1 en job 2

Tabel 2 geeft aan dat een job aanvaarden met minder loon dan in de vorige job de werkloosheidskans verhoogt. Indien men een loondaling van meer dan 10% heeft gekend tussen job 1 en job 2 dan leidt dit tot een groter werkloosheidsrisico in vergelijking met de personen van wie het loon ongeveer gelijk bleef of steeg. Daarnaast kunnen we vaststellen dat een wijziging in arbeidsregime eveneens de werkloosheidskans verhoogt. Zowel wijzigingen van een voltijdse naar een deeltijdse betrekking als van een deeltijdse naar een voltijdse tewerkstelling verhogen het werkloosheidsrisico. De beide resultaten stemmen overeen met onze *a priori* verwachtingen en kunnen gekaderd worden binnen de bevindingen van de 'underemployment' literatuur.⁵ Underemployment staat synoniem voor werken in

een inferieure job, een job beneden de volledige werkcapaciteiten of eigen vooropgestelde standaarden (Feldman, 1996; McKee-Ryan & Hervey, 2011). Twee van de vaak bestudeerde dimensies van underemployment zijn werken tegen onderbetaling (d.i. tegen een lager loon in vergelijking met de vorige job) en werken tegen een ander arbeidsregime dan gewenst.⁶ Beide dimensies hebben een ongunstige impact op onder meer werkmotivatie, tevredenheid, toewijding en betrokkenheid bij de job (onder andere Maynard et al., 2006; Feldman et al., 2002). Eerder onderzoek toonde reeds aan dat deze jobattitudes positief gecorreleerd zijn met jobprestaties (Harrison et al., 2006), die op hun beurt negatief gerelateerd zijn aan de kans op ontslag (Bishop, 1990). Underemployment zou op die manier aanleiding kunnen geven tot een hoger werkloosheidsrisico, een redenering die gestaafd wordt door onze cijfers in tabel 2, gezien we eveneens een hoger werkloosheidsrisico terugvinden voor zij die tegen een lager loon of tegen een ander arbeidsregime zijn gaan werken dan voorheen.

Opvallend is echter dat de bovenstaande redenering niet blijkt op te gaan voor vrouwen. Een daling in loon of een wijziging van voltijdse naar deeltijdse betrekking leidt vrouwen niet significant vaker naar een herintrede in werkloosheid. Een mogelijke verklaring hiervoor kan zijn dat vrouwen er nog vaker voor opteren om volledig uit de arbeidsmarkt te treden (bijvoorbeeld in functie van gezinszorg) in plaats van zich in te schrijven als actief werkzoekende. Indien dit het geval is dan komt de volledige impact van een verandering in loon of arbeidsregime niet volledig tot uiting in onze analyses. Verder onderzoek kan dit nagaan door een 'competing risk' analyse uit te voeren waarbij de kans op werkloosheid en de kans op uitrede uit de arbeidsmarkt tegen elkaar worden afgewogen. Anderzijds is het ook mogelijk dat vrouwen minder negatieve gevolgen ondervinden van een overgang van voltijdse naar deeltijdse tewerkstelling omdat dit voor hen vaker kan gaan om een gewenste en sociaal aanvaarde transitie.

Tot slot geven de resultaten van tabel 2 de impact weer van een sectorwijziging op de werkloosheidskans. Een sectorwijziging hebben we hier opgevat als een transitie tussen twee van de volgende sectoren: 1) land-, mijn-, bosbouw en visserij; 2) vervaardiging van producten; 3) diensten; 4) groot- en

detaillhandel; 5) transport- en nutsvoorzieningen; 6) bouw; 7) openbare besturen; 8) onderwijs en 9) gezondheidszorg. De β -coëfficiënt van de analyse op de volledige steekproef toont aan dat een sectorwijziging het werkloosheidsrisico reduceert. Wanneer we de analyses opsplitsen naar werkloosheidsduur, wordt het verhaal echter genuanceerder: een sectorwijziging bij personen die kortdurig werkloos zijn geweest, verkleint de werkloosheidskans, terwijl er geen significante impact vast te stellen is bij zij die langdurig werkloos zijn geweest. Mogelijk stemmen degenen die van sector wijzigen na een kortdurige werkloosheidsperiode eerder overeen met profielen die multi-inzetbaar zijn en over uitgebreide vaardigheden en competenties beschikken. De sectorwijzigingen uitgevoerd door deze groep zouden daarom eerder kunnen gaan om vrijwillige of gewenste transitie. Bij de personen die langere tijd werkloos zijn geweest, kan de sectorwijziging minder vaak gewenst zijn en vaker gebeuren door minder breed inzetbare profielen, wat kan verklaren waarom er niet langer een gunstig effect speelt van een sectorwijziging. Verder onderzoek naar de impact van sectorwijzigingen kan helpen om meer klaarheid hierover te scheppen.

Demografische variabelen

Wanneer we de impact bekijken van de demografische variabelen op de volledige steekproef, stellen we vast dat geslacht geen significante impact heeft op de werkloosheidskans. Hoewel de eerder besproken niet-parametrische statistieken wezen op een hogere waarschijnlijkheid voor vrouwen om terug werkloos te worden – gegeven dat ze loontrekkend waren in het voorgaande kwartaal – blijkt dit niet langer het geval te zijn wanneer we controleren voor een aantal variabelen. Leeftijd, regio, het hebben van een partner, het hebben van kinderen en het hebben van de Belgische nationaliteit blijken de kans op werkloosheid wel significant te beïnvloeden. Individuen zonder partner of zonder kinderen hebben een grotere kans om opnieuw geconfronteerd te worden met werkloosheid dan zij die wel een partner of kinderen hebben. Zoals te verwachten, is het risico op werkloosheid eveneens groter voor de niet-Belgen en voor personen woonachtig in het Waals of Brussels Hoofdstedelijk Gewest (in vergelijking met het Vlaams Gewest).

Wanneer we de impact van de demografische variabelen bekijken, uitgesplitst naar geslacht en werkloosheidsduur, merken we maar een beperkt aantal verschillen op in vergelijking met de analyses op de volledige steekproef. Zo lopen mannen die langdurig werkloos geweest zijn een lager risico om opnieuw in de werkloosheid terecht te komen dan vrouwen die langdurig werkloos geweest zijn en is het effect van kinderen op de werkloosheidsduur verschillend tussen mannen en vrouwen. Dit resultaat is eerder contra-intuïtief en moeilijk te verklaren.

Variabelen met betrekking tot de voorbije loopbaan en jobs

Naast de bovenstaande demografische determinanten blijken ook enkele loopbaanmerken de herintredkans in werkloosheid significant te beïnvloeden. Zo hebben langdurige werklozen een grotere kans dan kortdurige werklozen om opnieuw werkloos te worden. Dit kan verklaard worden door de 'scarring' effecten van eerdere werkloosheid (zie bijvoorbeeld Arulampalam et al. 2000; Heylen 2011; Heyma et al., 2009). Een werkloosheidsperiode kan immers negatief inwerken op het menselijke kapitaal omdat de bestaande vaardigheden niet worden onderhouden en er zelfs kunnen op achteruitgaan (Becker, 1964). Ook het sociaal kapitaal kan worden aangetast, gezien het moeilijker is om sociale netwerken die voordelig zijn voor het professionele leven te blijven exploiteren en uitbreiden in periodes van inactiviteit. Langdurige werkloosheid laat vermoedelijk meer littekens na dan kortdurige werkloosheid. De signalling theorie (Spence, 1973) stelt bovendien dat een periode van werkloosheid een lage inzetbaarheid en productiviteit signaleert aan een potentiële werkgever, wat bijgevolg resulteert in een grotere kans op periodes van werkloosheid in de verdere loopbaan. Ook dit effect wordt vermoedelijk sterker naarmate de werkloosheidsperiode langer aanhoudt.

Daarnaast kunnen we uit de Wald-statistieken afleiden dat bedrijfsgrootte een significante invloed heeft op de werkloosheidskans. Het risico op herintrede in werkloosheid neemt af naarmate men in job 2 werkzaam was in een groter bedrijf. De interne arbeidsmarkten van grote bedrijven bieden meer 'beschutting' tegen jobverlies. Eerder studies wijzen ook uit dat het risico op faillissement (en dus op

Tabel 2.

Kans op werkloosheid na de werk-werkloos-werk transitie (Clog-log analyse)

	Volledige steekproef	Man	Vrouw	Werkloosheids-duur ≤ 6 m	Werkloosheids-duur > 6 m en ≤ 2 j
	Exp (β)	Exp (β)	Exp (β)	Exp (β)	Exp (β)
Variabelen die wijzigingen weergeven tussen job 1 en job 2					
Wijziging loon (ref.: daling)	[Wald: 68,74]** 0,91**	[Wald: 129,45]** 0,78**	[Wald: 4,30] 1,06	[Wald: 37,05]** 0,95*	[Wald: 28,15]** 0,85**
Stabiël (-10% < loonverschil < 10%)	0,80**	0,64**	1,00	0,83**	0,75**
Stijging (loonverschil ≥ 10%)	0,93**	0,91**	0,90**	0,89**	1,03
Wijziging Sector (ref.: geen sectorwijziging)	[Wald: 31,75]** 1,12**	[Wald: 28,20]** 1,26**	[Wald: 9,97]** 0,99	[Wald: 14,97]** 1,09**	[Wald: 18,10]** 1,12*
Wijziging regime (ref.: geen wijziging)	1,14**	1,11*	1,12**	1,12**	1,24**
VT naar DT					
DT naar VT					
Demografische variabelen					
Intrudedatum	0,96**	0,96**	0,96**	0,96**	0,96**
Geslacht (ref.: vrouw)	0,97	/	/	1,01	0,91**
Leeftijd ¹	0,98**	0,98**	0,97**	0,98**	0,97**
Geen partner ¹ (ref.: partner)	1,58**	1,72**	1,52**	1,51**	1,80**
Kinderen (ref.: geen kind) ¹	0,95**	1,21**	0,77**	0,96	0,91*
Geen Belgische Nationaliteit (ref.: Belg)	1,31**	1,43**	1,11*	1,19**	1,60**
Regio woonplaats (ref.: Vlaams Gewest)	[Wald: 210,17]** 1,44**	[Wald: 162,26]** 1,56**	[Wald: 49,65]** 1,27**	[Wald: 187,32]** 1,53**	[Wald: 52,15]** 1,32**
Brussels Hfdst Gewest	1,16**	1,16**	1,16**	1,14**	1,26**
Waals Gewest					
Variabelen m.b.t. voorbije loopbaan en jobs					
Werkloosheidsduur (ref.: ≤ 6 maanden)	[Wald: 177,40]** 1,33**	[Wald: 76,67]** 1,33**	[Wald: 107,00]** 1,35**	/	/
> 6 maanden en ≤ 1 jaar	1,30**	1,19**	1,39**	/	/
> 1 jaar en ≤ 2 jaar					

	Volledige steekproef		Man		Vrouw		Werkloosheids-duur ≤ 6 m		Werkloosheids-duur > 6 m en ≤ 2 j	
	Exp(β)		Exp(β)		Exp(β)		Exp(β)		Exp(β)	
Bedrijfsgrootte (ref.: 1-4)	[Wald: 384,36]**		[Wald: 172,04]**		[Wald: 259,29]**		[Wald: 342,08]**		[Wald: 75,29]**	
5-19	1,05*		1,07*		1,00		1,13**		0,89*	
20-99	0,94*		0,88**		0,99		1,00		0,84**	
100-999	0,73**		0,75**		0,69**		0,78**		0,65**	
≥ 1000	0,62**		0,63**		0,59**		0,62**		0,66**	
Statuut (ref.: arbeider) ¹	0,72**		0,75**		0,67**		0,76**		0,64**	
Arbeidsregime (ref.: voltijds contract) ¹	[Wald: 250,54]**		[Wald: 193,89]**		[Wald: 101,48]**		[Wald: 167,69]**		[Wald: 94,60]**	
Deeltijds	1,26**		1,47**		1,23**		1,20**		1,45**	
Ander	2,37**		2,62**		2,21**		2,36**		2,49**	
Loon (logaritme)	0,55**		0,52**		0,62**		0,51**		0,66**	

Noot: ** significant op het 0,01 niveau; * significant op het 0,05 niveau; ¹Variabelen met lag van 6 maanden; Er wordt in elke analyse gecontroleerd voor de sector in job 2.

Bron: Steekproef RVA Panel

werkloosheid via collectief ontslag) afneemt met de grootte van het bedrijf (bijvoorbeeld Lennox, 1999).

In lijn met de verwachtingen toont tabel 2 aan dat bedienden en ambtenaren in job 2 een lagere kans op werkloosheid hebben dan arbeiders. Ook het hebben van een deeltijds contract kan nadelig zijn voor de continuïteit van de verdere loopbaan. Over het effect van de aanvaarding van een deeltijds contract na werkloosheid lopen de inschattingen uiteen (bijvoorbeeld Booth et al., 2002; Esteban-Pretel et al., 2011; Kvasnicka, 2009; Zijl et al., 2004). Sommige auteurs zien een (onvrijwillige) deeltijdse tewerkstelling als opstap naar een voltijdse job, anderen wijzen erop dat een deeltijdse job aanleiding kan geven tot mindere loopbaanperspectieven omdat het vermoedelijk eerder perifere jobs zijn of jobs die bij herstructureringen eerst afgebouwd worden. Onze resultaten lijken eerder deze tweede gedachte te ondersteunen, gezien we een hogere werkloosheidskans terugvinden voor deeltijds werkenden in job 2.

Verder blijkt het hebben van een hoger loon te leiden tot een lager werkloosheidsrisico. Mensen met een hoger loon zullen waarschijnlijk minder snel de stap zetten om hun job te verlaten, gezien ze net een hoger loon hebben. In de analyses kunnen we niet controleren voor het jobniveau, maar de loonvariabele kan geïnterpreteerd worden als een proxy hiervoor. De functies met een hoger loon zijn dan wellicht ook de hogere functies die vaker gepaard gaan met een betere werkbaarheid en -zekerheid. Vandaar dat deze mensen minder vaak hun job zelf zullen verlaten of getroffen worden door ontslag. Ten slotte kunnen we op basis van tabel 2 geen noemenswaardige verschillen waarnemen tussen de β -coëfficiënten in de analyse op de totale steekproef en de analyses onderverdeeld naar geslacht en werkloosheidsduur.

Conclusie

De aansluiting tussen vraag en aanbod op de Vlaamse arbeidsmarkt neemt steeds meer problematische proporties aan. Als gevolg van de toenemende krapte lijkt het interessant om meer in te zetten op de heroriëntering van werklozen. In deze studie bekeken we de effecten van een heroriëntering op vlak van loon, arbeidsregime en sector. Meer bepaald gingen we de impact na op de werkloosheidskans in de

verdere loopbaan van afwijkingen in een nieuwe job na werkloosheid ten opzichte van de vorige job. We maakten in onze analyses bovendien een onderscheid naar geslacht en werkloosheidsduur.

De resultaten van deze studie impliceren dat een loondaling van meer dan 10% tussen de vorige job en de nieuwe job, het risico om opnieuw werkloos te worden verhoogt. Ook een wijziging in arbeidsregime van zowel voltijdse naar deeltijdse betrekking als omgekeerd vergroot de kans op hernieuwde werkloosheid in de verdere loopbaan. De Wet van de Passende Dienstbetrekking stelt dat werklozen na een periode van zes maanden in principe ook jobs moeten aanvaarden die minder betalen dan hun vorige job of die een wijziging in het aantal werkuren met zich meebrengen. Op basis van de inzichten uit de resultaten in deze studie, lijkt deze aanpak niet eenduidig positief. Mogelijk zijn de jobs die een loondaling of regimewijziging inhouden vaker perifere jobs die minder zekerheid bieden. Anderzijds kunnen het ook net de ‘zwakke’ profielen zijn die dergelijke wijzigingen maken; namelijk diegene die minder competenties tonen bij selecties en zich eerder achteraan de arbeidsrij bevinden. In dat geval zijn het eerder de persoonskenmerken die leiden tot een hogere werkloosheidskans en in mindere mate de heroriëntering op zich. Een heroriëntering kan echter wel de inherent hogere werkloosheidskans van de zwakkere profielen vergroten door hen nog meer in de richting van de jobs te duwen die weinig loopbaanperspectieven bieden. Anderzijds merkten we op dat een loondaling of een wijziging van voltijdse naar deeltijdse tewerkstelling geen groter werkloosheidsrisico inhoudt voor vrouwen. Eén van de mogelijke verklaringen die hiervoor werden aangehaald is dat vrouwen mogelijk vaker opteren voor een definitieve uittrede uit de arbeidsmarkt (bijvoorbeeld in functie van gezinszorg) in plaats van zich in te schrijven als actief werkzoekende. Verder onderzoek kan hier meer duidelijkheid over scheppen.

Verder bleek een verandering van sector de werkloosheidskans te reduceren. De impact van een sectorwijziging op het werkloosheidsrisico is echter afhankelijk van de werkloosheidsduur tussen job 1 en job 2: kortdurige werklozen ondervinden een lager werkloosheidsrisico wanneer ze van sector wijzigen, terwijl langdurige werklozen geen significante impact ervaren. Mogelijk is het vrijwillig

karakter van de sectortransitie bepalend voor de effecten ervan, waarbij we vermoeden dat kortdurige werklozen die van sector veranderen dit eerder op vrijwillige of gewenste basis doen. Indien deze redenering klopt, kan dit erop duiden dat enige voorzichtigheid gepaard moet gaan met een verplichte heroriëntering naar andere sectoren (en bij uitbreiding mogelijk naar beroepen). Meer en uitgebreid onderzoek is nodig om hier meer inzicht over te bieden.

Aan dit onderzoek zijn eveneens enkele beperkingen verbonden. De administratieve dataset die we gebruiken bevat enkel feitelijke, objectieve gegevens. Dit houdt in dat we geen inzicht hebben in de subjectieve kant van bepaalde veranderingen: we weten bijvoorbeeld niet hoe vrijwillig of onvrijwillig de verschillende bestudeerde transities zijn, terwijl dit kenmerk hoogstwaarschijnlijk de effecten mee beïnvloedt (zie hoger). Daarnaast bekijken we enkel de impact van een heroriëntering op de verdere werkloosheidskans in de loopbaan, terwijl het interessant zou zijn om in een vervolgonderzoek eveneens de impact op de definitieve arbeidsmarktuittrede mee in kaart te brengen. Ook zou het interessant zijn om de impact van sectorveranderingen verder te specificeren. Zo kan bijvoorbeeld een heroriëntatie naar sectoren met structureel meer mogelijkheden (in termen van arbeidsmarktkansen) andere effecten bewerkstelligen dan een heroriëntatie naar sectoren met minder dergelijke mogelijkheden.

Tot slot merken we nog op dat dit onderzoek geen sluitend discours is voor of tegen flexibel zoekgedrag en heroriëntatie. Het moet eerder beschouwd worden als een eerste aanzet tot onderzoek naar de langetermijneffecten van heroriëntering. We eindigen dit artikel dan ook met dezelfde woorden als menig spannend verhaal: “to be continued”.

Sarah Vansteenkiste

Jonas Debrulle

Marijke Verbruggen

Wim Herremans

Luc Sels

Steunpunt WSE

*K.U.Leuven – Faculteit Economie en
Bedrijfswetenschappen*

Noten

1. Idealiter hadden we naast de wijziging in sector eveneens de wijziging in beroep mee opgenomen in de analyses. Maar gezien we in deze studie beroep doen op administratieve data (zie sectie 'data en methodologie') behoort dit niet tot de mogelijkheden.
2. Het RVA panel kwam tot stand in het kader van een Agora onderzoeksproject met ondersteuning van Federaal Wetenschapsbeleid.
3. De verdere loopbaan omvat dertig kwartalen indien de eerste job startte tijdens het eerst mogelijke meetmoment (eerste kwartaal van 1999 tot en met vierde kwartaal 1999) en men één kwartaal werkloos was. De verdere loopbaan omvat twaalf kwartalen indien de eerste job startte tijdens het laatste mogelijke meetmoment (eerste kwartaal van 2002 tot en met vierde kwartaal 2002) en men acht kwartalen werkloos was daarna.
4. Alle brutodaglonen zijn geïndexeerd op basis van de Consumer Price Index (OECD) met als referentiekwartaal het vierde kwartaal van 2005.
5. Voor een goed overzicht van de onderemployment literatuur zie McKee-Ryan en Harvey, 2011.
6. Merk op dat we in onze analyses niet kunnen nagaan of de wijzigingen in arbeidsregime al dan niet gewenst zijn.

Bibliografie

- Allison, P. 1982. Discrete-time methods for the analysis of event histories. In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological Methodology*: 61-98. San Francisco: Jossey-Bass.
- Allison P. 1984. *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Arulampalam, W., Booth, A. & Taylor, M. 2000. Unemployment persistence. *Oxford Economic Papers*, 52, 24-50.
- Bishop, J. 1990. Job performance, turnover and wage growth. *Journal of Labor Economics*, 8, 363-386.
- Booth, A., Francesconi, M. & Frank, J. 2002. Temporary jobs: stepping stones or dead ends? *The Economic Journal*, 112, 189-213.
- Cox, D. 1972. Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, 34, 187-220.
- Esteban-Prete, J., Nakajima, R. & Tanaka, R. 2011. Are contingent jobs dead ends or stepping stones to regular jobs? Evidence from a structural estimation. *Labour Economics*, 18, 513-526.
- Feldman, D. 1996. The nature, antecedents and consequences of underemployment. *Journal of Management*, 22, 385-407.
- Feldman, D., Leana, C. & Bolino, M. 2002. Underemployment and relative deprivation among reemployed executives. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 75, 453-471.
- Harrison, D., Newman, D. & Roth, P. 2006. How important are job attitudes? Meta-analytic comparisons of integrative behavioral outcomes and time sequences. *Academy of Management Journal*, 49, 305-325.
- Herremans, W., Braes, S., Sels, L. & Vanderbiesen, W. 2011. Knelpunteconomie in het vizier. Naar een boordtabel over vacatures, arbeidsmarktkrapte en knelpunten. *Over.Werk, Tijdschrift van het steunpunt WSE*, 21(1), 10-37.
- Heylen, V. 2011. *Scarring, effects of early unemployment. WSE Report*. Leuven: Steunpunt WSE.
- Heyma, A., van der Werff, S. & Prins, J. 2009. *Baten van baan-baanmobiliteit*. SEO rapport.
- Jenkins, S. 1995. Easy estimation methods for discrete time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 129-137.
- Kvasnicka, M. 2009. Does temporary help work provide a stepping stone to regular employment? In D. Autor (Ed), *Studies of Labor Market Intermediation*: 335-372. University of Chicago Press.
- Lennox, C. 1999. Identifying failing companies: a reevaluation of the logit, probit and DA approaches. *Journal of Economics and Business*, 51, 347-364.
- Leroy, F. 2009. Knelpunteconomie, www.fonsleroy.blogspot.com
- Maynard, D., Joseph, T. & Maynard, A. 2006. Underemployment, job attitudes, and turnover intentions. *Journal of Organizational Behavior*, 27, 509-536.
- McKee-Ryan, F. & Harvey, J. 2011. "I have a job, but...": A review of underemployment. *Journal of Management*, 37, 962-996.
- Morissens, A., Struyven, L. & Bollens, J. 2009. *Vraag-gerichte arbeidsbemiddeling als antwoord op knelpuntvacatures*. Leuven: K.U.Leuven. Hoger instituut voor de arbeid.
- Prentice, R. & Gloeckler, L. 1978. Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data. *Biometrics*, 34, 57-67.
- Sels, L. 2010. De knelpunteconomie. Trends 2 december 2010.
- Singer, J. & Willett, J. 2003. *Applied longitudinal data analysis. Modeling change and event occurrence*. Oxford: Oxford University Press.
- Spence, M. 1973. Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87, 355-374.
- Vansteenkiste, S., Verbruggen, M. & Sels, L. 2011. Being flexible as unemployed: a blessing or a curse? *Over.werk. Tijdschrift van het Steunpunt WSE*, 21(1), 121-126.
- Zijl, M., van den Berg, G. & Heyma, A., 2004. Stepping Stones for the Unemployed: The Effect of Temporary Jobs on the Duration until Regular Work. *Discussion Paper Institute for Labor Studies*, 1241.