
Loopbaanconsequenties van jobmobiliteit

In het Europese werkgelegenheidsproces wordt het bevorderen van opwaartse mobiliteit naar voor geschoven als speerpunt bij de uitwerking van een flexicurity-strategie (EMCO, 2009; EC, 2007). In een streven naar meer en betere jobs wil Europa flexibiliteit en mobiliteit op de arbeidsmarkt stimuleren, maar dit met behoud van voldoende werkzekerheid. De nadruk ligt hierbij op het stimuleren van succesvolle arbeidsmarkttransities in de richting van betere jobs, kennisverwerving of competentieverbreiding.

Gezien het stimuleren van arbeidsmarktmobiliteit steeds meer centraal komt te staan in het Europese arbeidsmarktbeleid, wint ook het onderzoek naar mobiliteit en naar de impact van mobiliteit op loopbaanpatronen sterk aan belang. Een nieuw WSE rapport van Herremans en Vansteenkiste (2010) kadert in dit streven naar een sterkere empirische basis. Aan de hand van panelgegevens uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming wordt nagegaan of jobmobiliteit bij werknemers gepaard gaat met op- of neerwaartse loonmobiliteit en loopbaantrajecten.

In dit artikel beperken we ons tot de loopbaanconsequenties van jobmobiliteit en bekijken we welke gevolgen het maken of niet maken van een welbepaalde transitie heeft op de verdere loopbaan. Volgende vragen staan daarbij centraal: Zijn mobiele individuen ook vaker mobiel in hun verdere loopbaan? Hangt dit af van de specifieke mobiliteitsvorm? Zijn er bepaalde mobiliteitsvormen die aanleiding geven tot een grotere kans om terecht te komen in een loopbaantraject gedomineerd door werkloosheid?

Methodologie

Het databestand waar we mee werken laat toe om iedere persoon een positie toe te kennen per kwartaal over de periode 2002-2007. In totaal onderscheiden we zes verschillende statuten waartoe iemand elk kwartaal kan behoren: (1) voltijds loontrekkend (2) deeltijds loontrekkend (3) speciaal regime (bijvoorbeeld personen in een uitzendstatuut) (4) zelfstandigen (5) werklozen (6) beroepsinactieven (onder andere pensioentrekkenden zonder werk, voltijds bruggepensioneerden, personen in volledige loopbaanonderbreking, personen met een vrijstelling van inschrijving als werkzoekende, personen in volledige arbeidsongeschiktheid). Op die manier verkrijgen we van elke persoon een sequentie van statuten. Deze sequentie geeft het loopbaantraject of -patroon weer dat de persoon heeft doorlopen vanaf het eerste kwartaal van 2002 tot en met het laatste kwartaal van 2007.

Optimal Matching Analyse (OMA) is een techniek die gebruikt kan worden om de loopbaantrajecten van verschillende individuen met elkaar te vergelijken (zie onder andere Anyadike-Danes & McVicar, 2010; Brzinskay-Fay, 2007; McVicar & Anyadike-Danes, 2002; Scherer, 2001).

OMA bepaalt daarbij een maat van verschil tussen elke twee loopbaantrajecten, of de 'afstand' tussen elke twee loopbaantrajecten. Eenvoudig gesteld zal OMA berekenen hoe groot de kost is om het ene loopbaantraject gelijk te stellen aan het andere. Daarbij wordt rekening gehouden met zowel de positie en volgorde van elk statuut als met het aantal keer dat elk statuut voorkomt. Hoe meer stappen nodig zijn om de loopbaantrajecten aan elkaar gelijk te stellen, hoe groter de kost en bijgevolg hoe groter de afstand tussen beide loopbaantrajecten. In onze toepassing staat een grote afstand synoniem met loopbaantrajecten die sterk uiteenlopen, een kleine afstand daarentegen betekent dat de loopbaantrajecten van twee individuen sterk op elkaar gelijkend zijn.

OMA is slechts een eerste stap bij het in kaart brengen van loopbaanpatronen. In een tweede stap worden aan de hand van een clusteranalyse loopbaanpatronen gegroepeerd die een geringe afstand tonen ten opzichte van elkaar. Het aantal clusters of groepen die op deze manier wordt verkregen ligt niet op voorhand vast, maar wordt gegenereerd aan de hand van 'trial and error' tot een betekenisvolle clusterverdeling wordt bekomen.

Op basis van de bovenbeschreven methode bekomen we zeven relatief homogene groepen of clusters. Tabel 1 geeft een beschrijving van deze zeven clusters. Cluster 1 is de grootste cluster (n = 11 951) en wordt gedomineerd door individuen met een stabiel voltijds loontrekkend loopbaantraject.

Gemiddeld waren de personen in deze cluster 23 van de in totaal 24 kwartalen tewerkgesteld als voltijds loontrekkende. Personen die vaak van statuut hebben gewisseld tussen 2002 en 2007 worden ingedeeld in cluster 2. Gemiddeld gesproken hebben zij drie verschillende statuten doorlopen tijdens het geobserveerde loopbaantraject. Cluster 3 wordt getypeerd door personen die de transitie maakten van een voltijds loontrekkend statuut naar een deeltijds statuut. Cluster 4 wordt gedomineerd door personen die uitstroomden uit arbeid. Specifiek gaat het om personen die van een voltijds of deeltijds loontrekkende job de overstap maakten naar niet-werk. De vijfde cluster wordt gekenmerkt door personen die verschillende kwartalen zelfstandige arbeid verrichtten (gemiddeld 17 kwartalen). De loopbaantrajecten van cluster 6 omvatten in hoofdzaak personen die vanuit een loontrekkend statuut zijn overgegaan naar meerdere kwartalen van werkloosheid (gemiddeld 11 kwartalen). Cluster 7 ten slotte is de tweede grootste cluster (n = 3 985) en wordt gekenmerkt door personen met een stabiel deeltijds loontrekkend loopbaantraject.

Beschrijvende statistiek van de clusters

In tabel 2 sommen we een aantal achtergrondkenmerken op van elke cluster. Vooreerst hebben we elke loontrekkende uit ons bestand ingedeeld in een transitie categorie, naargelang de specifieke

Tabel 1.
Beschrijving van de zeven clusters

Cluster	N	Omschrijving	Gemiddeld aantal kwartalen als voltijds loontrekkende	Gemiddeld aantal kwartalen als deeltijds loontrekkende	Gemiddeld aantal kwartalen in statuut 'speciaal'	Gemiddeld aantal kwartalen als zelfstandige	Gemiddeld aantal kwartalen als werkloze	Gemiddeld aantal kwartalen als niet-werkende
1	11 951	Stabiel voltijds	22,91 (2,28)	0,16 (0,65)	0,15 (0,69)	0,14 (1,02)	0,19 (0,87)	0,44 (1,23)
2	577	Mobiele personen	15,02 (3,45)	4,69 (3,46)	1,67 (3,10)	0,13 (0,73)	0,72 (1,68)	1,77 (2,57)
3	1 611	VT → DT	14,70 (3,78)	8,44 (3,48)	0,06 (0,33)	0,12 (0,76)	0,20 (0,93)	0,49 (1,21)
4	1 873	VT of DT → Niet-Werk	5,99 (5,13)	2,20 (3,94)	0,12 (0,69)	0,16 (1,20)	0,18 (0,86)	15,35 (4,83)
5	442	Zelfstandig	4,10 (4,06)	1,03 (2,35)	0,20 (0,83)	17,24 (5,16)	0,79 (2,37)	0,64 (1,31)
6	688	Werkloos	5,18 (4,39)	1,54 (2,53)	2,81 (4,40)	0,15 (0,75)	10,63 (6,23)	3,69 (3,57)
7	3 985	Stabiel deeltijds	1,73 (2,85)	20,48 (4,48)	0,15 (0,73)	0,19 (1,24)	0,59 (2,03)	0,85 (1,92)

Bron: Datawarehouse Arbeidsmarkt & Sociale Bescherming bij de KSZ (Bewerking Steunpunt WSE)

mobilitéitsvorm die ondernomen werd tussen het eerste kwartaal van 2001 en het eerste kwartaal van 2002 (het jaar voorafgaand aan de sequentieanalyse). In totaal hebben we zo vier transitiecategorieën onderscheiden. In vergelijking met de totale steekproef kwamen de werknemers die initieel niet jobmobiel waren, vaker terecht in de stabiel voltijds loontrekkende groep (cluster 1) en minder vaak in de clusters gekenmerkt door een mobiel loopbaanpatroon (cluster 2), zelfstandige arbeid (cluster 5) of werkloosheid (cluster 6). Personen die wel een transitie hebben ondernomen tussen 2001 en 2002 waren in belangrijke mate oververtegenwoordigd in zowel de mobiele als de werkloosheidscluster,

ongeacht of deze transitie een onderbreking, verandering van werkgever of verandering van regime inhield. Personen die een onderbreking of verandering van regime hebben gekend, waren bovendien oververtegenwoordigd in de cluster gekenmerkt door uittrede (cluster 4) en ondervertegenwoordigd in de stabiel voltijds loontrekkende cluster. Deze twee vaststellingen gaan niet op voor zij die veranderden van werkgever.

We bekijken vervolgens de clusterindeling naar type loonmobiliteit die plaatsvond tussen het eerste kwartaal van 2001 en het eerste kwartaal van 2002. Op basis daarvan kunnen we constateren dat

Tabel 2.
Achtergrondkenmerken van de zeven clusters

	cluster 1	cluster 2	cluster 3	cluster 4	cluster 5	cluster 6	cluster 7	Totaal	Totaal
	stabiel VT	mobielen	VT → DT	VT of DT → NW	ZST	WL	stabiel DT	(n)	(%)
Transitiecategorie (2001-2002)									
niet-mobiel	86,7	63,3	81,9	82,5	53,8	61,5	80,3	17 458	82,6
jobmobiel met onderbreking	2,6	11,7	3,7	6,2	11,6	17,6	4,2	894	4,2
verandering van werkgever	7,0	9,2	6,5	4,4	13,0	12,6	6,1	1 465	6,9
verandering van regime (VT, DT, S, ZST)	3,6	15,8	7,8	6,9	21,6	8,2	9,5	1 312	6,2
Loonmobiliteit (2001-2002)									
dalend	18,0	24,0	20,6	23,7	19,7	23,6	18,8	3 977	19,2
gelijkblijvend	65,0	61,6	62,1	64,3	67,5	61,2	66,6	13 413	64,8
stijgend	17,0	14,4	17,3	12,0	12,8	15,2	14,6	3 295	15,9
Loonklasse (2001)									
kwintiel 1	11,5	30,2	14,8	18,6	24,4	42,8	31,7	3 802	18,0
kwintiel 2	20,0	20,9	20,6	15,3	15,6	30,1	20,3	4 218	20,0
kwintiel 3	23,5	18,3	25,3	18,5	21,2	15,1	17,3	4 560	21,6
kwintiel 4	22,6	18,7	23,3	20,4	15,6	6,4	18,7	4 421	20,9
kwintiel 5	22,3	11,9	16,0	27,1	23,2	5,5	12,0	4 124	19,5
Leeftijdsklasse									
15-24j	10,8	26,3	11,5	7,3	17,4	26,1	7,8	2 335	11,1
25-39j	48,0	48,2	43,4	18,3	62,6	39,1	45,9	9 433	44,7
40-49j	30,7	19,4	33,3	12,6	11,6	22,0	33,5	6 083	28,8
50-64j	10,5	5,5	11,7	61,6	8,4	12,8	12,7	3 264	15,5
Geslacht									
man	73,1	45,2	38,4	59,3	70,2	52,8	16,6	12 041	57,1
vrouw	26,9	54,8	61,6	40,7	29,8	47,2	83,4	9 060	42,9
Gewest									
Brussels Hfdst. Gewest	7,1	11,4	6,1	9,2	9,7	17,8	6,5	1 600	7,6
Vlaams Gewest	63,5	60,5	66,4	61,8	63,3	47,6	67,6	13 359	63,8
Waals Gewest	29,3	28,0	27,4	29,0	27,0	34,6	25,9	5 987	28,6

Bron: Datawarehouse Arbeidsmarkt & Sociale Bescherming bij de KSZ (Bewerking Steunpunt WSE)

personen die een dalende loonmobiliteit gekend hebben, vaker terecht kwamen in een door mobiliteit gekenmerkt loopbaanpatroon, terwijl personen met een gelijkblijvende of stijgende loonmobiliteit iets minder vaak in een dergelijk loopbaanpatroon vertegenwoordigd waren. Personen met een dalende loonmobiliteit vinden we bovendien vaker terug in de door werkloosheid gedomineerde cluster. Personen die in eenzelfde loonklasse gebleven zijn of die gestegen zijn in loonklasse vinden we iets minder vaak terug in deze cluster.

Loonklasse is een volgend kenmerk waar we de clusters naar indelen. Meer bepaald bekijken we de kwintielverdeling van het gemiddeld dagloon tijdens het eerste kwartaal van 2001. In vergelijking met de totale steekproef vinden we de laagste loonkwintielen (kwintiel 1 en 2) relatief vaker terug in de werklozencluster, terwijl de hoogste loonkwintielen (kwintiel 3-5) relatief minder vaak in deze cluster terecht kwamen. Verder blijkt dat het laagste

kwintiel oververtegenwoordigd is in de clusters gedomineerd door mobiliteit, terwijl bij het hoogste kwintiel het omgekeerde geldt.

Wanneer we de verdeling van de clusters bekijken per leeftijdsklasse, kunnen we constateren dat de jongeren beduidend vaker een minder stabiel loopbaanpatroon kennen. Vorig onderzoek toonde reeds aan dat het begin van de loopbaan vaak woelig verloopt en gepaard gaat met veelvoudige transitie tussen werk, werkloosheid en niet-beroepsactiviteit (Booghmans et al., 2008). De vijftigplussers vinden we minder terug in de mobiele cluster. Ze kwamen echter in grote getale voor in de cluster die we kunnen associëren met uitrede (cluster 4). Zo een 62% van de vijftigplussers vinden we in deze cluster terug ten opzichte van 16% in de totale steekproef.

In vergelijking met de totale steekproef, kwamen vrouwen relatief vaker terecht in clusters gekenmerkt door deeltijdse arbeid (cluster 7) of overgang

Tabel 3.

Logistische regressie

	Afhankelijke variabele = kans op behoren tot door werkloosheid gedomineerde cluster
Transitiecategorie (ref = niet-mobiel)	
jobmobiel met onderbreking	2,463**
verandering van werkgever	1,275
verandering van regime	0,872
Loonmobiliteit 2001-2002 (ref = dalende loonmobiliteit)	
gelijkblijvend	0,890
stijgend	0,752
Geslacht (ref = man)	
vrouw	1,555**
Leeftijdsklasse (ref = 25-39 jarigen)	
15-24jarigen	1,322*
40-49jarigen	1,514**
50-64 jarigen	3,132**
Gewest (ref = Vlaams Gewest)	
Waals Gewest	1,794**
Brussels Hfdst Gewest	2,917**
Loonklasse (ref = laagste loonklasse)	
middelste loonklasse	0,504**
hoogste loonklasse	0,302**

** p < 0,01 * p < 0,05

Bron: Datawarehouse Arbeidsmarkt & Sociale Bescherming bij de KSZ (Bewerking Steunpunt WSE)

naar deeltijdse arbeid (cluster 3). Mannen waren ondervertegenwoordigd in deze clusters, maar hielden er relatief vaker een stabiel voltijdse loopbaan op na.

Tot slot zoomen we nog even in op de verdeling van de clusters naar gewest. Personen afkomstig uit het Vlaams Gewest kwamen in vergelijking met de totale steekproef vaker terecht in de mobiele cluster en minder vaak in de door werkloosheid gedomineerde cluster. Personen uit het Waals en Brussels Hoofdstedelijk Gewest kwamen daarentegen relatief vaker terecht in de werklozencluster.

Logistische regressies

Een enthousiaste lezer zou uit de resultaten weergegeven in tabel 2 kunnen concluderen dat mobiliteit in het verleden gepaard gaat met mobiliteit in het verdere loopbaanverloop en, belangrijker, dat mobiliteit op de Belgische arbeidsmarkt samengaat met een weinig succesvol verder loopbaanverloop (i.e. met meer frequente periodes van werkloosheid). Toch moet voorzichtigheid worden ingebouwd bij de interpretatie van de tabel. Op basis van eenvoudige beschrijvende statistiek kunnen dergelijke uitspraken immers niet worden hardgemaakt omdat teveel ongecontroleerde factoren een invloed kunnen uitoefenen op de gevonden resultaten. Aan de hand van een logistische regressie kunnen we echter tot op zekere hoogte controleren voor de samenhang tussen bepaalde variabelen. Het model dat we vooropstellen geeft de relatieve kans weer op het behoren tot de door werkloosheid gedomineerde cluster (cluster 6) ten opzichte van het behoren tot een werkende cluster (cluster 1, 2, 3, 5 en 7). Personen uit cluster 4 nemen we niet langer op in deze regressie, gezien we vooral de impact willen weten van jobmobiliteit op het verdere loopbaanpatroon van actief werkenden. Cluster 4 gaat immers gepaard met uittrede uit de arbeidsmarkt.

De coëfficiënten van een logistische regressie geven de kansverhouding (de zogenaamde 'odds ratio') weer van een bepaalde groep (bijvoorbeeld onderbrekers) om te behoren tot de niet-werkende clusters ten opzichte van de referentiegroep (bijvoorbeeld de niet-mobielen). Indien de odds ratio groter (kleiner) is dan één, dan is de kans om

terecht te komen in de niet-werkende clusters groter (kleiner) dan de kans van de referentiegroep. De odds ratio van de referentiegroep wordt per definitie gelijkgesteld aan één. De controlevariabelen die worden opgenomen in de logistische regressie zijn de transitie categorie loonmobiliteit tussen 2001 en 2002, geslacht, leeftijdsklasse, gewest en loonklasse (tabel 3). Daarnaast controleren we eveneens voor enkele andere variabelen die niet opgenomen zijn in tabel 3, namelijk gezinssamenstelling (samenwonend met of zonder kinderen, alleenstaand met of zonder kinderen), sector, nationaliteit (Belg, Europeaan, niet-Europeaan), jobanciënniteit (minder dan een jaar, tussen een en twee jaar, tussen twee en drie jaar, drie jaar) en arbeidsregime (voltijds, deeltijds of speciaal).

De transitie categorie is een eerste variabele die we opnemen in de logistische regressie. De kans om in een door werkloosheid gedomineerde cluster terecht te komen is 2,5 keer groter voor werknemers die in de periode 2001-2002 een onderbreking hebben gekend dan voor werknemers die niet mobiel waren. Bij personen die veranderden van werkgever of regime ligt deze kans niet significant hoger of lager dan bij niet-mobiele personen. Dit resultaat bevestigt deels wat we eerder al konden opmerken in tabel 2. Daar bleek dat zowel onderbrekers als personen die een transitie tussen twee verschillende werkgevers of arbeidsregimes hadden ondernomen vaker terecht kwamen in een loopbaan gekenmerkt door werkloosheid. Wanneer we controleren voor een aantal variabelen (zie hoger) gaat dit echter niet meer op voor de verandering van werkgever of arbeidsregime. Enkel het maken van een onderbreking heeft nog negatieve implicaties voor het verdere loopbaanverloop.

Een mogelijke verklaring is dat de vrijwilligheid of gedwongenheid van een transitie een invloed heeft op het verdere loopbaantraject. Voorgaand onderzoek (Heyma et al., 2009) toonde reeds aan dat een onvrijwillige jobverandering leidt tot een hogere kans op werkloosheid in vergelijking met een vrijwillige jobverandering. Het vrijwillig of onvrijwillig karakter van een transitie proberen we onder controle te houden in de regressie door het opnemen van de variabele loonmobiliteit. Jobmobiliteit die gepaard gaat met een loondaling zou immers kunnen wijzen op een onvrijwillig ondernomen transitie, terwijl een gelijkblijvende of stijgende

loonmobiliteit eerder zou kunnen duiden op een vrijwillige transitie.

Een onderbreking in ons databestand impliceert in de meerderheid van de gevallen een periode van werkloosheid. Heyma et al. (2009) tonen aan dat periodes van werkloosheid in het verleden gepaard gaan met een hogere kans op werkloosheid in de verdere loopbaan. De hogere kans van jobmobiele werknemers met een onderbreking om terecht te komen in een loopbaantraject gedomineerd door werkloosheid zou dan deels kunnen verklaard worden aan de hand van de 'signaling theory' (Spence, 1973). Deze theorie stelt dat een periode van werkloosheid een lage inzetbaarheid en productiviteit kan signaleren aan een potentiële werkgever, wat de kans om te worden aangenomen reduceert en bijgevolg resulteert in een grotere kans op periodes van werkloosheid in de verdere loopbaan.

Conclusie

In het kader van de flexicurity-strategie verricht de Europese Commissie studiewerk naar te verwachten positieve of negatieve effecten van specifieke arbeidsmarkttransities. In dit artikel gingen we na of verschillende soorten jobmobiliteit gepaard gaan met op- of neerwaartse mobiliteit in het verdere loopbaantraject.

We stelden vast dat de kans om in een door werkloosheid gedomineerd loopbaanpatroon terecht te komen, significant groter was voor werknemers die jobmobiel waren met een onderbreking dan voor werknemers die niet mobiel waren. Concreet betekent dit dat jobmobiliteit met een onderbreking relatief vaak negatieve implicaties heeft voor het verdere loopbaanverloop. Dit kon niet worden vastgesteld bij jobmobiele werknemers die veranderden van werkgever of regime.

Indien de motivatie van de transitie determinerend is, dan zou dit betekenen dat de onvrijwillige of gedwongen mobiliteit bij de categorie van jobmobielen met onderbreking sterk doorweegt. Dit is ook te verwachten aangezien het vaak een onderbreking betreft in de werkloosheid. Concluderend kunnen

we stellen dat er nood is aan een ondersteunend beleid om de negatieve (lange termijn) effecten van onvrijwillige jobmobiliteit om te buigen. Hierbij kan gedacht worden aan een versterking van het proactief beleid ten aanzien van werknemers in de vorm van opleidingen en loopbaanbegeleiding, zodat werknemers beter gewapend zijn tegen onverwachte of onvrijwillige loopbaanschokken en ook na een onderbreking in de werkloosheid hun loopbaan op een succesvolle manier verder kunnen zetten.

Sarah Vansteenkiste

Wim Herremans

Steunpunt Werk en Sociale Economie

Bibliografie

- Anyadike-Danes, M. & McVicar, D. 2010. My brilliant career: characterizing the early labor market trajectories of British women from generation X. *Sociological Methods & Research*, 38 (3), 482-512.
- Booghmans, M., Herremans, W., Delmotte, J. & Sels, L. 2008. *Het meten van mobiliteit op de arbeidsmarkt*. WSE Report. Leuven: Steunpunt Werk en Sociale Economie.
- Brzinskay-Fay, C. 2007. Lost in transition? Labour market entry sequences of school leavers in Europe. *European Sociological Review*, 23(4), 409-422.
- EC. 2007. *Towards Common Principles of Flexicurity: More and better jobs through flexibility and security*. European Commission.
- EMCO. 2009. *Monitoring and analysis of Flexicurity policies*. Employment Committee.
- Herremans, W. & Vansteenkiste, S. 2010. *Is jobmobiliteit bevorderlijk voor werkzekerheid? Over loopbaanpatronen en hun effecten*. Leuven: Steunpunt Werk en Sociale Economie.
- Heyma, A., van der Werff, S. & Prins, J. 2009. *Baten van baan-baanmobiliteit*. SEO rapport.
- McVicar, D. & Anyadike-Danes, M. 2002. Predicting successful and unsuccessful transitions from school to work by using sequence methods. *Journal Of The Royal Statistical Society Series A*, 165(2), 317-334.
- Scherer, S. 2001. Early career patterns: A comparison of Great Britain and Germany. *European Sociological Review*, 17(2), 119-144.
- Spence, M. 1973. Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87, 355-374.