

METHODES QUANTITATIVES DE SYNTHESE DE LA LITTERATURE ET GRH : UNE META-ANALYSE MENEES SUR LA RELATION SYNDICAT-PRODUCTIVITE

Patrice LAROCHE
ATER

GREFIGE - IAE Nancy 2
patricelaroche@infonie.fr

L'étape préliminaire à toute recherche consiste à examiner la littérature portant sur son objet d'étude. Elle permet d'identifier et de discuter des derniers développements de la recherche et de déterminer les futures voies de recherche possibles dans un domaine. La revue de la littérature peut revêtir plusieurs formes dont l'objectif commun est de présenter les travaux antérieurs, en les opposant ou en les rapprochant, afin de déboucher sur une conclusion synthétique et/ou une génération d'une nouvelle hypothèse à tester. Une de ces formes consiste à généraliser les résultats d'études singulières, c'est-à-dire réaliser une revue intégrative de la littérature. Cette démarche de généralisation empirique peut emprunter deux approches.

La première approche consiste à effectuer une synthèse des connaissances purement discursive qui échappe à toute méthode et à toute règle. Cette revue traditionnelle de la littérature fait souvent l'objet de polémiques. Il est fréquent que l'auteur de la revue de la littérature cherche principalement à montrer des arguments en faveur de l'idée qu'il défend en insistant plus particulièrement sur les travaux antérieurs favorables à la thèse retenue. Par ailleurs, un autre problème de la revue narrative de la littérature est la façon dont sont interprétés les résultats économétriques de certaines études. En effet, le jugement final ne tient pas compte de la nature probabiliste des méthodologies quantitatives. La seconde approche constitue une alternative rigoureuse à l'état de l'art narratif en réalisant une synthèse quantitative de la littérature, perspective plus connue sous le nom de méta-analyse. En fait, il s'agit d'un terme générique qui désigne « l'application d'un ensemble de méthodes d'analyse statistique à un ensemble de résultats empiriques issus d'études singulières, afin de les intégrer, les synthétiser et leur donner un sens » (Muller, 1988, p.295).

Le terme méta-analyse a été introduit en 1976 par Glass dans le cadre d'études en psychométrie (Glass, 1976). Cette technique s'est tout d'abord développée dans le domaine de la psychologie, de la sociologie et de la médecine avant de faire son apparition en sciences de gestion notamment en marketing. Malgré cette apparence de relative nouveauté, le concept est ancien. Le principe même existe depuis le début du siècle, Karl Pearson ayant proposé des techniques permettant de combiner des données provenant de différents échantillons. Plus tard, les premiers travaux s'intéressant à la problématique de la combinaison des résultats de plusieurs expériences indépendantes ont été conduits par Cochran en 1954. Mais c'est surtout depuis ces dix dernières années que l'intérêt porté à la méta-analyse s'est particulièrement développé. Ainsi, le nombre croissant de méta-analyses publiées en sciences de gestion montre l'importance accordée à ces techniques de revue de la littérature. Parallèlement à l'accroissement de son utilisation, la méta-analyse fait régulièrement l'objet d'articles de

mises au point et de polémiques (Bobko et Stone-Romero, 1998). En effet, la méta-analyse peut parfois apparaître sous un aspect réducteur, en agrégeant les données et en ne raisonnant qu'en terme de moyenne, s'opposant ainsi à la possibilité d'analyse fine qu'offre la revue narrative de la littérature.

Le but de ce travail est de présenter le processus de la méta-analyse à partir d'une investigation menée sur la relation syndicat-productivité. Notre démarche vise donc à proposer une nouvelle méthodologie, un nouvel outil de synthèse de la littérature en GRH. Pour illustrer cette méthodologie, nous avons choisi d'aborder un champ d'étude peu développé en France. Toutefois, notre investigation de l'objet restera secondaire et dans le cadre de ce travail, nous nous limiterons au rappel des théories fondamentales. Ainsi, dans une première partie, nous mettrons en exergue d'une part, l'incertitude et la complexité de la relation entre le syndicalisme et la productivité du travail et d'autre part, la controverse des conclusions sur les recherches existantes. Puis, dans une seconde partie, nous aborderons la procédure méta-analytique développée par Hunter et Schmidt (1990). Une troisième partie présentera les résultats de la méta-analyse menée sur les études portant sur le lien syndicat-productivité. Enfin, les apports et les limites de l'approche méta-analytique seront discutés en conclusion.

SYNDICATS ET PRODUCTIVITE DU TRAVAIL : ELEMENTS POUR UN DEBAT

Des incertitudes théoriques...

L'effet du syndicalisme sur la productivité du travail est théoriquement très discuté par les chercheurs en relations industrielles et les travaux empiriques sur la question obtiennent des résultats contradictoires (se reporter aux synthèses réalisées par Addison, 1982, 1985 ; Belman, 1992 ; Freeman et Medoff, 1984 ; Hirsch et Addison, 1986). La littérature est dominée par les contributions des économistes américains qui, en s'appuyant sur plusieurs théories économiques, ont permis de conceptualiser la relation entre le syndicalisme et la productivité. Dans un souci de synthèse, nous exposerons brièvement quelques éléments théoriques susceptibles d'éclairer la liaison incertaine entre le syndicalisme et la productivité du travail.

1.1.1. Du syndicat monopole...

Pour les économistes néoclassiques, le syndicat est considéré comme un monopole qui pèse sur les coûts en modifiant la structure salariale. En effet, les syndicats regroupent les salariés et ont un rôle identique à celui des monopoles qui voudraient peser sur les prix en regroupant tous les vendeurs d'un bien ou d'un service.

En tant qu'institutions monopolistiques, les syndicats diminuent la performance des entreprises de trois façons. En premier lieu, les augmentations de salaires obtenues grâce à eux provoquent une mauvaise répartition des ressources en poussant les entreprises à employer moins de personnes et à utiliser plus de capital par employé (effet de substitution). Par ailleurs, les dispositions des conventions syndicales (telles que la limitation de la durée du travail, la protection des salariés contre les licenciements, etc...) diminuent la productivité du travail et du capital en limitant la « substitutalité » des facteurs de production. Enfin, les grèves

ou les débrayages déclenchés pour obliger le patronat à accepter les exigences des syndicats engendrent des coûts directs mais également indirects.

Finalement, l'approche néoclassique se révèle limitée pour traiter de façon satisfaisante de l'influence du syndicalisme sur la productivité du travail. Il faudra attendre d'autres contributions comme celles émanant de l'Ecole d'Harvard pour rendre compte de la capacité d'expression collective des travailleurs au sein de l'entreprise.

1.1.2. ... au moyen d'expression collective et de réponse institutionnelle.

Les travaux menés dans cette perspective reposent à l'origine sur une contribution d'Albert O. Hirschman (1970). Hirschman, dans son célèbre ouvrage *Exit, Voice and loyalty*, opère une distinction entre trois types de comportement du consommateur : la défection (*exit*), la contestation (*voice*) ou la loyauté (*loyalty*). Lorsqu'il est satisfait, le consommateur par exemple n'a aucune raison de changer de produit et lui manifeste sa loyauté (*loyalty*) ; mais s'il se trouve mécontent, il pourra exprimer sa réprobation par la défection (*exit*), à moins qu'il ne traduise son mécontentement en choisissant « la prise de parole » (*voice*).

Freeman et Medoff (1984) ont transposé cette typologie d'Hirschman à la relation employeur-employé et montrent que les travailleurs insatisfaits de leurs rémunérations ou de leurs conditions de travail peuvent réagir en quittant leur emploi pour un autre qui leur semble meilleur (*exit*). Mais, également en faisant part de leur mécontentement par l'adhésion à un syndicat (*voice*). Pour Freeman et Medoff (1984), l'action syndicale présente alors deux visages possibles : le "syndicat-monopole" mais aussi le "moyen d'expression collective et de réponse institutionnelle".

En matière de performance productive, le recours à la protestation (*voice*) amène à une modification sensible de l'analyse des effets de la syndicalisation. Considérée isolément, la thèse du monopole syndical impute aux syndicats la responsabilité de l'augmentation des salaires au-dessus du niveau concurrentiel ainsi que de la diminution de la productivité du travail. Or, la thèse de la *voice* souligne l'influence positive du syndicalisme sur la productivité du travail grâce à la réduction du taux de démission, l'incitation à une meilleure gestion de l'organisation, l'amélioration de la coopération entre les salariés, l'amélioration de la communication entre direction et salariés, etc...

Théoriquement, le syndicalisme peut donc réduire ou améliorer la performance productive de l'entreprise. Finalement, lequel des deux visages du syndicalisme est prédominant ? Pour répondre à cette question, il semble que seuls les travaux empiriques peuvent apporter des éléments de réponse.

... aux obstacles méthodologiques

La plupart des études sont américaines ou britanniques et comparent le niveau de productivité des entreprises « syndiquées » aux « non-syndiquées ». La majorité des travaux américains conclut à un effet positif des syndicats sur la productivité du travail (Brown et Medoff, 1978 ; Clark, 1980 ; Allen, 1984). En revanche, en Grande-Bretagne et en Australie, les travaux révèlent plutôt un effet neutre ou négatif sur la productivité (Metcalf, 1990 ; Drago *et al.*, 1992). En France, les syndicats semblent avoir une influence positive sur le niveau de productivité (Coutrot, 1995) alors qu'en Allemagne et au Japon les résultats sont beaucoup plus contradictoires (Schnabel, 1991 ; Brunello, 1992)¹.

¹ Pour une revue plus détaillée de la littérature, cf. D. BELMAN, Unions, the quality of labor relations, and firm performance, in *Unions and economic competitiveness*, L. Mishel et P. Voos (eds), New York, M.E. Sharpe, 1992.

En fait, les travaux empiriques se caractérisent par leur forte hétérogénéité sur plusieurs aspects. Tout d'abord, les travaux évaluent les effets de la présence syndicale sur des échantillons d'entreprises fort différents par leurs secteurs d'activités, leurs situations géographiques, ou encore la taille de l'entreprise. Par ailleurs, les effets analysés, les méthodes de recueil des données, le choix des indicateurs et les traitements économétriques sont également très divers.

La majorité des études empiriques s'appuient sur l'estimation de fonctions de production de type Cobb-Douglas. Cette fonction définit la production par employé par rapport à la quantité de capital et d'autres facteurs de production mobilisée par employé, en tenant compte de la qualité de la main-d'œuvre². Les études se différencient par leur mesure de la productivité du travail qui peut être exprimée parfois en unité monétaire correspondant à la valeur ajoutée par employé (VA/L), d'autres fois en quantités physiques par employé (Q/L). De nombreuses variables de contrôle sont intégrées dans ces modèles telles que la qualité de la main d'œuvre, la structure du marché, l'effectif de l'établissement, etc...

Ainsi, un nombre important de biais méthodologiques peuvent apparaître. En effet, l'utilisation d'une variable explicative spécifique peut avoir une influence importante sur les estimations obtenues. Par exemple, la valeur de la production exprimée en unités monétaires doit tenir compte de l'effet prix et de l'effet volume. Toute estimation supérieure de la valeur de la production dans les entreprises syndiquées risque de ne pas refléter une quantité de production accrue par employé mais plutôt une augmentation du prix par unité de produit. Le recours aux unités physiques pour mesurer la production permet d'éviter les risques de confusion entre les différences de prix et de production à condition de se limiter à des secteurs d'activité comparables. De même, les mesures de la valeur ajoutée peuvent surestimer la productivité chaque fois qu'une entreprise est en situation de monopole. Si l'on soupçonne que des entreprises possèdent un pouvoir monopolistique (donc sur la tarification), les mesures des marchés de monopole doivent être dévaluées ou bien la fonction de production doit intégrer des variables de contrôles de concurrence des marchés.

Dans ces conditions, il est difficile d'identifier de façon générale et synthétique une association entre le syndicalisme et la productivité du travail. Ainsi, ces nombreuses études empiriques ne suffisent pas à lever les doutes précédemment évoqués même si certains travaux présentés ici identifient les bienfaits possibles des syndicats sur la productivité. Il nous semble donc intéressant de prolonger ce type de revue de la littérature par une méta-analyse susceptible de révéler les déterminants de l'influence syndicale sur la productivité. Auparavant, nous proposons une présentation générale de la démarche méta-analytique.

² La fonction de type Cobb-Douglas modifiée par Brown et Medoff (1978) est de la forme : $Q = AK^\alpha (L_n + cL_u)^{1-\alpha}$ avec Q désignant la production par employé, K la quantité de capital, L_n et L_u respectivement la quantité de travail non syndiqué et la quantité de travail syndiqué, A est une constante et α et $(1-\alpha)$ représentent respectivement l'élasticité de la production au facteur capital et l'élasticité de la production au facteur travail. Le paramètre c reflète la différence de productivité entre le facteur travail syndiqué et non syndiqué. Si $c > 1$ alors le facteur travail « syndiqué » est plus productif, a contrario, si $c < 1$ alors le facteur travail « syndiqué » est moins productif. Le modèle (1) est équivalent à un modèle linéaire spécifié en terme de logarithme (2) : $\ln(Q/L) = \ln A + \alpha \ln(K/L) + (1-\alpha)(c-1)P$ avec P correspondant à la densité syndicale (L_u/L).

2. LA CONDUITE D'UNE META-ANALYSE

La réalisation d'une méta-analyse n'est pas une tâche facile, elle nécessite de suivre une méthode de mieux en mieux codifiée et d'utiliser un outil statistique qui offre de plus en plus de possibilité que nous allons présenter. Les travaux de méta-analyse sont reconnus depuis plusieurs années comme des travaux de recherche à part entière. L'objectif commun à toutes les procédures méta-analytiques est d'étudier la force de la relation (ou la taille de l'effet) entre deux variables d'intérêt (Wolf, 1986)³. La procédure méta-analytique que nous avons adoptée est celle de Hunter, Schmidt et Jackson (1982). L'objectif de cette procédure est d'estimer l'intensité de la relation entre deux variables d'intérêt et d'identifier l'influence de modérateurs sur cette relation. Dans ce cadre, la conduite d'une méta-analyse consiste à suivre les étapes suivantes :

- Adopter une perspective de recherche,
- Collecter des études portant sur un même objet,
- Choisir un indicateur quantitatif commun,
- Corriger les erreurs et les biais des études publiées afin d'agrèger les résultats,
- Analyser et interpréter les résultats corrigés,
- Rechercher l'éventuelle influence de variables dites modératrices.

2.1. L'objectif de la méta-analyse

Il convient donc d'adopter une perspective de recherche dont la formulation explicite revêt une grande importance. En effet, celle-ci va conditionner le type d'informations que le méta-analyste ira chercher dans les études recensées.

L'objectif principal de notre méta-analyse est ici d'étudier la force de la relation (ou la grandeur de l'effet) entre le syndicalisme et la productivité du travail. Les données analysées sont issues de travaux empiriques publiés sur la relation syndicat-productivité. Un objectif secondaire est d'examiner dans quelle mesure l'importance des effets peut être influencée d'une part, par les caractéristiques méthodologiques de l'étude elle-même et d'autre part, par les facteurs contextuels pris en compte dans les études.

2.2. La collecte des études empiriques

La deuxième étape consiste à collecter des études portant sur le même objet de recherche afin de constituer un échantillon. Les bases de données informatiques (ABI-Inform, EconLit, Doge, Management contents, Inist,...) sont devenues, depuis plusieurs années, le principal outil de recherche bibliographique. Cette recherche bibliographique est essentielle car la généralisation des résultats implique d'être en possession d'une littérature quasiment exhaustive. Or, il existe des études non publiées (thèses, cahiers de recherche, actes de colloques, ...) difficilement accessibles qui ne peuvent pas toujours être prises en compte

³ Le terme *taille de l'effet* (« *effect size* » en anglais) est défini comme l'estimation du degré de relation entre deux variables d'intérêt. On parle indifféremment d'*estimateur de l'effet*, de *grandeur de l'effet* ou de *l'importance de l'effet*.

dans la méta-analyse⁴. Se pose alors le problème de la représentativité de l'échantillon d'études que le méta-analyste constituera. Le chercheur est donc confronté d'emblée à l'importance du biais de publication⁵.

Au cours de cette étape, le méta-analyste recherche au sein de chaque étude collectée plusieurs types d'informations telles que les caractéristiques générales des études (type de publication, auteurs,...), les informations sur les résultats des études (seuil de significativité, valeur de la statistique employée,...), le nombre de variables étudiées (degré de liberté de l'étude,...). Le méta-analyste prendra soin d'élaborer une grille de codification de ces informations.

2.3. Choix d'une métrique commune et correction des résultats

L'étape suivante doit généralement procéder à la transformation des statistiques présentées dans les études collectées à l'aide de différentes méthodes (Wolf, 1986). En effet, l'agrégation des résultats obtenus nécessite de traduire la relation selon un même indicateur statistique. Il existe ainsi plusieurs manières d'opérer ces transformations, nous ne reviendrons pas sur l'ensemble de ces techniques qui sont par ailleurs décrites dans de nombreux ouvrages (Rosenthal, 1982)⁶.

Dans notre méta-analyse, la grandeur d'effet est estimée par le coefficient de corrélation partielle r en raison de sa facilité d'accès dans toutes les études de notre échantillon⁷.

On calculera ensuite la moyenne des corrélations partielles r pour avoir une estimation de la grandeur de l'effet dans la population. Glass et al. (1981), Hunter et Schmidt (1982) et Rosenthal (1984) ont proposé de pondérer les différents r en fonction de la taille de l'échantillon de l'étude d'où ils sont issus afin d'éviter de surestimer l'effet des études portant sur des petits échantillons.

On calcule alors la grandeur estimée de l'effet de la population en pondérant chaque grandeur d'effet par la taille des échantillons de chaque étude selon la formule suivante :

$$\bar{r} = \frac{\sum_{i=1}^k N_i r_i}{\sum_{i=1}^k N_i}$$

Avec N_i : nombre d'individus dans l'échantillon

⁴ Cooper (1984) fait remarquer que les recherches non publiées sont probablement entachées de failles méthodologiques qui nuiraient à la qualité de la méta-analyse. Leur non inclusion ne serait donc pas un problème. Néanmoins, il existe une importante controverse entre les méta-analystes sur l'inclusion des travaux non publiés.

⁵ Pour contourner ce problème, le calcul du « N-additionnel » peut s'avérer utile. Le « N-additionnel » (traduction du « Fail-safe N ») permet de répondre à la question suivante (Cooper, 1984, p.92) « Combien de comparaisons confirmant l'hypothèse nulle devraient être ajoutées aux résultats d'études ayant pu être inclus dans l'analyse pour changer la conclusion (au seuil p choisi) selon laquelle une relation existe ? ».

⁶ La plupart des ouvrages sur les méta-analyses fournissent les formules de calcul pour passer d'un indicateur statistique à un autre. Les tableaux de synthèse de Wolf (1986, p.35) et de Mullen (1989, p.43-44) peuvent être utilisés.

⁷ Le coefficient de corrélation partielle mesure la liaison entre deux variables lorsque l'influence d'une ou des autres variables explicatives est retirée. Plus le coefficient est élevé, plus la contribution de cette variable est importante à l'explication globale du modèle. Le coefficient de corrélation partielle se calcule à partir du t de Student ou de l'erreur standard (SE) sachant que $t = \beta / SE$ avec β étant le coefficient de régression (estimateur de la pente de la droite de régression).

Et r_i : grandeur de l'effet de chaque étude.

Lorsque l'on a identifié l'indicateur d'association entre les deux variables, il convient ensuite de corriger, dans la mesure du possible, plusieurs erreurs ou biais provenant des études publiées afin d'agrégier les résultats (Hunter et al., 1982). Ainsi, le biais lié à l'erreur d'échantillonnage et le biais lié à l'erreur de mesure seront corrigés⁸.

Ces résultats corrigés peuvent mettre en évidence le problème de l'hétérogénéité des études. En effet, Hunter et al. (1982) ont proposé une batterie de tests visant à s'assurer du manque d'homogénéité des études. Si la variance liée à l'erreur d'échantillonnage et à l'erreur de mesure représente plus de 75 % de la variance résiduelle (ou encore si la variance résiduelle est inférieure à 25 %) alors les études sont considérées comme homogènes. Dans le cas contraire, les études sont considérées comme hétérogènes et nécessitent la recherche de variables modératrices pour expliquer cette différence dans l'échantillon d'études. Cependant, la règle des 75 % de la variance résiduelle n'est pas suffisante dans le cas de petits échantillons d'études. Un test supplémentaire destiné à s'assurer du manque d'homogénéité des études reposant sur la prise en compte de la variance est prévu dans la procédure de Hunter et Schmidt (1990). Il s'agit d'un test non paramétrique qui suit une loi du Chi-2.⁹ Enfin, la mise en évidence de variables modératrices dans les études de l'échantillon repose également sur le calcul de l'intervalle de confiance à 95 % sachant que si la valeur zéro est comprise dans cet intervalle, nous acceptons l'hypothèse d'une corrélation nulle au seuil de 5 %¹⁰.

Recherche de variables modératrices

Si les différents indicateurs calculés précédemment soulignent une hétérogénéité des grandeurs de l'effet alors il convient de mettre en relief l'éventuelle influence de variables dites modératrices, intervenant dans la relation entre le syndicalisme et la productivité. La revue narrative de la littérature a déjà souligné combien les résultats des études empiriques sont contradictoires. Il s'agit de répondre maintenant à la question suivante : Quelles sont les particularités méthodologiques des études empiriques et les facteurs contextuels qui influencent l'intensité du lien entre présence syndicale et productivité ? Différentes variables décrivant les caractéristiques des études peuvent être retenues (taille des échantillons, date de publication, lieu d'étude, année de l'étude, type d'analyse des résultats,...).

Deux méthodologies sont alors possibles pour rechercher les variables modératrices. Une première méthode consiste à réaliser des méta-analyses stratifiées (aussi appelées en sous-groupes). Les analyses stratifiées effectuent une recherche de l'interaction en comparant les résultats obtenus entre des sous-groupes d'études. Une interaction se manifestera par des études homogènes au sein d'un sous-groupe. Les sous-groupes sont créés en fonction de la variable modératrice étudiée.

La seconde méthode consiste à régresser les différentes variables modératrices sur la grandeur de l'effet. On parle de méta-analyse de régression. Il est alors nécessaire de coder les

⁸ Cette correction des erreurs est spécifique à la méthodologie de Hunter *et al.* (1982).

⁹ La valeur critique du χ^2 est donnée par une table en fonction du degré de liberté. Le rejet de H_0 (hypothèse nulle) permet de conclure à une différence significative. Ce qui signifie une hétérogénéité des études.

¹⁰ L'intervalle de confiance est calculé autour de la moyenne pondérée de la taille de l'effet. La moyenne pondérée n'est qu'un estimateur de la plage d'importance de l'effet dans la population. L'intervalle de confiance donne une idée de cette plage. L'intervalle de confiance est déterminé par la moyenne pondérée de la taille de l'effet +/- 1,96 écart-type.

variables qui semblent a priori influencer la relation étudiée afin d'estimer un modèle de régression qui a la forme suivante¹¹ :

$$Y_i = \alpha + \beta_1 N_i + \gamma_1 X_{i1} + \dots + \gamma_k X_{ik} + \delta_1 K_{i1} + \dots + \delta_n K_{in} + u_i \quad (1)$$

avec

Y_i est la grandeur de l'effet (ou corrélation partielle de l'étude i dans notre méta-analyse)

α est la constante qui peut être interprétée ici comme la « vraie » grandeur de l'effet

N_i est la taille de l'échantillon associée à l'étude i

X est une variable muette représentant certaines caractéristiques associées à l'étude i

K est la valeur moyenne d'une variable quantitative (par exemple le taux de syndicalisation)

u_i est la perturbation aléatoire

Afin d'illustrer notre propos, nous allons maintenant exposer les résultats d'une méta-analyse menée sur la relation syndicat-productivité. Notre démarche vise à présenter successivement les résultats issus des deux méthodologies méta-analytiques précédemment évoquées à savoir une méta-analyse conventionnelle (stratifiée) et une méta-analyse de régression.

3. UNE META-ANALYSE MENEES SUR LA RELATION SYNDICAT-PRODUCTIVITE

3.1. Présentation de l'échantillon d'études

La recherche des études à intégrer a commencé par une consultation systématique des bases de données informatisées ABI/INFORM (Proquest) et EconLit. Nous avons particulièrement cherché dans toutes les revues publiant des recherches sur les relations industrielles et notamment dans *Industrial relations*, *Industrial and Labor Relations Review*, *Journal of Labor Research*, *British Journal of Industrial Relations*. Nous avons également examiné toutes les bibliographies des articles collectés sur la relation syndicat-productivité.

La collecte nous a permis de rassembler plus d'une centaine de travaux, publiés ou non sur le sujet. Cependant, seules 62 études font partie de notre échantillon eu égard aux informations disponibles permettant l'évaluation de la grandeur des effets.

¹¹ Le choix des modérateurs est guidé par les hypothèses théoriques sur les modérateurs potentiels, par les aspects méthodologiques, ou par l'intuition du chercheur. L'approche traditionnelle est d'adopter une approche hypothético-déductive. Selon cette approche, les variables potentiellement modératrices sont codées sur la base de justification théorique. Toutefois, cette stratégie limite la possibilité de détecter des modérateurs imprévisibles. Une approche plus libérale est de considérer les variables disponibles comme autant de modérateurs potentiels et de tester l'influence de ces variables sur les grandeurs d'effet. Cette approche augmente le risque d'erreur de type I mais maximise les chances de découvrir des éléments nouveaux par intuition et permet parfois de développer des théories (Jackson, 1984).

Tableau 1 :
Caractéristiques des études retenues (N=62)

Etudes empiriques	Pays	Taille de l'échantillon	t de Student	Corrélation partielle	Revue
Allen (1984)	USA	81	+2.12	+0.244**	QJE
Allen (1985)	USA	102	+1.84	+0.225**	RES
Allen (1986a)	USA	44	+0.57	+0.089#	JLR
Allen (1986b)	USA	151	+2.39	+0.190**	ILRR
Allen (1988a)	USA	306	+2.79	+0.223***	ILRR
Allen (1988b)	USA	42	+2.69	+0.40**	IR
Argys et Rees (1995)	USA	3169	+1.60	+0.029#	RLE
Bartel (1994)	USA	155	+1.95	+0.160**	IR
Bemmels (1987)	USA	46	-4.70	-0.396***	ILRR
Boal (1990)	USA	249	+0.40	+0.026#	ILRR
Bronars <i>et al.</i> (1994)	USA	670	+1.07	+0.021#	IR
Brown et Medoff (1978)	USA	204	+1.95	+0.139**	JPE
Brunello (1992)	Japon	979	-7.97	-0.248***	ILRR
Byrnes <i>et al.</i> (1988)	USA	197	+2.48	+0.241***	MS
Byrne <i>et al.</i> (1996)	USA	128	-0.86	-0.075#	IR
Cavalluzzo et Baldwin (1993)	USA	83	+2.13	+0.239**	Ouvrage
Caves (1980)	UK/USA	47	-1.77	-0.27*	Ouvrage
Chezum et Garen (1998)	USA	8152	-1.75	-0.019*	AE
Clark (1980a)	USA	104	+2.00	+0.195**	ILRR
Clark (1980b)	USA	465	+0.485	+0.063#	QJE
Clark (1984)	USA	4681	-2.33	-0.03**	AER
Conte et Svejnar (1988, 1990)	USA	155	+2.04	+0.170**	I J I O
Coutrot (1995)	France	4289	+2.77	+0.048***	TE
Craig et Pencavel (1995)	USA	170	+1.91	+0.152***	BP
Davies et Caves (1987)	UK/USA	86	-2.05	-0.236**	Ouvrage
Dickerson <i>et al.</i> (1997)	UK	98	+0.88	+0.086#	IRAE
Eberts (1984)	USA	3251	+0.56	+0.010#	ILRR
Edwards et Field-Hendrey (1996)	USA	96	+1.36	+0.146#	RLE
Ehrenberg <i>et al.</i> (1983)	USA	238	+0.36	+0.024#	ILRR
Fitzroy et Kraft (1987a, 1987b)	Allemagne	123	+2.85	+0.260***	QJE
Freeman (1988)	USA	650	+0.86	0.034#	EER
Grady et Hall (1985)	USA	60	-1.47	-0.193#	JLR
Grimes et Register (1991)	USA	2062	+2.26	+0.05**	IR
Hirsch (1991)	USA	6248	-6.10	-0.077***	Ouvrage
Holzer (1990)	USA	1320	+1.10	+0.196#	IR
Ichniowski et Shaw (1995)	USA	2190	+4.90	+0.104***	BP
Katz <i>et al.</i> (1987)	USA	33	+1.95	+0.38*	BP
Kaufman et Kaufman (1987)	USA	37	-0.64	-0.114#	JLR
Kleiner et Petree (1988)	USA	490	+2.64	+0.120***	Ouvrage
Kleiner et Ay (1996)	Suède	29	-0.85	-0.183#	AILR
Kleiner et Lee (1997)	Corée	184	-0.13	-0.010#	IR
Kurth (1987)	USA	50	-3.19	-0.464***	JLR

Lee et Rhee (1996)	Corée	144	-2.66	-0.222**	JLR
Lovell <i>et al.</i> (1988)	USA	26	-2.49	-0.486**	JLR
Machin (1991)	UK	208	+0.78	+0.093#	ECO
Maki (1983)	Canada	183	+2.47	+0.182**	RI
Meador et Walters (1994)	USA	889	-1.99	-0.067**	JLR
Mefford (1986)	USA	126	+4.19	+0.36***	ILRR
Milkman (1997)	USA	2684	+1.38	+0.029#	JLR
Mitchell <i>et al.</i> (1990)	USA	886	+1.74	+0.086*	Ouvrage
Mitchell et Stone (1992)	USA	83	-3.00	-0.331***	ILRR
MORISHIMA (1990)	Japon	69	+1.00	+0.131#	IR
MURAMATSU (1984)	Japon	515	+1.50	+0.095#	Ouvrage
Noam (1983)	USA	1100	+0.33	+0.010#	RLE
Pencavel (1977)	UK	56	-3.71	-0.464***	BJIR
Phipps et Sheen (1994)	Australie	870	-1.89	-0.066*	LEP
Register (1988)	USA	389	+3.31	+0.232***	JLR
Register et Grimes (1991)	USA	1229	+2.01	+0.058**	JLR
Schuster (1983)	USA	474	+2.35	+0.259**	ILRR
Warren (1985)	USA	25	-3.12	-0.583***	JLR
Wilson et Cable (1991)	UK	260	-2.28	-0.146**	AE
Wilson (1995)	USA	266	+0.96	+0.112#	Ouvrage

Source: calculé à partir des études; *, **, *** significatif au seuil de 10, 5, et 1 %, respectivement; # non significatif. Codage des revues : BJIR: *British Journal of Industrial Relations*, QJE: *Quarterly Journal of Economics*, JLR: *Journal of Labor Research*, ILRR: *Industrial & Labor Relations Review*, AER: *American Economic Review*, IR: *Industrial Relations*, BP: *Brookings Papers*, IJIO: *International Journal of Industrial Organization*, AE: *Applied Economics*, TE: *Travail et Emploi.*, ABL: *Australian Bulletin of Labour*, LEP: *Labour Economics & Productivity*, EER: *European Economic Review*, RES: *Review of Economics and Statistics*, RI: *Relations industrielles*, RLE: *Research in Labor Economics*, AE: *Applied Economics*, OEP: *Oxford Economic Papers*, ECO: *Economica*, RES: *Review of Economics & Statistics*, JPE: *Journal of Political Economy*, MS: *Management Science*.

3.2. Résultats de la méta-analyse conventionnelle

La lecture des résultats obtenus à partir de l'échantillon complet montre une étendue des corrélations partielles allant de -0,583 à +0,400 (tableau 2 - 1^{ère} colonne). Les moyennes des corrélations non pondérée et pondérée sont positives (+0,017 et +0,014 respectivement). L'intervalle de confiance à 95 % autour de la moyenne pondérée inclus zéro (-0,160 à +0,187). Par ailleurs, le test du Chi-2 et la variance résiduelle qui s'élève à environ 87 % de la variance totale mettent en exergue la forte hétérogénéité des études. Ainsi, en tenant compte de l'ensemble des études, il n'y aurait pas de relation entre le syndicalisme et la productivité du travail. Toutefois, la littérature sur le sujet souligne que l'effet de la présence syndicale sur la productivité dépend de nombreux facteurs contextuels. De plus, certaines spécifications économétriques peuvent également expliquer l'importance de la variabilité des résultats obtenus. Ainsi, plusieurs méta-analyses stratifiées ont été réalisées afin de tenir compte de ses différents facteurs de contingence et de ces différents choix méthodologiques¹².

¹² Nous ne restituons ici que les résultats les plus significatifs. De nombreux modérateurs potentiels ont été pris en compte dans notre analyse en sous-groupes tels que le type d'analyse de données (coupe transversale,

Tableau 2 :
Méta-analyse – Syndicat-productivité¹³

	Modérateurs				
	Echantillon complet	Etudes américaines	Etudes britanniques	Bâtiment	Industries de fabrication USA
Nombre d'études	62	48	6	7	7
Taille de l'échantillon	52 459	44 452	755	809	3 865
Moyenne <i>r</i>	+0.017	+0.032	-0.156	+0.230	+0.092
Moyenne pondérée <i>r</i>	+0.014	+0.017	-0.092	+0.223	+0.114
Variance résiduelle	0.008 (87%)	0.008 (86%)	0.008 (73%)	0.000 (0%)	0.008 (81%)
Inter. de confiance à 95%	-0.16 à +0.19	-0.14 à +0.18	-0.38 à +0.19	+0.22 à +0.22	+0.07 à +0.15
Test du Chi-2	486.1**	356.3**	23.0**	2.5 (n.s)	39.0**
Etendue des corrélations	-0.583 à +0.400	-0.583 à +0.400	-0.236 à +0.093	+0.089 à +0.400	-0.396 à +0.241

*, ** respectivement significatif au seuil de 5 % et 1 % (test du Chi-2).

Nous avons notamment regroupé les travaux en fonction du pays et du secteur d'activité étudié. Nos résultats montrent que les études américaines révèlent plus souvent une association positive entre syndicalisme et productivité (+0,017) alors que les études britanniques présentent une corrélation moyenne négative (-0,092). Cependant, aucune de ces grandeurs d'effet n'est statistiquement significative et les variances résiduelles sont encore très élevées (entre 73 % et 93 %). En revanche, les travaux regroupés en fonction du secteur d'activité soulignent combien la grandeur de l'effet peut être sensible à ce modérateur. En effet, les résultats de la méta-analyse mettent en évidence une relation positive significative entre le syndicalisme et la productivité du travail dans le secteur du bâtiment (+ 0,223).

L'ensemble des résultats obtenus sont, en général, peu significatifs et révèlent les limites de la méta-analyse en sous-groupes. En effet, ce type de problème est inhérent au nombre important de variables modératrices impliquées dans la relation syndicat-productivité. Ainsi, les effets que nous avons observés et rapportés doivent être considérés comme des moyennes et interprétés avec précaution. Des relations plus complexes restent donc inexplorées. Une alternative plus pertinente consiste à réaliser une analyse en régressant chaque modérateur sur les coefficients de corrélation partielle.

longitudinale, panel) ou encore le type de spécification économétrique (Cobb-Douglas, Translog), etc.... L'auteur tient à la disposition des lecteurs intéressés les résultats détaillés des différentes méta-analyses réalisées.

¹³ Analyse réalisée à l'aide du logiciel META 5.0. développé par le Professeur Ralf Schwarzer de l'Université de Berlin (*Freie Universität Berlin*) et téléchargeable gratuitement sur Internet à l'adresse suivante : http://userpage.fu-berlin.de/~health/meta_e.htm.

3.3. Résultats de la méta-analyse de régression

L'objectif principal de notre méta-analyse de régression est de tester l'effet de certaines variables modératrices sur la relation syndicat-productivité. Après avoir rassemblé et codé toutes les informations disponibles sur chaque étude, une liste des modérateurs potentiels a été élaborée. Ces modérateurs ont été intégrés dans le modèle de régression (Xs et Ks dans l'équation 1).

La littérature considère que de nombreux facteurs - l'existence de mécanisme de participation des salariés, la pression concurrentielle, le climat social, la taille de l'entreprise - peuvent jouer un rôle modérateur sur la relation syndicat-productivité. Malheureusement, notre méta-analyse de régression est limitée aux informations fournies par les études de notre échantillon. Par ailleurs, avec 62 observations, il est nécessaire de limiter le nombre de variables explicatives. La procédure adoptée a donc été la suivante. Tout d'abord, nous avons calculé les coefficients de corrélation simple entre chaque modérateur potentiel et la grandeur de l'effet. Ceci nous a permis d'écarter les variables qui étaient faiblement corrélées à la variable dépendante¹⁴. Cette étape a permis de faire ressortir 28 variables explicatives.

La seconde étape a consisté à intégrer ces 28 variables exogènes dans un premier modèle de régression linéaire. Les résultats sont présentés dans la colonne 2 du tableau 3. Il s'agit de notre modèle de régression général. La variable dépendante dans tous les modèles présentés est la corrélation partielle calculée à partir de chaque étude. La première variable indépendante correspond aux études de Steven Allen (ALLEN). La seconde indique si l'étude porte sur le secteur de l'industrie de fabrication (MANUF). Les variables explicatives CAPITAL, PRODFUNC, COBB, FRONTIER, TECHCHANGE et LABORQUAL correspondent aux caractéristiques des fonctions de production utilisées dans les études. Les différentes mesures d'output (valeur ajoutée et quantités physiques) sont étudiées par l'intermédiaire des variables VALUEADDED et PHYSICAL. La variable DENSITY correspond aux études qui utilisent le taux de syndicalisation pour mesurer la présence syndicale et se distingue de celles qui utilisent une variable dichotomique. Le type d'analyse est également pris en compte par les variables CROSS (coupe transversale) et TIMESERIES (longitudinales) avec pour référence PANEL. Le problème du type de données (d'entreprises, de secteurs d'activité, macro-économiques ou individuelles) est exploré par les variables FIRMS, INDUSTRY et MACRO avec INDIVIDUAL pour référence. Deux autres variables dichotomiques sont inclus dans notre modèle, UK et USA, ainsi que quatre variables concernant la période couverte ayant pour référence les études qui s'appuient sur des données des années 1950. Le problème du biais de publication est examiné à travers les variables BOOKS, ECONOMICS, ILRR et JLR. SAMPLESIZE est ajouté au modèle afin de tenir compte de l'association entre la taille de l'échantillon et la grandeur de l'effet estimé. L'influence d'un auteur sur un autre est mesurée par la variable INFLUENCE. *A priori*, le sens de la relation de la plupart de ces variables avec la corrélation partielle n'est pas clairement établi. Sans surprise, la majorité des variables du modèle général ne sont pas statistiquement significatives. Toutefois, six variables obtiennent un *t* de Student supérieur à 1 et les variables INFLUENCE, JLR, ILRR, MANUFACTURING, SAMPLESIZE, DENSITY et LABORQUALITY sont toutes significatives.

La troisième étape permet de réduire le modèle de base en éliminant progressivement les variables jusqu'à ce que toutes les variables restantes aient un *t* de Student au moins égal à 1. Cette procédure est connue comme le nom de régression par élimination (backward). Le modèle ainsi obtenu (modèle spécifique) est présenté colonne 3. Ce modèle explique 54 % de

¹⁴ Par ailleurs, les coefficients de corrélations simples de toutes les paires de variables ont été examinés afin de détecter d'éventuelles multicollinéarités entre celles-ci.

la variance des effets du syndicalisme sur la productivité. Cela signifie qu'environ 46 % de la variation des grandeurs d'effets n'est pas identifiée. Cette variation correspond aux erreurs de mesure, aux erreurs d'échantillonnage et à d'autres variables explicatives dont nous n'avons pu tester l'influence.

Tableau 3

Méta-analyse de régression – Syndicat/productivité

VARIABLES	MODELE GENERAL (2)	MODELE SPECIFIQUE (3)	MODELE COBB-DOUGLAS 1 (4)	MODELE COBB-DOUGLAS 2 (5)
CONSTANTE	-11.65 (-0.77)	0.056 (0.73)	0.337 (2.24)**	0.441 (3.25)***
ALLEN	0.125 (1.08)#	0.159 (1.99)**	0.236 (2.88)***	0.236 (3.02)***
MANUF	0.124 (1.65) *	0.148 (2.73)***	0.122 (1.91)*	-
CAPITAL	-0.103 (-1.42)#	-0.093 (-1.82)*	-	-
PRODFUNC	0.061 (0.62)	-	-	-
FRONTIER	-0.057 (-0.43)	-	-	-
COBB	0.036 (0.46)	0.059 (1.15)#	-	-
TECHCHAN	0.069 (0.81)	-	0.136 (2.29)**	0.151 (2.60)**
FIRM	0.068 (0.70)	-	-0.201 (-1.63)#	-0.244 (-1.99)*
INDUSTRY	0.080 (0.64)	-	-0.144 (-1.03)#	-0.215 (-1.60)#
MACRO	0.017 (0.14)	-	-	-
UK	-0.146 (-1.17)#	-0.186 (-2.42)**	-0.182 (-1.96)*	-0.137 (-1.46)#
USA	0.184 (1.61)#	0.105 (1.74)*	-0.128 (2.00)*	-
1960	-0.019 (-0.21)	-	-	-
1970	0.022 (0.30)	-	-	-
1980	-0.048 (-0.68)	-	-	-
1990	-0.065 (-0.55)	-	-	-
VALUEADD	-0.103 (-1.13)#	-0.089 (-1.70)*	-0.109 (-1.54)#	-0.088 (-1.26)#
PHYSICAL	-0.064 (-0.82)	-	-0.125 (-1.79)*	-0.101 (-1.45)#
BOOKS	-0.100 (-0.95)	-	-	-
ECON	0.055 (0.60)	0.090 (1.71)*	-	-
JLR	-0.265 (-2.91)***	-0.232 (-3.74)***	-0.300 (-4.99)***	-0.274 (-4.61)***
ILRR	-0.147 (-1.79)*	-0.111 (-1.71)*	-0.275 (-4.05)***	-0.268 (-4.04)***
CROSS	-0.001 (-0.02)	-	-	-
TIMESERIES	0.005 (0.05)	-	-0.298 (-2.39)**	-0.376 (-3.19)***
SAMPLE	-0.032 (-1.65)*	-0.032 (-2.27)**	-0.032 (-2.08)**	-0.027 (-1.79)*
YEAR	0.006 (0.77)	-	-	-
DENSITY	-0.174 (-2.43)**	-0.140 (-2.92)***	-0.244 (-3.84)***	-0.251 (-3.91)***
LABORQUAL	0.214 (2.70)**	0.185 (3.36)***	0.168 (2.80)***	0.195 (3.08)***
INFLUEN	-0.127 (-1.79)*	-0.102 (-2.13)**	-0.057 (-1.20)#	-
%UNION	-	-	-	-
USMANUF				0.161 (2.02)**
R ajusté	0.40	0.54	0.66	0.66
F de Fisher	2.40***	6.05***	6.85***	7.08***
N	62	62	44	44

t-de Student entre parenthèses. *, **, *** coefficient statistiquement significatif au seuil de 10, 5 et 1 %, respectivement. # signifie que le t de Student est supérieur à 1.

Les résultats font apparaître que l'adoption d'une fonction de production Cobb-Douglas semble être la spécification économétrique la plus adaptée pour évaluer l'influence syndicale sur la productivité. Il convient également de prendre en considération l'intensité capitalistique de l'entreprise, la qualité de la main-d'oeuvre et les changements technologiques dans la fonction de production. En effet, ces variables de contrôle sont susceptibles d'être affectées par la présence syndicale. Le coefficient de régression de la variable CAPITAL (colonne 2 et 3) est négatif, soulignant le fait que les études qui contrôlent l'intensité capitalistique obtiennent généralement un effet syndical moins important sur la productivité. Ainsi, notre quatrième étape, nous conduit à porter plus particulièrement notre attention sur les études qui ont adopté une fonction Cobb-Douglas pour mesurer l'influence syndicale et qui ont contrôlé l'intensité capitalistique. Notre échantillon passe alors de 62 à 44 études. Ces 44 études peuvent être considérées comme celles qui ont adopté les meilleures spécifications pour mesurer l'influence syndicale sur la productivité.

Une analyse de régression par élimination a été menée sur ce nouvel échantillon d'études. Les résultats du modèle Cobb-Douglas 1 sont présentés dans la colonne 4. La même procédure a été adoptée en se limitant à l'industrie américaine (USMANUFACT) dans le modèle 2 (colonne 5). Il est intéressant de noter qu'avec ces deux nouveaux modèles, il n'y a plus qu'un tiers de la variation des résultats qui n'est pas expliquée. En comparant les R^2 ajustés avec les modèles présentés colonne 3 et 4, nous pouvons avancer l'idée qu'une partie de la variance inexpliquée du premier modèle (colonne 3) était due à la non utilisation d'une fonction de production et à l'absence de contrôle de l'intensité capitalistique. Ainsi, la variance résiduelle dans le modèle présenté colonne 3 est en partie artefactuelle.

En outre, il apparaît que le taux de syndicalisation (DENSITY) est négativement lié à la grandeur de l'effet. Ainsi, les études qui utilisent une variable dichotomique (présence ou absence syndicale) pour tester la relation syndicat-productivité ont tendance à surestimer l'effet syndical. Plus surprenant, le contrôle de la qualité de la main d'oeuvre a un effet positif sur la grandeur de l'effet. De même, nous pouvons penser que l'utilisation de la valeur ajoutée risque de surestimer la grandeur de l'effet. En effet, le niveau de la valeur ajoutée peut être influencé par l'effet syndical sur les salaires ce qui va se traduire par une augmentation des prix à la consommation et donc engendrer un effet prix favorable pour la valeur ajoutée. Or, les coefficients de régression de la valeur ajoutée (VALUE) sont négatifs mais ne sont pas statistiquement significatifs dans les modèles de production. L'utilisation de mesures physiques est significative dans les modèles de production et comme nous nous y attendions le coefficient est négatif. Cela signifie que les études qui utilisent une mesure physique de productivité surestiment l'effet syndical. Par ailleurs, les études longitudinales ont tendance à mettre en évidence plus souvent des effets moins importants alors que la taille des échantillons est négativement associée avec les corrélations partielles. Les résultats de la méta-analyse de régression confirment également les résultats de la méta-analyse conventionnelle et indiquent que les études utilisant des données issues de l'industrie américaine mettent en évidence plus souvent un effet syndical positif.

Que peut-on tirer des résultats issus des modèles estimés présentés dans les colonnes 3 et 4 ? Premièrement, certaines variables de contrôle affectent l'association syndicat-productivité, c'est le cas notamment de l'intensité capitalistique, de la qualité de la main d'oeuvre ou encore du secteur d'activité considéré. Deuxièmement, 54 à 67 % de la variation entre les résultats est expliquée par des artefacts. Cependant, il existe un niveau de variance résiduelle significatif, prouvant qu'il n'y a pas d'effet universel et invariant du syndicalisme

sur la productivité¹⁵. Troisièmement, nous pouvons déduire de nos estimations de nombreux scénarii possibles. Par exemple, en utilisant les coefficients présentés dans la colonne 4 et en proposant une modélisation s'appuyant sur des données américaines, une spécification Cobb-Douglas, un taux de syndicalisation, une mesure physique de la productivité, et en contrôlant le changement technologique, l'intensité capitaliste, tout en publiant les travaux dans une des deux revues majeures en relations industrielles, la corrélation partielle estimée est d'environ -0,11. Si l'on utilise des données britanniques, celle-ci est de -0,37.

Les résultats de notre méta-analyse nous conduisent à faire plusieurs propositions en matière de méthodologies de recherche pour les futurs travaux sur le sujet. Tout d'abord, une approche par la fonction de production offre la meilleure approche pour modéliser le processus de production et donc le rôle des syndicats dans cette production. Ensuite, la plupart des études qui ont utilisé cette approche doivent contrôler l'influence de la qualité de la main d'œuvre et l'intensité capitaliste.

La présence de nombreuses variables d'influence montre combien la relation entre syndicat et productivité est obscure. L'état de l'art réalisé par D'Arcimoles et Huault (1996) avait déjà souligné la nécessité d'enrichir les études anglo-saxonnes dont le principal défaut est de réduire à une variable unique une relation syndicat-productivité complexe.

L'approche méta-analytique présentée ici nous a permis de mettre en exergue des variables modératrices susceptibles d'influencer les résultats de ces études. Pour autant, les méta-analyses sont-elles la panacée en matière de synthèse de la littérature ?

4. CONCLUSION : POUR UN ENRICHISSEMENT DES METHODES DE RECHERCHE EN GRH

Si nous considérons qu'une recherche en gestion se doit de fournir des résultats cumulatifs, reproductibles et généralisables (Pras et Tarondeau, 1979), il devient alors nécessaire d'établir des méthodologies permettant d'intégrer, de synthétiser les études portant sur les mêmes problématiques de recherche (Coopers, 1982). Il est clair qu'une revue quantitative des travaux empiriques sur le lien entre deux variables est plus falsifiable qu'une revue de type narratif. En effet, une des principales qualités des méta-analyses est de permettre la répliquabilité des états de l'art. Pour autant, les procédures méta-analytiques ne sont pas la panacée pour résoudre tous les problèmes inhérents à une revue de la littérature (Sackett et al, 1985 ; Schmidt, 1992).

Ainsi, la première critique souvent formulée à l'égard de la méta-analyse concerne le fait que le méta-analyste inclus des études parfois très différentes dans la même synthèse. Ainsi, la diversité méthodologique ne facilite pas la comparaison des études entre-elles. C'est le problème des « pommes et des oranges » (*Apples and Orange*) souligné par Glass (1981, 1983). Néanmoins, ce problème peut être résolu en sélectionnant correctement les études à intégrer dans la méta-analyse. Dans le cadre de notre méta-analyse, ce problème important a été éludé du fait de la grande similitude des cadres théoriques et des méthodologies adoptées par chacune des études sélectionnées. D'ailleurs, un soin attentif a été accordé à la constitution de l'échantillon afin de contrôler ce problème. La revue narrative de la littérature nous a permis de sélectionner des études en évitant le mélange « des pommes et des

¹⁵ Dans ces conditions, la méta-analyse à effets fixes que nous avons présenté précédemment n'est pas la plus adaptée. Une méta-analyse à effets aléatoires aurait permis non seulement de tenir compte de l'erreur d'échantillonnage mais également de la composante aléatoire dans la variation des effets.

oranges ». Le lien entre les méthodes quantitative et narrative nous semble encore une fois évident et important.

La seconde critique porte sur les études dont les résultats sont peu significatifs et qui ne sont pas publiés. Tout d'abord, il est possible d'effectuer une revue de la littérature qui inclus des travaux non publiés : working papers, thèses, communications à des colloques,... puis de les comparer aux résultats des études publiées dans des revues. Une autre approche consiste à estimer le nombre d'études additionnelles non significatives nécessaires pour inverser le sens de la relation calculée à partir de l'échantillon d'étude dont on dispose. Ceci permet d'ailleurs de tester la robustesse et la validité de la méta-analyse. Cette approche correspond au calcul du *fail-safe N* que nous avons déjà évoqué.

La troisième critique concerne le nombre d'études issues de la même recherche qui doit être inclus dans une méta-analyse. Certains méta-analystes choisissent de séparer ces résultats tandis que d'autres préfèrent les inclure dans la même méta-analyse (Glass, 1983). Des choix intermédiaires peuvent avoir lieu en ne tenant compte que de deux résultats provenant d'une même étude ou encore en faisant la moyenne des résultats d'une même étude (Doucouliagos, 1995).

En France, l'utilisation des méta-analyses en sciences de gestion se développe principalement en marketing, gageons qu'avec l'amélioration croissante des techniques proposées celles-ci se révéleront très utiles pour les chercheurs de toutes les disciplines de gestion. Même si elles suscitent de vives critiques, l'application des méta-analyses peut s'avérer pertinente dans de nombreuses situations et notamment lorsque l'on dispose de travaux empiriques fortement contradictoires. Nous l'avons vu à travers l'application menée sur la relation syndicat-productivité. Dans tous les cas, les méta-analyses ne s'opposent pas aux revues narratives, elles restent un moyen complémentaire qui permet de rendre quantitativement compréhensible les résultats de la littérature. Ainsi, de plus en plus d'ouvrages et d'articles de recherche ont été consacrés aux méta-analyses ces dernières années, c'est dire que ces méthodes de revue de la littérature méritent qu'on s'y intéresse.

Leurs champs d'application sont nombreux dans le domaine de la GRH et il serait souhaitable que les procédures méta-analytiques viennent enrichir les méthodes de recherche en Gestion des Ressources Humaines.

BIBLIOGRAPHIE

- ADDISON J. (1982), Are unions good for productivity ?, *Journal of Labor Research*, vol. 3, n°2, Spring, pp. 125-138.
- ADDISON J. (1985), What do unions really do ? A review article, *Journal of Labor Research*, n°2, Spring, pp. 127-146.
- ARCIMOLES (d') C.H. et HUAULT I. (1996), Relations industrielles, productivité et valeur boursière de l'entreprise ; apports et limites des recherches anglo-saxonnes, in A.M. Fericelli et B. Sire ed., *Performance et Ressources humaines*, Economica, pp. 210-231.
- BANGERT-DROWNS R.L. (1986), Review of developments in Meta-analytic method, *Psychological Bulletin*, 99, 3, pp. 388-399.
- BELMAN D. (1992), Unions, the quality of labor relations and firm performance, in Mishel et Voos, ed., *Unions and economic competitiveness*, New York, M.E. Sharpe, pp. 41-108.

- BOBKO P. et STONE-ROMERO E.F. (1998), Meta-analysis may be another useful research tool, but it is not a panacea, *Research in Personnel and Human Resources Management*, JAI Press, vol.16, pp. 359-397.
- COCHRAN W.G. (1954), The combination of estimates from different experiments, *Biometrics*, 10, pp. 101-129.
- COOPER H.M. (1984), *The integrative research review : a systematic approach*, Beverly Hills, Sage Publications.
- CROCKETT G. et al. (1992), The impact of unions on workplace productivity in Australia, *Australian Bulletin of Labour*, pp. 119-141.
- DOUCOULIAGOS C. (1995), Worker participation and productivity in labor-managed and participatory capitalist firms : a meta-analysis, *Industrial and Labor Relations Review*, vol.49, n°1, October, pp. 58-77.
- DRAGO R., WOODEN M. et SLOAN J. (1992), *Productive relations ? Australian Industrial Relations and Workplace performance*, Allen & Unwin.
- FREEMAN R. et MEDOFF J. (1984), *What do unions do ?*, New York, Basic Books.
- GLASS G. (1976), Primary, secondary, and meta-analysis of research, *Educational Researcher*, 5, pp.3-8.
- GLASS G. et al. (1981), *Meta-analysis in social research*, Beverly Hills, Sage Publications.
- HEDGES L.V. et OLKIN I. (1985), *Statistical methods for meta-analysis*, London, Academic Press.
- HIRSCH B. et ADDISON J. (1986), *The economic analysis of unions : new approaches and evidence*, London, Allen & Unwin.
- HIRSCHMAN A.O. (1970), *Exit, voice and loyalty*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- HUNTER J.E., SCHMIDT F.L. et JACKSON (1982), *Meta-analysis : cumulating research findings across studies*, Beverly Hills, Sage Publications.
- HUNTER J.E. et SCHMIDT F.L. (1990), *Methods of meta-analysis : correcting error and bias in research findings*, Sage publications
- KEMERY E. et al. (1989), Meta-analysis and moderator variables : a cautionary note on transportability, *Journal of Applied Psychology*, 74, pp. 168-170.
- METCALF D. (1993), Industrial relations and economic performance, *British Journal of Industrial Relations*, 31, 255-283.
- MULLEN B. (1989), *Advanced Basic Meta-analysis*, Hillsdale NJ, LEA.
- MULLER J.L. (1988), Pour une revue quantitative de la littérature : les méta-analyses, *Psychologie Française*, 33-4, pp. 295-303.
- PEARSON K. (1933), On a method of determining whether a sample of size n supposed to have been drawn from a parent population having a known probability integral has probably been drawn at random, *Biometrika*, 25, pp.379-410.
- PRAS B. et TARONDEAU J.C. (1979), Typologies de la recherche en gestion, *Enseignement et Gestion*, n°9, printemps, pp.5-11.
- RASMUSSEN J. et al. (1988), Appropriate critical percentages for the Schmidt and Hunter meta-analysis procedure : comparative evaluation of Type I error rate and power, *Journal of Applied Psychology*, 73, pp.683-687.
- ROSENTHAL R. (1982), Comparing effect sizes of independent studies, *Psychological Bulletin*, 92, 2, pp. 500-504.
- ROSENTHAL R. (1984), *Meta-analytic procedures for social research*, Beverly Hills, Sage Publications.
- SACKETT P. et al. (1985), Commentary on forth questions about validity generalization and meta-analysis, *Personnel Psychology*, 38, pp.697-798.

- SCHMIDT F. (1992), What do data really mean ? Research findings, meta-analysis and cumulative knowledge in psychology, *American Psychologist*, 47, pp. 1173-1181.
- SCHNABEL C. (1991), Trade unions and productivity : The German evidence, *British Journal of Industrial Relations*, March, pp. 15-23.
- WOLF F.M. (1986), *Meta-analysis : Quantitative methods for research synthesis*, Sage University Paper n°59.
- ZEDECK S. (1971), Problems with the use of moderator variables, *Psychological Bulletin*, 76, pp. 295-310.

TRAVAUX EMPIRIQUES INCLUS DANS LA META-ANALYSE

- ALLEN S. (1984), Unionized construction workers are more productive, *Quarterly Journal of Economics*, n°99, may, pp. 251-274.
- ALLEN S. (1985), Why construction industry productivity is declining, *The Review of Economics and Statistics*, pp.661-669.
- ALLEN S. (1986a), The effect of unionism on productivity in privately and publicly owned hospitals and nursing homes, *Journal of Labor Research*, n°7, winter, pp. 59-68.
- ALLEN S. (1986b), Unionization and productivity in office building and school construction, *Industrial and Labor Relations Review*, january, vol . 39, p. 187-201.
- ALLEN S. (1988a), Declining unionization in construction : the facts and the reasons, *Industrial and Labor Relations Review*, avril, pp. 343-359.
- ALLEN S. (1988b), Further evidence on union efficiency in construction, *Industrial Relations*, spring, vol . 27, n°2, pp. 232-240.
- ARGYS L. and REES D. (1995), Unionization and school productivity : a reexamination, in *Research in Labor Economics*, vol.14, pp.49-68.
- BARTEL A. (1994), Productivity gains from the implementation of employee training programs, *Industrial Relations*, vol.33, n°4, October, pp.411-425.
- BEMMELS B. (1987), How unions affect productivity in manufacturing plants, *Industrial and Labor Relations Review*, January, pp. 241-253.
- BOAL W. (1990), Unionism and productivity in West Virginia Coal mining, *Industrial and Labor Relations Review*, April, vol.43, p. 390-405.
- BRONARS S., DEERE D. et TRACY J. (1994), The effect of unions on firm behavior : an empirical analysis using firm-level data, *Industrial Relations*, vol.33, n°4, October, pp. 426-451.
- BROWN C. et MEDOFF J.L. (1978), Trade unions in the production process, *Journal of Political Economy*, vol : 86, n°3, June, pp. 355-378.
- BRUNELLO G. (1992), The effect of unions on firm performance in Japanese manufacturing, *Industrial and Labor Relations Review*, April, pp. 471-487.
- BYRNE D. et Alii (1996), Unions and police productivity : An econometric investigation, *Industrial Relations*, vol. 35, n°4, october, pp. 567-584..
- BYRNES P. et Alii (1988), The effect of unions on productivity : U.S. Surface Mining of Coal, *Management Science*, n° 34, september, p. 1037-1053.
- CAVALLUZZO L. et BALDWIN D. (1993), Unionization and productive efficiency, in Fried and Al. Eds *The measurement of productive efficiency*, Oxford University Press.
- CAVES D. (1980), Productivity differences among industries, in Caves and Krause eds *Britain's Economic Performance*, The Brooking Institution, Washington DC.
- CHEZUM B. et GAREN J.E. (1998), Are union productivity effects overestimated ? : evidence from coal mining, *Applied Economics*, 30, pp. 913-918.
- CLARK K. (1980a), The impact of Unionization on Productivity : a case study, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 33, july, pp. 451-469.
- CLARK K. (1980b), Unionization and productivity : microeconomic evidence, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 45, n°4, december, pp. 613-640.
- CLARK K. (1984), Unionization and firm performance : the impact on profits, growth and productivity, *American Economic Review*, n° 74, december, pp. 893-919.
- CONTE M.A. et SVEJNAR J. (1988), Productivity effects of worker participation in management, profit-sharing, worker ownership of assets and unionization in U.S firms, *International Journal of Industrial Organization*, 6, pp.139-1651.

- CONTE M.A. et SVEJNAR J. (1988), The effects of worker participation in management, profits, and ownership of assets on enterprise performance, in Abraham K. and Mc Kersie R.B. ed. *New developments in the Labor Market*, The MIT Press, Cambridge MA, pp.59-84.
- COUTROT T. (1996), Relations sociales et performance économique : une première analyse du cas français, *Travail et Emploi*, n° 66, pp. 39-66.
- CRAIG et PENCAVEL (1995), *Participation and Productivity : A comparison of worker cooperatives and conventional firms in the Plywood Industry*, Brookings Papers : Microeconomics, pp. 121-160.
- DAVIS S. et CAVES R. (1987), *Britain's productivity gap*, Cambridge University Press.
- DICKERSON A., GEROSKI P., et KNIGHT K. (1997), Productivity, efficiency and strike activity, *International Review of Applied Economics*, vol.11, n°1, pp.119-134.
- EBERTS R.W. (1984), Unions effects on teacher productivity, *Industrial and Labor Relations Review*, 37, April, pp. 346-358.
- EDWARDS L. et FIELD-HENDREY E. (1991), *Unions and productivity in the public sector : the case of sanitation workers*, Queens College, CUNY, Mimeo.
- EHRENBERG R.G. et Alii. (1983), Unions and productivity in the public sector : a study of municipal libraries, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36, n°2, January, pp. 199-213.
- FITZROY F. et KRAFT K. (1987a), Cooperation, productivity and profit sharing, *Quarterly Journal of Economics*, 102, February, pp. 23-35.
- FITZROY F. et KRAFT K. (1987b), Efficiency and internal organization : Works council in West German Firms, *Economica*, 54, pp. 493-504.
- FREEMAN R. (1988), Union density and economic performance, *European Economic Review*, 32, pp.707-716
- GRADY D. et HALL G. (1985), Unionization and productivity in commercial banking, *Journal of Labor Research*, Summer, pp. 249-262.
- GRIMES P. et REGISTER C. (1991), Teacher unions and black student's scores on College entrance exams, *Industrial Relations*, vol.30, n3, Fall, pp.492-499.
- HIRSCH B. (1991), *Labor unions and the economic performance of firms*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan, 142 pages.
- HOLZER H. (1990), The determinants of employee productivity and earnings, *Industrial Relations*, vol.29, n3, Fall, pp.403-422.
- ICHNIOWSKI C. et SHAW K. (1995), Old dogs and new tricks : Determinants of the adoption of productivity-enhancing work practices, *Brookings Papers : Microeconomics*, pp.1-55.
- KATZ H. , KOCHAN T., KEEFE J. (1987), Industrial relations and productivity in the US automobile industry : Comment and discussion, *Brookings Papers on Economic Activity*.
- KAUFMAN R.S. et KAUFMAN R. T. (1987), Unions effects on productivity, personnel practices and survival in the automative parts industry, *Journal of Labor Research*, 13, 333-350.
- KLEINER M. et AY C. (1996), Unionization, employee representation and economic performance : comparisons among OECD Nations, *Advances in Industrial and Labor Relations*, vol.7, pp.97-121.
- KLEINER M. et LEE Y. (1997), Works councils and unionization : lessons from South Korea, *Industrial Relations*, vol.36, n°1, pp.1-16.
- KLEINER M. et PETREE D. (1988), Unionism and licensing of public school teachers : Impact on wages and educational output, in Freman and Ichniowsky eds *When public sector workers unionize*, NBER, Chicago.
- KURTH M. (1987), Teacher's unions and excellence in education : An analysis of the decline in SAT scores, *Journal of Labor Research*, Fall, vol.VIII, n4, pp. 351-367.

- LEE M.B. et RHEE Y. (1996), Bonuses, unions, and labor productivity in South Korea, *Journal of Labor Research*, spring, pp. 219-238.
- LOVELL C., SICKLES R. et WARREN R. (1988), The effects of unionization on Labor Productivity : some additional evidence, *Journal of Labor Research*, n° 9, winter, p. 55-63.
- MACHIN S.J. (1991), The productivity effects of unionization and firm size in British engineering firms, *Economica*, 58, november, pp.479-490.
- MAKI D.R. (1983), Trade unions and productivity : Conventional estimates, *Relations industrielles*, vol. 38, n2, pp. 211-229.
- MEADOR M. et WALTERS S. (1994), Unions and productivity : Evidence from Academy, *Journal of Labor Research*, Fall.
- MEFFORD R. (1986), The effect of unions on productivity in a multinational manufacturing firm, *Industrial and Labor Relations Review*, october, pp. 105-114.
- MILKMAN M. (1997), Teacher's unions, productivity and minority student achievement, *Journal of Labor Research*, vol.18, n°1, winter, pp.137-150.
- MITCHELL M. et STONE J. (1992), Union effects on productivity : Evidence from Western US Sawmills, *Industrial and Labor Relations Review*, vol.46, n°1, october, pp. 135-145.
- MORISHIMA M. (1991), Information sharing and firm performance in Japan, *Industrial Relations*, 30, pp. 37-61.
- MURAMATSU K. (1984), The effect of trade unions on productivity in Japanese manufacturing industries, in M. Aoki (ed.), *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, Amsterdam, Elsevier, pp. 103-123.
- NOAM E. (1983), The effect of unionization and civil service on the salaries and productivity of regulators, in *Research in Labor Economics, New approaches to Labor Unions*, supplement 2, pp. 157-170.
- PENCAVEL J. (1977), Distributional and efficiency effects of trade unions in Britain, *British Journal of Industrial Relations*, 15 (2), pp. 137-156.
- PHIPPS A. et SHEEN J. (1994), Unionisation, industrial relations and labour productivity growth in Australia : a pooled time-series/Cross-section analysis of TFP growth, *Labour of Economics and Productivity*, vol.6, pp.54-77.
- REGISTER C. (1988), Wages, productivity, and costs in union and nonunion hospitals, *Journal of Labor Research*, 9, Fall, pp. 325-345.
- REGISTER C. et GRIMES P. (1988), Collective bargaining, teachers, and student achievement, *Journal of Labor Research*, XII, Spring.
- SCHUSTER M. (1983), The impact of Union-management cooperation on Productivity and employment, *Industrial and Labor Relation Review*, vol. 36, april, p. 415-430.
- WARREN R. (1985), The effect of unionization on Labor productivity : some Time-series evidence, *Journal of Labor Research*, n° 6, spring, p. 199-207.
- WILSON N. (1995), *The impact of unions on US economy-wide productivity*, New York and London, Garland.
- WILSON N. et CABLE J.R. (1991), Unions, wages and productivity : some evidence from UK engineering firms, *Applied Economics*, January, pp. 219-226.