

Een halve eeuw vakbondslidmaatschap. Een verkennende longitudinale studie naar enkele cyclische determinanten voor de ledenontwikkeling van de Belgische vakbonden, 1946-1995

Kurt VANDAELE

FWO-aspirant Vlaanderen, Vakgroep Politieke Wetenschappen, Universiteit Gent

“Le chômage sévit. Les salaires fléchissent. Nombre d’ouvriers, qui étaient venus au syndicat, attirés par la perspective d’avantages matériels immédiats, se découragent et désertent.

(...) Le chômage disparaît. La vie renchérisant, des ajustements de salaire s’imposent.

L’esprit combatif de la classe ouvrière se réveille. Les trainards rejoignent le gros de l’armée.”¹

I. Inleiding: Parmi les plus syndiqués... parmi les moins analysés?

Rond de eeuwwisseling van de 19de naar de 20ste eeuw hinkt de Belgische syndicalisatiegraad (2,5%) aanzienlijk achterop ten opzichte van buurlanden als Duitsland (5,8%), Frankrijk (4,3%) en Groot-Brittannië (13,7%).² Een eeuw later is België één van de weinige landen waar de vakbeweging erin slaagt om meer dan de helft van de beroepsbevolking te syndicaliseren.³ Het is een evolutie die menig onderzoeker verbaast. Het verleidt zelfs een waarnemer tot het parafraseren van een oude bekende uit de gepopulariseerde vaderlandse geschiedenis: “De tous les peuples de la terre, les Belges sont parmi les plus syndiqués”.⁴

1. VANDERVELDE, E., *Le Parti Ouvrier Belge 1885-1925*. Bruxelles, L’Eglantine, 1925, pp. 346-347.
2. STRIKWERDA, C., *A House divided. Catholics, socialists, and Flemish nationalists in nineteenth-century Belgium*. Oxford, Rowman and Littlefield Publishers, 1997, p. 150.
3. ILO, *World labour report 1997-1998. Industrial relations, democracy and social stability*. Geneva, International Labour Office, 1997, pp. 5-29.
4. BLAISE, P., De tous les peuples de la terre, les Belges sont parmi les plus syndiqués in *La Revue Nouvelle*, vol. 40, nr. 2, 1989, pp. 13-20.

Ondanks deze markante ledenontwikkeling blijft het onderzoek ernaar beperkt.⁵ Nochtans delen politicologen de vakbeweging een belangrijke rol toe in de Belgische parlementaire democratie.⁶ Dat het bestaande onderzoek amper het descriptieve karakter overstijgt, heeft zijn redenen. De beroerde staat van de officiële politieke statistiek in België is een algemene oorzaak.⁷ De vrij terughoudende instelling van de Belgische vakbonden om informatie over de ledencijfers te verstrekken, is een specifieke reden. Omdat leden een primaire machtsbron voor vakbonden vormen, is deze houding enigszins begrijpelijk.

Hoewel het 'meten' van vakbondsmacht veel meer dan een loutere analyse van de ledenontwikkeling impliceert, vangt een onderzoek ernaar het best aan bij een ontleding van de ledenevolutie. Het aantal en de spreiding van de vakbondsleden levert een eerste rudimentaire schets op van de maatschappelijke machtspositie van de vakbeweging. Zo blijkt dat de syndicalisatiegraad, de relatieve parameter die het aantal vakbondsleden op het potentiële aantal meet, fungeert als een weliswaar sterk vereenvoudigde, maar handige én representatieve indicator om het onderscheid in vakbondsmacht tussen landen (of economische sectoren) in de tijd te bepalen.⁸ Al sinds het ontkiemen van de vakbeweging ontstaan er rivaliserende theorieën die deze spatio-temporele verschillen proberen te verklaren.

Deze theorieën kunnen worden ingedeeld in een cyclische en een institutionele variant. De cyclische variant benadrukt de ledenverandering in één land op korte of lange termijn. Deze korte of lange duur houden respectievelijk verband met conjuncturele of structurele determinanten. De institutionele variant beklemtoont doorgaans het onderscheid in de syndicalisatiegraad op een bepaald tijdstip tussen landen. Doordat beide varianten elkaar aanvullen, ligt het ideaal in het samenvoegen ervan. In dergelijke gecombineerde analyses tekent er zich een consensus af: cyclische determinanten lijken te meanderen in een institutionele

5. FROGNIER, A.-P. & DE WINTER, L., The state of political science in Belgium in *European Journal of Political Research*, vol. 20, nr. 3-4, 1991, p. 391. Voor een begin tot hypothesevervorming op macroniveau, zie PASTURE, P. & MAMPUYS, J., *In de ban van het getal. Ledenanalyse van het ACV 1900-1990*. Leuven, Hoger Instituut Voor de Arbeid, 1990, pp. 127-140. Daarnaast zijn er talrijke sociaal-psychologische onderzoeken. Dergelijke studies hebben logischerwijze enkel betrekking op verklarende factoren op het microniveau, maar kunnen niettemin complementair zijn aan het macroniveau. Voor een gedegen overzicht, zie DE WITTE, H., Are trade union members (still) motivated by ideology? A review of the importance of ideological factors as determinants of trade union participation in (the Flemish part of) Belgium, pp. 275-304 in P. Pasture, J. Verberckmoes & H. De Witte (eds.), *The lost perspective? Trade unions between ideology and social action in the new Europe. Volume 2. Significance of ideology in European trade unionism*. Aldershot, Avebury, 1996.
6. Cf. DEWACHTER, W., *De mythe van de parlementaire democratie. Een Belgische analyse*. Leuven, Acco, 2001, pp. 27-29, p. 99 en pp. 173-192.
7. DEWACHTER, W., Politieke statistiek in België. Oproep bij het einde van 170 jaar België in *Res Publica*, vol. 42, nr. 2-3, 2000, pp. 379-390.
8. VAN RUYSEVELDT, J., *Het belang van overleg. CAO-onderhandelingen in België*, Leuven, Acco, 2000, pp. 155-157 en pp. 299-300.

bedding.⁹ Door de specifieke configuratie aan institutionele kenmerken in elk land hebben gelijkaardige conjuncturele en structurele ontwikkelingen m.a.w. een verschillend effect op de vakbondsledenevolutie. Maar dit betekent nog niet dat de cyclische variant geen enkele verklarende waarde heeft: "The principal strength of the cyclical variables is (...) to account for the variations around the different long-term country trends in unionisation levels".¹⁰ Zodoende vormen de cyclische determinanten op korte termijn een eerste aanzet om het fluctuerende vakbondslidmaatschap in België doorheen de tijd beter te begrijpen. Deze determinanten staan centraal in deze bijdrage.

Onder hoofdstuk II geven we een summier overzicht van het onderzoek in de conjuncturele benadering. We plaatsen daarin de variabelen en de daarmee verbonden hypothesen van het econometrische model van Bain en Elsheikh voorop. We modelleren en specificeren de 'Belgische' data in hoofdstuk III. Vervolgens repliceren we in hoofdstuk IV het (aangepaste) model van Bain en Elsheikh voor de evolutie van het Belgische vakbondslidmaatschap tijdens de naoorlogse periode. Tot slot volgen onze conclusies in hoofdstuk V.

II. Theorievorming in de conjuncturele benadering

A. De voorspoedhypothese als theoretische grondslag

Aan het begin van de 20ste eeuw benadrukken de eerste theorieën over de – toen nog geheten – vakbondsgroei dat "the changes in membership are closely connected with changes in business conditions".¹¹ Deze aanname leidt tot de zogenaamde 'voorspoedhypothese'.¹² De redering is als volgt: tijden van economische voorspoed gaan niet alleen gepaard met stijgende prijzen en winsten, maar ook met een toenemende levensduurte en werkdruk. Deze negatieve aspecten veroorzaken een groeiende ontevredenheid bij werknemers. Dit ongenoegen vertaalt zich voor vakbonden in een ledenaanwas. Deze eisen hogere lonen en een verminderde werkdruk. Door krapte op de arbeidsmarkt geven de werkgevers toe

9. Zie o.a. CHECCHI, D. & VISSER, J., *Pattern persistence in European trade union density. Working Paper n.01.2002*. Milano, Dipartimento di Economia Politica e aziendale. Università degli Studi di Milano, 2002, 60p; EBBINGHAUS, B. & VISSER, J., When institutions matter. Union growth and decline in Western Europe, 1950-1995 in *European Sociological Review*, vol. 15, nr. 2, 1999, pp. 135-158.
10. OSKARSSON, S., Class struggle in the wake of globalisation. Union organisation and economic integration, pp. 199-200 in L. MAGNUSSON & J. OTTOSSON (eds.), *Europe – one labour market?* Brussels, Presses Interuniversitaires Européennes, 2002.
11. BARNETT, G. E., Growth of labor organization in the United States, 1897-1914 in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 30, nr. 4, 1916, p. 786.
12. BAIN, G. S. & ELSHEIKH, F., *Union growth and the business cycle. An econometric analysis*. Oxford, Blackwell Publishers, 1976, pp. 5-8.

aan deze vakbondseisen. Wanneer er zich een laagconjunctuur inzet, weerstaan de werkgevers aan de vakbondsafspraken en ziet de vakbeweging haar ledenaantal slinken.

De studie van Davis brengt voor het eerst ook andere economische indicatoren in.¹³ Hij benadrukt dat de richting van deze indicatoren belangrijker is dan de absolute hoogte ervan. Dunlop¹⁴ en Bernstein¹⁵ hebben ook aandacht voor niet-economische factoren, maar een systematisch analysekader om het relatieve belang van deze en andere factoren na te gaan, ontbreekt. Geworteld in de behaviouralistische traditie van de jaren '60 bouwen de eerste econometrische modellen op deze theorievorming voort. Ze proberen vooral een meer accurate verhouding tussen de verschillende verklarende variabelen en de evolutie in het vakbondsleden-aantal te realiseren. Het uit 1976 daterende econometrische model van Bain en Elsheikh (vanaf nu BE-model) lukt daar het best in. Dit invloedrijke BE-model verklaart wijzigingen in het vakbondslidmaatschap op basis van individuele beslissingen die, op een indirecte manier, voornamelijk worden beïnvloed door veranderingen in macro-economische grootheden.¹⁶ Het model overstijgt deels een loutere rationele-keuzebenadering. Bain en Elsheikh opteren voor een methodisch meer neutrale en bredere onderzoeksoptiek. In hun model staat de afwisseling in de geneigdheid en opportuniteit centraal in plaats van enge kosten- en batenafwegingen.¹⁷ Toch blijft een halo van methodologisch individualisme het model omringen. Daarenboven stelt het model de vakbond als pro-actieve actor in de schaduw.¹⁸ Het model neemt bijgevolg aan dat de beslissing tot toetreding niet het resultaat is van vakbondsinspanningen, maar wel van bepaalde macro-economische randvoorwaarden die het lidmaatschap indirect begunstigen.

Deze kritieken nemen niet weg dat het BE-model (of een gemodificeerde vorm ervan) in de internationale literatuur hoog staat aangeschreven. Zo bestempelt de Nederlandse economische historica van den Berg dit model als "one of the best reflected studies on unionization".¹⁹ Een dergelijke tijdreeksanalyse op basis van het BE-model gebeurde o.a. al voor Australië, Denemarken, de voormalige

13. DAVIS, H. B., The theory of union growth in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 55, nr. 4, 1941, pp. 611-637.
14. DUNLOP, J. T., The development of labor organization: a theoretical framework in R. A. Lester & J. Shister, *Insights into labor issues*. New York, The Macmillan Company, 1949, pp. 163-193.
15. BERNSTEIN I., The growth of American unions in *The American Economic Review*, vol. 44, nr. 3, 1954, pp. 301-318.
16. Over deze (slechts) indirecte invloed, zie VAN RIJ, C. & DAALDER, A., The business cycle theory and individual unionization decisions: A comparison of macro- and micro influences on union membership, pp. 236-238 en pp. 244-246 in M. Sverke (ed.), *The future of trade unionism. International perspectives on emerging union structures*. Aldershot, Ashgate, (1997), 2001.
17. BAIN, G. S. & ELSHEIKH, F., o.c., p. 62.
18. WESTERN, B., *Between class and market. Postwar unionization in the capitalist democracies*. Princeton (New Jersey), Princeton University Press, 1997, pp. 103-105.
19. VAN DEN BERG, A., *Trade union growth and decline in the Netherlands*. Amsterdam, Thesis publishers, 1995, p. 14.

Bondsrepubliek Duitsland, Ierland, Nederland, het Verenigd Koninkrijk, de Verenigde Staten, Zweden en ook (voormalige) Aziatische tijgers als Maleisië, Singapore, Taiwan en Zuid-Korea ontbreken niet in het lijstje.²⁰

B. De afhankelijke variabele M

Om de verandering in het vakbondslidmaatschap na te gaan, komen twee afhankelijke variabelen in aanmerking: het absolute aantal vakbondsleden (M) of de syndicalisatiegraad (D). Bain en Elsheikh vermelden drie redenen waarom de absolute indicator de voorkeur verdient boven de relatieve waarde.²¹ De syndicalisatiegraad, als ratio van het aantal vakbondsleden op het aantal potentiële vakbondsleden, levert vooral problemen met de noemer op. Ten eerste, omdat het aantal potentiële vakbondsleden weinig verandert, zal de jaarlijkse wijziging die optreedt in de syndicalisatiegraad eerder klein zijn in longitudinaal onderzoek. Ten tweede, is het bepalen van het aantal potentiële vakbondsleden geen sinecure. Deze bepaling kan gepaard gaan met aanzienlijke meetfouten waardoor autocorrelatie (cf. *infra*) kan optreden in de afhankelijke variabele. Ten slotte, zijn er een aantal redenen te bedenken – we komen hier straks op terug – om de syndicalisatiegraad in de rechterhelft van de vergelijking te plaatsen. Kortom, als afhankelijke variabele valt het absolute aantal vakbondsleden boven de syndicalisatiegraad te verkiezen.

C. De onafhankelijke variabelen P, W, U en D

Bain en Elsheikh houden in hun model rekening met slechts vier onafhankelijke variabelen.²² Ze veronderstellen dat de afhankelijke variabele positief correleert met de inflatie (P) en de loonsontwikkeling (W) en negatief met de hoogte of

20. PEDERSEN, P. J., Union growth in Denmark, 1911-39 in *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 84, nr. 4, 1982, pp. 583-592; ARMINGEON, K., Trade unions under changing conditions: the West German experience, 1950-1985 in *European Sociological Review*, vol. 5, nr. 1, 1989, pp. 1-23; SCHNABEL, C., Determinants of trade union growth and decline in the Federal Republic of Germany in *European Sociological Review*, vol. 5, nr. 2, 1989, pp. 133-146; SAPSFORD, D., The determinants of trade union growth in the Republic of Ireland: an econometric investigation in *Economic and Social Review*, vol. 15, nr. 4, 1984, pp. 305-323; ROCHE, W.K., LARRAGY, J., Cyclical and institutional determinants of annual trade union growth and decline in Ireland: evidence from the DUES data series in *European Sociological Review*, vol. 6, nr. 1, 1990, pp. 49-72; SHARMA, B., Union growth in Malaysia and Singapore in *Industrial Relations*, vol. 28, nr. 3, 1989, pp. 446-458; SHARMA, B., Korean trade union growth during the period 1962-1984 in *Economics Letters*, vol. 31, nr. 1, 1989, pp. 105-108; SHARMA, B. & SEPHTON, P., The determinants of union membership growth in Taiwan in *Journal of Labor Research*, vol. 12, nr. 4, 1991, pp. 429-437.
21. BAIN, G. S. & ELSHEIKH, F., *o.c.*, pp. 58-60.
22. BAIN, G. S. & ELSHEIKH, F., *o.c.*, pp. 62-68.

mate van verandering in de werkloosheid (U) en de syndicalisatiegraad (D). De aan de onafhankelijke variabelen verbonden hypothesen vatten we kort samen.

Via het voorspoed- en dreigingseffect kan inflatie (P) de ledenfluctuatie positief beïnvloeden. Bij het optreden van inflatie, gepercipieerd als een daling van de levensstandaard, zullen werknemers geneigd zijn om zich aan te sluiten bij of lid te blijven van een vakbond om de inkomensderving, via hogere looneisen, een halt toe te roepen (dreigingseffect). Een bepaalde vorm van inflatie kan bijkomend op een opbloeiende economie duiden. In een dergelijke gespannen situatie op de arbeidsmarkt kan de vakbeweging haar eisen stellen en, om deze kracht bij te zetten, overgaan tot het stakingsmiddel. De werkgever zou zich verplicht zien om, onder druk van leveringsverplichtingen en stakingsdreigingen, toegevingen te doen en de verhoogde loonkosten aan de klant door te rekenen (voorspoedeffect). Omdat de inflatie niet per definitie een aanwakkerende conjunctuur reflecteert, zal de positieve invloed van de inflatie op de ledenontwikkeling veeleer te danken zijn aan het dreigingseffect, dan aan het voorspoedeffect.

In zoverre (nominale) loonsstijgingen (W) meer dan louter compensaties voor inkomensderving zijn, gaat er een positieve invloed vanuit op het fluctuerende lidmaatschap. Het betreft hier het zogenaamde beloningseffect. Indien werknemers een loonsverhoging, terecht of onterecht, aan de vakbondsinspanningen toeschrijven, zou dit een stimulans kunnen betekenen om lid te blijven of toe te treden in de hoop dat de vakbondsledenversterking hun inkomen in de toekomst eveneens zal verhogen.

De hoogte of de mate van verandering in de werkloosheid (U) heeft een negatieve, maar vertraagde en eerder zwakke impact op de ledenevolutie. Een stijgende werkloosheid betekent een afname van de onderhandelingsmacht van de vakbonden. In een dergelijke situatie hebben werkgevers een groter kunnen én een ferventere wil tot het 'dwarsoemen' van vakbondseisen. Bijkomend hebben werklozen weinig redenen om vakbondslid te worden bij een aanhoudende (hoge) werkloosheid. Uit vrees de werkgever tegen zich in het harnas te jagen en hun werk te verliezen, zouden zelfs niet-werklozen minder geneigd zijn om toe te treden tot de vakbond bij een blijvende werkloosheid. Om verschillende redenen zouden werkloze vakbondsleden bovendien sneller afhaken wanneer er geen uitzicht meer is op een betrekking. Toch kent de negatieve invloed van de werkloosheid, omwille van ideologische en praktische motieven, zoals de verminderde bijdrage voor werkloze vakbondsleden, een eerder uitgesteld karakter.

Ten slotte beïnvloedt ook het voorgaande niveau van de syndicalisatiegraad (D) het wijzigende vakbondslidmaatschap. Daar het potentiële aantal vakbondsleden inherent deel uit maakt van de syndicalisatiegraad, is het interessant om deze als structurele onafhankelijke variabele op te nemen. Een gewichtiger reden om de syndicalisatiegraad aan de rechterhelft van de vergelijking te plaatsen, is het verzadigingseffect: "it is obvious that as the (...) union movement embraces larger and larger portions of the organizable segment it gets nearer and nearer to the saturation point when each per cent of growth requires greater and greater effort

on the part of the unions".²³ Hoewel de syndicalisatiegraad een negatieve invloed op het vakbondslidmaatschap zou kunnen hebben, zijn er ook argumenten voor een stimulerings-effect te bedenken. In het vroege ontwikkelingsstadium van de vakbeweging kunnen potentiële leden namelijk net aangemoedigd of overtuigd worden om er zich ook bij aan te sluiten. Het is moeilijk te voorspellen welk effect, het verzadigings- of stimulerings-effect, de overhand haalt. Bain en Elsheikh betogen dat het stimulerings-effect een positieve impact heeft tot aan een bepaalde drempel, maar dat vanaf dan de negatieve invloed primeert.

D. Enkele additionele variabelen L, S, SOC

Hoewel de basishypothesen van Bain en Elsheikh meestal overeind blijven, brengen een aantal auteurs ook niet-macro-economische variabelen in. Zo poneren Ashenfelter en Penceval dat in periodes waar 'linkse' partijen (L) domineren het aantal vakbondsleden zal toenemen omwille van hun positievere houding tegenover vakbonden.²⁴ Evenzeer kan specifieke wetgeving t.a.v. de vakbeweging het ledenbestand negatief of positief beïnvloeden. Ook politieke variabelen lijken dus van direct belang om de verandering in het vakbondslidmaatschap te verklaren. Naast deze eventuele directe gevolgen door overheidsop treden bestaat er mogelijk ook een indirect substitutie-effect (SOC). Voorheen was immers de sociale dienstverlening van de vakbonden, zoals de vrijwillige verzekering tegen werkloosheid, ziekte of overlijden, een belangrijke factor om lid te blijven van of toe te treden tot een vakbond.²⁵ Neumann en Rissman argumenteren dat de overname van de verzorgingsstaat van deze sociale voorzieningen het vakbondslidmaatschap negatief beïnvloedt.²⁶ De verzekeringsfunctie van de vakbonden van welker is als het ware vervangen door de sociale voorzieningen van de verzorgingsstaat. Vanuit een comparatief oogpunt is er echter reden om te twijfelen aan deze substitutiehypothese.²⁷ Het operationaliseren van een geschikte variabele om het substitutie-effect te meten, is bovendien een ander paar mouwen. Geplaagd met deze moeilijkheid verlaten Bennett en Taylor het kwantitatief onderzoek en opteren voor een "descriptive, issue-by-issue study".²⁸ Niettemin kan van den Berg

23. REZLER, J., *Union growth reconsidered. A critical analysis of recent growth theories*. New York, The Kossuth Foundation, 1961, p. 4.
24. ASHENFELTER, O. & PENCAVEL, J., H., American trade union growth: 1900-1960 in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83, nr. 3, 1969, p. 439.
25. VAN LEEUWEN, M. H. D., Trade unions and the provision of welfare in the Netherlands, 1910-1960 in *Economic History Review*, vol. 50, nr. 4, 1997, pp. 782-783.
26. NEUMANN, G. R. & RISSMAN, E. R., Where have all the union members gone? in *Journal of Labor Economics*, vol. 2, nr. 2, 1984, pp. 176-177 en pp. 182-186.
27. CHAISON, G. N. & ROSE, J. B., The macrodeterminants of union growth and decline, p. 22 in G. Strauss, D. G. Gallagher & J. Fiorito (eds.), *The state of the unions*. Wisconsin, Industrial Relations Research Association, 1991.
28. BENNETT, J. T. & TAYLOR, J. E., Labor unions: victims of their political success? in *Journal of Labor Research*, vol. 22, nr. 2, 2001, p. 264.

het substitutie-effect voor de Nederlandse casus kwantitatief bevestigen.²⁹ Een variabele die dan weer het vakbondslidmaatschap positief kan beïnvloeden, is de stakingsvariabele (S).³⁰ Vooral succesvolle stakingen kunnen aanleiding geven om zich bij de vakbond aan te sluiten, maar deze zogenaamde 'oorlogsbuit' is moeilijk te behouden. Tot slot kan ook een prijsverhoging van de vakbondscontributie tot ledenverlies leiden.³¹

III. Operationalisering en modellering van de Belgische data

A. Eb, maar vooral vloed in het vakbondslidenaantal

In het appendix van deze bijdrage hebben we alle variabelen en hun waarden als ook onze bronnen opgenomen. De beschik- en betrouwbaarheid van de statistische data bepaalt onze tijdsafbakening. Vóór de Tweede Wereldoorlog voldoen een aantal variabelen nauwelijks aan deze twee eenvoudige richtsnoeren.³² De tijdreeksanalyse heeft daarom enkel betrekking op het naoorlogse tijdvak. Wat de afhankelijke variabele betreft, nemen we enkel de leden van de zogenaamde 'representatieve vakbondsorganisaties'³³ op: het Algemeen Belgisch Vakverbond (ABVV), de Algemene Centrale der Liberale Vakbonden van België (ACLVB) en het Algemeen Christelijk Vakverbond (ACV). In hun onderzoek naar de ACV-ledencijfers brachten Pasture en Mampuyts aan het licht dat het ACV een zekere 'correctiecoëfficiënt' *c.q.* propagandacoëfficiënt toepast.³⁴ Gemiddeld vertekent deze propagandacoëfficiënt de ledencijfers opwaarts tussen de 15 à 25%. Ook de andere vakbondsconfederaties passen in onderling stilzwijgend akkoord een dergelijke coëfficiënt toe. Deze propagandacoëfficiënt schommelt in de tijd en naargelang de confederatie. De hieronder gepresenteerde cijfers houden enkel rekening met de gecorrigeerde ledentallen.³⁵ Gezien de tijdreeksanalyse enkel de le-

29. VAN DEN BERG, A., *o.c.*, pp. 106-107.

30. ROCHE, W. K. & LARRAGY, J., *o.c.*, p. 67.

31. VAN DEN BERG, A., *o.c.*, p. 10.

32. VANDAELE, K., De ontwikkeling van het sociaal-economisch overleg in het interbellum. De syndicale macht in de exportgerichte sectoren als een verklarende factor in *Belgisch Tijdschrift voor de Nieuwste Geschiedenis*, vol. 33, nr. 1-2, 2003, pp. 136-141; VANDAELE, K., De terugkeer van de vakbeweging? Het Belgische vakbondslidmaatschap in historisch perspectief in *Brood en Rozen*, vol. 9, nr. 2, 2004, *ter perse*.

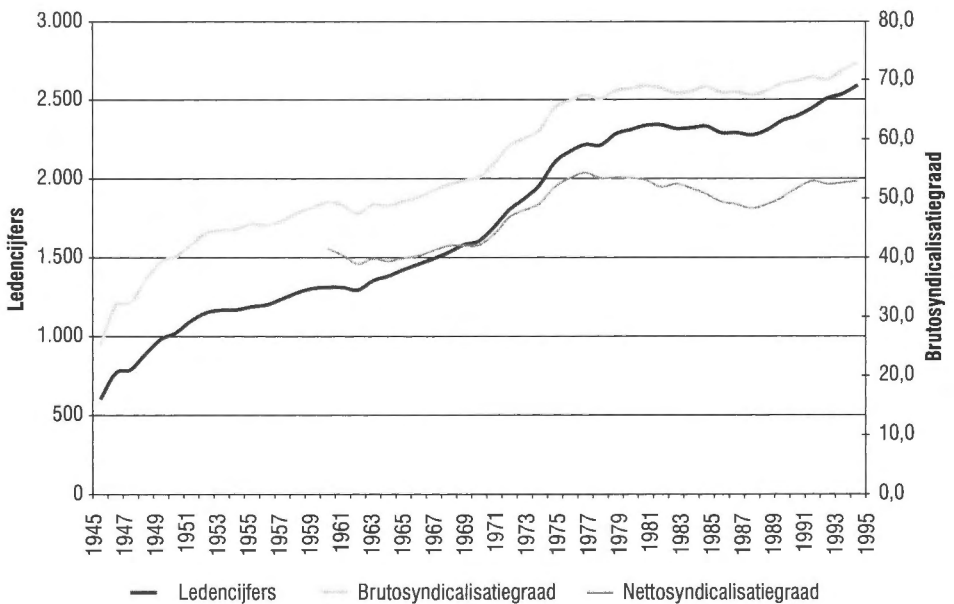
33. Om representatief te zijn, moeten vakbondsorganisaties over het gehele land zijn opgericht, vertegenwoordigd zijn in de Centrale Raad voor het Bedrijfsleven en Nationale Arbeidsraad en minstens 50.000 leden tellen.

34. PASTURE, P. & MAMPUYS, J., *o.c.*, pp. 74-86. Dit is geen uitsluitend Belgisch fenomeen, zie LABBE, D., *Syndicats et syndiqués en France depuis 1945*. Paris, Editions L'Harmattan, 1996, pp. 7-8.

35. Voor verdere cijferkritiek en methodologische opmerkingen verwijzen we naar EBBINGHAUS, B., VISSER, J. & PASTURE, P., e.a., Belgium, pp. 122-124 in B. Ebbinghaus & J. Visser (eds.), *Trade unions in Western Europe since 1945*. Basingstoke, Macmillan, 2000.

denevolutie van de vakbonden in België bestudeert, is het raadzaam om de specifieke Belgische institutionele context, *c.q.* de inschakeling van de vakbonden in de uitvoeringstaken van de verzorgingsstaat, in acht te nemen.³⁶ Daarom nemen we ook werkloze en 'passieve' vakbondsleden op.³⁷ Bovendien is het niet uitgesloten dat deze werkloze en 'passieve' leden vakbonden een grotere legitimiteit verschaffen en van invloed kunnen zijn op de besluitvorming (en dus beleidsoriëntatie) van vakbonden.

Tussen 1945 en 1995 treedt er meer dan een verviervoudiging op van het vakbondsledenaantal: van 601.300 naar 2.589.500 leden (figuur 1). Voor twee periodes is er sprake van een daling of stagnatie in het vakbondslidmaatschap. In de periode 1959-1962 noteren we een terugval van 0,5% en gedurende de jaren tachtig is er slechts een toename van 1,5%. Dit staat in schril contrast met de decennia van de jaren vijftig, zestig en zeventig waarin het aantal vakbondsleden achtereenvolgens aangroeit met 28,7%, 19,7% en 37,9%.



Figuur 1. Evolutie vakbondslidmaatschap en bruto- en nettosyndicalisatiegraad in België, 1945/60-1995.

Bron: EBBINGHAUS, B., VISSER, J., PASTURE P., e.a., Belgium, pp. 144-145 in B. EBBINGHAUS & J. VISSER, *Trade Unions in Western Europe since 1945*. London, MacMillan, 2000.

36. ARCQ, E. & AUSSEMS, M., Implantation syndicale et taux de syndicalisation (1992-2000) in *Courrier Hebdomadaire du CRISP*, nr. 1781, 2002, p. 24.

37. 'Passieve' vakbondsleden, zoals (brug)gepensioneerde of zieke leden, maken tijdelijk of permanent, geen deel uit van de arbeidsmarkt en zijn meestal, geheel of gedeeltelijk, van hun vakbondsbijdrage vrijgesteld.

In navolging van het merendeel van de auteurs specificeren we de afhankelijke variabele als de procentuele wijziging ten opzichte van het voorgaande jaar: $\Delta M_t = 100 * (M_t - M_{t-1}) / M_{t-1}$ (tabel 1). De jaarlijkse procentuele verandering in het vakbondslidmaatschap varieerde tussen een minimale waarde in 1961 en 1987, toen het aantal leden nauwelijks toe- of afnam, en een maximale waarde van 27,8% ledenwinst in 1946. Het grootste ledenverlies was er in 1986 (-1,7%). In de beschouwde periode neemt het vakbondslidantal jaarlijks gemiddeld met 3,1% toe met een standaardafwijking van 4,5%.³⁸ Opvallend is dat tussen de onmiddellijke periode na de Tweede Wereldoorlog en 1950 de aanwas van de vakbondsliden zich door dubbele cijfers kenmerkt, maar niet in 1947.

Tabel 1. De jaarlijkse verandering in het vakbondslidmaatschap (%), 1946-1995.

1946	27,8	1956	1,0	1966	2,5	1976	3,3	1986	-1,7
1947	2,9	1957	3,1	1967	2,4	1977	2,0	1987	0,0
1948	12,7	1958	3,2	1968	2,7	1978	-0,1	1988	-0,5
1949	10,2	1959	2,0	1969	3,1	1979	3,3	1989	1,4
1950	4,2	1960	0,6	1970	1,5	1980	1,2	1990	2,6
1951	7,3	1961	0,0	1971	5,6	1981	1,2	1991	1,3
1952	4,6	1962	-1,1	1972	6,4	1982	0,2	1992	2,1
1953	1,4	1963	4,5	1973	4,0	1983	-0,9	1993	2,5
1954	0,2	1964	2,1	1974	4,6	1984	0,2	1994	1,1
1955	1,7	1965	2,9	1975	7,3	1985	0,4	1995	2,2

Bron: EBBINGHAUS, B., VISSER, J., PASTURE P., e.a., Belgium, pp. 144-145 in B. EBBINGHAUS, J. VISSER, *Trade Unions in Western Europe since 1945*. London, MacMillan, 2000.

De verklaring voor deze 'anomalie' moeten we o.i. begrijpen in het licht van de aanhoudende fusieproblemen in het ABVV en plaatsen in het tijds kader van de nakende Koude Oorlog.³⁹ Tijdens de Tweede Wereldoorlog waren bepaalde delen van de socialistische vakbeweging geradicaliseerd, maar met de oprichting van het ABVV op 1 mei 1945, waarbij het reformistische Belgisch Vakverbond met het communistische Belgisch Verbond der Eenheidssyndicaten, de renardistische Mouvement Syndical Unifié en het Algemeen Syndicaat der Openbare Diensten samenging, was de eenheid aan de linker vakbondszijde schijnbaar opnieuw hersteld. De fusieproblemen tussen de socialistische vleugel en de eenheidsvakbonden in het ABVV bleven echter aanslepen. Toen in maart 1947 de Kommunistische Partij België (KPB) ontslag nam uit de regering Huysmans, verdiepte dit het wantrouwen tussen de twee strekkingen en vergrootte dit de onenigheid over de te volgen syndicale koers. Hoewel de KPB aanvankelijk nog een constructieve op-

38. Zonder de extreme waarneming uit 1946 bedraagt het jaarlijkse groeigemiddelde nog altijd 2,5% met een standaardafwijking van 2,8%.

39. HEMMERIJCKX, R., *Het ABVV 1940-1949: 'Van verzet tot Koude Oorlog'*. Onuitgegeven doctorale scriptie. Brussel, VUB, 2000, pp. 237-298 en pp. 352-358; COOLSAET, R., *België en zijn buitenlandse politiek 1830-1990*. Leuven, Van Halewyck, 1998, p. 344 en pp. 351-361.

positiepolitiek voerde, stelde deze zich weldra strakker op onder invloed van het uitbreken van de Koude Oorlog, maar ook door de moeilijk in te tomen eigen syndicale achterban. De syndicale politiek van de KPB was een doorn in het oog van de reformistische meerderheidsstrekking in het ABVV. Vanaf september 1947 ging deze strekking daarom over tot uitsluitingsmaatregelen tegenover KPBSyndicalisten. In hetzelfde jaar waren al eerder communistische ABVV-leden geweerd die een vlotte fusie tussen de eenheidssyndicaten en andere vakbondsafdelingen in de weg stonden. Net door deze disciplinaire maatregelen liep het ABVV-ledenaantal terug. De verminderde groei van de Belgische vakbeweging in 1947 lijkt dus eerder toe te schrijven aan endogene factoren, zoals de interne verdeeldheid in het ABVV, dan aan exogene elementen. Om hiermee rekening te houden, kunnen we een dummyvariabele inbrengen, die alleen in het jaar 1947 de waarde één aanneemt, of kunnen we onze analyse pas starten in 1948. Hierdoor gaan hoogstens twee waarnemingen verloren. Onze datareeks eindigt in 1995. Maximaal zijn er dus 48 of 50 waarnemingen.

B. Specificatie van de onafhankelijke variabelen

Het operationaliseren van de 'klassieke' macro-economische onafhankelijke variabelen, inflatie, loon en werkloosheid, levert weinig tot geen problemen op. Wat de onafhankelijke structurele variabele betreft, is het onderscheid tussen de netto- en brutosyndicalisatiegraad relevant. De nettosyndicalisatiegraad is niets anders dan de brutosyndicalisatiegraad gecorrigeerd voor de 'passieve' en werkloze vakbondsleden. Omdat we ook deze leden in onze afhankelijke variabele opnemen, maken we gebruik van de brutosyndicalisatiegraad. Doordat de netto- en brutosyndicalisatiegraad een opvallende nauwe samenhang in de beschouwde periode vertonen, verdient het onderscheid tussen beide hoe dan ook enige nuance (pearson correlatiecoëfficiënt 0,997). Ten slotte stelt er zich ook een praktische beperking. Terwijl we beschikken over een datareeks voor de brutosyndicalisatiegraad die vanaf 1946 loopt, vangt de statistische reeks betreffende de nettosyndicalisatiegraad slechts aan in 1960. Omwille van bovenstaande theoretische en pragmatische argumenten maken we gebruik van de brutosyndicalisatiegraad als structurele onafhankelijke variabele. Om het stimulerings- en verzadigingseffect in het BE-model na te gaan, nemen we deze variabele in lineaire en gekwadrateerde vorm op.

Het operationaliseren van de bijkomende variabelen gaat gepaard met een aantal moeilijkheden. De problemen om de invloed van 'linkse' politieke partijen op een specifiek beleidsdomein te onderzoeken, zijn bekend.⁴⁰ We bepalen de invloed van de 'linkse' partijen door het procentuele aantal behaalde zetels te berekenen

40. Voor een meta-analyse, zie IMBEAU, L. M., PETRY F. & LAMARI, M., Left-right party ideology and government policies: a meta-analysis in *European Journal of Political Research*, vol. 40, nr. 1, 2001, pp. 1-29.

in de Kamer van Volksvertegenwoordigers door de (Belgische) Socialistische Partij ((B)SP) en KPB. Het procentuele aandeel van de sociale uitgaven in het Bruto Nationaal Product (BNP) is de gangbare manier om het substitutie-effect na te gaan. Omdat we niet over een longitudinale reeks beschikken die de gehele periode 1948-1995 beslaat, kunnen we dit substitutie-effect niet nagaan. Om dezelfde reden kunnen we de impact van stakingen op het vakbondslidmaatschap niet onderzoeken. Overigens illustreert het gebrek aan stakingsgegevens als geen ander de beroerde toestand van de statistiek in België. De gebruikte methodologie om de stakingscijfers te verzamelen, roept bovendien nogal wat vragen op over de betrouwbaarheid ervan.⁴¹ Het aantal stakingen is als gevolg van de gehanteerde methoden systematisch onderschat.⁴² Ten slotte merken we op dat we niet beschikken over enige bruikbare statistische informatie over de evolutie van de vakbondsbijdragen doorheen de tijd. De vakbondscontributies differentiëren trouwens niet alleen tussen confederaties en vakbonden, maar ook binnen een vakbond zelf.⁴³ Gezien deze verschillen kunnen we ons afvragen of het inbrengen van deze geaggregeerde variabele *tout court* zin heeft in een tijdreeksanalyse.

IV. Enkele determinanten voor de Belgische vakbondsledenevolutie

A. De macro-economische omgeving en het vakbondslidmaatschap

Het BE-model slaagt erin om ongeveer 70% van de variatie in de vakbondsledenevolutie te verklaren voor het Verenigd Koninkrijk in de periode 1893-1970. Een gelijkaardige verklaringsgraad bekomen Bain en Elsheikh voor Australië, de Verenigde Staten en Zweden. Ze beweren daarom dat "the model's (...) basis hypotheses should hold for countries with broadly similar industrial relations systems".⁴⁴ Gaat dit ook op voor de naoorlogse vakbondsledenontwikkeling in België? Enige bewijsgrond voor de invloed van het macro-economische verloop op het vakbondslidmaatschap vertoont *prima facie* het patroon van de jaarlijkse procentuele verandering in het Belgische vakbondslidmaatschap en het BNP (figuur

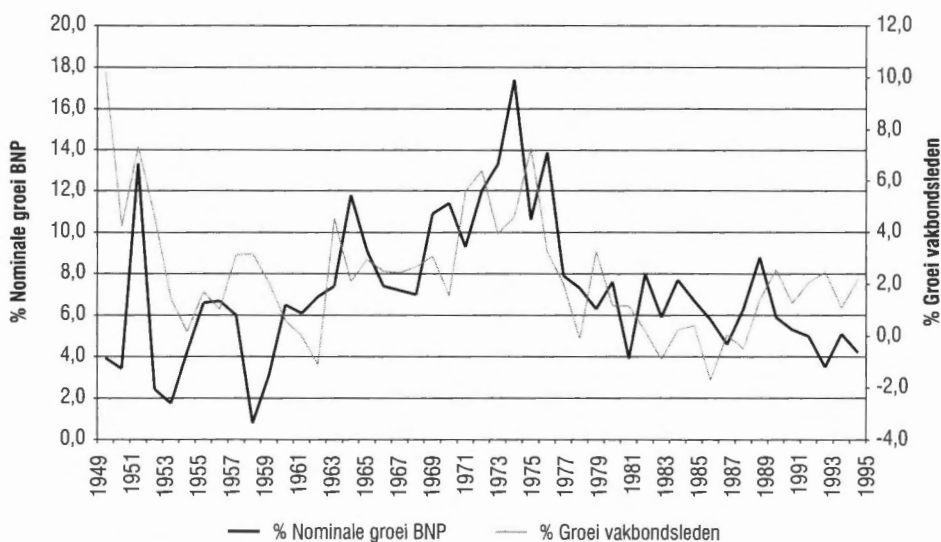
41. MARTENS, A., Het arbeidsprotest gebreidel? Kwantitatieve analyse van de stakingsvergoedingen uitbetaald door de ACV-Centrale Weerstandskas tijdens de periode 1948-1997 (een halve eeuw Centrale Weerstandskas) in *Tijdschrift voor Sociologie*, vol. 20, nr. 2, 1999, p. 110.

42. DEGEE, J.-L., *L'évolution des luttes ouvrières en Belgique*. Liège, Edition de la fondation André Renard, 1980, p. 8. Dit is overigens niet alleen een Belgisch probleem, zie VAN DER VELDEN, S., *Stakingen in Nederland. Arbeidersstrijd 1830-1995*. Amsterdam, Stichting Beheer IISG, 2000, pp. 223-224. Het ontbreken van enige officiële stakingsgegevens voor de jaren 1981-1984 en 1986-1987 door "een politieke beslissing op het Ministerie van Binnenlandse Zaken" is dit wel. VILROKX, J. & VAN LEEMPUT, J., De evolutie van stakingen en bezettingen sinds de jaren '60, p. 282 in T. Beaupain, R. Blanpain, G. De Broeck, e.a., *50 jaar arbeidsverhoudingen*. Brugge, Die Keure, 1989.

43. PASTURE, P. & MAMPUYS, J., o.c., p. 61.

44. BAIN, G. S. & ELSHEIKH, F., o.c., p. 87.

2). Zo correspondeert de scherpe daling in de groei van het BNP na 1951 tot 1953 met een bijna evenredige wijziging in de groei van het vakbondslidmaatschap. Wanneer bijvoorbeeld na 1976 de economische motor stilvalt, verloopt de evolutie van beide variabelen tot 1978 evenzeer sterk parallel. Toch roept het patroon een aantal vragen op. Vooral in de periode 1958-1962 loopt de relatieve groei in het vakbondslidmaatschap en in het BNP in tegengestelde richtingen uiteen. Op het einde van de jaren zeventig, maar voornamelijk in het daaropvolgende decennium, is de analoge ontwikkeling tussen beide grootheden nagenoeg verwaterd. Deze discrepantie blijft aanhouden in de eerste helft van de jaren negentig. De verklaringsgrond van macro-economische variabelen die de ontwikkeling in het vakbondslidmaatschap beïnvloeden, stuit blijkbaar op haar limieten.



Figuur 2. De jaarlijkse procentuele wijziging in het BNP en het vakbondslidmaatschap, 1949-1995.

Bron: BNP, 1949-1953: GROUPE D'ETUDE DE LA COMPTABILITE NATIONALE, *Le produit national brut calculé par l'analyse des revenus in Cahiers Economiques de Bruxelles*, 1960, 7, p. 496; BNP, 1954-1995: DELEECK, H., *De architectuur van de welvaartsstaat opnieuw bekeken*. Leuven, Acco, 2001, p. 110. Vakbondslidmaatschap: EBBINGHAUS, B., VISSER, J., PASTURE P., e.a., Belgium, pp. 144-145 in B. EBBINGHAUS & J. VISSER, *Trade Unions in Western Europe since 1945*. London, MacMillan, 2000.

B. Een replicatie van het BE-model

In tabel 2 geven we een overzicht van onze schattingsresultaten. Alle theoretisch relevante variabelen staan in de eerste kolom. We gebruiken de kleinste kwadrate methode als schattingsmethode. Via een dummyvariabele gaan we in regressie 2.1 na of we de plotseling verminderde groei van het aantal vakbondsleden in 1947 primair moeten toeschrijven aan de organisatorische perikelen in het ABVV.

Tabel 2. Resultaten replicatiepogingen BE-model, 1946/48-1995†.

	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	2.6	
Adj. r^2	86,9	72,8	74,6	73,8	75,1	75,4	
F	65,994	21,971	28,577	34,060	29,317	21,540	
D.W.	1,534	1,869	1,923	1,716	1,911	1,895	
S	1,625	1,449	1,401	1,423	1,388	1,380	
Periode	1946-95	1948-95	1948-95	1948-95	1948-95	1948-95	
N	50	48	48	48	48	48	
Constate	40,481** (5,902)	56,235** (9,510)	40,972** (7,575)	36,657** (7,143)	39,354** (7,297)	43,022** (9,845)	
P_t	0,08287 (0,069)	-0,094 (0,116)	-0,170 (0,111)		0,242** (0,061)	0,235** (0,061)	% verandering in inflatie
W_t	0,256** (0,034)	0,306** (0,107)	0,410** (0,090)	0,296** (0,051)			% verandering in nominale lonen
RW_t					0,437** (0,093)	0,395** (0,103)	% verandering in reële lonen
% U_t		0,179 (0,206)					Relatief aantal werklozen
% U_{t-1}		-0,419* (0,183)					Relatief aantal werklozen, vertraagd met 1 jaar
% U_t			0,042** (0,012)	0,040** (0,013)	0,043** (0,012)	0,038* (0,015)	% verandering in relatief aantal werklozen
D_{t-1}	-1,363** (0,217)	-1,965** (0,361)	-1,399** (0,292)	-1,221** (0,272)	-1,344** (0,281)	-1,379** (0,294)	Syndicalisatiegraad (lineaire vorm), vertraagd met 1 jaar
$(D_{t-1})^2$	0,011** (0,002)	0,017** (0,003)	0,012** (0,003)	0,010** (0,002)	0,011** (0,003)	0,011** (0,003)	Syndicalisatiegraad (gekwadrateerde vorm), vertraagd met 1 jaar
Dummy47	-7,815** (1,840)						Dummyvariabele met waarde 1 in 1947
L					*	-0,052 (0,089)	% aandeel van 'links' in de Kamer van Volksvertegenwoordigers
Dummy54						-2,005 (1,437)	Dummyvariabele met waarde 1 in 1954

†: standaardafwijking tussen haakjes; * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$.

Behalve de inflatievariabele zijn alle schatters significant op het 1%-niveau in regressie 2.1. De Durbin Watson-waarde (vanaf nu DW-waarde) bevindt zich tussen het acceptatie- en het verwerpingsgebied in.⁴⁵ Verder hebben alle variabelen het veronderstelde teken. De hypothese dat de interne strubbelingen in het ABVV inderdaad minstens medebepalend zijn voor de abrupte daling van de vakbondsgroei in 1947 lijkt hiermee bevestigd. Terwijl het ACV en de ACLVB er respectievelijk ongeveer 29.000 en 3.500 leden bijwinnen, verliest het ABVV circa 10.000 leden in 1947.

In regressie 2.2 voeren we de werkloosheidsvariabele zonder en met een jaar vertraging in. Daar deze variabele slechts vanaf 1948 beschikbaar is, verliezen we twee waarnemingen. Maar om politieke, sociale en economische redenen is 1948 een belangrijk jaar. Net zoals na de Eerste Wereldoorlog dreigt het inflatiespook na de tweede wereldbrand de economische wederopbouw en sanering van de economie te doen stuklopen.⁴⁶ De regering, geleerd uit het verleden, voert een centraal geleide loonpolitiek om een nieuwe inflatiespiraal te vermijden. Hoewel er tussen 1948 en 1951 nog overheidscontrole op de loonontwikkeling is, laat de overheid de loonvorming geleidelijk aan vrij vanaf 1948.⁴⁷ Bovendien stelt de regering in datzelfde jaar de index opnieuw in, maar voorlopig is deze nog niet in alle sectoren automatisch gekoppeld aan het loon. Ook op sociaal vlak is 1948 een scharnierjaar. Door de Wet van 20 september 1948 'houdende organisatie van het bedrijfsleven' verzekeren de vakbonden zich van een geïnstitutionaliseerde toegang tot de onderneming.⁴⁸ Nog belangrijker is de syndicale aanwezigheid op de werkvloer door de syndicale afgevaardigde. Hierover werd al een jaar eerder, in juni 1947, een akkoord bereikt tussen de vakbonden en het Verbond der Belgische Nijverheid in de schoot van de Nationale Arbeidsconferentie.⁴⁹ Op het einde van 1948 zijn de interne wrijvingen in het ABVV eveneens grotendeels van de baan.⁵⁰ Alle hier onderstaande regressiemodellen hebben betrekking op de periode 1948-1995.

In regressie 2.2 treedt er geen autocorrelatie meer op. Hoewel beide werkloosheidsvariabelen het veronderstelde teken hebben, is slechts de vertraagde werk-

45. De DW-waarde is een indicator die aangeeft of er al of niet autocorrelatie optreedt. Bij autocorrelatie hangen de residuen voor periode t samen met de residuen voor periode $t-1$. Als de DW-waarde tussen het acceptatie- en verwerpingsgebied ligt, is het niet uit te maken of er zich al of niet autocorrelatie voordoet.

46. LUYTEN, D., *Sociaal-economisch overleg in België sedert 1918*. Brussel, VUBPress, 1995, p. 125.

47. SLOMP, H. & VAN MIERLO, T., *Arbeidsverhoudingen in België 2*. Utrecht/Antwerpen, Het Spectrum, 1984, pp. 29-32, pp. 37-41 en p. 62.

48. DAMBRE, W., *De ondernemingsraden in België*. Antwerpen, Kluwer, 1985; KEULEMANS, D., *De institutionalisering van het sociaal-economisch overleg. De Wet van 20 september 1948 'houdende organisatie van het bedrijfsleven*, pp. 189-223 in E. Witte, J.-C. Burgelman & P. Stouthuysen (red.), *Tussen restauratie en vernieuwing. Aspecten van de Belgische politiek (1944-1950)*. Brussel, VUBPress, 1989.

49. LUYTEN, D., *o.c.*, pp. 130-139.

50. HEMMERIJCKX, R., *o.c.*, p. 328.

loosheidsvariabele beduidend. Gezien de werkloosheidsvariabelen een verschillend teken tonen, wijst dit er eventueel op dat vooral de wijziging in de werkloosheid van invloed is op het vakbondslidmaatschap.⁵¹ Regressie 2.3 bevestigt dit. Daarnaast is in regressie 2.3, trouwens net zoals in regressie 2.2, ook de inflatievariabele niet significant. Het teken van deze variabele strookt bovendien niet met de theoretische verwachtingen. Dat de inflatievariabele onbeduidend is, is te wijten aan de grote samenhang tussen deze variabele en de loonvariabele die multicollineariteit veroorzaakt.⁵² Een oplossing bestaat erin om een variabele weg te laten.

In regressie 2.4 laten we de inflatievariabele vallen in de veronderstelling dat het voorspoed- en dreigingseffect amper van invloed is op het naoorlogse vakbondslidmaatschap in België. In regressie 2.4 ligt de DW-waarde net tussen het acceptatie- en het verwerpingsgebied in. Bij het optreden van multicollineariteit is het schrappen van één van de variabelen echter niet altijd aangeraden. In regressie 2.5 behouden we daarom de inflatievariabele en vervangen we de nominale door de reële loonvariabele. De aangepaste maat van verklaring alsook de DW-waarde is een tikkeltje beter in regressie 2.5 dan in regressie 2.3. In regressie 2.5 zijn zowel de inflatie- als reële loonvariabele significant op het 1%-niveau. We behouden daarom beide variabelen. Het regressiemodel 2.5 is in staat om 75,1% van de verandering in het geaggregeerde vakbondsledental te verklaren.⁵³ Maar dit levert slechts een globaal beeld op. Zonder twijfel zal de invloed van verschillende macro-economische determinanten gedeeltelijk afwijken van dit globale beeld naar gelang de bedrijfstak. Omwille van het ontbreken van vereiste statistische data is een vergelijkbare oefening op het niveau van verschillende sectoren echter niet mogelijk.

C. Een interpretatie van regressiemodel 2.5

In het regressiemodel 2.5 zijn alle schatters of coëfficiënten significant op het 1%-niveau. Met uitzondering van de werkloosheidsvariabele hebben ze ook het verwachte teken. Ten eerste gaat van de toename in de consumptieprijzen een significant dreigingseffect uit. Hoewel dit dreigingseffect in overeenstemming met het BE-model is, is de aanwezigheid ervan vrij verrassend. Door de automatische aanpassing van de lonen aan het stijgende prijspeil in België is er immers weinig reden toe om zich, vanuit een soort verzekeringsmotief, via het vakbondslidmaatschap in te dekken tegen koopkrachtverlies. Tussen 1950 en 1951 is in vele economische sectoren de automatische prijscompensatie opnieuw ingesteld en

51. BAIN, G.S. & ELSHEIKH, F., *o.c.*, p. 73.

52. Ondanks het feit dat het regressiemodel als geheel betrouwbaar is, hangen bij multicollineariteit twee of meerdere onafhankelijke variabelen zo sterk met elkaar samen dat deze variabelen aanzienlijke standaardfouten vertonen.

53. Aanvullende testen via de Chow- en White-test verzekeren respectievelijk dat de residuen een gelijk variantie kennen (homoscedasticiteit) en het model stabiel is.

vanaf 1960 geldt dit voor naar schatting 90% van de loonafhankelijke beroepsbevolking.⁵⁴ Bovendien tonen andere onderzoeken net aan dat, wanneer er sprake is van automatische loonindexering, inflatie en nominale loonstijgingen geen rol van betekenis meer spelen om het fluctuerende vakbondslidmaatschap te verklaren.⁵⁵ Volgens de Belgische vakbonden blijft de automatische prijscompensatie een verworvenheid die niet in vraag gesteld kan worden. Zo te zien, loont deze vastberadenheid. Doordat werkgeversorganisaties de modaliteiten van de automatische loonindexering regelmatig ter discussie stellen, verhoogt trouwens de 'zichtbaarheid' van het indexeringsmechanisme.

Ten tweede leiden reële loonstijgingen tot een significante ledengroei. Ook dit ligt niet meteen voor de hand. Het beloningseffect veronderstelt immers een belangrijk verschil tussen het door de vakbonden onderhandelde loon en andere lonen.⁵⁶ Het algemeen verbindend verklaren van Collectieve Arbeidsovereenkomsten (CAO's) kan dit verschil tenietdoen. Volgens een raming bedraagt het aantal werknemers dat onder een CAO valt al 59,33% in het interbellum.⁵⁷ De CAO-dekingsgraad blijft stijgen in de naoorlogse periode. Zo iets bevordert het liftersgedrag. Ook wie geen vakbondslid is, kan namelijk genieten van gunstige resultaten verworven uit vakbondsonderhandelingen. Vooral in de jaren '50 worden de Belgische vakbonden zich hiervan bewust, maar het verplichte vakbondslidmaatschap wordt niettemin verworpen.⁵⁸ Het probleem van het liftersgedrag stelt zich bijzonder acuut in de jaren '60 als de overlegeconomie hoge toppen scheert.⁵⁹ Toch moet dit met een korreltje zout worden genomen. Zo verandert er bitter weinig aan de synchronisatie van het loonbeleid.⁶⁰ Enerzijds ontbreken de economische maatstaven om de marges voor sociale voordelen exact te berekenen. Anderzijds leggen de zogenaamde 'sociale programmatieakkoorden' slechts minimale lonen en arbeidsvoorwaarden vast. Hoogstens verschuift het centrale onderhandelingsniveau van het ondernemingsvlak naar het sectoraal vlak. Om toch tot een grotere looncoördinatie te komen, maakt de overheid het in 1968 mogelijk om interprofessionele CAO's algemeen verbindend te laten verklaren. Te laat. Toen de economische groeispiraal midden de jaren zeventig op haar laatste benen loopt, gaan de reële lonen pijlsnel de hoogte in.⁶¹ Op interprofessioneel vlak, maar ook op sectoraal en ondernemingsvlak worden de vakbondseisen ingewil-

54. SLOMP, H. & VAN MIERLO, T., *o.c.*, pp. 65-68; SCHOLLIERS, P., *Loonindexering en sociale vrede. Koopkracht en klassenstrijd in België tijdens het interbellum*. Brussel, Centrum voor Hedendaagse Sociale Geschiedenis, VUB, 1985, p. 312.

55. ROCHE, W. K. & LARRAGY, J., *o.c.*, p. 61; VAN DEN BERG, A., *o.c.*, p. 104.

56. SCHNABEL, C., *o.c.*, p. 137.

57. SCHOLLIERS, P., *o.c.*, p. 90.

58. PASTURE, P. & MAMPUYS, J., *o.c.*, pp. 48-52.

59. SLOMP, H. & VAN MIERLO, T., *o.c.*, pp. 134-139; LUYTEN, D., *o.c.*, pp. 186-187.

60. SLOMP, H. & VAN MIERLO, T., *o.c.*, pp. 142-145.

61. SLOMP, H. & VAN MIERLO, T., *o.c.*, p. 150.

ligd.⁶² Bovendien bekomen de vakbonden in de loop van de jaren zestig allereerste syndicale voordelen, zoals in de vorm van syndicale premies, die enkel bestemd zijn voor de leden. Getuige het beloningseffect houden die het liftersgedrag met relatief succes tegen.⁶³ Niet-gesyndiceerden worden zo benadeeld. Nog belangrijker is dat Belgische vakbonden aanwezig zijn in het gros van de ondernemingen via de syndicale afvaardiging.⁶⁴ De sociale controle en sociaal-psychologische groepsdruk om lid te worden of te blijven, is omwille van deze vakbonds aanwezigheid op de werkvloer wellicht effectiever.⁶⁵ Liftersgedrag is nu eenmaal lastiger in kleine groepen. In vergelijking met landen met een gedecentraliseerde arbeidsmarkt betekent het algemeen verbindend verklaren van CAO's tot slot dat de stimulans van werkgevers in België om oppositie te voeren tegenover de vakbeweging geringer is.⁶⁶ Onderlinge concurrentie op basis van loon- en arbeidsvoorwaarden is zo goed als uitgesloten. Hoogstens is het opsnoeren van 'goedkope' paritaire comités met lagere lonen en zwakkere arbeidsvoorwaarden een optie om de kosten te drukken.⁶⁷

Ten derde betekent een toename in de werkloosheidsgraad een groei van het vakbondsledental. We brengen nog even in herinnering dat het BE-model theoretisch uitgaat van een weliswaar vertraagde, maar negatieve invloed van de werkloosheid op het vakbondslidmaatschap. Getuige het positieve teken van de werkloosheidsvariabele gaat deze verwachting niet op voor België. Dat de Belgische vakbonden, naast de officiële Hulpkas voor Werkloosheidsuitkeringen, de werkloosheidsvergoedingen uitkeren, is een belangrijke verklaring voor de positieve uitwerking van de werkloosheid op de evolutie in het vakbondslidmaatschap. Dit zogenaamde 'Gents systeem' verwijst in essentie naar de ontstaansplaats van een stelsel waarbij de overheid de werkloosheidsfondsen van de

62. Loonverschillen tussen sectoren zijn omgekeerd evenredig met de mate van looncoördinatie. Onderzoek bevestigt dat de sectorale loonverschillen in België groter zijn dan bijvoorbeeld in Nederland, zie RYCX, F., Inter-industry wage differentials. Evidence from Belgium in a cross-national perspective in *De Economist*, vol. 150, nr. 5, 2002 pp. 555-568. Cf. VAN RUYSEVELDT, R., o.c., pp. 215-216; GOUBERT, L. & HEYLEN, F., Loonvorming en de werking van de arbeidsmarkt in België, pp. 97-98 in J. Van Hoof & J. Mevissen, *In banen geleid. Nieuwe vormen van sturing op de arbeidsmarkt in België en Nederland*. Amsterdam, Elsevier, 1999.
63. MARTENS, A., Vakbondsgroei en..., p. 38.
64. MOK, A., L., Arbeidsverhoudingen in Nederland en België. Een oefening in differentiële sociologie in *Tijdschrift voor Arbeidsverhoudingen*, vol. 1, nr. 1, 1985, pp. 4-17.
65. HANCKE, B., Trade union membership in Europe, 1960-1990: rediscovering local unions in *British Journal of Industrial Relations*, vol. 31, nr. 4, 1993, pp. 593-613; VAN GYES, G., VAN DER HALLEN, P. & MARTENS, A., De vakbond op bedrijfsniveau in België: een survey samengevat, pp. 29-38 in A. Martens; G. Van Gyes & P. Van Der Hallen (red.), *De vakbond naar de 21ste eeuw. Syntheserapport*. Leuven, Hiva, 2001.
66. FREEMAN, R., On the divergence of unionism among developed countries, pp. 313-317 in Brunetta, R. & Dell'Aringa, C. (eds.), *Labour relations and economic performance*. London, MacMillan Press, 1990.
67. VAN RUYSEVELDT, J., o.c., pp. 209-211.

vakbonden subsidieert.⁶⁸ Doordat de vakbeweging in een dergelijk systeem over een (quasi) monopolie in de (doorgaans) facultatieve werkloosheidsverzekering beschikt, hebben werklozen er alle belang bij om vakbondslid te worden én te blijven. In het merendeel van de (West-Europese) landen kwam een einde aan dit Gentse systeem toen de overheid de werkloosheidsverzekering verplichtte. In een aantal landen, waaronder België, blijft dit systeem, weliswaar in een gewijzigde vorm, bestaan. In dergelijke landen vertoont de syndicalisatiegraad een sterke divergentie ten opzichte van landen zonder dit systeem.⁶⁹ Hoewel de identificatie tussen 'werkloosheid-vakbond' verzwakte, blijven de Belgische vakbonden dus een zekere rol behouden in de werkloosheidsverzekering door de werkloosheidsvergoeding uit te betalen. Toch heeft dit verzwakte Gentse systeem een minder uitgesproken impact op de verandering in het vakbondslidmaatschap dan het dreigings- en beloningseffect. Daarenboven, zoals blijkt uit regressie 2.3, waarvan de verklaringgraad weinig verschilt met regressie 2.5, heeft de met één jaar vertraagde werkloosheidsgraad een negatief effect op de verandering in het vakbondslidmaatschap. Hoewel we uit het BE-model natuurlijk niet kunnen afleiden welke vakbondsleden afhaken, is het aannemelijk dat het precies de langdurig werkloze leden zijn die met de tijd het vakbondslidmaatschap opzeggen.⁷⁰

Ten slotte heeft zowel de syndicalisatiegraad in lineaire als in kwadratische vorm het verwachte teken. Dit lijkt erop te duiden dat er in de onmiddellijke naoorlogse fase sprake is van een stimuleringseffect. Vooral de vakbondscampagne over de invoering van de verplichte werkloosheidsverzekering lijkt hierin van doorslaggevende betekenis.⁷¹ Naderhand treedt er een verzadigingseffect op. Vanaf een bepaalde drempel wordt het voor de Belgische vakbonden kennelijk steeds moeilijker om nieuwe leden te werven. De ledenmarkt is als het ware verzadigd.

68. VANTHEMSCHE, G., *De werkloosheid in België. 1929-1940*. Berchem, EPO, 1989, 332p; VAN DAELE, J., *Van Gent tot Genève. Louis Varlez. Een biografie*. Gent, Academia Press, 2002, pp. 59-90.
69. ROTHSTEIN, B., Labor-market institutions and working-class strength, pp. 33-56 in S. Steinmo, K. Thelen & F. Longstreth (eds.), *Structuring Politics. Historical Institutionalism in Comparative Analysis*. Cambridge, Cambridge University Press, 1992; WESTERN, B., o.c., pp. 50-65; SCRUGGS, L. & LANGE, P., Unemployment and union density, pp. 145-170 in N. Bermeo (ed.), *Unemployment in the New Europe*. Cambridge, Cambridge University Press, 2001; SCRUGGS, L., The Ghent system and union membership in Europe, 1970-1996 in *Political Research Quarterly*, vol. 55, nr. 2, 2002, pp. 275-297.
70. Dit bevestigt het onderzoek van VILROKX, J. & SENDEN, R., Aansluitingsmotieven, verwachtingen en beeldvorming ten aanzien van de vakbonden, pp. 29-30 in H. Callens (red.), *Werklozen en vakorganisaties: een interne of externe drukingsgroep? Verslagboek studiedag 25 april 1986*. Wilrijk, UIA, 1986. Cf. FANIEL, J., *The unemployed: actors or instruments of the Belgian trade unions? Paper presented at the XVth World Congress of Sociology held by the International Sociological Association in Brisbane (Australia)*. Brussels, ULB, Cevipol, 2002, 23p.
71. PASTURE, P., MAMPUYS, J., o.c., p. 131-132.

D. Over de unieke positie van het ACV en doorkruisende breuklijnen

Vertrekkende van het regressiemodel 2.5 brengen we een variabele in die de invloed van 'linkse' partijen meet en een dummyvariabele die de waarde één aanneemt in 1954. Met het oog op het intomen van de werkloosheidsuitgaven had de homogene regering Van Houtte in september 1953 namelijk verschillende maatregelen genomen die vooral de vrouwelijke werklozen troffen.⁷² Gezien de praktijk van het Gentse systeem veronderstellen we een (vertraagd) negatief effect van deze besparingsmaatregelen. Hoewel de dummyvariabele in regressie 2.6 het verwachte teken heeft, is deze variabele niet significant. De variabele die de invloed van linkse partijen tracht na te gaan, is eveneens onbeduidend. Ze heeft bovendien het 'verkeerde' teken. Alternatieve operationalisaties van deze variabele en de opname van andere coalitievormen, hier niet afgebeeld, leveren evenmin significante resultaten op. Dit betekent niet dat (linkse) politieke partijen de ontwikkeling in het vakbondslidmaatschap niet kunnen beïnvloeden. Veeleer moeten we deze niet-beduidende uitkomsten interpreteren als gevolg van de coalitievorming, dat het overheersende regeringstype is in België, van het dominante aandeel van de christen-democratie daarin en, bij uitbreiding, van de verzuilde maatschappelijke context.

In de door ons beschouwde periode zijn in de regel coalitieregeringen aan de macht en vormen de homogeen samengestelde regeringen – allen van christen-democratische signatuur – de uitzondering.⁷³ Coalitieregeringen bevorderen het gebruik van compromissen om maatschappelijke vraagstukken op te lossen.⁷⁴ Bovendien hebben in België niet alleen linkse, maar ook rechtse politieke partijen banden met de vakbeweging. Met uitzondering van de directe periode na de Tweede Wereldoorlog was bijvoorbeeld het Ministerie van Arbeid en Sociale Voorzorg, vanaf 1959 het Ministerie van Tewerkstelling en Arbeid, veelal in handen van een christen-democratische minister die gelieerd was aan de brede christelijke arbeidersbeweging.⁷⁵ Meer nog, sinds 1959 is niet langer het socialistische ABVV de grootste vakbond, maar wel het christelijke ACV.⁷⁶ In landen zoals België, met een uitgesproken christen-democratische inbreng, is de veronderstelde

72. LAYON, E., L'exclusion du bénéfice des allocations pour chômage de longue durée: l'article 143 de l'arrêté royal du 20 décembre 1963 in *Courrier Hebdomadaire du CRISP*, nr. 799, 1978, pp. 9-11; VANTHEMSCHÉ, G., *De beginjaren van de sociale zekerheid in België 1944-1963*. Brussel, VUBPress, 1994, pp. 189-190.

73. Voor overtuigend cijfermateriaal hierover, zie DEWACHTER, W., o.c., p. 197.

74. Zo is de bijzondere verankering van de aanwezigheid van de Belgische vakbonden in de onderneming – via de ondernemingsraad én syndicale afvaardiging – het resultaat van een 'typisch' Belgisch compromis. DAMBRE, W., o.c., pp. 27-88.

75. PASTURE, P., *Kerk, politiek en sociale actie. De unieke positie van de christelijke arbeidersbeweging in België 1944-1973*. Leuven, Garant, 1992, p. 450.

76. VANDAELE, K., Het stijgende ACV-ledenaantal in de jaren negentig... en hoe cijfers niet alles vertellen. Een politicologische benadering in *De Gids op Maatschappelijk Gebied*, vol. 93, nr. 9, 2002, p. 8.

exclusieve band tussen linkse partijen en vakbonden daarom een te beperkte invalshoek.⁷⁷

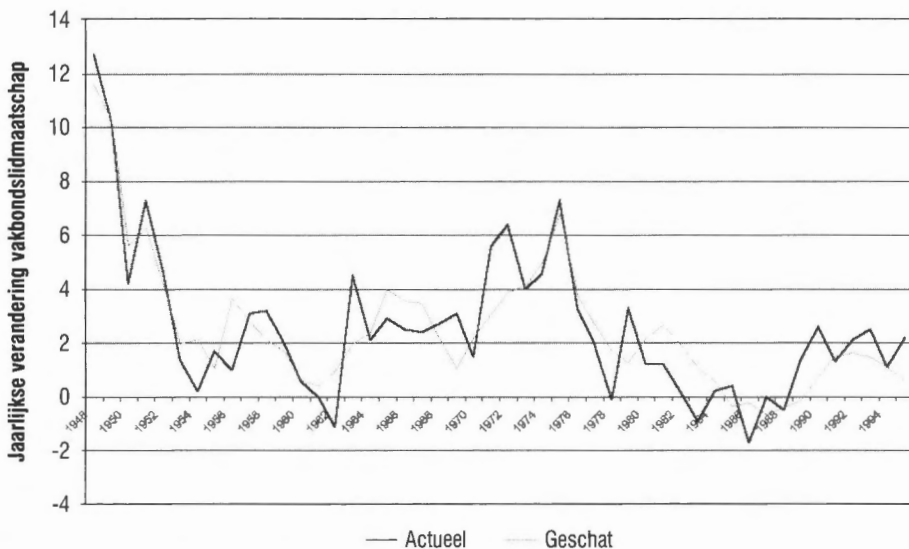
Doordat de levensbeschouwelijke breuklijn de sociaal-economische breuklijn voorafging, ontwikkelde de vakbeweging zich langs verzuilde grenzen.⁷⁸ In tegenstelling tot Nederland erodeerden de zuilen in België niet na de Tweede Wereldoorlog. Integendeel. Door de nasleep van de collaboratieproblematiek, de Koningskwestie en de Schoolstrijd kwamen de zuilen in de onmiddellijke naoorlogse periode versterkt uit de bus.⁷⁹ In sterk verzuilde samenlevingen waar 'Allgemeincoalitionsfähigkeit'⁸⁰ de boventoon voert, is het daarom beter om het kwantitatief onderzoek te verlaten voor een kwalitatieve onderzoeksopzet.⁸¹ Een dergelijke onderzoeksopzet bevelen ook Bennett en Taylor aan m.b.t. de substitutiehypothese: "The variable of interest (...) is not the dollar level of government spending, but rather the *scope* of government involvement through the passage and enforcement of labor laws".⁸² Dat de uitgaven van de sociale zekerheid in België onmiskenbaar zijn toegenomen is één zaak.⁸³ Dat in de besluitvorming van deze sociale zekerheid de vakbonden een belangrijke rol (blijven) spelen en ze specifiek in de werkloosheidsverzekering een inbreng hebben, is een andere zaak.

We beëindigen deze paragraaf met het grafisch vergelijken van de verschillen tussen de geschatte waarden van regressie 2.5 en de actuele waarden uit tabel 1 (figuur 3). Dat de overheidssector, die grotendeels buiten de invloeden van de markt staat, in de analyse is inbegrepen, vertroebelt hoe dan ook de accuraatheid van het model. De doorkruisende etnische breuklijn in België maakt het niet eenvoudiger.⁸⁴ De bewustwording van de verschuiving van het economische zwaar-

77. MISRA, J. & HICKS, A., Catholicism and unionization in affluent postwar democracies: catholicism, culture, party and unionization in *American Sociological Review*, vol. 59, nr. 2, 1994, pp. 304-326; VAN KERSBERGEN, K., *Social capitalism. A study of Christian democracy and the welfare state*. London, Routledge, 1995, 289p.
78. EBBINGHAUS, B., *Labour unity in union diversity. Trade unions and social cleavages in Western Europe, 1890-1989. Doctoral thesis*. Florence, European University Institute, 1993, pp. 73-98.
79. PASTURE, P., Herstel en expansie (1945-1960), p. 245 in E. Gerard (red.), *De Christelijke arbeidersbeweging in België 1891-1991. Deel 1*. Leuven, Universitaire Pers, 1991; PASTURE, P., *Kerk...*, pp. 76-78.
80. De Amerikaanse politicoloog V. Lorwin geciteerd in KATZENSTEIN, P.J., *Small states in world markets. Industrial Policy in Europe*. London, Cornell University Press, 1985, p. 89.
81. Kwantitatieve studies die eveneens de relatie tussen de ideologische samenstelling van de Belgische regering en andere beleidsdomeinen onderzoeken, komen al evenmin tot significante resultaten. Zie bijvoorbeeld VAN DRIESSCHE, F. & HEYNDELS, B., De samenstelling van de regering en het Belgische belastingbeleid. Een empirisch onderzoek over de periode 1965-1995 in *Res Publica*, vol. 41, nr. 1, 1999, pp. 3-14.
82. Cursivering in orgineel. BENNET, J. T. & TAYLOR, J. E., *o.c.*, p. 263.
83. DELEECK, H., De sociale zekerheid als hoeksteen van de Belgische welvaartsstaat, pp. 89-101 in M. Galle & S. Loccufier, *Facetten van honderd jaar politieke, economische en sociale geschiedenis. Herdenking geboorte Achiel Van Acker, 1898-1998*. Brussel, VUBPress, 2000.
84. PASTURE, P., Divergent developments, regional alliances and national solidarity in Belgium, pp. 35-70 in Wets, J. (ed.), *Cultural diversity in trade unions. A challenge to class identity?* Aldershot, Ashgate, 2000.

tepunt van Wallonië naar Vlaanderen bracht de verschillende syndicale tradities in beide landsdelen duidelijk voor het voetlicht. Het Waalse ABVV is militanter dan het Vlaamse ACV; de respectieve ondergeschikte intergewestelijken schikken zich er telkens naar. Ondanks de etnische breuklijn en de twee aan elkaar gewaagde en concurrerende vakbondsconfederaties is de Belgische casus, qua verklaringsgraad, in overeenstemming met andere vergelijkbare onderzoeken als de onze. Niettemin wijkt voor een aantal observaties de voorspelde waarde af van de actuele waarde. Deze waarnemingen lijken niet het resultaat te zijn van een systematische specificatiefout in het regressiemodel. De discrepantie die in 1954 optreedt tussen de actuele en de voorspelde waarde kunnen we waarschijnlijk toeschrijven aan de al eerder aangehaalde maatregelen in de werkloosheidsverzekering. Daarnaast bezorgen 'ondermijnende' communistische acties in de jaren '50, voornamelijk in Wallonië, het ABVV, maar ook het ACV syndicale zorgen.⁸⁵ Hierdoor slaagt het model er niet in het ledenverlies in 1956 te voorspellen. De mislukte staking tegen de 'Eenheidswet' en de nasleep ervan leidt tot algemene ontgoocheling in de vakbeweging.⁸⁶ Doordat deze desillusie zich in 1961 en 1962 – opnieuw vooral bij het ABVV – in ledenverlies vertaalt, voorspelt het model een grotere toename. Wellicht behoudens de stakingsgolf van midden de jaren '70 is vermoedelijk de 'staking van de eeuw' de enige staking met een aanzienlijke impact op het ledenverloop. Tot circa midden de jaren '70 is het gros van de stakingen in België veeleer te beschouwen als een uiting van ongenoegen over de op een hoger overlegniveau afgesloten loonafspraken.⁸⁷ Het model onderschat vervolgens gedeeltelijk de buitengewone ledentoeename begin de jaren '70. Dat de regering zich vanaf de jaren '80 intensief met de loonvorming inlaat, verklaart waarschijnlijk het verschil tussen de actuele en geschatte waarden in deze periode. Geleidelijk bouwt de regering, in een proces van vallen en opstaan, een instrumentarium op dat het mogelijk maakt om eerst ex-post (1989) en later ex-ante (1996) in de loonevolutie in te grijpen.⁸⁸ Hierdoor is de autonomie van de sociale partners in de loonontwikkeling beperkt.⁸⁹ De voorspellende kracht van het model lijdt hier deels onder.

85. HANNOTTE, M., Het Algemeen Belgisch Vakverbond of de vernieuwing van het syndicalisme 1945-1970, pp. 80-82 in L. Peiren & J.-J. Messiaen (red.), *Een eeuw solidariteit 1898-1998. Geschiedenis van de socialistische vakbeweging*. Brussel, ABVV, 1998; PASTURE, P. & MAMPUYS, J., o.c., p. 99.
86. NEUVILLE, J. & YERNA, J., *Le choc de l'hiver '60-'61. Les grèves contra la loi unique*. Bruxelles, Politique et Histoire, 1990, pp. 146-147; PASTURE, P. & MAMPUYS, J., o.c., p. 101.
87. VILROKX, J. & VAN LEEMPUT, J., *De evolutie...*, pp. 294-295; MARTENS, A., *Het arbeidsprotest...*, pp. 120-121.
88. VILROKX, J. & VAN LEEMPUT, J., Belgium the great transformation, pp. 336-341 in A. Ferner, & R. Hyman (eds.), *Changing industrial relations in Europe*. Oxford, Blackwell Publishers, 1998.
89. PEIRENS, W., Vakbonden en sociaal overleg in het laatste kwart van de XX^e eeuw in *Res Publica Belgica 1980-2000*, vol. 42, nr. 1, 2000, pp. 105-117.



Figuur 3. Actuele en geschatte waarden van regressie 2.5, 1948-1995.

V. Besluit

Om het relatieve gewicht van enkele factoren voor de jaarlijkse fluctuaties in het Belgische vakbondslidmaatschap te onderzoeken, probeerden we het invloedrijke econometrische model van Bain en Elsheikh te repliceren. Met een beperkt aantal variabelen waren we in staat om ongeveer 75% van het fluctuerende vakbondslidmaatschap tijdens de periode 1948-1995 te verklaren. Ondanks de sterk verdeelde vakbeweging in België is deze verklaringsgraad van dezelfde grootorde als gelijkaardige onderzoeken als de onze. Een louter hypothetico-deductieve benadering schoot echter tekort.

Afhankelijk van de institutionele configuratie hebben macro-economische cycli divergerende gevolgen voor de evolutie in het vakbondslidmaatschap. Als interveniërende variabelen verklaren instituties op de arbeidsmarkt de ongelijke impact van macro-economische randvoorwaarden. Dit geldt in het bijzonder voor een arbeidsmarktinstutie als het Gentse systeem. Omwille van dit systeem heeft de werkloosheidsvariabele een zwakke positieve impact op de vakbondsgroei en kunnen vakbonden werkloze leden (langer) behouden. Of onder druk van de europeanisering en reële én vermeende mondialisering het Gentse systeem en, bij uitbreiding, de rol van de vakbeweging in de uitvoeringstaken van de verzorgingsstaat én hun verworven monopolieposities zullen blijven standhouden, valt moeilijk te voorspellen en vraagt nadere studie.

Als cyclische determinanten op korte termijn zijn verder de inflatie (dreigingseffect) en de reële loonontwikkeling (beloningseffect) bevorderlijk voor de vakbondsledengroei. Om het effect van de evolutie in inflatie en lonen te begrijpen, moeten we onder andere de institutionele verankering van de vakbeweging op de ondernemersvloer in rekening brengen. Door deze positie in het bedrijf kunnen vakbonden sociale controle en sociaal-psychologische druk uitoefenen om liftersgedrag tegen te gaan. De confederaties hebben het belang van dit rekruterings- en bindingsmiddel duidelijk begrepen. Niet voor niets houden ze regelmatig pleidooien, al of niet onder druk van de achterban, om de syndicale vertegenwoordiging van werknemers uit te breiden. Ten slotte is het voorgaande niveau van de syndicalisatiegraad in eerste instantie positief voor de ledenaanwas, maar naderhand botst ook de vakbeweging op haar limieten qua ledenwerving. Verder onderzoek zal moeten uitwijzen of bijvoorbeeld de feminisering en toenemende heterogeniteit van de arbeidsmarkt, de opkomst van deeltijdarbeid en de tendens naar kleinere bedrijfsstructuren dit verzadigingseffect weerspiegelt. In die zin is onze analyse slechts verkennend en beperkt ze zich tot wijzigingen in het vakbondslidmaatschap op korte termijn.

SUMMARY

A half century of trade union membership. An explorative and longitudinal inquiry into some cyclical determinants of annual trade union growth and decline in Belgium, 1946-1995

This article explains the ebb and flow in Belgian trade union membership from 1946 to 1995 by replicating the econometric model by Bain and Elsheikh in which changes in macro-economic variables are highly significant. Since the automatic indexation of wages and the extension of collective labour agreements invite free riding, the relevance of the change in inflation and real wage is quite striking. However, the free riding-effect is slowed down by the institutionalised presence of the trade unions on the work floor. The Ghent system explains the positive impact of the unemployment rate. The model is furthermore improved by the trade union density as a structural variable. The linear form reflects the enforcement effect, while the quadratic form mirrors the saturation effect on the trade union membership. Mainly due to the 'Allgemeinkoalitionsfähigkeit' of the Belgian government system, the impact of left parties on union growth and decline is not significant in a quantitative framework. With only four explanatory variables the model clarifies more than 75% of the fluctuations in Belgian trade union membership.

Appendix

Tabel 3. Variabelendefinities en bronnen.

Variabele	Omschrijving	Periode	Bron
M_t	Jaarlijkse procentuele verandering in het vakbondslidmaatschap	1945-95	EBBINGHAUS, B., VISSER, J., PASTURE, P., e.a., Belgium. In: Ebbinghaus, B. & Visser, J., <i>Trade unions in Western Europe since 1945</i> . London, MacMillan, 2000, pp. 144-145.
ΔP_t	Jaarlijkse procentuele verandering in het indexcijfer van de consumptieprijzen	1945-60	CASSIERS, I. & SCHOLLIERS, P., Le pacte social belge de 1944, les salaires et la croissance économique en perspective internationale. In: Luyten, D. & Vanthemsche, G., <i>Het Sociaal Pact van 1944. Oorsprong, betekenis en gevolgen</i> . Brussel, VUBPress, 1995, p. 189.
		1961-95	MINISTERIE VAN TEWERKSTELLING EN ARBEID, <i>Lonen en arbeidsduur</i> . Brussel, MTA, 1999, p. 28.
ΔW_t	Jaarlijkse verandering in de nominale bruto-uurverdiens ten van de arbeiders in de nijverheid	1945-60	CASSIERS, I. & SCHOLLIERS, P., Le pacte social belge de 1944, les salaires et la croissance économique en perspective internationale. In: Luyten, D. & Vanthemsche, G., <i>Het Sociaal Pact van 1944. Oorsprong, betekenis en gevolgen</i> . Brussel, VUBPress, 1995, p. 189.
		1961-95	MINISTERIE VAN TEWERKSTELLING EN ARBEID, <i>Lonen en arbeidsduur</i> . Brussel, MTA, 1999, p. 28.
ΔRW_t	Jaarlijkse verandering in de bruto reële uurlozen	1945-60	CASSIERS, I. & SCHOLLIERS, P., Le pacte social belge de 1944, les salaires et la croissance économique en perspective internationale. In: Luyten, D. & Vanthemsche, G., <i>Het Sociaal Pact van 1944. Oorsprong, betekenis en gevolgen</i> . Brussel, VUBPress, 1995, p. 189.
		1961-95	MINISTERIE VAN TEWERKSTELLING EN ARBEID, <i>Lonen en arbeidsduur</i> . Brussel, MTA, 1999, p. 28.
$\%U_t$	Procentueel aantal werklozen ten opzichte van de verzekerde bevolking	1946-95	DELEECK, H., <i>De architectuur van de welvaartsstaat opnieuw bekeken</i> . Leuven, Acco, 2001, pp. 201-202.
D_{t-1}	Met één jaar vertraagde brutosyndicalisatiegraad	1945-95	EBBINGHAUS, B., VISSER, J., PASTURE, P., e.a., Belgium. In: Ebbinghaus, B. & Visser, J., <i>Trade unions in Western Europe since 1945</i> . London, MacMillan, 2000, pp. 144-145.
L	Procentueel aandeel KPB en SP/PS in de Kamer van Volksvertegenwoordigers	1945-95	WITTE, E., CRAEYBECKX, L., & MEYNEN, A., <i>Politieke geschiedenis van België van 1830 tot heden</i> . Antwerpen, Standaard, 1997, pp. 440-442; Verkiezingsdatabank (http://www.vub.ac.be/belgianelections/intron.html)

Tabel 4. Waarden variabelen.

Jaar	M (* 1000)	P (1960 = 100)	W (1960 = 100)	RW (1960 = 100)	%U	D	L
1945	601,3	82	32	39	...	25,1	...
1946	768,4	78	51	66	...	31,8	45,5
1947	790,8	76	56	74	1,9	32,4	45,5
1948	891,6	86	62	72	4,0	36,2	45,5
1949	982,9	84	65	77	8,6	39,3	36,8
1950	1.024,6	83	67	81	8,2	40,2	39,6
1951	1.099,5	91	75	83	7,3	42,1	39,6
1952	1.150,7	91	77	86	8,3	44,1	39,6
1953	1.167,2	91	77	86	8,8	44,6	39,6
1954	1.169,1	92	80	87	8,1	44,8	42,5
1955	1.188,9	92	82	90	5,7	45,6	42,5
1956	1.201,3	95	90	95	4,6	45,4	42,5
1957	1.238,9	97	96	99	3,9	46,1	42,5
1958	1.278,2	98	96	98	5,4	47,5	40,6
1959	1.304,3	100	97	98	6,3	48,4	40,6
1960	1.312,2	100	100	100	5,4	49,3	40,6
1961	1.310,6	101	104	103	4,2	48,8	42,0
1962	1.295,1	102	109	106	3,3	47,4	42,0
1963	1.353,9	105	116	111	2,7	48,9	42,0
1964	1.382,4	109	126	116	2,2	48,7	42,0
1965	1.423,1	113	138	122	2,4	49,4	33,0
1966	1.458,7	118	151	127	2,7	50,2	33,0
1967	1.494,3	122	161	132	3,7	51,3	33,0
1968	1.534,0	125	169	135	4,5	52,3	30,2
1969	1.581,3	130	182	140	3,7	53,0	30,2
1970	1.605,8	135	200	148	3,2	53,6	30,2
1971	1.695,4	140	222	158	3,1	55,8	31,1
1972	1.803,8	148	251	169	3,4	58,8	31,1
1973	1.875,1	158	289	182	3,6	60,1	31,1
1974	1.960,9	178	346	194	4,0	61,5	29,7
1975	2.103,4	201	418	208	6,7	65,3	29,7
1976	2.172,0	220	473	215	8,5	66,5	29,7
1977	2.215,5	235	521	221	9,8	67,4	30,2
1978	2.211,5	246	557	226	10,4	66,8	30,2
1979	2.283,5	257	592	231	10,7	68,1	30,2
1980	2.310,1	274	642	234	11,7	68,5	30,2
1981	2.336,8	295	699	237	14,3	68,9	29,7
1982	2.341,2	321	753	235	16,6	68,6	29,7
1983	2.317,1	345	797	231	18,3	67,7	29,7
1984	2.322,2	367	840	229	18,6	68,0	29,7
1985	2.331,7	385	867	225	17,4	68,8	32,2

Jaar	M (* 1000)	P (1960 = 100)	W (1960 = 100)	RW (1960 = 100)	%U	D	L
1986	2.290,4	390	882	226	16,1	67,8	32,2
1987	2.291,4	396	889	224	15,8	67,9	34,0
1988	2.276,9	401	907	227	14,1	67,4	34,0
1989	2.308,5	413	940	228	12,7	68,1	34,0
1990	2.367,6	427	989	231	11,9	69,3	34,0
1991	2.397,4	441	1.040	236	12,5	69,7	29,7
1992	2.446,6	452	1.090	241	13,7	70,4	29,7
1993	2.507,3	464	1.128	243	15,8	70,0	29,7
1994	2.534,5	475	1.158	244	16,7	71,5	29,7
1995	2.589,5	482	1.179	245	16,6	72,8	27,3
N	51	51	51	51	49	51	50
XXX	1.723,5	210	414	159	8,6	56	35
s	573,5	138	382	66	5,2	13	6
Min.	601,3	76	32	39	16,6	25,1	27,3
Max.	2.589,5	482	1.179	245	1,9	72,8	45,5