

REVUE
D'ÉCONOMIE
INDUSTRIELLE

Revue d'économie industrielle

116 | 4e trimestre 2006
Varia

Explication du choix d'adhésion aux syndicats par l'approche coûts-bénéfices

Mourad Sandi



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/rei/494>
DOI : 10.4000/rei.494
ISSN : 1773-0198

Éditeur

De Boeck Supérieur

Édition imprimée

Date de publication : 15 décembre 2006
Pagination : 127-152
ISSN : 0154-3229

Référence électronique

Mourad Sandi, « Explication du choix d'adhésion aux syndicats par l'approche coûts-bénéfices », *Revue d'économie industrielle* [En ligne], 116 | 4e trimestre 2006, mis en ligne le 05 décembre 2007, consulté le 30 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/rei/494> ; DOI : 10.4000/rei.494

Ce document a été généré automatiquement le 30 avril 2019.

© Revue d'économie industrielle

Explication du choix d'adhésion aux syndicats par l'approche coûts-bénéfices

Mourad Sandi

Introduction

- 1 L'approche économique traditionnelle, dont le domaine d'étude englobe les problèmes relatifs au syndicalisme, considère les syndicats comme des institutions monopolistiques dont la seule fonction est d'augmenter les salaires de leurs membres. En monopolisant l'offre de travail, les syndicats font croître les salaires au-delà du niveau concurrentiel et réduisent ainsi la rentabilité des entreprises (Grout, 1984). La thèse économique de Henry Simons (1944), actualisée par la suite par Milton Friedman (1971), illustre le mieux cette perspective. Simons (1944) considère même les syndicats comme des monopoles qui visent à réduire la production, augmenter les coûts et procurent à la minorité de travailleurs qu'ils représentent un avantage salarial préjudiciable à la société de consommateurs qui doivent supporter un prix plus élevé des biens et services.
- 2 À l'opposé de cette thèse, Freeman et Medoff (1984) affirment qu'il serait inexact de limiter les objectifs des syndicats uniquement à des revendications salariales. Si les syndicats réclament souvent une augmentation des salaires au-dessus du niveau fixé par le marché, ils exercent aussi d'importants effets non salariaux sur les différents aspects de la vie industrielle moderne. En procurant aux travailleurs la possibilité de s'exprimer collectivement, (voice), sur le lieu de travail et dans l'arène politique, les syndicats peuvent influencer positivement le fonctionnement du système économique et social. En reconnaissant le pouvoir monopolistique dont disposent les institutions syndicales, ces auteurs affirment qu'elles ont deux visages : « a monopoly face and a collective response face ». Les syndicats adoptent simultanément les deux visages et le choix de l'un ou l'autre dépend des circonstances et des impacts de chacun d'eux sur le bien-être des travailleurs, sur les performances des entreprises et sur la société en général.
- 3 Une des principales carences de ces approches est qu'elles considèrent les syndicats comme une figure historique de la révolution industrielle. Elles prennent la présence

syndicale comme exogène et se contentent d'analyser leurs impacts sur les performances économiques (Nickell 1997, Nickell et Layard 1999, Blanchard et Wolfers 2000). Cependant, les syndicats peuvent exister et prospérer seulement si les salariés choisissent de s'y affilier. C'est ainsi que naissait un champ d'analyse, distinct, s'intéressant à l'étude des déterminants du choix d'adhésion syndicale. Ces études (économiques et sociales) ont longtemps cherché à expliquer ce choix d'adhésion individuelle par le pouvoir de monopole dont disposent les syndicats pour maîtriser l'offre du travail et accaparer une rente économique des employeurs pour la redistribuer aux salariés (Boeri et al., 2001). Plusieurs questions ont été alors posées afin de chercher les véritables déterminants de l'adhésion syndicale.

- 4 Dans cet article, la « question syndicale » à laquelle nous tenterons de répondre est celle de l'affaiblissement spectaculaire des syndicats à partir du milieu des années 1970. Cette crise qui touche les syndicats de presque tous les pays développés se manifeste concrètement par la réduction accélérée du nombre de leurs adhérents. À partir de ce constat de baisse, plusieurs études économiques et sociales ont montré qu'en France comme ailleurs en Europe, la désyndicalisation est directement liée à la chute des effectifs ouvriers qui constituaient les principaux « bataillons » syndicaux, notamment au sein des bassins industriels désintégrés. Les bouleversements structurels peuvent alors avoir contribué à affaiblir les forces syndicales. Cependant, si la pertinence de ces explications semble non contestée dans certains pays comme la France où la désyndicalisation a coïncidé avec des transformations structurelles importantes, d'autres pays (comme, par exemple, la Finlande, le Danemark, la Suède) ont subi les mêmes changements sans générer des baisses considérables de leurs densités syndicales. D'où la nécessité de les compléter en centrant l'éclairage particulièrement sur l'impact des caractéristiques individuelles et des facteurs institutionnels à travers l'évaluation des variantes d'une équation de forme réduite combinant les fonctions d'offre et de demande. Nous étudierons ainsi les principaux déterminants des choix d'adhésion, en adoptant une approche économétrique dans l'analyse des facteurs susceptibles d'orienter ce choix. L'analyse est fondée sur une approche coûts-bénéfices basée sur le postulat de la maximisation d'une fonction d'utilité que nous avons développé dans un travail antérieur¹. Afin de vérifier la validité de nos hypothèses, nous prenons appui sur deux bases de données. La première agrégée, afin de capter les effets des facteurs institutionnels. La deuxième, contient des données individuelles d'une enquête réalisée en 2004 auprès d'un échantillon de 43 000 individus, permet l'étude des caractéristiques des syndiqués et de leurs lieux de travail.
- 5 L'exercice se fera en deux temps qui couvrent chacun une dimension du rapport causal entre les caractéristiques individuelles et les facteurs institutionnels d'un côté et le syndicalisme d'un autre côté. Une fois la problématique approfondie et la méthode éclaircie (section 1), nous nous intéresserons à l'étude des configurations institutionnelles susceptibles d'expliquer l'évolution des densités syndicales dans les pays développés. L'étude se fera à travers l'exploitation des données agrégées (section 2). Nous exposerons ensuite, à travers des données individuelles, les caractéristiques individuelles des salariés et des unités de production qui influencent le choix d'adhésion syndicale (section 3).
- I. — Notes méthodologiques, sources des données et choix de l'estimateur
- 6 Les syndicats négocient les salaires, le temps et les conditions du travail, participent dans certains pays à la gestion des caisses d'assurance chômage et participent à l'élaboration des politiques sociales (réformes des systèmes de retraite en France, indexation des

salaires en Italie). Lorsque le choix d'adhésion syndicale des salariés est fondé essentiellement sur la comparaison entre les gains et les coûts de cette affiliation, l'impact de l'action syndicale dans la détermination de ces « avantages » pourrait constituer une base explicative importante des hétérogénéités et des tendances à la baisse constatées ces dernières décennies. Cependant, dans la plupart des pays développés, les avantages sociaux et les résultats de négociation sont des biens « quasi-publics ». La non-adhésion est alors la stratégie individuelle la plus économiquement rationnelle. Afin de contrebalancer cet argument, le principal objectif des théoriciens du syndicalisme était pour longtemps la résolution du paradoxe de « free rider ». L'approche des coutumes sociales, par exemple, suppose que les syndicats offrent à leurs membres une réputation de bonnes valeurs sociétales (Booth, 1985) et que l'adhésion est une fonction croissante de cette réputation. Cependant, cette théorie est basée sur l'hypothèse de l'homogénéité des individus et des cadres légaux. La question qui mérite alors d'être posée est pourquoi des individus recevant des avantages identiques agissent différemment à l'égard des syndicats. Autrement dit, quel est, d'un côté, l'impact des environnements institutionnels dans la détermination des paysages syndicaux des pays développés, sous l'hypothèse que les salariés sont d'une rationalité homogène dans leurs décisions d'adhésion ? D'un autre côté, toutes choses égales d'ailleurs, quels sont les principaux déterminants individuels du choix d'adhésion syndicale ?

- 7 La plupart des études économétriques sur le syndicalisme ont utilisé des données nationales dans l'estimation des variables explicatives de la densité syndicale (généralement les États-Unis et/ou la Grande-Bretagne). Peu d'études ont utilisé des données de panel pour expliquer les tendances à la baisse et les évolutions hétérogènes (entre les pays) de ce phénomène (Ebbinghaus et Visser 1998, Visser et al. 2000). Cela a été dû au manque de données statistiques intégrant des questions sur le syndicalisme ou au manque d'intérêt des économistes vis-à-vis des données panelisées. Deux allégations non fondées depuis quelques temps à cause de la disponibilité des fondements théoriques et des données statistiques permettant ce genre d'analyse.

1.1. Données et méthodologie des données agrégées

- 8 Le recours croissant à l'utilisation de données de panel est l'un des aspects marquants de l'évolution de l'analyse économique appliquée au cours de ces vingt-cinq dernières années. De par leur double dimension (individuelle et temporelle), les données de panel se révèlent particulièrement adaptées dès lors que l'on souhaite estimer des modèles dynamiques représentant les comportements des agents. Cette double dimension permet en effet de rendre compte simultanément de la dynamique des comportements et de leur éventuelle hétérogénéité. Parallèlement, cette double dimension permet de tenir compte de l'influence de caractéristiques non observables des individus sur leur comportement, dès lors que celles-ci restent stables dans le temps. Il est par ailleurs remarquable que si, pendant très longtemps, les développements de l'économétrie des données de panel ont été surtout centrés sur les problèmes posés par l'estimation de modèles micro-économiques, les années récentes ont vu également émerger de nombreux développements relatifs à des questions de nature macro-économique (Mc Donald 1996, Caselli, Esquivel et Lefort 1996, Nerlove 1999).
- 9 La base de données utilisée dans la première partie de cet article (section 2) est un panel non cylindré, composé d'un nombre de pays développés pour lesquels on dispose d'observations annuelles de 1960 à 2002, soit un total de 42 années pour chacun des 23 pays. Les données sur l'évolution du syndicalisme sont majoritairement tirées de

l'ouvrage *The Societies of Europe : Trade Unions in Western Europe since 1945* de Ebbinghaus et Visser, (2000). Les tests augmentés de Dickey-Fuller (pays par pays, un ou deux retards, avec et sans tendance temporelle) indiquent que les séries sont toutes non stationnaires. Nous prenons ainsi les variables en différence première. La principale source d'information sur les marchés du travail est constituée des données agrégées au niveau national fournies par l'OCDE. Les données sur les institutions du marché du travail de l'OCDE ont été appariées à des données extraites de Nickell et Nunziata, (2001) (Labour Market Institutions Database). Les données sur les variables politiques sont extraites de Comparative Welfare States Data Set assemblées par Huber, Ragin et Stephens 1997 et actualisées en 2004². Pour le rassemblement des données nous avons opté pour une méthode d'empilement par pays : pour une variable donnée, les T réalisations historiques de chaque pays sont stockées dans un vecteur colonne, et les N vecteurs colonnes ainsi obtenus sont ensuite empilés à la suite des uns des autres dans l'ordre des pays.

- 10 La variable dépendante est la densité syndicale définie comme le nombre des adhérents divisé par l'ensemble de la force de travail. L'expression générale du modèle dynamique³ s'écrit :

$$y_{nt} = a_n + d_t + \delta y_{nt-1} + \sum_{k=1}^K b'_k x_{knt-1} + \sum_{k=1}^K b_k x_{knt} + \varepsilon_{nt} \quad n = 1 \text{ à } N, \quad t = 1, \text{ à } T$$

où y_{nt} est la variable expliquée, la densité syndicale, du pays n à la date t ;

x_{knt} représente la variable explicative k du pays n à la date t ;

a_n et d_t mesurent les effets additifs individuels et temporels ($E(a_n) = 0$) ;

ε_{nt} la perturbation aléatoire idiosyncrasique.

- 11 Dans la mesure où l'on pense qu'il existe une corrélation élevée entre les effets individuels et certains régresseurs, nous procéderons par une transformation du modèle, soit en lui appliquant la transformation intra-individuelle, soit en le réécrivant en différences premières. On suppose que les effets individuels prennent une des deux formes suivantes. Premièrement, les effets individuels a_n peuvent être fixes. Dans ce cas, ils peuvent être estimés en incorporant N variables indicatrices, une par pays n comme dans le modèle à effets fixes, qui est alors estimé par les moindres carrés⁴. Cet estimateur des moindres carrés avec variables indicatrices individuelles (LSDV ou *within*) élimine la variabilité entre les pays et implique que les Coefficients mesurent essentiellement des effets temporels. Alternativement, les caractéristiques individuelles peuvent être modélisées en les considérant comme aléatoires (modèle à effet aléatoire ou à erreurs composées) qui est estimé en utilisant les moindres carrés quasi-généralisés (MCQG).
- 12 Sous l'hypothèse que l'effet aléatoire et l'erreur sont *d.i.i.* et individuellement indépendants l'un de l'autre, le modèle spécifié dans l'équation ci-dessus pose plusieurs problèmes d'estimation si l'on recourt aux estimateurs classiques. Par exemple, l'estimateur par les moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisé étant donné l'inclusion de la variable dépendante retardée et est non convergent, même si les erreurs sont chronologiquement non corrélées. En outre, sous l'hypothèse des effets aléatoires, l'estimateur par les moindres carrés généralisés (MCG) est également biaisé, ce qui a amené Anderson et Hsiao (1981) à proposer l'utilisation des différences premières de Y ou de valeurs retardées de deux périodes pour formuler des variables instrumentales. Cependant, leur estimateur s'est avéré inefficace (quoique convergent), ce qui a incité Arellano et Bond (1991) à élaborer une méthode généralisée des moments qui tire

d'avantage parti des conditions de moments existantes. Cet estimateur GMM demande peu de conditions initiales sur les distributions des effets aléatoires et des erreurs, et sa version « à une étape » donne de meilleurs résultats que la méthode d'Anderson et Hsiao (1981). Cependant, la version « à deux étapes » produit des erreurs-types des coefficients présentant un biais par défaut et n'a donc pas été retenue ici.

- 13 Pour comparer les résultats, nous utilisons dans une première partie une spécification statique (modèle de panel statique). Les estimateurs implémentés sont donc les estimateurs des modèles aux effets aléatoires et les estimateurs des modèles aux effets fixes. Toutefois ces estimateurs sont biaisés dès qu'il existe une corrélation entre les variables explicatives et les perturbations. Pour tester l'existence d'une liaison dynamique explicative, nous utilisons un modèle de panel dynamique autorégressif (ordre 1) estimé par les estimateurs des moments généralisés et les estimateurs proposés par Arellano et Bond (1992, 1998) ainsi que les estimateurs d'Anderson et Hsiao (1998). La multiplicité de ces estimateurs et des spécifications choisies permet d'évaluer la robustesse des résultats obtenus. Afin de ne pas surcharger le texte, nous publions les estimateurs des moments généralisés.
- 14 La logique de la méthode des moments généralisés (MMG), proposée par Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998), est d'utiliser toutes les conditions d'orthogonalité disponibles impliquées par l'absence d'autocorrélation de la perturbation en niveau. Ceci implique alors l'utilisation d'instruments en nombres différents selon les dates puisqu'on dispose de plus d'instruments pour les périodes éloignées dans le temps. En conséquence, l'estimateur des MMG repose sur une forme réduite qui varie dans le temps, conduisant à un ensemble optimal d'instruments différents pour chaque année⁵. Introduire trop de variables agrégées pourrait entraîner de la multicollinéarité et conduire à des estimations imprécises. Nous procéderons alors par une analyse segmentée en groupe de variables.

1.2. Données et méthodologie des données individuelles

- 15 Les données individuelles utilisées dans cet article proviennent de l'European Social Survey 2002/2003, réalisée sur des individus âgés de 15 ans ou plus (c'est-à-dire nés avant septembre 1988), résidant dans l'un des pays suivants : Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Uni, République tchèque, Hongrie, Israël, Pologne, Slovénie, Suisse. L'enquête permet d'analyser de façon comparative les attitudes et les comportements sociopolitiques des individus des différents pays. En conséquence, cette base de données a l'avantage de permettre une meilleure étude comparative entre les pays que les données de sources nationales. Afin de capter les informations sur le rapport du répondant et le syndicalisme, nous utiliserons les réponses sur la question suivante : *Êtes-vous ou avez-vous déjà été membre d'un syndicat ?* Cette question permet la distinction entre les répondants qui n'ont jamais été membre d'un syndicat, ceux qui l'étaient auparavant et ceux qui le sont actuellement. Cette question permet l'étude de l'ampleur des flux d'entrée et de sortie d'affiliation aux syndicats et par la suite l'analyse des déterminants de ces mouvements, dans la mesure où les données disponibles le permettraient.
- 16 Les réponses à la question relative à l'adhésion sont synthétisées de sorte que la variable leur correspondant nommée « Y » est dichotomique séparant la modalité d'adhésion à celle de jamais adhérent. Les non-réponses sont éliminées. Une régression de type logistique est alors mise en œuvre. Nous procédons également sur l'ensemble des

réponses à la mise en œuvre d'une régression selon le modèle de régression « probit » ordonné lorsque les réponses à la question comportent un ordre naturel dans la hiérarchie des réponses⁶.

- 17 Nous estimons donc un modèle avec des spécifications différentes :
- 18 $Y_{in}^* = \alpha_{in} X_{in} + \varepsilon$ avec i pour l'individu et n pour le pays
- 19 Dans le modèle de régression logistique, Y_{in}^* est donc la variable latente, Y_{in} est la variable observée (réponse à l'une des différentes questions posées), égale à 1 pour l'individu « i » dans le pays « n » si $Y_{in}^* > 0$ sinon ;
- 20 X_{in} est le vecteur des variables qui approchent les effets mentionnés ci-dessus : ainsi X_{1i} , par exemple, est constitué des caractéristiques de type sociodémographique : le genre, l'âge et le diplôme. Ces variables peuvent également permettre d'identifier certaines préférences liées à l'expérience propre des individus et fondées soit sur l'intérêt personnel soit sur l'adhésion à la solidarité ou à l'altruisme : il est en particulier courant de considérer que l'acquisition d'un niveau élevé d'éducation accroît la sensibilité aux valeurs égalitaristes (Lewin-Epstein, Kaplan, Levanon, 2003) ; on verra donc si un niveau élevé de diplôme se trouve associé à une probabilité plus ou moins importante de syndicalisation. Il semble également que traditionnellement les femmes et les hommes n'adhèrent pas aux mêmes valeurs sociales : les femmes seraient globalement moins sensibles à l'adhésion syndicale que les hommes.
- 21 Avant de commenter les résultats de chacune des régressions, nous présentons quelques données de statistiques descriptives afin de prendre une mesure des fréquences des réponses à chacune des variables à expliquer. Ensuite, nous verrons les enseignements économétriques qui en découlent.

1.3. Statistiques descriptives

- 22 Dans la base de données de l'ESS 2002/2003, réalisée en juin 2004, sur un échantillon de 42 000 individus dont 31 772 salariés, environ 24 000 répondent ne jamais être syndiqués (soit plus que 50 %), 8,5 % disent être membres actuellement et 15,7 % affirment être syndiqués auparavant. Nous avons pu constater que les femmes déclarent plus que les hommes n'avoir jamais été syndiquées (80 % contre 70 %). Vivre dans une famille nombreuse augmente la proportion des personnes qui n'ont jamais adhéré aux syndicats (88 % des salariés vivant dans des ménages composés de six personnes et plus déclarent n'avoir jamais été syndiqués). Le profil par âge des syndiqués présente une allure en cloche avec un maximum dans la tranche 39-50 ans. On observe le même phénomène par rapport au niveau d'étude le plus élevé atteint par le salarié. Nous constatons, ainsi, que les syndiqués ont majoritairement un niveau d'étude moyen (CAP, BEP, brevet élémentaire, brevet d'étude du premier cycle, baccalauréat général, brevet supérieur). Par ailleurs, les publics de la religiosité et de l'adhésion aux syndicats ne se recoupent pas, ou du moins pas totalement. Plus de 80 % des syndiqués déclarent ne pas être très religieux.
- 23 Sur l'ensemble des répondants 24,5 % déclarent l'existence d'un ou plusieurs syndicats sur le lieu du travail. Les syndiqués semblent être davantage présents sur les sites dans lesquels les syndicats sont déjà implantés (85,9 %) et ce nombre semble croître avec la taille de l'établissement. Plus des deux tiers des salariés et de l'ensemble des répondants (81 % et 78 % respectivement) déclarent avoir besoin de syndicats forts pour défendre leurs conditions de travail et leurs salaires. Dans l'ensemble, les salariés ont, d'une part, une opinion partagée concernant leur influence sur les actions menées par les syndicats

sur leurs lieux du travail. En France, par exemple, 27 % des syndiqués déclarent que c'est extrêmement difficile d'avoir son mot à dire sur les actions menées par les syndicats sur les lieux de travail et 25 % déclarent l'inverse. D'autre part, 22 % des salariés pensent qu'il est extrêmement difficile pour les syndicats d'exercer une influence sur les conditions de travail. Concernant la satisfaction sur le lieu du travail, 22 % des salariés et 30 % des membres actuels déclarent être mécontents de la manière dont les choses ont été gérées là où ils travaillent ces douze derniers mois. Ces données laissent à penser que les salariés dans l'ensemble sont favorables à la présence syndicale ; ils ont conscience de l'importance de cette présence pour défendre leurs intérêts en dépit du jugement porté sur la capacité ou l'incapacité (la facilité ou la difficulté) des syndicats à gérer les problèmes relatifs au travail. Cependant, ces mêmes salariés reconnaissent la difficulté d'emploi liée à la conjoncture actuelle. Environ 40 % des syndiqués pensent qu'il serait extrêmement difficile d'obtenir un emploi aussi bon ou meilleur dans une autre entreprise s'ils le souhaitent⁷, 35 % des salariés déclarent avoir déjà été frappés par le chômage et presque 50 % de ces personnes ont vécu une durée de chômage supérieure ou égale à un an durant les cinq dernières années à la date de l'enquête.

- 24 Concernant les caractéristiques du travail et le lieu d'habitation, les syndiqués occupent, semble-t-il, tous les postes socioprofessionnels. Cependant, ils sont plus nombreux dans les professions intermédiaires (19,6 %), personnel des services (12,6 %), conducteurs d'installations et de machines (9,5 %) et de plus en plus dans les professions intellectuelles et scientifiques (19,7 %). Plus de 87 % des syndiqués de notre échantillon ont un contrat à durée indéterminée et presque 80 % ont leur salaire comme source principale de revenu. Le profil par revenu net mensuel du ménage de l'adhésion présente une allure en cloche avec un maximum dans la tranche 2000 e-3000 e (50 % [28,9+21,9] des syndiqués ont un revenu compris entre 2000 e et 5 000 e).
- 25 Bien que la décision d'adhésion à un syndicat demeure un choix personnel, le cadre familial influence, toutes choses égales d'ailleurs, ce choix de plusieurs manières. La situation familiale de l'individu, son niveau d'éducation, le niveau d'éducation de ses parents, de son conjoint, la situation professionnelle de ce dernier, le nombre d'enfants à charge sont tous des facteurs qui peuvent d'une façon ou d'une autre influencer sur la « stratégie » d'adhésion ou non à un syndicat. L'enquête montre ainsi que 90 % des membres syndicaux ont des conjoints salariés (ou ont été) du privé et/ou du public. Ainsi, les syndiqués sont majoritairement mariés (ou vivent en couple), la moitié déclare vivre avec des enfants à charge (70 % ont moins de deux enfants) et ils sont, semble-t-il, issus de familles intellectuellement moyennes (84 % de syndiqués ont un père ayant un niveau d'éducation, au maximum, secondaire).
- 26 Selon Jean Stoetzel (1943), les valeurs sont des idéaux, des préférences qui prédisposent les individus à agir dans un sens déterminé. Elles appartiennent aux orientations profondes qui structurent les représentations et les actions d'un individu. Ces valeurs sont organisées et entretiennent entre elles une certaine cohérence. Ce que nous croyons et préférons dans un domaine n'est pas sans lien avec ce que nous croyons dans les autres. Les valeurs politiques et/ou religieuses peuvent ainsi influencer sur la sociabilité, la participation associative et donc le choix d'adhésion des salariés aux syndicats.

II. — Syndicalisme et facteurs institutionnels : régressions sur données agrégées

- 27 La structure institutionnelle peut influencer les choix individuels et collectifs en matière de syndicalisation pour au moins deux raisons. Tout d'abord, le cadre légal, élaboré à partir d'une idéologie politico-sociale ou d'une culture historique (ou autres) détermine

les règles et les enjeux sur les marchés du travail et des produits. De ce fait, les compétences des syndicats, les modes et les champs de négociation reflètent souvent la structure institutionnelle en place. Ensuite, en adoptant une approche coûts-avantages pour expliquer les choix d'adhésion, nous admettons implicitement que les facteurs conjoncturels constituent des variables déterminantes de l'affiliation aux syndicats. Les hétérogénéités constatées dans l'évolution du syndicalisme peuvent être le fruit d'une hétérogénéité de ces facteurs conjoncturels, eux-mêmes influencés par la structure institutionnelle.

- 28 Néanmoins, les institutions du marché du travail et/ou de produit peuvent exercer deux effets opposés sur l'adhésion, selon la nature des services qu'elles proposent aux salariés. Les biens et services offerts par l'État aux salariés peuvent être substituables ou complémentaires de ceux offerts par les syndicats. Ainsi, lorsque la législation se substitue aux syndicats pour garantir aux employés des salaires minima, une assurance sociale, des règles de licenciement, la sécurité, la santé sur les lieux du travail et fixe les orientations des systèmes de retraites, les salariés peuvent s'interroger sur les gains espérés de leur adhésion et parfois même sur la raison d'être des syndicats. Autrement dit, lorsque ces services sont perçus par les salariés comme des substituts à l'action syndicale, leur augmentation diminue l'adhésion aux syndicats. Inversement, des institutions offrant des services complémentaires à ceux offerts par les syndicats, ou des institutions mises en place et gérées par les représentants des salariés favorisent, a priori, l'adhésion individuelle.
- 29 Par ailleurs, plusieurs études montrent que les institutions du marché du travail et des produits affectent significativement les performances économiques et sociales (Nickell 1997, Elmeskov et al. 1998, Scarpetta 1996, Nickell, Nunziata, Ochel et Quintini 2001). Cependant, face à un choc symétrique, la réaction des économies peut parfois être asymétrique. Cette idée a été développée après le premier choc pétrolier de 1973. Plusieurs études ont constaté que l'ampleur du choc dépend de la structure institutionnelle de chaque pays. Ainsi, les régimes communistes n'ont pas été affectés de la même manière que les régimes libéraux. Plusieurs études économiques montrent que la détermination des salaires au niveau intermédiaire génère de plus faibles performances économiques (OCDE 1998, Calmfors et Driffill 1988).
- 30 La réaction des salariés par rapport à l'adhésion pourrait alors être influencée, d'abord, par la participation syndicale dans le dessin de la conjoncture économique (compétitivité des entreprises, délocalisation, etc.), leur rôle dans l'élaboration des politiques de protection d'emploi puis par leur contribution dans le financement et la distribution des revenus de chômage. Une aversion au risque élevée des salariés peut ensuite augmenter leur sensibilité à l'égard de ces politiques (Blanchard et Tirole, 2003), au taux et à la durée des revenus de remplacement en cas de chômage.
- 31 Dans cet article, nous essayons de confirmer par un modèle économétrique les effets sur l'évolution des densités syndicales de ces différentes variables précédemment mises en relief par les études économiques et sociales (voir Sandi, 2005, pour une revue de littérature). Nous estimerons les corrélations entre d'un côté, la densité syndicale et d'un autre côté l'indice de protection d'emploi, les options alternatives (taux de remplacement et durée de remplacement), le niveau d'aversion face au risque matérialisé par le niveau de chômage et le niveau de la coordination et celui dans lequel se déroulent les négociations salariales.

Tableau – 1 Les déterminants institutionnels du syndicalisme (t- Student entre parenthèses)

	Modèle sans effets individuels*	Modèle à effets fixes individuels*	Modèle dynamique de Arellano-Bond**
Taux de chômage	.245 ^e -02 (1.21)	.155 ^e -02 (1.47)	-.450 ^e -03 (-4.30)
Indice de Protection d'emploi	.0208 (1.89)	.526 ^e -02 (0.49)	.114 ^e -02 (3.30)
Taux de remplacement	.095 (3.20)	.169 (7.42)	.205 ^e -02 (2.17)
Durée de remplacement	-.032 (-1.95)	-.527 ^e -02 (-0.27)	-.151 ^e -02 (-2.47)
Niveau de négociation	.136 (18.85)	-.203 (-1.81)	.966 ^e -03 (3.10)
Coordination de négociation	-.116 ^e -02 (-0.10)	-.402 (-2.06)	-.152 ^e -02 (-3.86)
Dsnet _{t-1}			.979 (11.45)
N	534	534	395
R ² ajusté	0.47	0.108	
F	82.19	18.09	
Test de Wald chi2 (8)			1654.35 (0.0000)
m ₁ test de corrélation d'ordre 1			-6.87 (0.0000)
m ₂ test de corrélation d'ordre 2			1.77 (0.0761)
Test de Sargan (degré de liberté)			112.53 (0.000)

Note : Variable endogène : Densité syndicale

* Les mêmes équations estimées en différences premières permettent d'observer des résultats très similaires à ceux présentés au tableau 1, ce qui renforce la robustesse de nos résultats.

** Nous avons utilisé un estimateur d'Arellano et Bond (1991) en utilisant un ensemble d'instruments constitué des valeurs retardées des variables explicatives de deux périodes et plus. Les résultats issus de l'estimation utilisant comme instruments les variables explicatives retardées de deux périodes et plus, sont interprétables économiquement. Le test de Wald indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de significativité jointe des coefficients ; m₁ et m₂ sont les statistiques d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 et 2 définies par Arellano et Bond [1991] ; Sargan est un test de validité des instruments.

- 32 Les résultats de nos investigations (tableau 1) montrent que le taux de remplacement du revenu en cas de chômage, les politiques de protection d'emploi et un niveau de négociation centralisé exercent un effet positif sur la densité syndicale. L'augmentation du taux de chômage et celle de la durée de couverture des revenus de remplacement (allocations chômage) exercent par contre un effet négatif sur l'adhésion syndicale.

Tableau 2 – L'adhésion syndicale selon le secteur d'activité (1960 et 1996)

	Primaire		Industrie		Bâtiment		Commerce		Transport		Finance		Service	
	1997	1960	1997	1960	1997	1960	1997	1960	1997	1960	1997	1960	1997	1960
Autriche	1.1	4.8	33.7	47.5	9.8	10.8	8.0	5.3	13.2	11.8	4.1	2.1	30.1	17.6
Belgique	1.1	0.6	46.2	58.7	8.1	7.4	10.3	5.2	11.4	11.9	4.5	1.6	18.5	14.6
France	3.2		21.5		2.3		3.9		16.7		23.0		29.3	
Allemagne	0.8	1.3	48.0	56.5	4.5	4.4	5.8	3.4	13.7	14.4	1.6	1.9	25.5	18.8
Italie	11.8	17.7	31.4	38.6	7.7	7.8	8.2	5.3	9.8	10.1	3.7	1.9	25.6	18.3
Pays-Bas	1.7	5.6	23.6	42.1	10.2	11.8	6.7	4.0	10.9	10.1	6.7	1.3	40.3	25.1
Norvège	0.8	4.0	27.6	40.3	5.3	8.6	4.0	4.6	9.4	19.9	4.7	2.0	46.6	20.3
Espagne	11.3	10.8	18.7	10.5	9.1	3.2	5.9	13.7	28.7	2.1	11.9		14.5	7.7
Suède	0.8	3.6	26.3	38.3	6.9	12.7	9.2	8.2	5.9	10.1	7.2	5.1	43.9	22.0
Suisse	0.3	0.6	28.4	39.4	12.7	11.2	5.1	6.3	16	16.3	4.1	4	32.8	20.4
G-B	0.4	1.9	36.4	53	3.2	6.3	4.2	3.7	6.2	11.8	5.2	2.0	44.0	20.9

Notes : Belgique, 1995 ; France, 1993.

Source : Ebbinghaus et Visser, 2000.

- 33 Les coefficients négatifs de l'indice de protection d'emploi dans les régressions par pays (tableau 3) peuvent s'expliquer par la perception qu'ont les salariés du rôle des syndicats dans l'élaboration de ces politiques. Ainsi, par exemple, ces politiques de protection d'emploi peuvent être perçues par les salariés comme un bien de substitution des actions syndicales. Lorsque la législation du travail se substitue aux revendications syndicales, en assurant un salaire minimum, des législations contre les licenciements abusifs, des conditions de travail convenables, la raison d'être des syndicats est mise en cause. Par conséquent, la non-adhésion semble être le choix économique pour un salarié qui compare les gains aux coûts de son affiliation au syndicat. Plus les salariés se sentent protégés par la législation, moins l'adhésion syndicale semble pertinente à court terme. Pareillement, une durée d'allocation-chômage relativement longue couvrant les salariés, augmente les probabilités de trouver un autre travail en ayant un revenu. Par conséquent, même lorsque les syndicats offrent à leurs membres une sécurité supplémentaire d'emploi et, le cas échéant, augmentent les probabilités de trouver un emploi ailleurs, les salariés se sentiront moins dépendants des syndicats lorsque la durée de couverture des revenus de remplacement est longue. Les estimations (tableau 1) montrent un effet négatif de la durée de remplacement sur la densité syndicale.
- 34 Bien que l'effet du taux de chômage sur la densité syndicale soit généralement négatif (tableau 1), les résultats théoriques laissent à penser qu'il peut avoir deux effets différents sur le choix d'adhésion aux syndicats. La croissance du chômage favorise l'adhésion lorsque les syndicats gèrent les caisses d'assurance chômage et/ou lorsqu'ils attribuent des biens et/ou des services privés aux membres qui perdent leur emploi (Ghent system). Les salariés cherchent à se protéger contre le chômage et ses conséquences en adhérant aux syndicats. Dans ce cas, le taux de syndicalisation augmente lorsque le chômage croît rapidement. Inversement, l'augmentation du taux de chômage peut avoir un effet négatif sur l'adhésion, lorsque les salariés ont de l'aversion face au risque et que les revendications syndicales affaiblissent la compétitivité des entreprises nationales. La hausse du chômage peut bouleverser la stabilité de l'emploi et augmenter l'exposition des salariés au risque de perdre les leurs. La hausse du chômage diminue également la probabilité de trouver rapidement un emploi lorsqu'on est licencié. Dans ce cas, l'effet de

réputation peut dissuader les salariés d'adhérer aux syndicats. L'effet positif du taux de chômage sur l'adhésion peut être dû au rôle joué par les syndicats de certains pays dans la gestion et la répartition des allocations chômage. Dans les pays nordiques et en Belgique, les syndicats offrent un accès exclusif à certains avantages à leurs membres au chômage (Ghent system).

Tableau 3 – Les déterminants institutionnels du syndicalisme (analyse par pays 1960-2001)

	Dsnet -1	Chômage	PRTEMP	TREM	DURREM	Niv. Neg.	Coordination	N	F	R ²
Autriche	++	--		++	++	+	+	29	42.05	0.89
Australie	+++	ns	ns	ns	+			28	367.2	0.55
Belgique	++	--	ns	ns	--		-	33	181.8	0.87
Canada	ns	++	-	++	ns	++		33	35.88	0.76
Danemark	++	++		++	--	-	ns	33	153.5	0.73
Finlande	ns	++	ns	+++	+++			33	99.57	0.79
France	ns	ns	+	ns	--		--	32	223.0	0.89
Allemagne	ns	++	++	++	++	ns		33	14.41	0.98
Italie	++	ns	++	--	+		++	33	20.74	0.92
Japon	++	--		ns				33	89.30	0.97
Pays-Bas	++	ns	ns	-	ns	-		24	181.2	0.16
Norvège	ns	++	ns	++	--	--		33	31.43	0.52
NZL	++	--	ns	ns	+	ns		25	12.88	0.89
Suède	ns	ns	++	-	ns		--	33	65.54	0.83
Suisse	++	ns		--	--			33	27.96	0.89
RU	ns	--	+++	++	++	ns	++	32	199.6	0.94
États-Unis	+++	ns		ns	++			33	308.7	0.97

Les seuils de significativité sont respectivement égaux à 1 % (+++), 5 % (++)(-) et 10 % (+)(-).

Notes : estimation : MCO appliquée à un modèle autorégressif ; constante : oui.

- 35 L'analyse de la densité syndicale pays par pays (tableau 3), montre deux effets opposés du taux de chômage et des politiques de protection d'emploi sur l'adhésion syndicale. L'étude montre un effet négatif en Autriche, Belgique, Japon, Nouvelle Zélande et en Grande-Bretagne, puis un effet positif au Canada, Danemark, Finlande, Allemagne et en Norvège⁸ (tableau 3). Cependant, ce résultat est problématique, dans la mesure où le sens de causalité entre le taux de chômage et la densité syndicale peut être inverse selon le degré de centralisation dans les processus de détermination des salaires (Driffill et Calmfors 1989).
- 36 Les signes négatifs des politiques de protection d'emploi, dans les régressions par pays (tableau 3), rendent compte d'un côté de la forte adhésion des employés de bureau et des postes non qualifiés, puis, d'un autre côté, de la forte substituabilité entre les services offerts par les syndicats et ceux offerts par les autres institutions publiques. Dans des pays de tradition plus libérale (États-Unis, Grande-Bretagne, Australie), l'exigence de la rentabilité par les employeurs, augmente la crainte des salariés de perdre leurs emplois et peut développer des comportements individualistes. Les syndicats peuvent également être jugés comme responsables de la hausse du chômage. Les grèves répétitives détériorent l'appréciation des salariés à l'égard des syndicats. Dans ce deuxième groupe de pays, l'augmentation des taux de chômage peut défavoriser l'adhésion syndicale (d'où le signe négatif des coefficients de chômage dans ces pays).
- 37 Quant aux coefficients positifs, ils peuvent illustrer le fait que le développement de la législation sur la protection d'emploi, l'augmentation des revenus du travail (salaires réels, allocations chômage), soient des indications révélatrices du pouvoir d'influence des syndicats. Ainsi, en France, en Espagne, en Autriche et en Suède, où les syndicats jouent

un rôle important dans la détermination des salaires, leurs pouvoirs d'influence dans les négociations collectives pourraient être récompensés par une hausse des adhésions.

III. — Syndicalisme et caractéristiques individuelles : régressions sur données individuelles

- 38 Afin de combler le vide d'information qui existait jusqu'alors, plusieurs enquêtes internationales sur des données individuelles ont intégré depuis quelques années des questions relatives à l'adhésion syndicale dans leurs questionnaires (International Social Survey Programme Survey series [ISSP], Eurobarometer Survey series). Ces bases de données ont permis l'étude des caractéristiques des salariés qui choisissent, dans un environnement open shop, de s'affilier à un syndicat. Les études économétriques⁹ qui en ont découlé ont cherché à donner les principaux déterminants du syndicalisme à travers les caractéristiques des salariés syndiqués. Blanchflower (1997), par exemple, estime que « In all equations age and its square, part time status dummy, race dummies, a gender dummy plus controls to distinguish whether the individual worked in the public or private sector are included ». Il semblerait, dans l'ensemble de ses estimations, que la probabilité d'adhésion augmente avec l'âge, atteignant pour les États-Unis un maximum à 45,5 ans et 47,4 ans pour les années 1983 et 1993 respectivement (44,7 ans et 46,6 pour la Grande-Bretagne). Les hommes sont plus susceptibles de rejoindre un syndicat que les femmes. Les noirs ont une probabilité d'adhésion supérieure à celle des blancs. Concernant le secteur d'activité et la nature du contrat de travail, Blanchflower (1997, p. 12) avance que : « Public sector workers have a relatively high propensity, with this being higher at the local than at the state level and higher for state workers than for federal workers. The self-employed have a particularly low propensity to belong to an union ».
- 39 Les résultats de Blanchflower (1997), sur des données américaines, concordent avec ceux de Bender (1997), concernant les effets d'âge, de sexe et d'ancienneté. Ce dernier estime en plus que les gains dans les niveaux d'éducation, les changements occupationnels et les réductions dans les rendements d'échelle des économies semblent jouer un rôle important dans la détermination du syndicalisme. En Grande-Bretagne, par exemple, il semblerait que l'adhésion est corrélée négativement aux niveaux de scolarité et de qualification des salariés. En plus, le niveau d'étude semble avoir des effets différents selon le secteur d'activité : dans le secteur public le rapport est négatif et dans le privé il est positif.
- 40 Dans la mesure où les résultats de ces études se rejoignent sur les principales variables, nous tenterons dans cet article de les compléter et d'examiner la robustesse de leurs fondements théoriques en utilisant des techniques économétriques différentes sur l'enquête de l'European Social Survey 2002/2003, édition 5.1 [ESS1 e05.1].
- Résultats des régressions
- 41 Nous présentons dans ce qui suit les régressions logistiques et probabilistes modélisant les attitudes individuelles envers l'adhésion syndicale. Les tableaux qui suivent reportent les résultats des régressions pour chaque groupe de variables explicatives. Les mêmes variables de contrôle, socio-démographiques, sont introduites dans les régressions concernant les caractéristiques de travail et d'emploi. La référence est la même à chaque fois¹⁰, les constantes sont reportées et les non-réponses sur les questions d'opinion ont été éliminées. Les résultats concernent les variables regroupées en trois groupes : les caractéristiques socio-démographiques personnelles et familiales puis les caractéristiques

liées au travail (type de contrat, taille de l'établissement, etc.) et enfin les orientations politiques et religieuses.

A. Caractéristiques socio-économiques personnelles, familiales et adhésion

- 42 Dans ce premier groupe de variables explicatives, on introduira un nombre de caractéristiques personnelles de l'interviewé (sexe, âge, éducation et occupation) qui produisent un lien quasi systématique avec l'adhésion syndicale dans plusieurs études (Blanchflower 1997 et Schnabel et Wagner 2005 sur des données individuelles et Riley 1997 et Schnabel 2003 sur des données transversales). Les résultats des statistiques descriptives montrent que 53 % des hommes sont syndiqués contre 47 % pour les femmes. « This difference has traditionally been interpreted as a reflection of men's greater degree of attachment to the labour force which would increase the benefits of unionization both from the point of view of employees and of union » (Schnabel, 2005). L'analyse des données de l'ESS 2002/2003, met en relief une corrélation négative entre la variable « genre » et la probabilité d'adhésion (tableau 4). Les hommes ont ainsi une plus forte probabilité d'adhésion que les femmes. Cependant, ce résultat doit être nuancé car il peut seulement refléter l'effet historique de la « domination » masculine en matière d'adhésion, due à la nature des emplois occupés par les hommes dans les secteurs traditionnellement très syndiqués. Cette déduction est corroborée par le constat empirique montrant que la proportion des femmes parmi les syndiqués ne cesse d'augmenter depuis quelques années. Dans les pays nordiques très syndiqués, la proportion des femmes dépasse même parfois celle des hommes (Visser et Ebbinghaus 2000).
- 43 Nous avons introduit la variable d'âge afin de tester l'hypothèse selon laquelle les jeunes sont plus individualistes (Hudon et Fournier 1994, Guay et Nadeau 1994, Muxel 1996) et ont moins de valeurs sociétales les incitant à s'engager dans la vie associative en général. Depuis le début des années 1990, la nature de la relation entre les jeunes de moins de 30 ans et les organisations syndicales fait l'objet de plusieurs écrits de la part des praticiens et des chercheurs dans le domaine des relations professionnelles. Dans la plupart des pays industriels, la population active est vieillissante. Parallèlement à ce vieillissement progressif de la main-d'œuvre, de moins en moins de bons emplois étaient disponibles pour les nouveaux entrants sur le marché du travail. On constate également des taux de chômage plus élevés chez les jeunes et des emplois moins stables pour ceux qui travaillent. On pourrait s'attendre à une propension relativement élevée à se former en syndicat pour revendiquer une amélioration de leur sort. Mais les constats empiriques convergent : les jeunes se syndiquent en bien faible nombre et quand ils le sont, ils militent peu à l'intérieur des organisations syndicales. L'explication de la faible implication syndicale des jeunes pourrait être due essentiellement à ces changements structurels du marché du travail (Hyman, 1997), mais la situation ne s'arrête pas là. Une partie de l'explication pourrait plutôt résider dans les valeurs des jeunes et dans la nature de la relation affective ou idéologique qu'ils entretiennent avec le mouvement syndical. Ce dernier pourrait ne pas répondre à leurs idéaux sociaux et politiques ou, plus simplement, ne pas être utile dans son rôle de défense des intérêts micro-économiques de cette catégorie d'âge. Pour Linhart et Malan (1990), les jeunes ne s'identifient pas au syndicalisme, à cause d'un éloignement idéologique et culturel ainsi que d'une absence de référence commune. Les jeunes ont de la difficulté à apprivoiser les syndicats puisqu'ils les considèrent comme une institution mystérieuse au même titre que la hiérarchie et la direction. De même, les jeunes travailleurs disposent d'une mentalité plus bourgeoise que

leurs aînés (Akkermans et al., 1991) et sont donc fortement portés à fréquenter leurs amis, s'affilier à des clubs sportifs ou parfois scientifiques alors que leur adhésion syndicale est, toutes choses égales d'ailleurs, plus faible que la moyenne. À l'inverse, les personnes entre 35 et 45 ans, sont plus présentes dans les syndicats.

Tableau 4 - Estimations des caractéristiques socio-professionnelles sur l'adhésion syndicale

Variables	Prob 1		Prob 2		Prob 3		Prob 4	
	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test
Constante	-906	(-7.62)	-1.69	(9.60)	-2.06	(-6.04)	-1.87	(-5.50)
Age								
18-24 ans	-.416	(-6.49)						
25-29 ans	.298	(4.56)						
30-34 ans	.413	(6.70)						
35-39 ans	.417	(6.62)						
40-44 ans	.505	(8.39)						
45-49 ans	Ref							
50-54 ans	.402	(6.12)						
55-59 ans	.0009	(0.01)						
60-65 ans	-.294	(-3.01)						
66-69	-.268	(-2.66)						
plus de 71 ans	-.478	(-5.55)						
Sexe								
Hommes			.394	(5.98)	1.58	(6.88)	1.34	(9.19)
Femmes	-.234	(-3.56)						
Vie en couple								
Marié							.311	(2.60)
Pas en couple							.137	(1.14)
Veuf/veuve							-.418	(-3.39)
Séparé, Divorcé							.373	(3.06)
Nombre d'individus dans le men.							-.058	(-7.03)
Habitat								
Grandes villes			Ref		.086	(0.74)	.801	(4.51)
Périphérie d'une grande ville			.880	(6.35)	.403	(3.48)	1.10	(5.32)
Villes petites et moyennes			1.01	(11.51)	.310	(2.70)	Ref	
Village			.797	(8.36)	.248	(2.16)	.907	(4.08)
Rural			.803	(3.47)	.534	(4.55)	1.22	(2.66)
Revenu du ménage								
Moins que 500 € par mois			-.216	(-4.74)				
Entre 500 et 2000 € par mois			.030	(0.78)				
Entre 2000 et 3000 € par mois			Ref					
Entre 3000 et 5000 € par mois			.576	(2.68)				
Entre 5000 et 7500 € par mois			.860	(4.97)				
Plus que 7500 par mois			1.190	(5.57)				
Quinies de durée d'études								
1 faible					.174	(0.99)		
2					.674	(1.35)		
3					Ref			
4					1.27	(6.75)		
5					1.39	(4.91)		
6 forte					1.22	(1.18)		
Nombre d'observation	3872.3		3895.9		3895.9		3891.4	
Nombre de groupe	22		22		22		22	
Log likelihood	-11975.9		-19088.7		-19451.4		-19633.3	

Lecture : les coefficients reportés sont estimés à partir de modèles probit pour chaque groupe de variables. Réf. désigne la catégorie de référence. La population retenue concerne les seuls actifs salariés. La variable latente retenue dans les régressions est être membre d'un syndicat.
Source : ESS 2002-2003.

- 44 Afin de capter la concavité (ou la forme en cloche) du rapport entre l'âge et la probabilité d'adhésion, nous utilisons l'âge, l'âge au carré et des régressions sur différentes tranches d'âge. Les résultats du tableau 4 montrent ainsi que l'âge est une des variables les plus significatives. La probabilité d'adhésion est maximale dans la tranche d'âge 36-53 ans et qu'elle est non significative dans les deux extrémités. Les niveaux d'étude et de revenu semblent avoir les mêmes effets que l'âge sur la probabilité d'adhésion. La forme en cloche est confirmée avec un pic pour le revenu entre 3000 e et 5 000 e et pour le niveau d'étude, le secondaire. Cette forme en cloche de l'effet de revenu et d'éducation, peut être expliquée par le fait que les salariés très bien formés et/ou qui ont un revenu mensuel supérieur à 6000 e s'identifient plus à la classe dirigeante qu'à la classe salariale de base. Inversement, les ménages avec un revenu mensuel de moins que 500 e et/ou sans aucune qualification peuvent se sentir exclus de la vie associative ou jugent avoir d'autres préoccupations plus urgentes que de s'affilier à un syndicat.
- 45 Lorsqu'on applique les considérations du choix rationnel à l'adhésion syndicale, on peut s'attendre à un impact considérable de la situation familiale (occupation du conjoint, nombre d'enfants à charge, etc.) sur la probabilité d'adhésion. L'explication provient peut-être des économies d'échelle dues à la composition du ménage. Un couple marié

(vivant ensemble) dispose, en général, de moyens financiers (cotisation, dons aux syndicats) plus abondantes qu'une famille monoparentale. La disponibilité ou le temps que peut consacrer un ménage (l'un des conjoints ou les deux) au travail bénévole est également plus conséquente dans les couples que dans les familles monoparentales. En conséquence, les résultats de la régression (tableau 4) montrent que le statut matrimonial semble être significativement corrélé à la probabilité d'adhésion. Les hommes et/ou les femmes mariés ont relativement une plus forte probabilité d'adhésion que ceux qui vivent seuls. Le nombre d'enfants à charge semble aussi influencer sur la probabilité d'adhésion. La probabilité d'adhésion est plus faible dans les familles nombreuses.

46 À première vue, les facteurs sociaux inclus dans notre étude semblent jouer un rôle significatif dans l'explication des probabilités d'adhésion. Cependant, l'étude de ce groupe de variables est non exhaustive. Cette faiblesse est due au manque d'information dans la base de données utilisée. Nous manquons, par exemple, d'informations sur les valeurs sociales des membres de la famille pouvant influencer l'appréciation que portent les salariés à l'égard des syndicats. On manque également d'informations sur le type de contrat de travail des conjoints. La stabilité d'emploi d'un conjoint, par exemple, peut présenter une assurance supplémentaire au revenu du ménage. Cette stabilité peut jouer un rôle de substitution aux services proposés par le syndicat donc défavoriser l'adhésion ou au contraire, cette assurance favorisera la syndicalisation car elle peut couvrir le risque de perte d'emploi due à son adhésion.

B. Les caractéristiques des lieux de travail

47 Le second groupe de variables reflète les caractéristiques de l'emploi et des lieux du travail qui peuvent influencer la syndicalisation. La variable la plus importante dans ce groupe semble être la présence d'un syndicat sur le lieu du travail (voir tableau 5, page suivante). La probabilité de l'adhésion est sensiblement plus élevée lorsque le syndicat est présent sur le site du travail. Cette présence facilite le contact des représentants syndicaux avec les salariés en vue de les convaincre à adhérer et/ou à maintenir leur adhésion et augmente la pression de se mettre en conformité avec les coutumes sociales. Par ailleurs, la probabilité de l'adhésion augmente avec la taille de l'établissement. Deux explications possibles à cette relation. Premièrement, les coûts de recrutement et d'organisation deviennent moins élevés pour les syndicats dans les plus grandes unités. Deuxièmement, les risques de confrontation directe entre le syndiqué et l'employeur sont moins importants dans les grandes entreprises, contrairement aux petites unités de production où se nouent des relations plus vives entre les deux.

48 Les employés ont été également interrogés à propos de leur satisfaction sur les lieux du travail durant les 12 derniers mois (sur une échelle de 11 points s'étendant de 0 pour extrêmement mécontent à 10 pour extrêmement satisfait). On peut s'attendre à un rapport causal positif entre l'insatisfaction sur les lieux du travail et l'adhésion syndicale. Dans notre estimation le coefficient est négatif car la variable est calibrée sur une échelle décroissante de mécontentement. Ainsi, un employé mécontent aura plus de probabilité à adhérer un syndicat qu'un employé satisfait.

49 La nature du contrat de travail peut également influencer le choix d'adhésion des salariés. Un salarié avec un contrat de travail à durée indéterminée se sentira plus impliqué dans la vie de son établissement qu'un salarié avec un contrat à durée déterminée. En outre, lorsque l'employeur manifeste une hostilité à la présence syndicale dans son établissement, le salarié avec un contrat à durée déterminée, qui souhaite que son contrat devienne à durée indéterminée, hésitera davantage qu'un salarié « permanent ». Les

résultats des régressions mettent en relief un rapport négatif entre les contrats à durée déterminée et la probabilité d'adhésion.

Tableau 5 - Estimation des caractéristiques du travail et de l'emploi sur l'adhésion syndicale

Variables	Prob 1		Prob 2		Prob 3		Prob 4	
	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test
Constante	-3.67	(-5.34)	-3.40	(-5.63)	-3.63	(-3.75)	-2.45	(-6.46)
Caractéristiques de l'interviewé :								
Age	.082	(5.84)	.077	(4.73)	.081	(5.84)	.052	(7.72)
Age ²	-.09*02	(-7.82)	-.08*02	(-6.05)	-.09*02	(-7.82)	-.04*02	(-5.91)
Nombre d'individu dans le ménage	-.091	(-3.71)	-.079	(-4.15)	-.091	(-3.71)	-.059	(-6.77)
Années d'études de l'interviewé	.008	(3.45)	.021	(3.05)	.008	(3.45)	.007	(2.19)
Niveau du revenu	.135	(4.85)	.117	(2.94)	.135	(4.85)	.097	(7.57)
Type de contrat de travail :								
CDI			.556	(9.94)				
CDD					-.061	(-2.34)	-.111	(-3.08)
Taille de l'établissement :								
< 10	.516	(3.47)			.518	(1.47)	.967	(1.85)
Entre 10 et 24	.873	(5.68)			.878	(3.45)	1.02	(2.01)
Entre 25 et 99	.976	(7.67)			.979	(7.03)	1.07	(2.97)
Entre 100 et 499	.972	(8.69)			.974	(4.98)	1.00	(6.67)
Plus que 500	Réf				Réf		Réf	
Présence des syndicats sur les lieux du travail	.628	(8.93)			.630	(5.61)	.1108	(4.40)
Satisfaction sur le lieu du travail							-.021	(-4.37)
Nombre d'observation	13847		30671		30671		14122	
Nombre de groupe	22		22		22		22	
Log likelihood	-7793.3		-14631.7		-14244.7		-7905.9	

Lecture : les coefficients reportés sont estimés à partir de modèles probit pour chaque groupe de variables. Réf. désigne la catégorie de référence. La population retenue concerne les seuls actifs salariés. La variable latente retenue dans les régressions est être membre d'un syndicat.

Source : ESS 2002-2003

C. Les orientations politiques et l'adhésion syndicale

- 50 Les attitudes politiques et religieuses des employés forment un troisième groupe de variables explicatives qui se sont avérées être liées à la syndicalisation dans beaucoup d'études (Riley, 1997). Dans cet article, l'analyse de l'impact des valeurs politiques des répondants sur les probabilités d'adhésion à un syndicat, indique certaines corrélations entre les engagements politiques d'un côté et l'engagement syndical d'un autre côté (voir tableau 6). Les racines socialistes du mouvement de travail dans beaucoup de pays peuvent sous-entendre, dans certains cas, que des salariés de gauche devraient être associés à une probabilité plus élevée d'adhésion aux syndicats, que les gens de droite.

Tableau 6 - Estimation des valeurs politiques sur l'adhésion syndicale

Variables	Prob 1		Prob 2		Prob 3		Prob 4	
	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test	Coef	t-test
Constante	-2.51	(-5.23)	-2.76	(-4.48)	-2.28	(-4.78)	-4.38	(-4.78)
Caractéristiques de l'interviewé								
Age	.102	(8.24)	.099	(8.64)	.092	(7.58)	.116	(7.58)
Age ²	-.001	(-8.15)	-.001	(-8.73)	-.001	(-8.26)	-.001	(-8.26)
Nombre d'individu dans le ménage	-.031	(-3.10)	-.032	(-3.43)	-.035	(-3.60)	-.039	(-3.60)
Années d'études de l'interviewé	.021	(5.48)	.022	(5.86)	.015	(3.85)	.027	(3.85)
Niveau du revenu	.060	(9.46)	.087	(6.64)	.086	(6.60)	.066	(6.60)
La politisation								
Intéressement à la politique			-.057	(-3.61)	-.029	(-3.61)	-.029	(-3.61)
Discours politiques avec les amis	-.043	(-5.91)			-.042	(-5.38)	-.042	(-5.38)
Participer à la politique								
Vote	-.231	(-7.46)			-.190	(-5.99)	-.190	(-5.99)
Signature d'une pétition			-.165	(-5.43)	-.146	(-4.68)	-.146	(-4.68)
Membre d'un parti politique	.426	(6.69)			.484	(8.34)	.484	(8.34)
Participation à ces activités					-.030	(-0.32)	-.030	(-0.32)
Dons d'argent à un parti	-.107	(-2.08)			.018	(0.18)	.018	(0.18)
Travail bénévole	-.051	(0.76)			-.136	(-1.04)	-.136	(-1.04)
Contact un homme politique			-.154	(-4.39)	-.087	(-2.50)	-.087	(-2.50)
L'orientation politique								
Echelle gauche-droite :			-.040	(-6.93)	-.040	(-0.83)	-.040	(-0.83)
Gauche (niveau 0-1)							Réf	
Niveau 2-4							.594	(12.87)
Niveau 5							.487	(10.79)
Niveau 6-8							.386	(7.67)
Droite (niveau 9-10)							.405	(6.03)
Nombre d'observation	30125		27387		26742		25345	
Nombre de groupe	22		22		22		22	
Log likelihood	-10818.8		-10337.7		-10089.5		-8099.5	

Lecture : les coefficients reportés sont estimés à partir de modèles probit pour chaque groupe de variables. Réf. désigne la catégorie de référence. La population retenue concerne les seuls actifs salariés. La variable latente retenue dans les régressions est être membre d'un syndicat.
Source : ESS 2002-2003.

- 51 Afin de bien comprendre les rapports complexes des syndiqués avec la politique, il convient de distinguer au moins trois éléments : la politisation, la participation politique, l'orientation politique. Le premier désigne un degré de familiarité avec le domaine politique. Quelqu'un de « politisé » est censé s'intéresser à la politique, valoriser cette dimension de l'existence, connaître les débats d'actualité, être capable de porter des jugements sur les décisions politiques. Il s'agit d'un état d'esprit, d'une disposition générale, d'un processus, alors que la participation politique désigne une action. Participer à la politique, c'est agir pour essayer d'avoir un effet sur les décisions publiques, qu'on le fasse par le vote, par la signature d'une pétition, en adhérant à un groupe, en défendant une cause dans la rue ou par un soutien financier, etc. Bien sûr, les personnes politisées participent davantage à la politique que les autres. Mais en même temps, il existe de fréquents décalages entre les deux dimensions. Quant à l'orientation politique, elle désigne les valeurs politiques défendues par l'individu. Les catégories de gauche et de droite sont des repères simples pour juger de l'orientation des individus et pour qualifier leur identité politique. En utilisant un positionnement sur l'échelle gauche-droite, en dix positions, les résultats des régressions indiquent un signe négatif du coefficient, ce qui laisse à penser qu'effectivement les tendances « gauchistes » augmentent la probabilité d'adhésion aux syndicats.
- 52 Cependant, comme nous l'avons mentionné ci-dessus, les valeurs politiques ne se réduisent pas à un arbitrage entre gauche et droite. Les valeurs politiques comprennent également un intérêt porté à l'égard de l'actualité, aux décisions prises par les

gouvernements et/ou une participation dans la vie politique nationale et/ou locale. La question qui se pose est de savoir si les liens entre l'identité politique et l'identité religieuse sont forts ou au contraire, s'il existe une dichotomie entre les engagements politique et syndical. La politisation, mesurée par la fréquence des discussions politiques ou par l'intéressement (déclaré) à la politique, augmente la probabilité d'adhésion au syndicat. Dans notre estimation, le coefficient est négatif car la variable est calibrée sur une échelle décroissante de discussion et d'intéressement. Ainsi, un employé qui s'intéresse beaucoup à la politique et qui en discute très souvent aura plus de chance d'adhérer à un syndicat qu'un employé non intéressé par la politique et qui n'en parle jamais.

Conclusion

- 53 En utilisant des données agrégées et individuelles, cet article donne pour la première fois des évidences empiriques sur deux principaux déterminants du syndicalisme. Nous avons conjugué les facteurs institutionnels qui déterminent le cadre légal dans lequel évoluent les relations professionnelles aux caractéristiques individuelles qui expliquent les divergences de comportements des salariés œuvrant dans les mêmes configurations institutionnelles.
- 54 Nos investigations économétriques sur des données agrégées montrent que les institutions du marché du travail peuvent avoir des impacts mitigés sur la densité syndicale. L'impact de ces institutions dépend de la participation des syndicats à l'élaboration des textes législatifs et à la gestion des caisses d'assurance chômage. Ainsi, lorsque les activités des syndicats se réduisent à offrir des biens de substitution à la législation sur la protection de l'emploi, le développement de ces législations peut exercer un impact négatif sur la densité syndicale. Dans une approche purement individualiste, le syndicalisme peut être perçu comme l'unique comparaison des coûts aux avantages. Les salariés protégés par un cadre juridique favorable peuvent considérer les dépenses liées à l'adhésion très onéreuses étant donné que les avantages de cette adhésion existent gratuitement ailleurs. Comme la plupart des études économétriques sur le syndicalisme, les résultats par pays laissent à penser qu'il n'y a pas de modèle uniforme de syndicalisme.
- 55 L'utilisation des données individuelles avait pour but de savoir s'il existe une catégorie de salarié qui, à partir de ses caractéristiques personnelles et/ou professionnelle, est susceptible plus que les autres d'adhérer aux syndicats. Nos investigations laissent à penser qu'à côté des variables institutionnelles qui influencent remarquablement les environnements économiques, sociodémographiques et politiques, les caractéristiques individuelles et professionnelles des salariés jouent un rôle important dans l'explication du syndicalisme. En résumé, une grande partie des salariés approuve l'utilité d'un syndicat fort dans l'amélioration des salaires et des conditions du travail. La plupart des caractéristiques socio-économiques confirment une quasi-unanimité d'un effet positif et économétriquement significatif. Ces résultats ressemblent partiellement à ceux obtenus pour l'Allemagne par Schnabel et Wagner (2005) et pour l'Angleterre par Bryson et Gomez (2005). L'âge, la situation matrimoniale, le revenu, le niveau de formation initiale, exercent plus d'impact sur la participation syndicale.
- 56 À première vue, les facteurs sociaux inclus dans notre étude semblent jouer un rôle significatif dans l'explication des probabilités de l'adhésion. Cependant, l'étude de ce groupe de variables est non exhaustive. Cette faiblesse est due au manque d'informations dans la base de données utilisée. Nous manquons, par exemple, d'informations sur les

valeurs sociales des membres de la famille pouvant influencer l'appréciation que portent les salariés à l'égard des syndicats. Ainsi, un aspect sur lequel il convient de s'attarder dans les recherches futures est relatif à la « tradition » familiale en matière de syndicalisme. Le questionnaire évoquait la pratique syndicale des amis du répondant. Dans ce cadre, il paraît selon une régression, non reportée ici, que l'adhésion des amis aux organisations syndicales ait une influence négative sur la probabilité d'adhésion. On manque également d'informations sur le type de contrat de travail des conjoints. La stabilité d'emploi d'un conjoint, par exemple, peut présenter une assurance supplémentaire au revenu du ménage. Cette stabilité peut jouer un rôle de substitution aux services proposés par le syndicat, donc défavoriser l'adhésion ou au contraire, cette assurance favorisera la syndicalisation car elle peut couvrir le risque de perte d'emploi due à son adhésion.

BIBLIOGRAPHIE

- Akkermans T., Felling A. et Peters J. (1991), « The Alienation of Young Workers from Trade Unions : The Case of the Netherlands », *The Problems of Youth*, London, Mac Millan, 203-233.
- Anderson T. et Hsiao C. (1981), « Estimation of Dynamics Models with Error Components », *Journal of the American Statistical Association*, 76, 589-606.
- Arellano M. et Bond S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Arellano M., and Bover O. (1995), « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68 (1), 29-51.
- Bain G.S. and Elias P. (1985), « Trade Union Membership in Great Britain : An Individual Level Analysis », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 23 (1), mars, 71-92.
- Bender Keith A. (1997), « The Changing Determinants of U.S. Unionism : An Individual-level Approach », *Journal of Labor Research*, 16(3), Summer, 403-23.
- Blanchard O. and Wolfers J. (2000), « The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment : The Aggregate Evidence », *The Economic Journal*, vol. 110 (462), C1-C33.
- Blanchard O. et Tirole J. (2003), « Protection de l'emploi et procédures de licenciement », rapport Conseil d'Analyse économique.
- Blanchflower D.-G. (1997), « The role and influence of trade Unions in the OECD », LSE CEP Working paper.
- Blundell R., and Bond S. (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models ». *Journal of Econometrics*, vol. 87 (1), 115-143.
- Boeri T., Brugiavini A. and Calmfors L. (eds.), with Booth A., Burda M., Checchi D., Ebbinghaus B., Freeman R., Garibaldi P., Holmlund B., Naylor R., Schludi M., Verdier T. and Visser J. (2001). « The Future of Collective Bargaining in Europe ». Oxford, Oxford University Press.

- Booth A.-L. (1986), « Estimating the Probability of Trade Union Membership : A Study of Men and Women in Britain », *Economica*, vol. 53 (209), février, 41-61.
- Bryson A., Gomez R., Gunderson M. et Meltz N. (2005), « Youth-Adult Differences in the Demand for Unionisation : Are American, British, and Canadian Workers All That Different ? », *Journal of Labor Research*, 26, 155-167.
- Calmfors L., and Driffill J. (1988), « Centralisation of Wage Bargaining and Macroeconomic Performance ». *Economic Policy*, vol. 6, 13-61.
- Caselli F., Esquivel G. et Lefort F. (1996), « Reopening the Convergence Debate : a New Look at Cross-Country Growth Empirics », *Journal of Economic Growth*, n° 1(3), septembre, 363-389.
- Deery S. et De Cieri H. (1991), « Determinants of Trade Union Membership in Australia », *British Journal of Industrial Relations*, 29(1), 59-74.
- Ebbinghaus B. and Visser J. (2000), « Trade Unions in Western Europe since 1945 », MacMillan.
- Ebbinghaus B. et Visser J. (1998), « When Institutions Matter : Union Growth and Decline in Western Europe, 1950-95 », *MZES Working Papers* 30, MZES.
- Elias P. (1996), « Growth and Decline in Trade Union Membership in Great Britain : Evidence from Work Histories », in *Trade unionism in recession*, edited by D. Gallie, R. Penn and M. Rose, Oxford University Press, Oxford.
- Elmeskov J., Martin J.-P. et Scarpetta S. (1998), « Key Lessons for Labour Market Reforms : Evidence from OECD Countries' Experience », *Swedish Economic Policy Review* 5.
- Freeman R.-B. et Medoff J. (1984), « What do unions do ? », New York, Basic books.
- Friedman M. (1971), « A Non Cooperative Equilibrium for Super Games », *Review of Economic Studies*, vol. 38 (1), 1-12.
- Green F. (1990), « Trade Union Availability and Trade Union Membership in Britain », *The Manchester School*, LVIII(4), décembre, 378-394.
- Grout P.A. (1984), « Investment and Wages in the Absence of Legally Binding Labour Contracts », *Econometrica*, vol. 52 (2), mars, 449-60.
- Guay J.-H. et Nadeau R. (1994), « Les attitudes des jeunes Québécois face à la politique, de 1969 à 1989 », dans Hudon R. et Fournier B., dir. *Jeunesses et politique*. PUL, Québec/ L'Harmattan, Paris.
- Hall P., Soskice D. (2002), « Les variétés du capitalisme », *L'année de la régulation*, Presse de Sciences po, n° 6, p. 85.
- Harvey J. (editor) (1981), « Cognition, Social behavior, and the Environment ». Hillsdale, NJ : Lawrence Erlbaum . Location : University of Texas at Arlington Library.
- Heinesen E. (2004), « Determinants of Local Public School expenditure : A Dynamic Panel Data Model », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 34(4), 429-453.
- Huber E., Ragin C. et Stephens J.-D. (1997), « Comparative Welfare States Data Set », Northwestern University and University of South Carolina.
- Hudon R. et Fournier B. (1994), « Apolitisme et "politisation" des jeunes », dans Hudon R. et Fournier B., dir. *Jeunesses et politique*. PUL, Québec/L'Harmattan, Paris.
- Hyman R. (1994), « Changing Trade Union Identities and Strategies », in « *New frontiers in European industrial relations* », R. Hyman and A. Ferner (eds), Blackwell.

- Hyman R. (1997), « La géométrie du syndicalisme : une analyse des identités et des idéologies », *Relations industrielles* 52(1), hiver 1997
- Lewin-Epstein N., Kaplan A., Levanon A. (2003), « Distributive Justice and Attitudes towards the Welfare State », *Social Justice Research*, vol. 16 n° 1, mars, 1-27.
- Linhart D. et Malan A. (1990), « Fin de siècle, début de vie, voyage au pays des 18-25 ans », SYROS.
- McDonald I.-M. (1996), « Instructors Manual to Accompany Macroeconomics », Brisbane : Jacaranda-Wiley. 2nd edition, 2005.
- Mulvey C. (1986), « Wage levels : do unions make a difference ? », in « Wage fixation in Australia » edited by J. Niland, Allen & Unwin, Sydney.
- Muxel A. (1996). « Individu et mémoire familiale », Paris, Nathan.
- Nerlove M. (1999), « Likelihood Inference for Dynamic Panel Models » *Annales d'Économie et Statistique*, n° 55-56, 1-41.
- Nickell S. (1997), « Employment and Labor Market Rigidities : Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11 (3), 55-74.
- Nickell S. and Layard R. (1999), « Labour Market Institutions and Economic Performance », in O. Ashenfelter and D. Card, « Handbook of Labor Economics », North-Holland, 3c : 3029-84.
- Nickell S. et van Ours J. (2000), « Why has Unemployment in the Netherlands and the United Kingdom Fallen so Much ? », *Canadian Public Policy*, University of Toronto Press, vol. 26(s1), 201-220.
- Nickell S., Nunziata L., Ochel W. and Quintini G. (2001), « The Beveridge curve, Unemployment and wages in the OECD from the 1960's to the 1990s ». LSE-CEP, mimeo, juillet.
- OCDE (1998), « Perspectives de l'emploi », Paris.
- Payne J. (1989), « Trade Union Membership and Activism Among Young People in Great Britain », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 25 (2), juillet, 267-274.
- Riley N.-M. (1997), « Determinants of Union Membership : A Review », *Labour*, vol. 11, 265-301.
- Sandi M. (2005), « Analyse économique du syndicalisme : approches théorique et empirique », thèse de doctorat, université de Nantes.
- Sargan J. (1958), « The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables », *Econometrica*, 26, 329-338.
- Scarpetta S. (1996), « Assessing the Role of Labour Market Mobility in Europe : An Empirical Analysis using the EU's Labour Force Survey », *OECD Economic Studies*, n° 26, 43-98.
- Schnabel C. et Wagner J. (2005), « Determinants of Union Membership in 18 EU Countries : Evidence from Micro Data, 2002/03 », IZA DP n° 1464.
- Schnabel C. et Wagner J., (2003), « Trade Union Membership in Eastern and Western Germany : Convergence or Divergence ? », Discussion Paper 18, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt-und Regionalpolitik, Universität Erlangen-Nürnberg.
- Simons H. (1944), « Some Reflections on Syndicalism », *The Journal of Political Economy*, vol. LII (1), mars.
- Stewart M.-B. (1983), « Relative Earnings and Individual Union Membership in the UK », *Economica*, vol. 50 (197), février, 111-26.

Stoetzel J. (1943), « Esquisse d'une théorie des opinions », thèse de doctorat, faculté des Lettres de Paris.

Visser J., Naylor R.A., Booth A., Burda M., Calmfors L. and Checchi D. (2000), « What do Unions do in Europe ? », presented to the Annual Conference of the Rodolfo de Benedetti Foundation for Economic Research (University of Bocconi), Naples, juin.

NOTES

1. Pour le travail de formalisation voir Sandi (2005).
2. Détail des variables et leur source disponible auprès de l'auteur.
3. Si cette équation ne peut être estimée à cause du non stationnarité de certaines variables (Test de Dickey-Fuller) nous procéderons par la différence première ou par un mécanisme à correction d'erreur (Harvey, 1981).
4. En pratique, ce modèle est estimé par les MCO après que les variables aient été transformées en écarts aux moyennes individuelles, ou en les prenant en différences premières. Ces deux transformations présentent l'avantage sur les MCO, dans un modèle avec variables indicatrices, de réduire la taille de la matrice à inverser.
5. « The GMM-dif estimation may be viewed as a simultaneous estimation of a system of equation, one for each year, using different instruments in each equation, and restricting the parameters to be equal across equations (years) » (Heinesen, 2004).
6. Les résultats de ces régressions ne sont pas tous reportés dans l'article et sont disponibles auprès de l'auteur.
7. Les réponses à la question s'étalent sur 11 modalités allant d'extrêmement difficile à extrêmement facile. Nous avons regroupé les quatre premières modalités pour extrêmement difficile.
8. Ces pays appartiennent aux économies de marché coordonné au sens de Hall et Soskice (2002).
9. Stewart 1983, Bain et Elias 1985, Booth 1986, Payne 1989, Green 1990 et Elias 1996, sur données britanniques et Mulvey 1986, Deery et De Cieri 1991 pour l'Australie.
10. Le choix de la modalité de référence est en général guidé pour les variables subjectives par les modalités recueillant les fréquences les plus élevées et pour les variables objectives par le parti pris de comparaison que nous adoptons : on choisit une référence moyenne afin de comparer plus aisément les autres catégories ; en ce qui concerne les variables dichotomiques (ex : homme ou femme), la référence change dans certaines régressions.

RÉSUMÉS

L'approche des coutumes sociales suppose que les syndicats offrent à leurs membres une réputation de bonnes valeurs sociétales (1984). Dès lors, l'adhésion est une fonction croissante de cette réputation. Les cadres institutionnels influent-ils sur les choix d'adhésion ? Quel est l'impact des caractéristiques individuelles dans la détermination du choix d'adhésion ? Les

individus ayant des caractéristiques identiques auront-ils le même comportement à l'égard du syndicalisme ? Dans ce papier, nous adoptons une approche économétrique dans l'analyse des facteurs susceptibles d'orienter le choix d'adhésion. L'article propose une étude empirique des déterminants de l'adhésion syndicale en centrant l'éclairage sur l'impact des caractéristiques individuelles et des facteurs institutionnels. Pour cela plusieurs spécifications économétriques sont proposées portant les unes sur des données agrégées panelisées (pays-années) les autres sur des données individuelles de l'European Social Survey couvrant 23 pays.

Social custom approach supposes that the trade unions offer to their members a reputation of good societal values (Booth, 1984). Consequently, trade union membership is an increasing function of this reputation. Do the institutional frameworks influence the choices of adhesion? Which is the impact of the individual characteristics in the determination of the choice of adhesion? Will the individuals having identical characteristics have the same behaviour with regard to unionism? In this paper, we adopt an econometric approach in the analysis of the factors likely to direct the choice of adhesion. This paper, proposes an empirical study of determinants of union membership by centring lighting on the impact of the individual characteristics and the institutional factors. For that several econometric specifications are proposed carrying the ones on panelised aggregate data (country-years) the others on individual data of European Social Survey covering 23 countries.

INDEX

Mots-clés : adhésion, syndicats

Keywords : Membership, Trade Union

AUTEUR

MOURAD SANDI

LEN, université de Nantes