



**CONCENTRATION INDUSTRIELLE ET
VARIATION DU COUT SALARIAL :
LE CAS DE LA BELGIQUE**

par E. de GHELLINCK

Working paper n° 8004

**INSTITUT DES SCIENCES ECONOMIQUES
Centre de Recherches Interdisciplinaires Droit-Economie
Université Catholique de Louvain
29, Rue des Wallons, B-1348 LOUVAIN-LA-NEUVE (Belgique)**

CONCENTRATION INDUSTRIELLE ET VARIATION

DU COUT SALARIAL : LE CAS DE LA BELGIQUE

E. de GHELLINCK°

La relation entre degré de concentration sectoriel et coût salarial a requis l'attention de certains chercheurs. L'existence de coûts salariaux plus élevés, ceteris paribus, dans les secteurs concentrés impliquerait en effet, que le calcul du surplus de monopole par la seule observation du profit réalisé sous-estime le surplus effectif puisqu'il omet le montant qui a été transféré aux travailleurs. La principale explication d'un impact positif de la concentration sur les salaires résiderait donc dans l'appropriation par les travailleurs d'une partie du surplus monopolistique. Ce type d'analyse pré-suppose qu'il existe dans l'économie considérée une relation positive (1) entre le surplus monopolistique et le degré de concentration.

° Aspirante F.N.R.S., chercheur associé au C.R.I.D.E.
L'auteur remercie A. Jacquemin, Ch. Huveneers et M-P. Donsimoni de leurs nombreux commentaires. Ce texte a également bénéficié des commentaires faits par les participants à la Journée d'Economie Industrielle du 22/5/80 organisée par le Groupe de Mathématiques Economiques de l'Université de Paris I.

(1) Ou à l'extrême non significative dans l'hypothèse où l'entièreté du surplus aurait été appropriée par les travailleurs.

Mais au cours des années récentes, plusieurs travaux ont remis en cause la liaison positive entre profitabilité industrielle et concentration (1). Des études ont ainsi fait état d'un impact négatif et significatif de la concentration sur le profit (2). Dans le cas belge, une étude (3) consacrée aux déterminants de la profitabilité dans 32 secteurs manufacturiers a également mis en évidence un effet négatif et très significatif de la concentration sur le profit.

C'est à la lumière de ces derniers résultats qui ne peuvent être imputés à des données défectueuses ou à une mauvaise spécification, et qui ont une base théorique alternative mieux adaptée à une économie ouverte, que la relation entre concentration et coût salarial doit être réexaminée.

-
- (1) Voir entre autres les articles de Brozen (1971) et Ornstein (1972).
 - (2) Ainsi Porter (1976) consacre une large partie de son chapitre 6 à essayer d'expliquer " The puzzling and negative coefficient of the concentration variable in the convenience good industries ... contrary to the most sacred of established doctrines in industrial organization " (p. 181). Voir également Round (1975), Comanor et Wilson (1967) et Esposito et Esposito (1971).
 - (3) Voir Jacquemin, de Ghellinck et Huveneers (1979).

En effet deux hypothèses alternatives peuvent être formulées à partir de l'absence d'effet positif de la concentration sur la profitabilité. D'une part, on pourrait s'attendre à l'absence d'effet positif de la concentration sur le niveau des salaires, par suite de l'inexistence d'un surplus de monopole à partager. D'autre part, on pourrait supposer que dans les secteurs concentrés, la position syndicale et leur pouvoir de négociation se trouvent systématiquement renforcés, indépendamment d'une liaison entre profitabilité et concentration, de telle sorte que la concentration continuerait à favoriser les salaires.

L'objet de cet article est d'abord d'explicitier ces hypothèses alternatives et de présenter le modèle correspondant (section 1). Il s'agira ensuite de tester le modèle et de discuter les résultats (section 2).

Section 1

1.1. Une série de facteurs ont été avancés pour expliquer un coût salarial plus élevé dans les secteurs concentrés. Ils peuvent se regrouper en deux types. D'une part, ceux qui relèvent d'une stratégie délibérée de la part des entreprises du secteur qui redistribuerait une partie du surplus du monopole sous forme d'accroissement de salaire, soit en vue de s'assurer une protection à l'égard d'entrants potentiels, soit pour couper court à toute contestation (cela plus particulièrement dans les secteurs à intensité capitalistique élevée). D'autre part, un ensemble de phénomènes liés au processus de négociation. On se réfère dans ce cas à deux aspects :

soit une présence et une activité syndicales plus grandes dans les secteurs où l'existence d'un surplus augmente les perspectives de succès, soit une moindre résistance des employeurs (1) lors des négociations, provoquée par la possibilité, dans les secteurs concentrés, de transférer au consommateur les augmentations du coût.

Etant donné que, dans le cas belge, les secteurs concentrés, non seulement ne connaissent pas un profit supérieur mais, au contraire, se caractérisent par une profitabilité moindre, les hypothèses relatives à un comportement délibéré des entreprises perdent leur signification puisque les entrepreneurs n'ont plus de surplus à justifier ou à défendre. Par contre, le deuxième groupe d'hypothèses, lié au processus de négociation, demeure pertinent. Il importe néanmoins de l'explicitier. Les exigences syndicales et la moindre résistance patronale ont été généralement expliquées par l'existence d'un profit dans le secteur. L'impact des structures de marché sur le mode de négociation salariale ne se limite toutefois pas à ce seul aspect. Ainsi, le pouvoir de négociation des syndicats est influencé, entre autres, par le degré d'organisation des producteurs et la stabilité de ces derniers sur le marché, deux facteurs qui facilitent les processus de concertation. Inversement, le pouvoir de négociation des employeurs est influencé par le degré d'organisation des syndicats et la stabilité de leur position sur le marché du travail. Cette interdépendance entre les deux parties dans la négociation est d'autant plus sensible dans le cas belge que la majeure partie des salaires est déterminée au niveau sectoriel. Cette interdépendance implique que le degré de concentration cristallise un rapport de force entre

(1) Ceci rejoint la philosophie de la " vie tranquille " du monopoleur .

syndicat et patronat. D'une part, on peut estimer que les producteurs sont mieux à même dans les secteurs concentrés de se défendre face aux exigences syndicales grâce à leur cohésion. D'autre part, les secteurs concentrés se caractérisent également par une organisation plus stable, une coordination et une unité d'action syndicales plus aisées, une concertation moins diffuse : la réduction des coûts de transaction pour une stratégie syndicale donnée (1) favoriserait dans ces secteurs le pouvoir de marchandage des travailleurs aux dépens des employeurs. Il apparaît ainsi que la concentration est susceptible d'exercer une influence sur le processus de concertation qui préside aux déterminations du coût salarial sectoriel, indépendamment de sa relation avec le profit sectoriel.

1.2. Pour déterminer le rôle de la concentration dans la détermination des salaires, il faut définir aussi complètement que possible le modèle. Le problème, ainsi que le souligne Weiss, est complexe, " étant donné le grand nombre de variables pertinentes lors de la détermination du coût salarial et étant donné que beaucoup d'entre elles sont corrélées avec la structure de l'industrie ". (2). Négliger certaines variables risque de faire jouer à la concentration un rôle qui ne lui est pas spécifique ; les introduire engendre parfois de la multicollinéarité (3).

(1). Certains auteurs utilisent d'ailleurs la concentration comme mesure inverse du coût d'offre de services syndicaux.

(2) Weiss (1966) : p. 96

(3) Voir les tests de Philips (1971) : p. 97

Le choix des variables explicatives et le choix entre les différentes mesures d'une même variable mérite dès lors le plus grand soin. Il importe, entre autres, de bien spécifier les différences dans les caractéristiques de la main d'oeuvre, car elles peuvent être associées aux structures de marché (tant à la taille des entreprises (1) qu'à la concentration (2) et même à l'ouverture internationale).

Le modèle comporte dès lors diverses variables de contrôle.

Testé sur 44 secteurs (3) manufacturiers belges, il s'écrit :

$$\log W_j = f(AO_j, QO_j, FO_j, TMOE_j, C4D_j, SH, UN_j).$$

La variable dépendante W_j est définie comme étant le coût salarial horaire ouvrier en 1972 (4). Le coût salarial a été retenu, de préférence au gain brut, dans la mesure où il englobe toutes les dépenses effectivement supportées par l'employeur pour l'emploi de main-d'oeuvre durant

-
- (1) Voir Stoikov (1970) qui montre que dans le cas japonais il existe un lien entre taille des établissements et qualification de la main-d'oeuvre, ce lien peut s'expliquer, entre autres, par une intensité capitaliste plus grande.
 - (2) Voir Weiss (1966) qui conclut " ... firms in concentrated industries do not pay their employees more ... but they get "higher quality labour in the bargain ". p.108
 - (3) Notons que l'approche idéale, pour l'analyse de la relation entre concentration et coût salarial, consiste à travailler au niveau individuel, ce qui permet de prendre en compte les variations dans les caractéristiques personnelles des individus. C'est le cas des études de Weiss et de Jenny et Weber (1975) pour la France. Malheureusement ce type de données n'est pas publié dans le cas belge.
 - (4) Le choix de l'année est dictée par le fait qu'il s'agit de l'année la plus récente pour laquelle on dispose de données sur les caractéristiques de la main-d'oeuvre. Notons que les résultats restent similaires lorsqu'on choisit d'expliquer le coût salarial observé en 1975.

l'année de référence. L'augmentation des salaires nominaux accompagnée de la non-indexation (ou minime) des barèmes fiscaux entraîne un déplacement des préférences des travailleurs (1) vers les rémunérations autres que le salaire direct ce qui, joint à une fiscalisation croissante du travail, provoque une évolution divergente entre gains et coûts (2).

Nous nous sommes attachés uniquement à la catégorie des travailleurs manuels dans la mesure où elle est plus homogène et moins sujette à d'amples variations suivant le niveau de qualification (3).

1.3. Les variables de contrôle se répartissent en deux groupes : le premier regroupant diverses caractéristiques de la main-d'oeuvre (AO_j , FO_j et QO_j), le deuxième décrivant les structures du marché ($TMOE_j$ et SH_j).

(1) Voir Donsimoni et Shakotko (1979 b)

(2) Le rapport entre le coût moyen et le gain brut moyen sur un échantillon de 42 secteurs passe ainsi de 1.58 à 1.78 entre 1972 et 1975. Rappelons que le gain brut comprend le salaire direct, la rémunération pour les heures supplémentaires, les primes et gratifications versées à l'occasion de chaque paie alors que le coût direct englobe toutes les charges supportées par l'employeur pour l'emploi de main-d'oeuvre c'est-à-dire par exemple les coûts de formation professionnelle, le transport des travailleurs, les primes de vacance, de fin d'année...

(3) Notons que le coût salarial ouvrier détermine pour une large part celui des employés. La variabilité interindustrie des traitements mensuels des employés est expliquée à 82 % par celle du coût salarial horaire ouvrier.

$$\text{Traitement}_j = 6197 + 187.18 W_j \quad R^2 = .82 \\ (13.8)$$

La proportion des ouvriers du secteur j qui ont entre 30 et 44 ans est représentée par la variable AO_j . Il semble, en effet, que chez les ouvriers, c'est dans cette tranche d'âge que la productivité maximale est atteinte grâce au cumul de l'expérience, l'adresse, l'énergie physique, le sens de la responsabilité et le niveau de qualification. L'étude, au niveau de l'ensemble de l'industrie, de la relation entre âge et gain horaire brut montre effectivement que c'est dans cette classe d'âge que se situe le sommet de la courbe avec un indice de 107,9 (1).

La proportion d'ouvrières dans le secteur j (FO_j) est également susceptible d'exercer un rôle important. La différence entre le salaire moyen des femmes et des hommes ouvriers dans l'industrie est de 33 % en 1972. Celle-ci reflète, toutefois, essentiellement des facteurs structurels très différents d'une population à l'autre ; ainsi les ouvrières sont en moyenne plus jeunes (29 ans à comparer à 37 ans pour les hommes), moins qualifiées (il y a en moyenne dans l'industrie 35,7 % d'hommes qualifiés contre 13 % de femmes seulement), ont moins d'ancienneté (moins de 5 ans, en général, contre 9 ans en moyenne chez les hommes)(2). L'introduction de ces différentes variables en sus de la variable FO nous permet de tester l'effet net de cette dernière.

La proportion des ouvriers qualifiés dans le secteur j (QO_j) affecte également le salaire moyen sectoriel. L'obtention d'une qualification sanctionnée par un examen a représenté pour l'individu un investissement qui doit être rémunéré. Pour l'employeur, elle est supposée être associée à

(1) Cfr Statistiques Sociales, Série Spéciale 4A 1972, tableau 10 page 58

(2) Les corrélations observées entre QO et FO (-.425) et AO et FO (-.471) reflètent cet état de fait.

une productivité plus élevée. Au niveau de l'ensemble de l'industrie, l'indice du gain horaire moyen brut des ouvriers qualifiés se situe à 107.7 (1).

La présence de grands établissements dans le secteur (TMOE_j) est captée par le pourcentage des ouvriers qui travaillent dans les établissements de plus de 1000 salariés. Cette mesure est destinée à prendre en compte l'existence de grands établissements dans le secteur considéré. Une dimension absolue élevée reflète divers phénomènes. Ainsi, elle peut être le résultat de l'exploitation d'économies d'échelle et donc d'une productivité moyenne accrue (2) et être associée à une intensité capitalistique élevée, à une spécialisation des tâches qui entraînent une réduction des coûts de production (3). D'autre part, à une dimension élevée de l'établissement peut être associée une augmentation du groupe dans lequel est inséré le travailleur ; ceci provoque une modification des relations du travail et entraîne une désutilité, une aliénation plus grande qui, dans le chef du travailleur, devrait être compensée par un salaire

(1) Cfr Statistiques Sociales, Série Spéciale 4 A, tableau 5, p. 40.

(2) Dans ce cas, la mesure choisie suppose que les économies d'échelle ne sont atteintes que dans les établissements de 1000 personnes au moins.

(3) Dans ce contexte, différents auteurs tels Vanoverbeke (1972) Wabe et Leech (1978), Brams (1978) ont choisi comme mesure la taille moyenne des établissements. Cet indicateur prend dans le cas de certains secteurs belges des valeurs tellement faibles (< 30 personnes dans 6 secteurs) qu'elle ne révèle certes plus la présence de grands établissements, mais plutôt l'existence d'une longue queue de petits établissements non significatifs. (Voir Scherer (1975)); on peut s'attendre dans ce cas à une faible corrélation entre taille moyenne et taille minimale optimale.

plus élevé (1).

Notons encore un effet indirect de la dimension des établissements sur le coût salarial lié à l'activité syndicale. L'organisation syndicale est, en effet, plus facile et moins coûteuse à réaliser (recrutement, mobilisation plus aisés) dans les grands établissements que dans les PME où les relations employeur - employés sont plus personnalisées (2).

Il apparaît nécessaire, dans une économie largement ouverte au commerce international, comme la Belgique, de distinguer les secteurs ouverts au commerce international où les producteurs belges, pris au niveau sectoriel, sont confrontés à une demande agrégée parfaitement élastique, des autres secteurs qui restent relativement protégés... Ces derniers sont soit abrités du commerce international (coût de transport ...), soit confrontés à une demande d'une élasticité finie. N'ayant pas à prendre en compte l'impact de la concurrence internationale, ces secteurs protégés sont susceptibles de faire preuve d'une moindre résistance lors des négociations salariales dans la mesure où ils peuvent répercuter leurs coûts

-
- (1) Pour une discussion et un relevé des tests empiriques de ces hypothèses, voir Scherer (1976). Notons que ce type d'hypothèse justifie le choix de notre indicateur au dépens de la taille moyenne.
 - (2) Un test discriminant les effets directs des effets indirects, serait d'étudier si l'association positive entre les variations dans les salaires moyens sectoriels et une proportion élevée d'emplois dans les grands établissements est due aux salaires élevés dans les seuls grands établissements de ce secteur - dans ce cas, ce sont bien les effets directs qui ont joué - ou si le poids des grands établissements a entraîné un effet de transmission dans les établissements de tout le secteur, indépendamment de la taille - dans ce cas, ce sont les effets indirects qui sont présents : le pouvoir de négociation syndical mieux établi dans les grands établissements bénéficie aux travailleurs de tout le secteur via le système des conventions sectorielles (cfr annexe) -. Voir Kleiman (1971).

dans leurs prix de vente. Ceci pourrait expliquer un niveau de salaire plus élevé dans les secteurs protégés. La variable retenue (SH) est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 dans le cas de secteurs protégés de la concurrence internationale - soit parce qu'ils sont abrités, soit parce qu'ils ont la faculté de discriminer entre marchés - et 0 dans le cas de secteurs ouverts à la concurrence internationale (1). L'effet attendu est positif. Notons que cet impact de la concurrence internationale est susceptible de s'exercer principalement dans les secteurs dont les biens sont peu différenciables et qui ont un contenu en facteur travail élevé. L'indicateur choisi ne constitue, dès lors, qu'une approximation très brute du phénomène que l'on cherche à appréhender.

1.4. Enfin, les variables de syndicalisation et de concentration sont définies comme suit.

En ce qui concerne la syndicalisation, deux mesures ont été retenues. Il est difficile en Europe Continentale de mesurer le pouvoir syndical (2). Le pourcentage des travailleurs syndiqués est, en effet, dans ces économies peu représentatif d'une attente d'un salaire accru étant donné que tous les travailleurs, syndiqués ou non, bénéficient des avantages obtenus par les syndicats. Nous avons dès lors eu recours à deux autres indicateurs. L'un qui mesure le taux de participation des

(1) Cette classification résulte de l'application du modèle scandinave à la Belgique (voir Huveneers (1980)). Les secteurs pour lesquels les prix domestiques suivent les prix internationaux sont considérés comme ouverts, tandis que ceux qui ont la faculté de répercuter tout ou une partie de leur augmentation de coût sont considérés comme protégés.

(2) La notion du pouvoir est dans ce contexte assimilée à la faculté qu'ont les syndicats d'obtenir les avantages demandés.

travailleurs aux élections sociales de 1971 (UN_j) avec un effet attendu positif. L'autre qui est le degré sectoriel de concentration syndicale mesuré par l'indice d'Herfindhal appliqué au pourcentage de sièges obtenus par les trois organisations syndicales représentatives, lors des élections au Conseil D'Entreprise de 1971 (HUN_j). On s'attend à un salaire d'autant plus élevé que la concurrence entre syndicats et vive. L'effet attendu est donc négatif (1).

Pour ces deux variables de syndicalisation, les statistiques disponibles sont malheureusement publiées à un niveau très agrégé (23 secteurs industriels seulement); nous avons, dès lors, dû effectuer la même valeur à plusieurs industries, ce qui explique la faible variabilité de ces mesures (écart-type .074 pour une moyenne de .76 dans le cas de UN_j). Il faut donc s'attendre à un effet peu significatif.

Le taux de concentration domestique $C4D_j$ est mesuré par la part des quatre plus grandes entreprises dans le chiffre d'affaires domestique du secteur.

(1) Voir l'annexe pour une explicitation du choix de l'effet attendu des variables.

Avant de passer à l'examen des résultats, l'analyse de la matrice de corrélation partielle (tableau I) nous indique que parmi les variables explicatives choisies, seule la variable syndicale est faiblement corrélée avec la variable dépendante confirmant nos présomptions d'un pouvoir explicatif faible. Les deux variables structurelles ont, quant à elles, des niveaux de corrélation partielle élevés ; tandis que parmi les variables caractérisant la main-d'oeuvre, seule le % de femmes se caractérise par une corrélation partielle très élevée (-.588).

Tableau I : matrice de corrélation partielle

	log W	AO	FO	QO	TMOE	C4D	SH
AO	.100						
FO	-.588	-.231					
QO	.112	.027	-.191				
TMOE	.402	-.05	.053	-.043			
C4D	.472	.16	.224	-.042	+.02		
SH	.274	.008	.176	-.023	-.347	-.187	
UN	-.09	-.04	.08	-.306	.097	.237	.013

Section 2 : Présentation des résultats.

L'équation (1) du tableau II. concerne l'ensemble du modèle présenté. En comparant les équations (1) et (2) à (3), on voit que les informations relatives à la syndicalisation sont de piètre qualité. Dans le cas de la variable UN_j (taux de participation aux élections sociales) l'effet est négatif, contrairement aux attentes. Dans les deux cas l'impact de la variable est négligeable (test t non significatif, pas de modification du R^2 ou de RSS entre (1), (2) et (3)). Nous abandonnons donc cette variable dans les autres équations, par suite de l'impossibilité où nous sommes de mesurer de façon adéquate l'impact de la syndicalisation. Celle-ci ne sera donc reprise qu'indirectement via les autres variables et plus particulièrement : FO, TMOE, C4D⁽¹⁾.

En ce qui concerne la variable qui est au centre de nos préoccupations- la concentration - elle exerce un impact positif et significatif conformément à nos attentes⁽²⁾. La valeur du coefficient reste relativement stable à travers les différentes spécifications et se situe autour de 27. Ceci signifie qu'un accroissement de 10 % de la concentration provoque un accroissement de 2.7 % du coût salarial. Il s'avère donc que dans le cas belge les secteurs concentrés connaissent

-
- (1) Philips (1971) a dû recourir à la même procédure. Celle-ci empêche de pouvoir tester l'existence d'un effet direct propre au pouvoir syndical sur le coût salarial.
- (2) La persistance de cet effet + et s dans l'équation expliquant le coût salarial observé en 1975 vient infirmer la nature conjoncturelle de cette relation observée par Haworth et Reuter (1978) dans le cas des Etats Unis.

un niveau salarial plus élevé, et cela même lorsqu'il est explicitement tenu compte des caractéristiques des travailleurs et des tailles d'établissement. Etant donné l'absence de surplus monopolistique observée, cet effet positif ne peut s'interpréter que par l'existence d'une relation positive entre " pouvoir de marché " des syndicats et concentration des producteurs qui s'expliquerait par une identification plus aisée des interlocuteurs, une coordination plus réalisable des actions dans les diverses entreprises du secteur et la reconnaissance par les producteurs d'une certaine puissance syndicale (1).

Les caractéristiques de la main-d'oeuvre présentent les signes attendus, mais ont des degrés de significativité variables. La variable FO a un effet négatif et significatif, tandis que les variables AO et QO ne jouent pas un rôle significatif. Ce manque de significativité s'explique aisément par les collinéarités existantes, principalement entre QO et FO - ainsi qu'en témoignent les équations (4) et (5). Toutefois, le pouvoir explicatif de ces variables est indéniable ainsi que l'atteste la chute du R^2 entre l'équation (7) et (8). Un test F appliqué sur ce groupe de 3 variables prend la valeur 7.69 largement supérieure à la valeur critique. Parmi les trois caractéristiques relevées, celle qui exerce un rôle prédominant est la variable âge, avec un coefficient de .75. Notons que, à qualification et âge donné, le pourcentage de femmes dans un secteur exerce un effet négatif sur le coût salarial (2). Ceci ne reflète pas uniquement un effet de discrimination pure à l'égard des femmes, mais

-
- (1) Notons que si l'on introduit en sus comme variable explicative le taux de marge brute sectoriel (disponible à un niveau plus agrégé de 35 secteurs), C4D maintient son effet positif et significatif sur le coût salarial tandis que le taux de marge exerce un effet négatif et non significatif.
 - (2) Cet effet n'est pas négligeable puisque à un accroissement de 10 % de la proportion des femmes correspond une baisse du coût salarial de 3.7 %.

peut s'expliquer aussi par des frais de formation professionnelle moindres, ou encore un moins grand nombre d'heures supplémentaires ou l'absence de primes pour travaux pénibles ou travail de nuit qui, par réglementation, sont interdits aux femmes (1).

L'utilisation de la variable dichotomique SH donne les résultats escomptés (2). Les secteurs protégés connaissent un niveau de coût salarial supérieur de 8 % à la moyenne générale qui est de 144.17. Il apparaît ainsi pertinent pour une petite économie largement impliquée dans les échanges mondiaux d'introduire une variable de contrôle de l'ouverture au commerce international (3).

La variable taille d'établissement exerce bien un impact positif et plus ou moins de même ampleur que celui de la variable concentration ; la relative stabilité des coefficients de ces deux variables à travers les différentes équations testées induit que chacune joue un rôle particulier et indépendant dans la détermination du coût salarial (4).

(1) Voir à ce sujet Leroy (1976).

(2) Quoique significatif à 10 % seulement. Notons que lorsqu'on utilise une spécification linéaire, le coefficient devient significatif au seuil de 5 %.

(3) Lorsqu'on remplace cette dichotomique par des variables continues (taux d'importation et taux d'exportation pour les secteurs qui ont la faculté de discriminer), les résultats ne sont pas meilleurs étant donné les collinéarités existantes entre les variables d'ouverture internationale et les caractéristiques de la main-d'oeuvre. Ainsi les secteurs importateurs se caractérisent-ils par une main-d'oeuvre féminine peu qualifiée.

(4) Ceci infirme les résultats de Master (1969) pour les Etats Unis.

Tableau II : Régressions expliquant le log du coût salarial horaire dans 44 secteurs manufacturiers en 1972

C	AO	QO	FO	TMOE	C4D	TM	Txx	SH	UN	HUN	R ²	RSS	F
(1) 4.57 (16.86)	.755 (1.45)	.137 (.89)	-.37 (-2.97)	.2 (224)	.28 (2.84)			.08 (1.85)	-.02 (-.10)		.67	.607	14.19
(2) 4.52 (11.06)	.776 (1.27)	.139 (.89)	-.37 (-2.92)	.2 (1.93)	.27 (2.4)			.08 (1.83)		.04 (.06)	.67	.607	14.19
(3) 4.55 (23.5)	.756 (1.47)	.142 (.98)	-.37 (-3.03)	.2 (2.27)	.28 (2.94)			.08 (1.87)			.68	.607	17.01
(4) 4.81 (60.31)		.116 (.79)	-.49 (-5.07)	.23 (2.68)	.32 (3.62)			.08 (1.77)			.68	.643	19.38
(5) 4.09 (30.43)	1.75 (4.)	.319 (2.19)	.21 (2.13)	.25 (2.39)				.08 (1.77)			.61	.759	15.27
(6) 4.61 (23.49)	.706 (1.33)	.142 (.95)	-.38 (-2.99)	.16 (1.80)	.27 (2.79)						.66	.665	18.49
(7) 4.42 (20.60)	1.67 (3.18)	.134 (.79)	-.34 (-2.37)								.56	.904	20.34
(8)													

NB. Les tests sont donnés entre parenthèses: $t_{0,99} = 2.7$ $t_{0,95} = 2.02$ $t_{0,9} = 1.68$.

CONCLUSIONS

Des variations dans les caractéristiques de la main-d'oeuvre employée correspondent à des productivités différentes d'un secteur à l'autre et, à court terme, ceci peut expliquer qu'il existe entre industries des différences dans les coûts salariaux. Notre étude a montré que, si ces caractéristiques exercent bien l'effet attendu, elles n'expliquent toutefois pas l'entièreté de la variation inter-industrielle du coût salarial; certains traits structurels - taille moyenne des établissements, concentration des entreprises et ouverture internationale - jouent également un rôle significatif.

Particulièrement intéressant à cet égard est l'impact positif de la concentration des entreprises. Couplé avec l'effet ^{11 b n} significatif de la concentration sur la profitabilité sectorielle, cet impact permet de rejeter l'hypothèse d'un partage de surplus monopolistique entre employeurs et travailleurs et suggère plutôt qu'il existe, toutes autres choses égales, une relation positive entre efficacité syndicale et concentration des entreprises.

Annexe : Mesure de l'impact syndical sur le coût salarial
dans le contexte institutionnel belge.

Aux Etats-Unis, l'objectif des syndicats est d'améliorer le sort de leurs membres ; le système européen, par contre, se caractérise par une politisation du syndicalisme qui souhaite améliorer le sort de tous les travailleurs.

Au niveau de l'analyse économique de la détermination des salaires, cette divergence institutionnelle est fondamentale.

Ainsi, dans le cas américain, le fait d'être syndiqué exerce un effet direct sur le niveau de salaire (1) et la comparaison la plus pertinente consiste à distinguer les établissements (ou entreprises) syndiqués (2) de ceux qui ne le sont pas pour tester l'effet du taux de syndicalisation sur le coût salarial. Dans le secteur industriel, les principales conventions se réalisent effectivement au niveau de l'entreprise (34 %) ou de l'établissement (40 %). En Europe continentale, par contre, les conventions sont nationales et sectorielles et s'appliquent à toutes les entreprises quel que soit leur taux de syndicalisation et à tous les travailleurs indépendamment du fait qu'ils soient ou non syndiqués.

(1) Une série d'études aux E.U. analysent les déterminants de l'écart observé entre le salaire moyen des syndiqués et des non syndiqués. Ainsi dans Donsimoni et Shakotko (1979 a), il apparaît que ce différentiel moyen - après avoir corrigé pour la taille de l'établissement, la localisation, la qualification moyenne des travailleurs, le % moyen d'hommes et de blancs dans le secteur - est de 12.5 % et qu'il peut être imputé à 77 % au taux de syndicalisation dans le secteur.

(2) Un établissement est syndiqué lorsque une majorité des ouvriers ont voté en faveur de l'existence du syndicat. Ceux-ci deviennent dans ce cas les interlocuteurs privilégiés. Lorsque la majorité n'est pas atteinte, les syndicats n'ont pas le pouvoir de représenter les ouvriers et les contrats de travail se négocient individuellement entre employeur et employé.

La motivation qui se trouve derrière une affiliation à un syndicat s'avère ainsi très différente. Aux Etats-Unis on peut considérer qu'il existe une estimation des hausses de salaire susceptibles d'être obtenues via les syndicats ; en Europe, par contre, la motivation principale serait l'assurance d'une assistance en cas de conflit de travail. Le taux de syndicalisation reflèterait des réalités extrêmement différentes dans les deux systèmes (1).

Certains chercheurs (2) ont choisi, dès lors, dans le cas européen, d'assimiler au taux de syndicalisation américain, le taux de participation des travailleurs aux élections sociales. La participation à ces élections étant libre, on peut, argumenter que choisir un délégué pour représenter les travailleurs au Conseil d'Entreprise s'assimile à un espoir de voir s'améliorer son statut financier.

Outre le taux de participation en lui-même, qui peut aussi refléter d'autres préoccupations, il nous a paru approprié de relever le degré de concurrence existant entre les diverses organisations syndicales dans un secteur donné. Cette variable est toutefois à double tranchant : si l'existence d'une certaine concurrence peut être apte à provoquer des surenchères entre délégués syndicaux et à durcir leur position dans les négociations avec les employeurs, elle peut aussi conduire les différentes organisations à se combattre l'une l'autre au bénéfice de l'employeur. Dans le premier cas, l'effet attendu et souhaité est négatif ; c'est à dire, au plus le degré de concurrence est faible, au plus les syndicats se sclérosent dans les procédures de concertation, au moins ils obtiennent des augmentations salariales. Dans le second cas, l'effet obtenu serait positif ou même indéterminé ; la variable ne constituerait alors pas un indicateur pertinent ..

(1) La réalité est moins tranchée qu'il n'y paraît à première vue. Ainsi le syndicat américain exerce également un rôle important dans les conflits du travail (voir entre autres l'étude de Freeman (1979) concernant l'effet de l'appartenance à un syndicat sur la stabilité des travailleurs). Inversement, face à la tendance vers une baisse des affiliations, les syndicats européens s'efforcent d'obtenir des avantages propres aux seuls syndiqués. L'ensemble des avantages octroyés dépasse toutefois rarement le montant de la prime syndicale.

(2) Voir entre autres Jenny et Weber (1975).

Bibliographie :

- BRAMS W. (1978) - " Verklaring van intersectoriele verschillen in de lonen en de loonevolutie in de Belgische industrie ", Onderzoeksrapport n° 7816, Leuven.
- BROZEN Y. (1971) - " Bains Concentration and Rates of Return Revisited ", Journal of Law and Economics, 14, Oct.
- COMANOR W.S. and T.A. WILSON (1967) - " Advertising, Market Structure and Performance ", The Review of Economics and Statistics, 49, Nov.
- DONSIMONI M.P. and SHAKOTKO R. (1979 a) - " An Analysis of Industry Variance in the Union Relative Wage Differential : Observed and Unobserved Factors ", Discussion Paper n° 17, Columbia
- DONSIMONI M.P. AND SHAKOTKO R. (1979 b) - " Unionism and the Structure of Total Compensation ", Discussion Paper n° 21, Columbia
- ESPOSITO L. and ESPOSITO F. (1971) - " Foreign Competition and Domestic Industry Profitability ", The Review of Economics and Statistics 53, Nov.
- FREEMAN R.B. (1979) - "Why do Unions Increase Job Tenure ?" Harvard Discussion Paper n° 723.
- GEROSKI P., HAMLIN A. and KNIGHT K. (1979) - " Wages, Strikes and Market Structure ", Paper presented at the EARIE Meeting in Paris, Sep.
- GOLDSCHMID H., MANN M. and WESTON F. (eds) (1974) - "Industrial Concentration : The New Learning ", Little, Brown and Co., Boston.
- HAWORTH C. and RASMUSSEN D. (1971) - " Human Capital and Inter-Industry Wages in Manufacturing ", The Review of Economics and Statistics, Nov.
- HAWORTH C. and REUTER C. (1978) - " Industrial Concentration and Inter-industry Wage Determination ", The Review of Economics and Statistics
- HOROWITZ I. (1971), - " An International Comparison of the Intra-National Effects of Concentration on Industry Wages, Investment and Sales ", The Journal of Industrial Economics, vol. 19, Apr.
- HUVENEERS C. (1980) - " Price Formation and the Scope for Oligopolistic Conduct in a Small Open Economy : a tentative classification of Belgian industrial sectors ", Document de travail, UCL
- JACQUEMIN A., DE GHELLINCK E. and HUVENEERS C. (1978) - " Concentration industrielle en économie ouverte, le cas de la Belgique ", Bulletin de Statistique de INS, mai.

- JACQUEMIN A., DE GHELLINCK E. and HUVENEERS C. (1979) - " Concentration and Profitability in a Small Open Economy ", Working Paper n° 7912 ISE, à paraître dans Journal of Industrial Economics.
- JENNY F. et WEBER A.P. (1975) - " Concentration, syndicalisation et rémunération salariale dans l'industrie manufacturière française ", Revue Economique.
- KLEIMAN E. (1971) - " Wages and Plant Size : A Spillover Effect ? " Industrial and Labour Relations Review, Jan.
- LEWIS H. (1963) - "Unionism and Relative Wages in the United States", University of Chicago Press, Chicago.
- MASTERS S.H. (1969) - " An Interindustry Analysis of Wages and Plant Sizes ", The Review of Economics and Statistics.
- METCALF D., NICKEL S. and RICHARDSON R. (1976) - " The Structure of Hours and Earnings in British Manufacturing Industry ", Oxford Economic Papers, Jul.
- ORNSTEIN S. (1972) - " Concentration and Profits ", Journal of Business, 45, Oct.
- PHILIPS L. (1971) - "Effects of Industrial Concentration", North-Holland, Amsterdam.
- PORTER M. (1976) - "Interbrand Choice, Strategy and Bilateral Market Power", Harvard University Press, Cambridge.
- ROUND D.K. (1975) - " Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy : Some Australian Evidence ", Journal of Law and Economics, Apr.
- SCHERER F.M. (1976) - " Industrial Structure, Scale Economics and Worker Alienation ", in Masson R. and Qualls P. (eds), "Essays on Industrial Organization in Honor of Joe Bain", Ballinger Pub. CO.
- SCHERER F.M. (1980) - "Industrial Market Structure and Economic Performance", 2nd edition, Rand Mc Nally, Chicago.
- SEGAL M. (1964) - " The Relation between Union Wage Impact and Market Structure ", The Quarterly Journal of Economics,
- STOIKOV V. (1970) - " Size of Firm, Worker Earnings and Human Capital : The Case of Japan ", Industrial and Labour Relations Review, vol. 26, Jul.

- VANOVERBEKE L. (1972) - " Interindustry Wage Differentials " ,
Tijdschrift voor Economie, vol. 17 N° 3.
- WABE S. and LEECH B. (1978) - " Relative Earnings in UK Manufacturing -
A Reconsideration of the Evidence ", The Economic Journal, Jun.
- WEISS L. (1966) - " Concentration and Labour Earnings " ,
The American Economic Review, Mar.
-