

# Hoe reageren de lonen op werkloosheid: de looncurve in België sectoraal geanalyseerd

Sem Vandekerckhove, Caroline Vermandere  
& Guy Van Gyes



*Gepubliceerd door*  
HIVA – Onderzoeksinstituut voor Arbeid en Samenleving (K.U.Leuven)  
Parkstraat 47 - bus 5300, B-3000 Leuven  
hiva@kuleuven.be - <http://www.hiva.be>

© 2010 – HIVA-K.U.Leuven

Gebruik van gegevens is toegestaan mits een correcte bronvermelding.

## INHOUDSTAFEL

\_Toc254115136

<b>ABSTRACT .....</b>	<b>4</b>
<b>1 PROBLEEMSTELLING .....</b>	<b>6</b>
<b>2 METHODOLOGIE EN DATA .....</b>	<b>11</b>
<b>3 ANALYSE.....</b>	<b>15</b>
3.1 DE LOONCURVE IN BELGIË.....	15
3.2 SECTORALE DIFFERENTIATIE IN DE LOONELASTICITEIT .....	18
3.3 VERKLARING VAN DE SECTORALE DIFFERENTIATIE IN DE LOONELASTICITEIT .....	20
3.4 INDIVIDUELE WERKNEMERSKENMERKEN EN DIFFERENTIATIE IN DE LOONELASTICITEIT .....	23
<b>4 CONCLUSIE.....</b>	<b>26</b>
<b>5 APPENDIX: VARIABELEN .....</b>	<b>28</b>
5.1 PARITAIRE COMITÉS.....	28
5.1.1 <i>Selectie</i> .....	28
5.1.2 <i>Algoritme reconstructie paritair comité</i> .....	30
5.2 DETERMINANTEN VAN SECTORALE VARIATIE .....	30
5.2.1 <i>Opleidingsniveau</i> .....	30
5.2.2 <i>Arbeidsproductiviteit</i> .....	31
5.2.3 <i>Syndicalisatiegraad</i> .....	31
5.2.4 <i>Centralisatie</i> .....	32
5.2.5 <i>Sector</i> .....	32
<b>6 REFERENTIES .....</b>	<b>33</b>

## ABSTRACT

Reële loonflexibiliteit wordt als een belangrijk onderdeel beschouwd van een arbeidsmarktbeleid dat nodig is voor de opvang van economische schokken (geoperationaliseerd door wijzigingen in de werkloosheid). Een reeks van studies beklemtonen daarbij de rol van instituties en de wijze waarop de loonvorming wordt georganiseerd. In dit kader geeft de werkloosheidselasticiteit van de lonen aan in welke mate de lonen op een geaggregeerd niveau conjunctuurgevoelig zijn. Hier wordt in navolging van Blanchflower & Oswald (1995) internationaal gesproken over een *werkloosheidselasticiteit* van de lonen die negatief is, en bijna universeel  $-0.10$  bedraagt.

In deze paper leveren we een bijdrage tot deze discussie over reële loonflexibiliteit door voor België enerzijds na te gaan of deze internationale vaststelling van  $-0.10$  werkloosheidselasticiteit ook voor België opgaat in de recente periode. Vervolgens gaan we de mogelijke invloed van instituties na door deze elasticiteit of looncurve sectoraal te vergelijken en te analyseren. Tevens wordt ook nagegaan of werknemerskenmerken hier ook als andere interactiefactoren een invloed hebben.

Deze analyses overspannen een periode van 11 jaar, waarin België inderdaad wordt gekenmerkt door hetzelfde patroon als internationaal beschreven in de literatuur rond de looncurve. De gemiddelde gevoeligheid voor veranderingen in de werkloosheid is  $-0.107$ . Dit betekent dat een stijgende werkloosheid een daling van de gemiddelde lonen teweegbrengt. Neemt de werkloosheidsgraad met 10% toe, dan dalen gemiddeld genomen de reële lonen met 1.02%. De analyse van de werkloosheidselasticiteit van de lonen in België toont dus aan dat deze niet verschillend is van de empirie in internationaal onderzoek en zeker vergelijkbaar is met deze van andere Europese, continentale landen.

Er zijn evenwel belangrijke sectorale verschillen. De bediendesectoren en de gemengde sectoren met overwegend bedienden worden gekenmerkt door een sterke negatieve elasticiteit, de geaggregeerde loonevoluties in de arbeiderssectoren en de gemengde sectoren met een groter aandeel arbeiders zijn eerder ongevoelig voor schommelingen in de werkloosheid. Opleidingsniveau lijkt tussen te komen als een belangrijke mediërende variabele, waaruit de hypothese naar voor komt dat de elasticiteit gerelateerd is aan het functieniveau. Daarnaast vinden we in onze data een zeker effect van de syndicalisatiegraad:

sectoren met hoge syndicalisatiegraad vertonen een lagere loonelasticiteit ten opzichte van werkloosheid. Bij onderhandelingen op een lager niveau van centraliteit merken we ten slotte een grotere elasticiteit van de lonen.

Verder gingen we na of er sprake is van interagerende factoren op het individuele niveau. We stelden vast dat jongeren elastische lonen hebben, en dat de looncurve bij oudere leeftijd inelastisch wordt. Er is ook een genderverschil: de resultaten bevestigen de grotere werkloosheidselasticiteit van de lonen bij mannen en een inelastische looncurve voor vrouwen wanneer voor leeftijd en sector gecontroleerd wordt.

De slotconclusie van de paper kan aldus worden omschreven als een paradox. Aan de ene kant zien we dat ook een collectieve, georganiseerde loonvorming, zoals die in België bestaat, de nodige conjunctuurgevoeligheid op een geaggregeerd niveau (cf. werkloosheidselasticiteit) vertoont, die de test met andere landen zeker doorstaat. Aan de andere kant stellen we echter vast dat groepen (sterke) werknemers die binnen dit systeem meer kunnen afwijken van deze collectieve, gecentraliseerde loonvorming op sectorniveau, meer sectorale loonflexibiliteit vertonen.

## 1 PROBLEEMSTELLING

Loonflexibiliteit wordt door economen gedefinieerd als de grootte van de reactie waarmee de reële lonen reageren op macro-economische condities, gewoonlijk gemeten door wijzigingen in de werkloosheid (Clar, Dreger & Ramos, 2007).<sup>1</sup> Zulke flexibiliteit wordt macro-economisch als belangrijk gedefinieerd, zeker in een Economische en Monetaire Unie, waartoe België sinds de tweede helft van de jaren '90 behoort. Het wordt als een belangrijk onderdeel beschouwd van een arbeidsmarktbeleid dat nodig is voor de opvang van economische schokken (zoals we er vandaag overigens één kennen). Een reeks van studies beklemtonen daarbij de rol van instituties en de wijze waarop de loonvorming wordt georganiseerd. In België is dit soort van beleid verbonden aan de loonnorm, die zich samen met het vrijwaren van de concurrentiekracht ook het bevorderen van de werkgelegenheid tot doel stelt.

Wat betreft deze reële loonflexibiliteit kwamen Blanchflower & Oswald (1989, 1995) tot de vaststelling dat de *werkloosheidselasticiteit* van de lonen negatief is, en bijna universeel -0.10 bedraagt. Dit betekent dat de gemiddelde lonen met 0.1% dalen als de werkloosheid toeneemt met 1%.<sup>2</sup> Men spreekt in dat verband over de 'looncurve' (Eng.: Wage Curve): een toename van de werkloosheid (in absolute termen, d.i. uitgedrukt via de werkloosheidsgraad of het aantal werklozen) zal in een periode van lage werkloosheid een voelbaar effect hebben op de lonen, maar in een periode van hoge werkloosheid zal er geen verband zijn. Het effect van een relatieve wijziging is in beide situaties echter gelijk. Het verband tussen werkloosheid en de lonen kan bijgevolg voorgesteld worden als een strikt

---

<sup>1</sup> Deze studie kwam tot stand in opdracht van de Federale Overheidsdienst Werkgelegenheid, Arbeid en Sociale dialoog (FOD WASO) en met de additionele financiële steun van de Centrale Raad voor het Bedrijfsleven. We danken Tom Bevers, Valerie Gilbert (FOD WASO), Kris Degroote, Florence Meessen en Luc Denayer (CRB) voor de kritische commentaren. We danken ook de Rijksdienst voor Sociale Zekerheid voor de geleverde data. In dit kader willen we Freddy Cocquit danken voor de geleverde methodologische hulp. Uiteraard zijn enkel de auteurs verantwoordelijk voor de inhoud en vorm van deze paper.

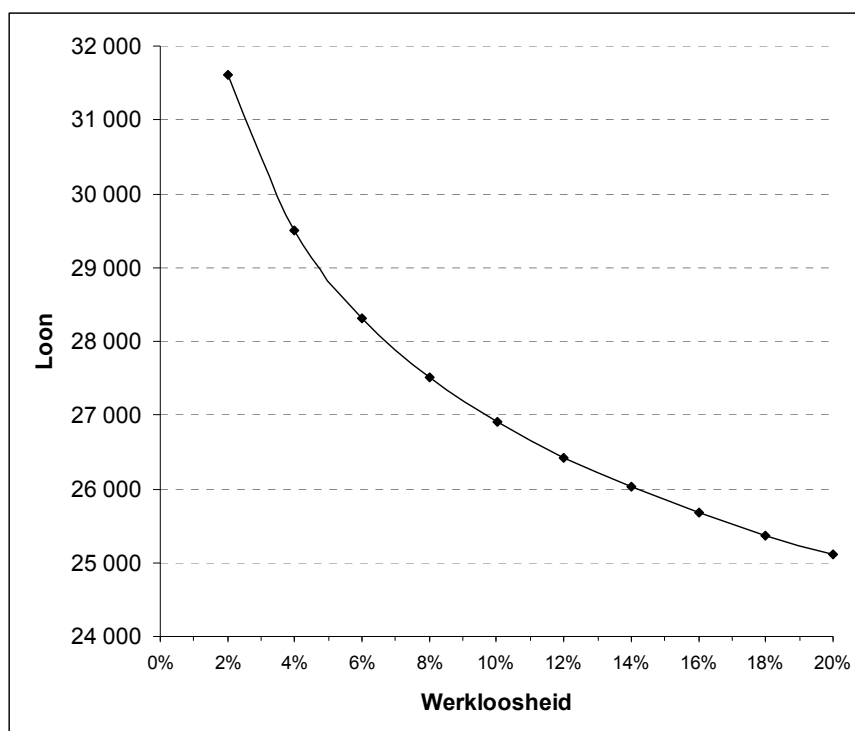
<sup>2</sup> Bij benadering. Strikt genomen is -0.10 de (constante) puntelasticiteit, en is een procentuele toename in de werkloosheid een boogelasticiteit. Bij kleine puntelasticiteiten is het verschil met een boogelasticiteit van 1% echter verwaarloosbaar. De formule voor boogelasticiteiten van  $\alpha\%$  is:

$$\text{Boogelasticiteit}_\alpha = \frac{(\alpha + 1)^d - 1}{\alpha}$$

convexe, dalende curve (zie figuur 1). De werkloosheid is een goede graadmeter voor de economische toestand en bijgevolg geeft de werkloosheidselasticiteit de conjunctuurgevoeligheid van de lonen weer. Het is ten andere kenmerkend voor moderne economiën dat dit verband niet erg sterk is (Heylen 2004, p. 404).

Card (1995) noemde de looncurve 'close to an empirical law of economics'. Deze uitspraak gaf een impuls aan het onderzoek, waarin de looncurve vooral bevestigd, maar ook gefalsifieerd werd. Nijkamp & Poot (2005) stelden op basis van een meta-analyse en met een correctie voor een opwaartse publicatiebias, de schatting van de werkloosheidselasticiteit van de lonen bij tot -0.07. Sanz-de-Galdeano & Turunen (2006) schatten aan de hand van het European Community Household Panel de elasticiteit op -0.14.

**Figuur 1: de relatie tussen de gemiddelde lonen en de werkloosheid volgens de looncurve-hypothese (op basis van het gemiddeld loon en de werkloosheidsgraad in België in 2006)**



De verklaringen voor de looncurve wordt gezocht bij de zwakkere positie van de werknemer en de vakbond als hun gemachtigde loononderhandelaar in een situatie van hoge werkloosheid. Deze relatie wordt door economen vanuit verschillende invalshoeken bekeken.

- Wage bargain modellen stellen de onderhandelingsmacht van de vakbonden centraal in de verklaring voor de elasticiteit van de lonen (Ilkkaracan & Selim, 2002; Montuenga-Gómez & Ramos-Parreño, 2005). Deze kunnen hogere eisen stellen wanneer door krapte op de arbeidsmarkt de frictionele kosten voor aanwerving en opleiding oplopen. Onder slechte economische omstandigheden wordt hun onderhandelingsmacht echter ondergraven. In deze context kunnen matige looneisen van de vakbonden eveneens gemotiveerd zijn door een bekommernis om de algemene werkloosheid (Montuenga-Gómez & Ramos-Parreño, 2005).
- Efficiency wage modellen (Akerlof, 1984; Yellen, 1984; Shapiro & Stiglitz, 1984) focussen op het loon dat werkgevers moeten voorzien om de productiviteit van de werknemers hoog te houden. Ontslag is een afschrikmiddel, maar bij een lage werkloosheid moet het loon opgedreven worden om de productiviteit te handhaven en de werknemer in het bedrijf te houden.
- Contracttheorieën stellen dan weer dat langdurige contracten inelasticiteit in de hand werkt. Dit zet zich om in een effect van leeftijd: kortlopende contracten komen frequenter voor bij jongeren, zodat de elasticiteit voor deze groep sterker is (Du Caju, 2007).
- Ook de insider-outsider theorie komt tot deze uitkomst. Deze theorie plaats de actieven in drie groepen: insiders in het bedrijf met enige ervaring en een samenhorigheidsgevoel, entrants of nieuwkomers en outsiders of werklozen. Insiders - vaak werknemers met meer anciënniteit - zullen het belang van de groep vooropstellen door hoge looneisen, ten koste van de lonen van entrants en de macro-economische werkgelegenheid (Heylen, 2004, p. 446).

Deze modellen kunnen worden ingeroepen om een hypothese te vormen voor de Belgische situatie. Deze werd in eerder onderzoek als inelastisch beschouwd. Sneesens en Dreze (1986) vonden een negatieve maar insignificante werkloosheidselasticiteit op basis van tijdreeksen en geaggregeerde data. Janssens & Konings (1998) kwamen op een globaal cijfer van -0.054, dat significant is maar ook beduidend afwijkt van de 'universele' looncurve. Men kijkt in de richting van het ruime sociale zekerheidsstelsel en de overheidstussenkomst (werkloosheidsuitkeringen, leefloon, banenplannen) als oorzaak of gevolg van de beperkte elasticiteit (Krugman, 1994). Dit opvangnet zou een stabiliserend effect kunnen hebben op het 'efficiency wage'. Minimumlonen en automatische



indexering zorgen bovendien voor zekerheid over het reële inkomen, en dit betekent ook een beperktere elasticiteit (cf. contracttheorie). We zullen toetsen of de recente cijfers deze aparte positie van België bevestigen.

*Onderzoeksraag 1: Bevestigt de werkloosheidselasticiteit van de lonen in België de looncurve-hypothese?*

De Belgische loonvorming wordt gekenmerkt door een sterk collectief karakter. Hier kan naar verwezen worden voor internationale vergelijkingen, maar de implicaties reiken verder. In dit systeem worden de loononderhandelingen immers hoofdzakelijk op het sectoraal niveau gevoerd, met name in paritaire comités. Deze sectorale akkoorden zijn bindend voor alle werknemers. De vraag die dan ook rijst is of de loonelasticiteit varieert tussen de paritaire comités.

*Onderzoeksraag 2: Zijn er sectorale verschillen in de loonflexibiliteit? Wat is de werkloosheidselasticiteit van de lonen in de onderzochte paritaire comités?*

De looncurve is een beschrijving van een gemiddelde beweging van de lonen bij veranderende werkloosheid. De vorm van de curve kan beïnvloed worden door de institutionele context van een subpopulatie of volgens de individuele kenmerken van de werknemers. Evidentie voor institutionele effecten komt uit crossnationaal onderzoek. Card (1995) stelde vast dat de elasticiteit in landen met een hoge syndicalisatiegraad zwakker is. We kunnen dit vertalen naar het sectorale verhaal. Vanuit het insider-outsidermodel kan de hypothese afgeleid worden dat naarmate de macht van de vakbonden groter is, hun preferentie voor loonbehoud en -groei, eerder dan voor maximale tewerkstelling, zal leiden tot inelasticiteit van de lonen. We gaan dit effect na door te onderzoeken in welke mate institutionele factoren zoals syndicalisatiegraad, mate van centralisatie in de onderhandelen en stakingscijfers sectorale verschillen in de berekende looncurve bepalen.

*Onderzoeksraag 3: Welke kenmerken van paritaire comités kunnen de verschillende elasticiteit verklaren?*

Voorgaand onderzoek wijst op de specifieke vorm van de looncurve naargelang de kenmerken van de werknemers (gender, statuut, leeftijd, opleidingsniveau). Zo vonden Janssens & Konings (1998) voor België enkel in de mannelijke werknemerspopulatie bevestiging voor de Wage Curve. Onder vrouwen bleek dit verband niet te bestaan. De studie baseert zich op het PSBH-panel dat

samengesteld werd door de Universiteit van Antwerpen, en dat data geeft voor drie periodes (1985, 1988 en 1992). Daarnaast vragen we ons af wat de invloed van de leeftijd op de loonelasticiteit is. Volgens het insider-outsider idee zullen oudere, gevestigde werknemers een geringere loonelasticiteit kennen. Anderzijds verzwakt de positie op de arbeidsmarkt bij oudere werknemers als er onvoldoende bijscholing is en door een beperktere geografische mobiliteit.

*Onderzoeksraag 4: Zijn er andere interactiefactoren die de reactie van de lonen op veranderingen in de werkloosheid mediëren?*

In de volgende paragraaf gaan we in op de methodologische achtergrond van de studie. Daarna volgt het analytisch deel waar de vier vragen achtereenvolgens aan bod komen. Bepaalde werknemerskenmerken uit secundaire data zijn echter slecht beschikbaar op geaggregeerd niveau, en zullen dus meegenomen worden in de analyse van de institutionele factoren.

## 2 METHODOLOGIE EN DATA

Voor het beantwoorden van de onderzoeksvragen gaan we uit van één basisvergelijking. Dit is een loglineaire functie van de volgende vorm:

$$\ln W_i = bX_i + T + d_p \ln U + v_i$$

Waarbij  $W$  het reële voltijds equivalente loon van werknemer  $i$  voorstelt.<sup>3</sup>  $U$  is de werkloosheid,  $b$  en  $d$  zijn de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen en  $v$  is de foutterm. Subscript  $p$  duidt aan dat de werkloosheidselasticiteit  $d$  varieert tussen de sectoren. We toetsen in het meest uitgebreide model dus het effect van een factoriële interactieterm.  $X$  zijn de kenmerken van de werknemer (leeftijd, regio, geslacht).  $T$  zijn tijdsdummies.

De interpretatie van de elasticiteit  $d$  kan worden afgeleid door beide leden van de vergelijking te exponentiëren. We krijgen dan een vermeerdering van het loon  $W$  met factor  $e^d$  wanneer de werkloosheid met  $e$  ( $1 \ln U$ ) toeneemt (vgl. 3). Stellen we  $\alpha = e - 1$  in de noemer, dan krijgen we de procentuele verandering in de werkloosheid. Dezelfde bewerking in de teller levert de boogelasticiteit voor een verandering in de werkloosheid met  $\alpha\%$  (vgl. 4). De puntelasticiteit wordt gegeven wanneer de procentuele wijziging infinitesimaal klein is, dus in de limietstelling (vgl. 5), en is dan volgens de stelling van l'Hôpital gelijk aan  $d$ .<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup> Het reëel loon is het loon bij constante prijzen. Men bekomt het reëel loon door het nominaal loon te delen door  $1 +$  de inflatie ten opzichte van het basisjaar.

<sup>4</sup> Alternatief kan men de definitie uitwerken met de vergelijking in stap 3:

$$\frac{\partial W}{\partial U} \frac{U}{W} = e^A d U^{d-1} \frac{U}{e^A U^d} = d$$

1.  $\ln W = A + d \ln U$
2.  $e^{\ln W} = e^{A+d \ln U}$
3.  $e^{\ln W} = e^A e^{d \ln U}$
4.  $\text{Boogelasticiteit}_\alpha = \frac{(\alpha + 1)^d - 1}{\alpha}$
5.  $\lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{(\alpha + 1)^d - 1}{\alpha} = d$

Als de elasticiteit nul bedraagt zijn de lonen inelastisch, ze veranderen niet bij een verandering in de werkloosheid. Het teken van  $d$  is in het geval van een Wage Curve echter negatief. Het gemiddelde loon daalt dus volgens de theorie bij een toename van de werkloosheid.

De kerndata voor deze analyse zijn voornamelijk administratief, verzameld door de Rijksdienst voor Sociale Zekerheid (RSZ). De steekproef waarop deze analyse is uitgevoerd bevat de loongegevens voor 1 750 143 jobs in de periode 1996-2006. Omwille van dit grote aantal cases wordt voor een pooled cross-sectioneel design geopteerd, waar Janssens & Konings (1998) een paneldesign toepasten. In een onderzoek naar de Wage Curve in de EMU vinden Sanz-de-Galdeano & Turunen (2006) geen noemenswaardig verschil tussen beide methodes.

In 2003 veranderde de dataverzameling van de RSZ. De databank met Loon en Arbeidstijdgegevens (LATG) werd opgevolgd door de Multifunctionele Aangifte (DMFA). Dit zorgt voor enkele discontinuïteiten die door datacleaning moeten worden opgelost. Er werden aanpassingen aan de categorieën voor werknemersstatuut doorgevoerd. Zo werden die statuten samen genomen die doorheen dezelfde populatie in de data vertegenwoordigt.<sup>5</sup> De niet weerhouden statuten vertegenwoordigen minder dan 1% van de beroepsbevolking. Uiteraard zal door de selectie van de paritaire comités niet elk statuut in de uiteindelijke steekproef voorkomen. Ten slotte is het paritair comité voor de werknemers in de LATG-periode niet altijd opgegeven. We voerden daarom een reconstructie uit op

---

<sup>5</sup> Voor de bedienden gaat het om de groep bedienden met een interimstatuut (EI), statutaire bij een werkgever van privé-recht (EM), gewone bedienden (EO), mindervaliden (EP), mindervalide gesubsidieerde contractuelen (EQ), artiesten (ER), gesubsidieerde contractuelen (ES) en gewoon horecapersoneel (EX). Voor de arbeiders gaat het om de groep bestaande uit de binnenschippers (OB), dienstbodes (OD), seizoenarbeiders in land- en tuinbouw (EH), gewone interimkrachten (OI), gewone arbeiders (OO), mindervaliden (OP), mindervalide gesubsidieerde contractuelen (OQ), gesubsidieerde contractuelen (OS), gewoon horecapersoneel (EX) en gelegenheidsarbeid als interimkracht in de horeca of land- en tuinbouw (OZ). (RSZ-codes voor clatra2 tussen haakjes)

basis van de werkgeverskengetallen die gelinkt zijn aan de paritaire comités. Het algoritme en de lijst met paritaire comités zijn te vinden in de appendix.

De loonvariabele<sup>6</sup> omvat het basisloon inclusief aan de arbeidsprestatie verbonden vergoedingen (premies voor gevaarlijk werk, onregelmatige arbeid, vergoedingen voor overwerk). Vakantiegeld is niet bekend voor werknemers die via een kas worden uitbetaald. Om de anderen (voornamelijk bedienden) hiermee gelijk te schakelen werd de loonmassa gedeeld door 1.08 (c.q. het vakantiegeld wordt geraamd op 7.47% van het jaarloon). Uitgesloten zijn lineaire premies zoals gratificaties, winstdeelnames, 13<sup>de</sup> maand, dubbel vakantiegeld. Lonen lager dan het jongerenminimumloon (70% van het minimumloon overeengekomen door de Nationale Arbeidsraad), zijn uit de dataset gefilterd.

We gebruiken als werkloosheidsmaat de specifieke werkloosheidsgraad volgens de ILO voor verschillende categorieën van actieven, naar gelang leeftijd, regio en geslacht. Twee redenen motiveren deze keuze. Vooreerst zorgt deze werkwijze voor een vermeerdering van de variatie in de verklarende variabelen. Per jaar zijn er 18 verschillende waarden, in plaats van 11 over de hele periode. De de facto vrijheidsgraden worden hierdoor opgedreven (Montuenga et al., 2003; Montuenga-Gómez & Ramos-Parreño, 2005). Daarnaast krijgen we een meer correcte inschatting van het effect van werkloosheid. Hoe preciezer de context van de loonvorming benaderd wordt, hoe duidelijker de Wage Curve zich aftekent (Montuenga-Gómez & Ramos-Parreño, 2005). Het arbeidsaanbod aan gelijke profielen is in dat opzicht relevanter dan de totale werkloosheid. De interpretatie van de elasticiteit verandert echter niet: het gewogen gemiddelde van de specifieke werkloosheidscijfers is immers de totale werkloosheid. Omdat de analyse met representatieve data op individueel niveau gebeurt dienen de cases dus als gewicht.

De regionale werkloosheid wordt vaak aan een individu gelinkt op basis van de plaats van tewerkstelling, de 'pool' waar de werkgever rekruteert. Belangrijker dan deze geografische dimensie is wellicht de bereikbaarheid van de werkgever en de voertaal. In België zorgt de centrale ligging van Brussel er zo voor dat de Brusselse werkloosheid voor veel Vlamingen en Walen geen 'bedreiging' vormt. Voor inwoners van het Brussels Hoofdstedelijk Gewest is dit echter een juistere

---

<sup>6</sup> De gebruikte loonvariabele in de RSZ-statistieken is sal100 en heeft betrekking op de totale som van de lonen in de vier kwartalen per job.

vergelijkingsbasis. Om die reden passen wij de regionale werkloosheid toe op basis van de woonplaats en niet op basis van de vestiging van de werkplaats.

De controlevariabelen in het model zijn gender, regio, leeftijd, tijd en paritair comité. Door te controleren voor deze eerste vier variabelen zuiveren we het effect uit dat zou kunnen worden overgenomen door de werkloosheid omdat deze precies op deze punten varieert. De variabele paritair comité corrigeert voor een verandering in het loon te wijten aan een overstap naar een andere sector. De operationalisatie van en de bronnen voor de overige variabelen op sectorniveau die later in deze studie naar voor komen is te vinden in de appendix.

### 3 ANALYSE

#### 3.1 De looncurve in België

De eerste vraag peilt naar de werkloosheidselasticiteit van de lonen in België. Vinden we op basis van de recente microdata nog steeds een geringe elasticiteit zoals in eerder onderzoek naar voor kwam (Sneesens & Drèze, 1986; Jansens & Konings, 1998)? Om deze vraag te beantwoorden bouwen we het model dat in de vorige paragraaf werd voorgesteld in vier stappen op. Tabel 1 plaatst deze modellen naast elkaar.

**Tabel 1: Loglineaire regressie**

	Model I		Model II		Model III		Model IV	
	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.
<b>Intercept</b>	9.546	0.000	9.522	0.000	9.515	0.000	9.302	0.000
<b>Werkloosheid (ln)</b>	-0.160	0.000	-0.163	0.000	-0.107	0.000	-0.067	0.000
<b>Jaar (1996)</b>								
+ 1997			-0.020	0.000	-0.014	0.000	-0.011	0.000
+ 1998			-0.001	0.702	0.002	0.065	0.005	0.000
+ 1999			0.010	0.000	0.014	0.000	0.016	0.000
+ 2000			-0.030	0.000	-0.013	0.000	-0.002	0.026
+ 2001			-0.011	0.000	0.004	0.000	0.015	0.000
+ 2002			0.031	0.000	0.036	0.000	0.041	0.000
+ 2003			0.040	0.000	0.036	0.000	0.038	0.000
+ 2004			0.048	0.000	0.043	0.000	0.046	0.000
+ 2005			0.050	0.000	0.043	0.000	0.049	0.000
+ 2006			0.047	0.000	0.041	0.000	0.045	0.000
<b>Leeftijd</b>					0.009	0.000	0.008	0.000
<b>Gender</b>					-0.121	0.000	-0.168	0.000
<b>Regio (Brussels HG)</b>								
+ Vlaanderen					-0.135	0.000	-0.077	0.000
+ Wallonië					-0.100	0.000	-0.070	0.000
<b>Paritair Comité (pc 100)</b>							p(F) < 0.000	

Noot: referentiecategorieën tussen haakjes, + geeft de dummy's van een categorische variabele weer

Het **eerste model** geeft de ongeconditioneerde werkloosheidselasticiteit van de reële lonen. Zonder met andere variabelen rekening te houden vinden we een werkloosheidselasticiteit van -0.160. De lonen zijn dus inderdaad lager bij een hogere werkloosheidsgraad. Maar dit verband kan ook aan intermediërende factoren te wijten zijn. De volgende modellen zoeken naar het directe effect van de werkloosheid op de lonen.

**Model II** controleert voor de natuurlijke evolutie van de reële lonen door voor elk jaar een dummy in te voeren. Op die manier maken we abstractie van de -doorgaans stijgende - langetermijnevolutie van de reële lonen (detrending). Deze bewegingen beïnvloeden de werkloosheidselasticiteit echter nauwelijks (-0.163). We zien wel dat er, conditioneel op de werkloosheid, sprake is van koopkrachtverlaging t.o.v. het startjaar 1996 in de jaren 1997, 1998, 2000 en 2001. Bij een dalende coëfficiënt (B) tussen twee jaren is er eveneens een koopkrachtdaling t.o.v. het voorgaande jaar.

Het **derde model** voert de standaard-controlevariabelen in (leeftijd, gender, regio) om een zuiver effect van de werkloosheid te verkrijgen. Het resultaat geeft een elasticiteit die nauw aanleunt bij de elasticiteit die door de these van de looncurve geponeerd wordt ( $d = -0.107$ ). Naast de gelogaritmeerde werkloosheid vinden we voor de variabelen gender en leeftijd de verwachte effecten: mannen hebben een hoger loon dan vrouwen, en met de leeftijd is het loon hoger. De regionale dummy's wijzen uit dat *ceteris paribus* lonen het hoogst zijn in Brussel, gevolgd door Wallonië en Vlaanderen. In de realiteit leidt de verschillende werkloosheidsgraad en de gemiddelde leeftijd in de drie gewesten tot een andere regionale loondifferentiatie.

**Model IV** voegt de sectorale factor toe aan het verhaal, en controleert de elasticiteit daarmee voor verschillen in verloning die ontstaan door verschuivingen van de tewerkstelling die de conjunctuur volgen. We zien dat de gemiddelde loondaling bij hogere werkloosheid (of stijging in het omgekeerde geval) gedeeltelijk aan deze factor te wijten is: de elasticiteit neemt af tot -0.067. We zien verder de regionale verschillen vervagen door de controle voor de sectorale loonverschillen (cf. Rycx, 2003).

De analyse van de werkloosheidselasticiteit van de lonen in België toont aan dat deze niet verschillend is van de empirie in internationaal onderzoek. Ter vergelijking geven we in tabel 2 de resultaten van enkele schattingen van de looncurve in de lidstaten van de oude EU. Hoewel er duidelijk variatie is rond de gemiddelde looncurve, neemt ons resultaat voor België geen bijzondere plaats in bij de meest of minst elastische landen. In vergelijking met de voorgaande studie in België (Sneesens & Drèze, 1986; Janssens & Konings, 1998), waar de elasticiteit



op -0.054 geraamd werd, vinden we echter wel een sterkere elasticiteit. Is dit terug te brengen tot de gebruikte data, of is er een trend naar meer flexibiliteit?<sup>7</sup>

**Tabel 2: De looncurve in de EU-15**

Land	Studie	Elasticiteit
België		-0.107
Denemarken	Nijkamp & Poot, 2005	-0.024
Duitsland	Baltagi & Blien, 1998	-0.069
Finland	Nijkamp & Poot, 2006	-0.034
Frankrijk	Montuenga et al., 2003	-0.182
Italië	Montuenga et al., 2004	-0.074
Nederland	Nijkamp & Poot, 2007	-0.185
Portugal	Montuenga et al., 2005	-0.088
Spanje	Montuenga et al., 2006	-0.126
UK	Montuenga et al., 2007	-0.244
Zweden	Nijkamp & Poot, 2008	-0.003
<b>Gemiddelde</b>		<b>-0.103</b>

De gemiddelde lonen dalen bij een stijgende werkloosheid. Dit klinkt tegenstrijdig met het onderzoek naar neerwaartse loonrigiditeit (Holden & Wulfsberg, 2009; Schweitzer, 2007).<sup>8</sup> Du Caju, Fuss & Wintr (2007) tonen namelijk aan dat de Belgische economie gekenmerkt wordt door een sterke neerwaartse reële loonrigiditeit. De automatische indexering en het bestaan van minimumlonen worden hiervoor ter verklaring ingeroepen. Met de elasticiteit meten we echter een ruimer concept: hoe gevoelig zijn de gemiddelde lonen voor de evolutie van de werkloosheid? Als lonen stijgen bij een opleving van de conjunctuur, maar bevroren bij een neerwaartse beweging, zal niettemin een negatief effect van de werkloosheidsgraad op de lonen vastgesteld worden.

Bovendien gaat het in de bestaande studies met betrekking tot neerwaartse loonrigiditeit om de verklarende analyse van individuele loonstijgingen of -dalingen en in de Belgische studie van Du Caju, Fuss & Wintr (2007) beperkt tot 'blijvers' in een bedrijf/sector. Gemiddelde loondalingen of -stijgingen worden evenwel ook beïnvloed door effecten van compositorisch aard: met name de instroom van (jongere) werknemers met minder anciënniteit of lagere looneisen of de uitstroom van (oudere) werknemers met méér anciënniteit en hogere lonen.

<sup>7</sup> Schweitzer (2007) stelt op dit vlak voor de UK het omgekeerde vast.

<sup>8</sup> Men kort deze term af met DRWR (Engels: Downward Real Wage Rigidity)

Het DRWR-onderzoek houdt echter enkel rekening met voltijds werkende 'blijvers', die niet van bedrijf of sector veranderen. We simuleren deze kwestie enigszins in het scenario van model IV, waarbij het effect van de gemiddelde loonhoogte in een sector (paritair comité) gelijk gehouden wordt. Deze analyse geeft inderdaad een kleinere elasticiteit, *ceteris paribus*. Jobmobiliteit kan er voor zorgen dat werknemers transfereren van 'hogere' rigide lonen naar 'lagere' rigide lonen. Bij een stijgende werkloosheid krimpt het relatieve aandeel van de sectoren met hogere lonen in de tewerkstelling, wat de geobserveerde sterke elasticiteit verklaart.

### **3.2 Sectorale differentiatie in de loonelasticiteit**

De elasticiteit uit bovenstaande modellen is een gemiddeld effect en verhult mogelijk sectorale verschillen in de loonflexibiliteit. De kenmerken van het sectoraal overleg kunnen belangrijke determinanten van de conjunctuurgevoeligheid van de lonen zijn binnen een land zoals het geval is tussen landen. We vragen ons af of er verschillen zijn in de elasticiteit in verschillende paritaire comités (onderzoeksvraag 2). We voegen daarom een interactieterm toe aan het model zodat de verschillen tussen de paritaire comités geëvalueerd kunnen worden. Tabel 3 toont enkel de sectorale elasticiteiten, als aanvulling op model IV in tabel 1.

**Tabel 3: elasticiteit van de lonen naar paritair comité**

Arbeiders		Bedienden		Gemengd	
PC	d	PC	d	PC	d
100	-0.017	200	-0.119	303	-0.027
104	-0.035	201	-0.069	304	-0.062
105	-0.024	202	-0.094	305	-0.083
106	0.084	207	-0.158	310	-0.118
111	-0.038	209	-0.135	311	-0.109
112	-0.032	210	-0.215	312	-0.05
115	0.051	214	-0.155	314	0.024
116	-0.095	218	-0.147	317	-0.009
118	0.005	220	-0.117	318	-0.021
119	0.02	224	-0.064	319	-0.099
120	-0.004	226	-0.138	327	0.023
121	-0.002			329	-0.085
124	-0.009				
130	-0.035				
140	-0.001				
149.01	-0.039				
149.04	-0.032				
<b>Gem.</b>	<b>-0.012</b>	<b>Gem.</b>	<b>-0.128</b>	<b>Gem.</b>	<b>-0.051</b>

De gemiddelde elasticiteiten (onderaan de tabel) voor de arbeiders-, bediende- en gemengde sectoren maken duidelijk dat de lonen conjunctuurgevoeliger zijn in de bediendesectoren. Bij arbeiders schommelt de elasticiteit tussen -0.095 (pc 116) en 0.084 (pc 106). Afgezien van dit eerste cijfer is de elasticiteit bij arbeiders echter onbestaande tot zelfs positief. Het beeld bij de bediendesectoren is helemaal anders. De range gaat van -0.215 (pc 210) tot -0.069 (pc 201). Acht van de elf sectoren hebben een elasticiteit sterker dan -0.10. In de gemengde sectoren ten slotte vinden we het meest variatie, met elasticiteiten tussen -0.118 en 0.023. Sectoren met voornamelijk bedienden, zoals pc 305 (gezondheidsdiensten), pc 310 (banken), pc 319 (opvoedings- en huisvestingsinrichtingen en - diensten) en pc 329 (socio-culturele sector) vertonen eerder het beeld van de bediendesectoren, terwijl pc 303 (filmbedrijf), 314 (schoonheidszorgen), pc 317 (bewakingsdiensten) en pc 327 (beschutte en sociale werkplaatsen) zoals de arbeiderssectoren eerder inelastisch zijn.

### 3.3 Verklaring van de sectorale differentiatie in de loonelasticiteit

De volgende vraag is welke factoren deze verschillen kunnen verklaren. We testen de verschillen in elasticiteit aan de hand van bivariate correlaties en een one way ANOVA toets (voor categorische variabelen). Tabellen 4 en 5 geven de resultaten. De sterkste correlaties vinden we met opleidingsniveau, statuut en syndicalisatiegraad. De elasticiteit is sterker bij een hogere gemiddelde **scholingsgraad** en naarmate er meer **bedienden** of **kaderleden** in het paritair comité zijn (relevant voor de gemengde paritaire comités). Beide effecten spreken ogenschijnlijk de stelling tegen dat werknemers met meer (bedrijfsspecifiek) human capital en contracten van lange duur, gekenmerkt worden door een grotere neerwaartse rigiditeit (Du Caju, Fuss & Wintr, 2007; Du Caju, Fuss & Wintr, 2009). Maar dit is een verkeerde interpretatie van dit cijfer. De elasticiteit houdt rekening met loonveranderingen in twee richtingen. Door rent sharing, het volgen van een opwaartse conjunctuurbeweging, kunnen we verklaren waarom de lonen van hoger opgeleide bedienden sterk elastisch zijn. Deze bevinding kan samengaan met een sterke neerwaartse reële loonrigiditeit. Niettemin kunnen gemiddelde loondalingen de elasticiteit versterken. Deze gemiddelde loondalingen zijn dan het gevolg van compositorische effecten: men rekruteert bij werknemers met een lagere loonkost of in tijde van werkloosheid is er uitstroom van de 'duurdere' werknemers.

We vonden in de beschrijving van de elasticiteiten naar paritair comité reeds zichtbare evidentie voor het effect van **statuut**. De correlaties maken duidelijk dat voornamelijk het aandeel bedienden ( $r = -0.791$ ) in een paritair comité een impact heeft op de elasticiteit. Hetzelfde effect vinden we voor het aandeel kaderleden, dat ook varieert binnen de bediendesectoren ( $r = -0.561$ ). Bij arbeiders doet zich in geen van beide bewegingen van de conjunctuur een verandering van de lonen voor. Het gebrek aan procyclische loondalingen kan een gevolg zijn van minimumlonen en barema's die een ondergrens bepalen: als de lonen reeds laag zijn, kunnen ze niet verder dalen: de manoeuvreerruimte is beperkt. Daarnaast is er mogelijk een pervers effect van de uitstroom: bij een economische terugval belanden relatief meer arbeiders in de werkloosheid. Het resultaat is dat er geen gemiddelde loondaling is, maar een daling van de totale loonmassa. Het ontbreken van procyclische loonstijgingen verklaren we dan weer door de beperkte hiërarchische loonstructuur en het ontbreken van variabele beloning of onderhandelingsmacht om de lonen procyclisch te maken.

De derde factor die duidelijk naar voren komt is de **syndicalisatiegraad**. Paritaire comités met een hogere syndicalisatiegraad hebben duidelijk een zwakkere elasticiteit. We vinden dus tussen sectoren dezelfde relatie met syndicalisatiegraad die Card (1995) aantreft tussen landen, hoewel de algemene elasticiteit in België, ondanks de hoge syndicalisatiegraad, in internationaal opzicht niet uitzonderlijk is. Merken we ten slotte op dat het niet mogelijk is om de effecten van opleidingsniveau, statuut en syndicalisatiegraad uit elkaar te halen omwille van de sterke onderlinge correlatie. Dit levert problemen op met multicollineariteit wanneer we een regressieanalyse proberen uit te voeren. De significantie van elk individueel effect wordt daardoor aangetast. Pogingen gaven aan dat opleidingsniveau de sterkste predictor blijft, en laten de mogelijkheid open voor een rechtstreeks maar kleiner effect van de syndicalisatiegraad.

Verder is er een indicatie voor een effect van **centralisatie** ( $p = 0.076$ ). De F-toets voor categorische variabelen duidt aan of er verschillen tussen de gemiddelde elasticiteiten per categorie zijn. Door een vergelijking van de groepsgemiddelen kan men zien waar deze verschillen zich situeren. Ondanks aanzienlijke binnengroepsvariatie is er een duidelijke trend, in die zin dat de elasticiteit een stuk hoger is in de paritaire comités waar de loononderhandeling op ondernemingsniveau belangrijker is.

We noteren ten slotte matige correlaties met de arbeidsproductiviteit en de omvang van het paritair comité. Een grotere arbeidsproductiviteit blijkt samen te gaan met een sterkere elasticiteit, wat kan wijzen op een specifiek loonbeleid in de meest performante bedrijven. Het versterkende effect van de omvang van het paritair comité kan in verband gebracht worden met een grotere aandacht voor macro-economische ontwikkelingen in paritaire comités die een grote impact hebben op de macro-economie, en dus niet kunnen freeriden.

Een effect is afwezig voor de variabelen stakingsfrequentie, functieclassificatie, loondrift en sector. De syndicale variabelen, stakingsdagen en syndicalisatiegraad, hebben dus een verschillend effect ondanks een zekere correlatie tussen beide ( $r = 0.481$ , niet weergegeven). Hierbij moeten we rekening houden met het feit dat de stakingscijfers geen rekening houden met de aard van de stakingen: gaat het om druk bij de loononderhandelingen, protest tegen herstructureringen of politieke

actie?<sup>9</sup> Wat de drie macrosectoren betreft is er geen duidelijke trend, maar we merken wel dat de standaardafwijking in de bouw en industrie een stuk hoger ligt in vergelijking met de tertiaire en quartaire sector. De loonvorming in deze laatste sectoren zou dus uniformer gebeuren.

**Tabel 4: Correlatietabel voor de determinanten van de werkloosheidselasticiteit van de lonen**

	Elasticiteit	Scholingsgraad	Arbeidsproductiviteit	Kaderleden	Bedienden	Syndicalisatiegraad	Stakingsdagen	Ondernemingsgrootte	Tewerkstelling	Loondrift
<b>Scholingsgraad</b>	-0.815									
<b>Arbeidsproductiviteit*</b>	-0.325	0.220								
<b>Kaderleden</b>	-0.561	0.739	0.389							
<b>Bedienden</b>	-0.791	0.924	0.044	0.696						
<b>Syndicalisatiegraad</b>	0.514	-0.745	0.036	-0.615	-0.728					
<b>Stakingsdagen</b>	0.048	-0.330	0.321	-0.182	-0.304	0.481				
<b>Ondernemingsgrootte</b>	-0.183	0.100	0.291	0.240	0.174	0.170	0.627			
<b>Tewerkstelling</b>	-0.283	0.251	0.126	0.230	0.199	-0.215	-0.181	-0.126		
<b>Loondrift</b>	-0.284	0.463	0.226	0.408	0.353	-0.272	-0.132	0.293	-0.057	
<b>Funcieclassificatie</b>	0.036	0.100	-0.465	-0.082	0.145	-0.018	-0.378	-0.209	-0.097	-0.011

Noot: (\*) lag met 1 jaar

**Tabel 5 ANOVA-toets voor categorische variabelen en de groepsgemiddelden**

Centralisatie (p = 0.076)	Gem.	St.Dev.
0 niet samengesteld	-0.068	0.072
1 intersectoraal	-0.087	0.045
2 sectoraal; uitzonderingen onderneming	-0.014	0.052
3 sector; aanvullend onderneming	-0.064	0.05
4 sectorkader; in te vullen op onderneming	-0.065	0.049
5 sector suppletief voor onderneming	-0.087	0.081
6 onderneming	-0.125	0.127

<sup>9</sup> In de bestudeerde periode mogen we er waarschijnlijk zelfs vanuit gaan dat de stakingscijfers eerder betrekking hebben op lokale herstructureringskwestie of politieke actie (cf. Generatiepact) en niet op stakingsacties gerelateerd aan CAO-loononderhandelingen.

Sector (p = 1)	Gem.	St.Dev.
1.00 Secundair + bouw	-0.058	0.082
2.00 Quartair	-0.055	0.047
3.00 Tertiair	-0.054	0.054

### 3.4 Individuele werknemerskenmerken en differentiatie in de loonelasticiteit

Beïnvloeden, naast de paritaire comités, ook de kenmerken van werknemers de elasticiteit? Deze vierde vraag komt voort uit aanwijzingen dat er een verband is met leeftijd (Card, 1995) en gender (Card, 1995; Janssens & Konings, 1998; Turunen, 1998). Het effect van leeftijd is impliciet aan de insider-outsider hypothese: het loon van entrants wordt bepaald door de economische context, dat van insiders is hiertegen sterker beschut. Ook de contracttheorie is te linken aan leeftijd, in de veronderstelling dat oudere werknemers meer risico avers zijn (Du Caju, Fuss & Wintr, 2007). Anderzijds kan men betogen dat de uitwijkmogelijkheden voor oudere werknemers beperkter zijn, wat hun efficiency wage zou kunnen drukken. Empirisch onderzoek is anderzijds eensluidend over de rol van gender. De studie van Janssens & Konings (1998) stelde vast dat de werkloosheidselasticiteit van de lonen bij mannen -0.086 bedroeg en bij vrouwen niet significant verschilde van 0.

**Tabel 6: Verklaring van de werkloosheidselasticiteit aan de hand van interactietermen voor leeftijd, geslacht en paritair comité**

	Model I		Model II		Model III	
	B	Sig.	B	Sig.	B	Sig.
Intercept	9.497	0.000	9.189	0.000	9.113	0.000
Werkloosheid (spec.)	-0.112	0.000	-0.204	0.000	-0.118	0.000
* Gender (man = 0)	0.017	0.000	0.033	0.000	0.062	0.000
* Leeftijd			0.003	0.000	0.003	0.000
* Paritair Comité						p(F) < 0.000
Jaar (1996)						
+ 1997	-0.014	0.000	-0.009	0.000	-0.007	0.000
+ 1998	0.003	0.015	0.004	0.001	0.007	0.000
+ 1999	0.015	0.000	0.020	0.000	0.021	0.000
+ 2000	-0.012	0.000	0.004	0.003	0.011	0.000
+ 2001	0.007	0.000	0.026	0.000	0.032	0.000
+ 2002	0.038	0.000	0.048	0.000	0.051	0.000
+ 2003	0.038	0.000	0.047	0.000	0.046	0.000
+ 2004	0.045	0.000	0.051	0.000	0.052	0.000
+ 2005	0.044	0.000	0.049	0.000	0.054	0.000
+ 2006	0.043	0.000	0.049	0.000	0.051	0.000
Leeftijd	0.009	0.000	0.019	0.000	0.017	0.000
Gender	-0.077	0.000	-0.050	0.000	-0.007	0.005
Regio (Brussels HG)						
+ Vlaanderen	-0.134	0.000	-0.089	0.000	-0.056	0.000
+ Wallonië	-0.100	0.000	-0.085	0.000	-0.073	0.000
Paritair Comité (pc 100)						p(F) < 0.000

Noot: referentiecategorieën tussen haakjes, + geeft de dummy's aan voor een categorische variabele, \* geeft de interactie-effecten aan

In **model I** (tabel 6) toetsen we deze laatste stelling op basis van model III in tabel 1. Voor de mannen geldt een elasticiteit van -0.112, en bij vrouwen is dit -0.095. Hoewel dit cijfer zoals verwacht lager is, kunnen anderzijds ook niet spreken van een ongevoeligheid van de lonen voor veranderingen in de werkloosheid bij vrouwen. De oorzaak van dit gendersverschil is moeilijk te achterhalen op basis van de data die voorhanden liggen. Zoals het verschil tussen paritaire comités gedeeltelijk verklaard wordt door het gemiddeld opleidingsniveau, zou ook hier opleidingsniveau of functieniveau als intermediaire variabele kunnen optreden. Een sterkere negatieve elasticiteit zou ook te maken kunnen hebben met een minder specialistische functie in de bedrijven.

Naarmate de anciënniteit hoger is, zou dan weer meer bedrijfsspecifiek human capital aanwezig moeten zijn, en de elasticiteit minder sterk. Via de variabele leeftijd proberen we het effect van anciënniteit te benaderen. Kijken we naar de



elasticiteiten voor enkele leeftijdsgroepen in **model II**, dan merken we dat de elasticiteit varieert van -0.134 op 20-jarige leeftijd, over -0.064 op 40-jarige leeftijd, tot 0.005 op 60-jarige leeftijd bij mannen.

Ten slotte voegen we de sectorale verschillen toe aan de vergelijking in **model III**. Zo wordt gecontroleerd voor het statuut van arbeider of bediende, wat een verklaring had kunnen zijn voor de gematigde elasticiteit bij vrouwen (omdat paritaire comités voor arbeiders een lage feminisatiegraad hebben). Het effect van gender op de elasticiteit neemt echter toe. Ongeacht de sector blijkt uit dit model dat de lonen bij vrouwen quasi inelastisch zijn, in lijn met de bevindingen van Janssens en Konings (1998).

## 4 CONCLUSIE

De werkloosheidselasticiteit van de lonen geeft aan in welke mate de lonen op een geaggregeerd niveau conjunctuurgevoelig zijn. Deze analyses overspannen een periode van 11 jaar, waarin België wordt gekenmerkt door hetzelfde patroon als internationaal beschreven in de literatuur rond de looncurve. De gemiddelde gevoeligheid voor veranderingen in de werkloosheid is  $-0.107$ . Dit betekent dat een stijgende werkloosheid een daling van de gemiddelde lonen teweegbrengt. Neemt de werkloosheidsgraad met 10% toe, dan dalen gemiddeld genomen de werkelijke lonen met 1.02%. De analyse van de werkloosheidselasticiteit van de lonen in België toont dus aan dat deze niet verschillend is van de empirie in internationaal onderzoek en zeker vergelijkbaar is met deze van andere Europese, continentale landen.

Dit contrasteert met nationaal onderzoek naar de neerwaartse reële loonrigiditeit, waaruit blijkt dat de lonen stabiel blijven onder laagconjunctuur. Dit soort analyses focust evenwel op de (in hun ogen) rigiditeit van individuele lonen van jobblijvers. Onze flexibiliteitsanalyse situeert zich op het geaggregeerde sectorniveau. Deze flexibiliteit van de Belgische lonen is dus procyclisch in goede tijden, en een gevolg van compositie-effecten en verschuivingen in de sectorale werkgelegenheid als de economische context verslecht.

Er zijn evenwel belangrijke sectorale verschillen. De bediendesectoren en de gemengde sectoren met overwegend bedienden worden gekenmerkt door een sterke negatieve elasticiteit, de lonen in de arbeiderssectoren en de gemengde sectoren met een groter aandeel arbeiders zijn eerder ongevoelig voor schommelingen in de werkloosheid. Opleidingsniveau lijkt tussen te komen als een belangrijke mediërende variabele, waaruit de hypothese naar voren komt dat de elasticiteit gerelateerd is aan het functieniveau. Daarnaast is er een zeker effect van de syndicalisatiegraad: sectoren met hoge syndicalisatiegraad vertonen een lagere loonelasticiteit ten opzichte van werkloosheid. Worden de onderhandelingen individueel of op bedrijfsniveau gevoerd, dan merken we een grotere elasticiteit van de lonen. Alhoewel we bij gebrek aan statistisch instrument niet kunnen uitsluiten dat hier sprake is van derde, achterliggende factoren. Syndicalisatiegraad hangt immers ook samen met statuut en opleiding.

Tot slot gingen we na of er sprake is van interagerende factoren op het individuele niveau. We stelden vast dat jongeren elastische lonen hebben, en de looncurve voor ouderen inelastisch wordt. Er is ook een genderverschil: de resultaten bevestigen de grotere werkloosheidselasticiteit van de lonen bij mannen en een inelastische looncurve voor vrouwen wanneer voor leeftijd en sector gecontroleerd wordt.

De slotconclusie van de paper kan aldus worden omschreven als een paradox. Aan de ene kant zien we dat ook een collectieve, georganiseerde loonvorming, zoals die in België bestaat, de nodige conjunctuurgevoeligheid op een geaggregeerd niveau (cf. werkloosheidselasticiteit) vertoont, die de test met andere landen zeker doorstaat. Aan de andere kant stellen we echter vast dat groepen (sterke) werknemers die binnen dit systeem meer kunnen afwijken van deze collectieve, gecentraliseerde loonvorming op sectorniveau, meer sectorale loonflexibiliteit vertonen.

## **5 APPENDIX: VARIABELEN**

### **5.1 Paritaire comités**

#### **5.1.1 Selectie**

We selecteerden de paritaire comités voor de 22 grootste nacesectoren, die 85% van de tewerkstelling uitmaken (indien uitzendarbeid en stad/streekvervoer niet worden meegerekend). Door problemen met de loongegevens voor de horeca, werd paritair comité 302 uit het oorspronkelijke onderzoeksvoorstel vervangen door PC 314 (schoonheidszorgen), met gelijkaardige lonen.

PC	Volledige benaming	Snelnaam	VTE 2006
100	Aanvullend Paritair Comité voor de werklieden	Aanvullend pc voor arbeiders	21996
104	Paritair Comité voor de ijzernijverheid	Ijzernijverheid	11175
105	Paritair Comité voor de non-ferro metalen	Non-ferro metalen	4368
106	Paritair Comité voor het cementbedrijf	Cementbedrijf	6330
111	Paritair Comité voor de metaal-, machine- en elektrische bouw	Metaal-, machine- en elektrische bouw	129855
112	Paritair Comité voor het garagebedrijf	Garagebedrijf	22827
115	Paritair Comité voor het glasbedrijf	Glasbedrijf	5904
116	Paritair Comité voor de scheikundige nijverheid	Chemie	40506
118	Paritair Comité voor de voedingsnijverheid	Voeding	45792
119	Paritair Comité voor de handel in voedingswaren	Handel in voedingswaren	26865
120	Paritair Comité voor de textielnijverheid en het breiwerk	Textielnijverheid	18594
121	Paritair Comité voor de schoonmaak	Schoonmaak	24936
124	Paritair Comité voor het bouwbedrijf	Bouwbedrijf	120339
130	Paritair Comité voor het drukkerij-, grafische kunst- en dagbladbedrijf	Grafische sector	10671
140	Paritair Comité voor het vervoer en de logistiek	Vervoer en logistiek	62706
149.01	Paritair Subcomité voor de elektriciens : installatie en distributie	Elektriciens	21645
149.04	Paritair Subcomité voor de metaalhandel	Metaalhandel	14790
200	Aanvullend Paritair Comité voor de bedienden	Aanvullend pc voor bedienden	73959
201	Paritair Comité voor de zelfstandige kleinhandel	Zelfstandige kleinhandel	58677
202	Paritair Comité voor de bedienden uit de kleinhandel in voedingswaren	Kleinhandel in voedingswaren	44670
207	Paritair Comité voor de bedienden uit de scheikundige nijverheid	Chemie	66894
209	Paritair Comité voor de bedienden der metaalfabrikatennijverheid	Metaalfabrikatennijverheid	63633
210	Paritair Comité voor de bedienden van de ijzernijverheid	Ijzernijverheid	5142
214	Paritair Comité voor de bedienden van de textielnijverheid en het breiwerk	Textielnijverheid	5067
218	Aanvullend Nationaal Paritair Comité voor de bedienden	Aanvullend pc voor bedienden	342768
220	Paritair Comité voor de bedienden uit de voedingsnijverheid	Voeding	21969
224	Paritair Comité voor de bedienden van de non-ferro metalen	Non-ferro metalen	2514
226	Paritair Comité voor de bedienden uit de internationale handel, het vervoer en de logistiek	Internationale handel, vervoer en logistiek	37407
303	Paritair Comité voor het filmbedrijf	Filmbedrijf	1623
304	Paritair Comité voor het vermakelijkheidsbedrijf	Vermakelijkheidsbedrijf	3738
305	Paritair Comité voor de gezondheidsdiensten	Gezondheidsdiensten	153660
310	Paritair Comité voor de banken	Banken	57222
311	Paritair Comité voor de grote kleinhandelszaken	Grote kleinhandelszaken	28275
312	Paritair Comité voor de warenhuizen	Warenhuizen	3645
314	Paritair Comité voor het kappersbedrijf en de schoonheidszorgen	Schoonheidszorgen	9657
317	Paritair Comité voor de bewakings- en/of toezichtsdiensten	Bewakingsdiensten	10740
318	Paritair Comité voor de diensten voor gezins- en bejaardenhulp	Gezins- en bejaardenhulp	20829
319	Paritair Comité voor de opvoedings- en huisvestingsinrichtingen en -diensten	Opvoedingsinstellingen	38583
327	Paritair Comité voor de beschutte werkplaatsen en de sociale werkplaatsen	Beschutte en sociale werkplaatsen	24450
329	Paritair Comité voor de socio-culturele sector	Socio-culturele sector	29307

### 5.1.2 Algoritme reconstructie paritair comité

Voor elke combinatie van de variabelen werkgeverskengetal, statuut en nace-sector bepalen we het modale paritaire comité. Deze modale klasse moet minstens de helft van alle werknemers in de kruising dekken, waarbij missings op de variabele paritair comité niet worden meegerekend. De gereconstrueerde variabele wordt opgemaakt aan de hand van de DMFA-gegevens en aan de hand van de LATG- en DMFA-gegevens samen.

De toewijzing van het paritair comité gebeurt achtereenvolgens:

1. Op basis van de reconstructie met DMFA-gegevens
2. Indien niet beschikbaar: op basis van de reconstructie met LATG- en DMFA-gegevens samen
3. Indien niet beschikbaar: de originele waarde

Bij wijzigingen in de nace-classificatie van 2003 t.o.v. 1993 wordt stap 2 voor stap 1 uitgevoerd.

## 5.2 Determinanten van sectorale variatie

### 5.2.1 Opleidingsniveau

Bron: Enquête naar de Arbeidskrachten, bewerking HIVA

Er zijn geen gegevens beschikbaar voor het opleidingsniveau in de paritaire comités. De Enquête naar de Arbeidskrachten (EAK) bevat evenwel een indeling naar laag-, midden- en hooggeschoolden voor elke combinatie van sector en statuut. Volgens het gewicht van elke sector in een paritair comité werden deze fractie omgezet naar de paritaire comités, waarbij voor de arbeiders en bedienden-paritaire comités de gegevens voor de respectievelijke statuten werden gebruikt, en voor de gemengde paritaire comités het gewogen gemiddelde werd genomen volgens de verdeling naar statuut in deze paritaire comités.

Het gemiddeld opleidingsniveau werd vervolgens berekend als de som van de percentages in elke opleidingscategorie vermenigvuldigd met 1 voor laaggeschoolden, 2 voor middengeschoolden en 3 voor hooggeschoolden. Van het resultaat wordt 1 afgetrokken, en dit verschil wordt vervolgens gedeeld door twee. De maat gaat daardoor van 0 tot 1. Een score van 1 betekent dat 100% van de werknemers hooggeschoold is, een score van 0 betekent dat 100% van de

werknemers laaggeschoold is. Tussenliggende scores kunnen ook door het percentage middengeschoolden bepaald zijn.

### **5.2.2 Arbeidsproductiviteit**

Bron: EU-Klems, bewerking HIVA

Productiviteit wordt op bedrijfsniveau gemeten, en kan dus enkel sectoraal uitgedrukt worden, eerder dan naar statuut. De cijfers voor een paritair comité zijn daarom afgeleid van deze op basis van de nace-indeling in de EU-Klems data. Eerst werd de toegevoegde waarde per paritair comité gedeeld door het aantal gepresteerde arbeidsuren. Vervolgens werd voor een paritair comité de som genomen van deze waarden, gewogen volgens het belang van elke nace-sectoren. Door deze werkwijze hebben arbeiders- en bedienden-paritaire comités van eenzelfde sector hetzelfde cijfer voor arbeidsproductiviteit.

Door het ontbreken van data voor 2006 werden de cijfers van 2005 gebruikt. Paritair comité 100 werd achterwege gelaten als outlier, door de extreem hoge toegevoegde waarde die de arbeidsproductiviteit vertekent in de immobiënssector.

### **5.2.3 Syndicalisatiegraad**

Bron: typologie HIVA op basis van een gecumuleerd bestand European Social Survey, nationale bijdragen aan de Europese representativiteitsstudies Europese sectorale dialoog (HIVA in samenwerking met IST-UCL) en Van Ruysseveldt (2000)

<b>Categorie</b>		<b>Paritaire Comités</b>						
1	Zeer laag (<25)	200	218					
2	Laag (25-34)	210	224	303	304	310	329	
3	Eerder laag (35-44)	100	119	201	202	207	209	220
		305	314	319				
4	Gemiddeld (45-54)	121	130	140	149.04	214	226	311
		312	317					
5	Eerder hoog (55-64)	112	318	327				
6	Hoog (65-74)	106	111	115	118	149.01		
7	Zeer hoog (>=75)	104	105	116	120	124		

### 5.2.4 Centralisatie

Bron: typologie HIVA gebaseerd op bevraging Centrale Raad voor het bedrijfsleven (2009) en bijkomende controle op basis van PASO-enquêtedata.

<b>Categorie</b>		<b>Paritaire comités</b>						
1	intersectoraal	218	305	318	319	329		
2	sector, uitzonderingen ondernemingen	106	118	119	121	124	130	140
		201	226	303	304	314	317	327
3	sector, aanvullend ondernemingen	112	120	149.01	149.04	202	214	311
		312						
4	sector, kader in te vullen door ondernemingen	105	111	209	224			
5	sector suppletief voor ondernemingen	115	116	207	220	310		
6	ondernemingsniveau	100	104	200	210			

### 5.2.5 Sector

De paritaire comités voor de quartaire sector zijn samengesteld volgens de sectorgroepindeling voor paritaire comités van het Steunpunt WSE.

<b>Categorie</b>		<b>Paritaire Comités</b>						
1	Secundair (industrie + bouw)	100	104	105	106	111	115	116
		118	120	124	207	209	210	214
		220	224					
2	Quartair	304	305	318	319	327	329	
3	Tertiair	112	119	121	130	140	149.01	149.04
		200	201	202	218	226	303	310
		311	312	314	317			



## 6 REFERENTIES

Akerlof G.A. (1984) 'Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views', *The American Economic Review*, 74 (2), pp. 79-83

Baltagi B.H. & Blien U. (1998) 'The German wage curve: evidence from the IAB employment sample', *Economics Letters*, 61, pp. 135-142

Blanchflower D.G. & Oswald A.J. (1989) 'The Wage Curve', National Bureau of Economic Research, Cambridge (MA): Working Paper

Blanchflower D.G. & Oswald A.J. (1995) 'An Introduction to the Wage Curve', *The Journal of Economic Perspectives*, 9 (3), pp. 153-167

Clar M., Dregen C. & Ramos R. (2007) 'Wage Flexibility and Labour Market Institutions: A meta-analysis', IZA Discussion paper

Card D. (1995) 'The Wage Curve: A Review', *Journal of Economic Literature*, 33 (2), pp. 785-799

Du Caju Ph., Fuss C. & Wintr, L. (2007) 'Downward real wage rigidity for different workers and firms. An evaluation for Belgium using the IWFP procedure', European Central Bank: Working Paper

Du Caju Ph., Fuss C. & Wintr, L. (2009) 'Understanding sectoral differences in downward real wage rigidity. Workforce composition, institutions, technology and competition', European Central Bank: Working Paper

Heylen F. (2004) 'Macro-economie', Antwerpen: Garant: 2004

Holden S. & Wulfsberg F. (2009). How strong is the macroeconomic case for downward real wage rigidity. *Journal of Monetary Economics*, 56, 4, p. 605-615

Ilkcaracan I. & Selim R. (2002) 'The role of unemployment in wage determination: further evidence on the wage curve from turkey', CEPA: Working Paper

Janssens S. & Konings J. (1998) 'One more wage curve: the case of Belgium', *Economics Letters*, 60, pp. 223-227

Krugman P. (1994) 'Past and Prospective Causes of High Unemployment', Federal Reserve Bank of Kansas

Montuenga-Gómez V., García I. & Fernández M. (2003) 'Wage flexibility: evidence from five EU countries based on the wage curve', *Economics Letters* 78, pp. 169-174

Montuenga-Gómez V.M. & Ramos-Parrenño J.M. (2005) 'Reconciling the wage curve and the Philips curve', *Journal of Economic Surveys* 19(5), pp. 735-764

Nijkamp P. & Poot J. (2005) 'The last word on the wage curve', *Journal of Economic Surveys*, 19 (3), pp. 421-450

Rycx F. (2003) 'Industry wage differentials and the bargaining regime in a corporatist country', *International Journal of Manpower*, 24 (4), pp. 347-366

Shapiro C. & Stiglitz J.E. (1984) 'Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device', *The American Economic Review* 74 (3), pp. 433-444

Sanz-de-Galdeano & Turunen (2006) 'The euro area Wage Curve', *Economics Letters* 92, pp. 93-98

Schweitzer M. (2007). Wage flexibility in Britain: some micro and macro evidence. Bank of England Working paper 331.

<http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp331.pdf>

Sneesens H.R. & Drèze J.H. (1986) 'A discussion of Belgian Unemployment, Combining Traditional Concepts and Disequilibrium Econometrics', *Economica*, 53 (suppl.), pp. S89-S119

Turunen J. (1998) 'Disaggregated wage curves in the United States: evidence from panel data of young workers', *Applied Economics* 30 (12), pp. 1665-1677

Yellen J. L. (1984) 'Efficiency Wage Models of Unemployment', *The American Economic Review* 74 (2), pp. 200-205