

TITRE DE LA COMMUNICATION

PROPOSITION D'UNE ECHELLE DE MESURE DE LA PERCEPTION DES PRATIQUES PARTICIPATIVES DE RSE PAR LES SALARIES

Anne-Laure GATIGNON- TURNAU
ATER (LIRHE)
Université des Sciences Sociales de Toulouse
Place Anatole France, Bât. J, 3^{ème} étage
31042 Toulouse Cedex
Tel. 05.61.21.19.31
anne-laure.gatignon@univ-tlse1.fr

RESUME DE LA COMMUNICATION

L'article vise à proposer une échelle de mesure de la perception des pratiques participatives de responsabilité sociale de l'entreprise par les salariés. Cette construction d'échelle s'inscrit dans une volonté plus large de mesurer les effets RH de pratiques de RSE dans lesquelles les salariés sont parties prenantes, c'est-à-dire dans lesquelles ils participent à la réussite du projet citoyen de leur entreprise. Plus connues en France sous le terme de « mécénat de compétences », ces pratiques philanthropiques consistent pour l'entreprise à développer un programme de volontariat, où les salariés s'engagent en tant que bénévoles. Ainsi, l'échelle de mesure vise à être administrée à des salariés qui ont une activité de solidarité dans le cadre ou en dehors de leur entreprise.

La mesure perceptuelle la plus utilisée dans les travaux académiques est la mesure de la citoyenneté organisationnelle de Maignan *et al.* (1999). Elle ne nous permet cependant pas de répondre parfaitement à notre objectif de mesurer la perception des salariés impliqués dans les pratiques spécifiques étudiées. Face à l'absence d'instrument pertinent, la construction d'une nouvelle échelle nous a paru nécessaire. Elle nous a également poussé à regarder du côté des travaux académiques sur les relations travail/ hors travail.

Ainsi, l'échelle de mesure que nous proposons est le fruit d'une re-construction menée à partir des travaux de Kirchmeyer (1995) et de son échelle de mesure « organizational responses », dont une des traductions françaises peut être « les réponses données par l'entreprise aux engagements hors travail de ses salariés ». Tout d'abord, nous avons généré de nouveaux items afin d'adapter cette échelle au cas spécifique d'un hors travail de type « bénévolat ». Ensuite, nous avons testé les qualités statistiques de cette échelle sur un échantillon de 159 salariés, ayant pris récemment un congé de solidarité avec ou sans l'aide de leur entreprise. Les résultats des analyses exploratoire et confirmatoire valident l'existence de deux types de perceptions de la part des salariés impliqués : leur perception de la citoyenneté globale de l'entreprise, la perception du soutien de l'entreprise à leur propre engagement citoyen. Ces résultats nous amènent également à discuter de l'échelle de Kirchmeyer (1995) et à montrer les apports et les limites de la nouvelle échelle de mesure créée.

Mots clés : échelle de mesure perceptuelle, responsabilité sociale de l'entreprise, congés solidaires

PROPOSITION D'UNE ECHELLE DE MESURE DE LA PERCEPTION DES PRATIQUES DE RSE PAR LES SALARIES

Cet article vise à apporter notre contribution à la mesure de la perception par les salariés des pratiques de RSE. Nous avons limité notre recherche aux pratiques participatives de RSE, consistant à déléguer tout ou partie du projet aux salariés et à promouvoir et faciliter le bénévolat des salariés. Ces programmes peuvent être définis comme « un soutien formel de l'entreprise aux salariés et à leur famille qui souhaitent donner de leur temps de manière bénévole au service de la communauté » (Wild, 1993). Ils s'inscrivent généralement dans le cadre d'un programme de mécénat de solidarité. Ces pratiques participatives sont encore rares en France, notamment par rapport aux USA, où, selon une étude récente du Boston College¹, 84 % des entreprises ont ce type de programme de volontariat en entreprise. La pratique se développe cependant de façon importante et le bilan 2002² du mécénat en France les décrit comme une des nouvelles voies du mécénat français.

La particularité des pratiques étudiées se répercute logiquement sur l'instrument de mesure. En effet, au sein de la littérature sur les effets des pratiques de RSE sur les attitudes et comportements organisationnels, peu de travaux ont été menés spécifiquement sur ces programmes de volontariat. Ainsi, la construction d'un nouvel instrument de mesure est une réponse à l'absence d'échelle existante sur la perception de ces pratiques particulières.

A la différence des échelles de mesure existantes qui sont construites pour recueillir les perceptions de l'ensemble des salariés de l'entreprise, l'échelle construite vise à mesurer la perception des salariés impliqués dans la pratique RSE. Ce choix correspond à notre volonté de mesurer les effets de cette pratique particulière, en comparant les attitudes organisationnelles des salariés qui mènent leur activité bénévole dans le cadre d'un programme de leur entreprise et celles de salariés qui le font en dehors de l'entreprise. Dès lors, notre unité d'analyse devient l'activité bénévole et non l'entreprise : nous avons donc testé notre échelle auprès de salariés ayant pris un congé de solidarité, que ce soit dans le cadre d'un programme d'entreprise ou non.

Cette analyse mène à reconsidérer la mesure de la perception des pratiques participatives de RSE par les salariés impliqués. En effet, il paraît fort probable que les salariés mobilisés vivent de manière moins distanciée la responsabilité sociale. Ces salariés jugent non seulement la façon dont l'entreprise s'engage dans des causes de solidarité mais également la façon dont l'entreprise gère leur participation et facilite leur propre engagement. Or, seule la

première dimension est généralement mesurée dans les études. Cette deuxième dimension de la perception nous amène à utiliser les travaux sur les relations travail et hors travail et notamment à appuyer le développement de notre échelle de mesure sur celle de Kirchmeyer (1995).

La première partie de l'article expose les mesures existantes de la perception des pratiques RSE par les salariés et leurs limites dans le cadre de notre étude particulière. Ces limites nous conduisent à étudier l'échelle de mesure de perception par les salariés des pratiques d'intervention de l'entreprise sur le hors travail de Kirchmeyer (1995). Cette échelle constitue la base de notre propre processus de construction d'une échelle de perception des pratiques participatives de RSE par les salariés impliqués. La seconde partie consiste à tester statistiquement cette échelle lors de deux phases successives d'exploration et de confirmation. Elle expose les résultats, la re-spécification nécessaire entre les deux phases et discute finalement de ses apports et de ses limites.

1. Mesurer la perception des pratiques participatives de RSE par les salariés impliqués

Les mesures existantes de la perception des pratiques RSE par les salariés sont insuffisantes pour étudier les pratiques spécifiques que nous étudions. Elles nous conduisent à mobiliser les travaux sur les relations travail/ hors travail et à élaborer une première échelle adaptée de celle Kirchmeyer (1995).

1.1. Les mesures existantes de la perception des pratiques RSE

Les études sur les programmes de volontariat sont rares, la mesure de la perception des salariés sur ces pratiques encore plus. Trois études principales ont été menées et publiées sur les pratiques précises que nous étudions : celle des Peterson (2004a), celle de Geroy, Wright et Jacoby (2000) et celle de Comer et Cooper (2002). Aucune de ces trois études ne développe une échelle de perception de ces pratiques par les salariés, même si ces trois études sont menées du point de vue des salariés.

1.1.1. La mesure principale de Maignan *et al.* (1999)

Pour trouver les mesures de la perception des pratiques RSE, il faut se tourner du côté des travaux sur la performance sociale. Au sein de cette littérature et sur la base des travaux de Decock-Good (2001), Gond et Igalens (2003) identifient cinq modes principaux de mesure³,

dont les mesures perceptuelles issues d'enquête par questionnaire. Ces mesures opérationnalisent le concept de performance sociale à l'aide d'une échelle de mesure mesurant les dimensions du construit. Deux échelles principales ont été développés dans cette perspective: la plus ancienne est celle d'Aupperle, Carroll et Hatfield (1985) mesurant l'orientation des dirigeants envers la responsabilité sociale (COS), la plus récente et la plus aboutie est celle de citoyenneté organisationnelle de Maignan *et al.* (1999), réutilisée par Maignan & Ferrell (2001).

Ces deux instruments reprennent la classification classique en quatre types de responsabilité sociale de Carroll (1979) : économique, légal, éthique et discrétionnaire. Seul le dernier correspond aux pratiques particulières que nous étudions. En effet, les responsabilités discrétionnaires ou philanthropiques sont le reflet du désir de la société de voir l'entreprise s'engager activement dans son environnement local et/ou global pour défendre des causes sociales et d'intérêt général. Concernant l'échelle de la citoyenneté discrétionnaire (Maignan *et al.*, 1999), les items sont par exemple : notre entreprise encourage ses salariés à participer à des associations qui soutiennent la communauté, notre entreprise fait des dons pour des causes philanthropiques, ou encore nous encourageons les partenariats avec les écoles et les activités locales.

L'échelle d'Aupperle *et al.* (1985) est destinée à mesurer uniquement le point de vue des dirigeants sur l'importance relative de chacune des quatre dimensions de responsabilité sociale de l'entreprise. En ne permettant pas de mesurer indépendamment ces quatre catégories, cet instrument n'est pas bien adapté au point de vue des salariés qui perçoivent la responsabilité sociale de leur entreprise globalement, forte ou faible sur les quatre catégories (Peterson, 2004a).

L'échelle de Maignan *et al.* (1999) est destinée à recueillir la perception de la performance sociale de l'entreprise par tous les stakeholders de l'entreprise (Maignan & Ferrell, 2001). En effet, l'échelle a été construite à partir des études académiques décrivant les activités communément acceptées comme étant citoyennes par les trois stakeholders principaux de l'entreprise : les salariés, les clients, les stakeholders publics. Ce travail a été complété par des entretiens approfondis auprès de dirigeants d'entreprise. Dans une perspective marketing, ces auteurs l'administrent principalement à des dirigeants (Maignan *et al.*, 1999, Maignan & Ferrell, 2001) car, selon eux, cette échelle suppose pour être remplie de façon pertinente d'avoir des informations générales et transversales sur l'entreprise. Cependant, dans son étude

sur la relation entre la perception de la citoyenneté organisationnelle et l'implication organisation, Peterson (2004a) utilise cet instrument pour mesurer la perception des salariés.

1.1.2. Limites de cette échelle

L'échelle de Maignan *et al.* (1999) n'est pas tout à fait satisfaisante pour deux raisons.

D'abord, comme mentionné précédemment, le remplissage du questionnaire est difficile pour une personne n'ayant pas une vision globale et transversale des activités de l'entreprise et de ces différentes pratiques en matière de responsabilité sociale (Maignan *et al.*, 1999). Or, plus les salariés ont des postes hiérarchiquement peu élevés, plus il est probable que leur travail les cantonne à un champs d'activité étroit ne leur permettant pas d'avoir un jugement précis sur les quatre dimensions de la performance sociale de leur entreprise. Cette échelle est donc destinée à des personnes ayant suffisamment d'information et plutôt à des cadres. Or, les pratiques participatives de RSE mobilisent les salariés sur leur bonne volonté et sont généralement ouvertes à tous. Ces salariés sont bien placés pour juger de la pratique de RSE de leur entreprise sur sa dimension philanthropique, mais rien ne suppose qu'ils seront en capacité de juger les trois autres dimensions. Ainsi, seule la sous-échelle « citoyenneté discrétionnaire » de l'échelle complète de Maignan *et al.* (1999) est pertinente dans notre cas.

Mais, cet aménagement n'est pas suffisant. En effet, les perceptions des salariés impliqués et celles des autres se différencient par leur distanciation à la pratique. Les travaux sur les effets de la performance sociale (Maignan *et al.*, 1999 ; Maignan & Ferrell, 2001 ; Peterson (2004a) se fondent sur la théorie de l'identité sociale (Tajfel 1972 et 1974, Tajfel et Turner 1979 et 1986) : le jugement porté par les stakeholders à la pratique de leur entreprise se fait de manière distanciée et cognitive. Or, la perception des salariés impliqués ne peut être résumé dans un processus cognitif de catégorisation cognitive (Tajfel, 1972). Tout d'abord, il paraît fort probable qu'un salarié impliqué évalue la pratique de son entreprise de manière cognitive mais également de manière plus affective que les salariés non impliqués. Ensuite, leur évaluation de la pratique porte sur la citoyenneté de l'entreprise, mais également sur la façon dont l'entreprise promeut, soutient et valorise leur engagement bénévole. Ce deuxième type de perception de la pratique, qui distingue les salariés impliqués de ceux qui ne le sont pas, n'apparaît pas dans l'échelle de Maignan *et al.* (1999), ce qui réduit son intérêt pour étudier nos pratiques particulières.

Pour mesurer cette deuxième dimension, la mobilisation des travaux sur les relations entre travail et hors travail nous a paru intéressante, puisqu'il s'agit d'évaluer l'entreprise sur la façon dont elle gère la double activité du salarié : son activité professionnelle et son activité bénévole. Plus particulièrement, le travail de Kirchmeyer (1995) sur les pratiques d'intervention de l'entreprise sur le hors travail des salariés a retenu notre attention.

1.2. De l'échelle de Kirchmeyer (1995) à sa réadaptation aux pratiques de RSE

1.2.1. L'échelle perceptuelle de Kirchmeyer (1995)

L'échelle perceptuelle de Kirchmeyer (1995) vise à mesurer la perception, par les salariés, des « réponses données par l'entreprise » au hors travail de ses salariés.

Kirchmeyer (1995) se réfère principalement aux deux concepts de perméabilité et de flexibilité des frontières, définies par Hall et Richter (1988). Ces auteurs distinguent la flexibilité des frontières, qui décrit « *le degré avec lequel le lieu et les temps professionnels et personnels se démarquent* » (c'est-à-dire les frontières physiques) et la perméabilité des frontières, qui définit le degré avec lequel un individu physiquement sur son lieu de travail devient concerné psychologiquement par ce qui se passe chez lui (c'est-à-dire les frontières cognitives⁴). A partir de ceux-ci et de Kanter (1978), Kirchmeyer classe les pratiques des entreprises en trois catégories. Premièrement, la séparation décrit la situation où l'entreprise ne se sent pas concerné par les activités extra professionnelles de ses salariés. Cette réponse de l'entreprise découle d'une volonté de l'entreprise de maintenir des frontières rigides et imperméables. Deuxièmement, l'intégration correspond à la situation où l'entreprise prend en charge les responsabilités extra professionnelles de ses salariés et fournit des services qui sont intégrés dans l'entreprise. Ce type de réponse a un lien de parenté avec les pratiques paternalistes. Elles augmentent fortement la perméabilité des frontières entre travail et hors travail. Enfin, troisièmement, le « respect » se rapproche de la notion de soutien : il décrit la situation où l'entreprise aide le salarié à gérer ses activités extra professionnelles. Le respect privilégie les solutions de flexibilisation des frontières. L'aide de l'entreprise se fait sans ingérence dans la vie personnelle de leurs salariés en leur fournissant les ressources nécessaires pour faire face à leurs responsabilités personnelles.

Ces trois catégories constituent les trois dimensions de l'échelle de Kirchmeyer (1995). Elle est constituée de dix items représentant chacun une pratique : deux mesurant la séparation (ex : mon entreprise préfère que ses salariés considèrent le travail et leurs activités

personnelles comme des domaines bien séparés), quatre mesurant l'intégration (ex : mon entreprise aide ses salariés à faire face à des responsabilités qui sont de l'ordre de la vie privée, i.e. des services financiers et juridiques), enfin les quatre derniers mesurant le respect (ex : mon entreprise est flexible au niveau des horaires de travail de ses salariés, i.e., horaires à la carte, absence de rigidité sur le fait de garder certaines heures).

Les notions de perméabilité et de flexibilité des frontières ne se retrouvent pas vraiment au sein des items. Ainsi, il semble que le fait de construire les énoncés des items à partir des pratiques concrètes des entreprises, ne permet pas d'isoler la perméabilité d'un côté, la flexibilité de l'autre. Ces pratiques peuvent être interprétées sur les deux dimensions à la fois. Dès lors, Kirchmeyer (1995) semble écarter les concepts théoriques dans l'opérationnalisation de la mesure des pratiques, pour adopter une méthode plus empirique. Les dimensions discriminantes réellement retenues par l'auteur sont l'autonomie laissée aux salariés et la prise en considération par l'entreprise des activités extra professionnelles des salariés.

Kirchmeyer (1995) teste cette échelle sur un échantillon de 221 managers canadiens qui sont engagés dans de multiples domaines d'activité (familiales, bénévoles, loisir). L'ACP valide la structuration en trois facteurs. Cette structure factorielle explique 59% de la variance et l'alpha de Cronbach pour chaque facteur est acceptable (entre 0.67 et 0.75). Cette mesure a été partiellement reprise en France par Alis et Dumas (2003) dans le cadre de travaux sur les impacts des 35 heures sur l'équilibre vécu par les salariés entre vie professionnelle et vie privée.

1.2.2. La réadaptation de l'échelle de Kirchmeyer (1995) au cas des pratiques participatives de RSE

L'échelle construite par Kirchmeyer (1995) est adaptée pour toutes activités hors travail. Nous avons adapté cette échelle pour mesurer plus spécifiquement les différentes formes d'intervention de l'entreprise sur l'activité bénévole des salariés. Nous avons repris la structure de l'échelle à 3 dimensions, mais généré des nouveaux items pour les mesurer.

La génération des items est le résultat d'une phase exploratoire qualitative, à partir d'entretiens semi directifs avec des chefs de projet citoyen (6) et avec des salariés qui participent à des projets de solidarité en collaboration avec leur entreprise (40).

Nous avons ainsi repéré trois formes de soutien de l'entreprise : le soutien par un aménagement du temps de travail et des congés, le soutien matériel et le soutien financier. Parallèlement, nous avons identifié quatre formes d'intégration. L'intégration se manifeste d'abord par la prise en considération des enjeux de solidarité au niveau stratégique, par le biais d'un projet d'entreprise ou par des programmes visant à mobiliser les salariés. Lorsque c'est l'entreprise qui choisit le thème de solidarité et/ou les associations partenaires en fonction d'objectifs de communication interne et externe (culture d'entreprise), l'intégration se fait par le biais des valeurs portées par l'activité solidaire. L'intégration peut se faire également par rapport à des objectifs de ressources humaines, par exemple lorsque l'activité bénévole utilise les compétences professionnelles des salariés. Enfin, l'intégration peut se réaliser à travers les contraintes que l'entreprise impose à ces salariés, notamment en adaptant l'activité bénévole de ces salariés aux exigences de leur activité professionnelle.

Les items et l'échelle construite (M1), sont présentés en annexe 1.

2. Résultats statistiques et discussion

Nous avons testé l'échelle sur un échantillon de 159 salariés ayant pris un congé solidaire entre les années 2001 et 2004 avec l'ONG Planète Urgence. Nous avons adapté l'échelle à ce cas particulier⁵.

Le congé solidaire ou congé de solidarité internationale est institué par la loi du 4 février 1995. Sous réserves de justifier d'une ancienneté d'au moins douze mois dans l'entreprise, un salarié a droit à un congé de solidarité permettant de participer à une mission hors de France pour le compte d'une association à objet humanitaire. Ce congé ne peut excéder 6 mois. Le salarié prévient son employeur un mois avant la date de son départ, de la durée de son congé et de l'association qu'il souhaite aider. L'employeur peut refuser le congé s'il estime que celui-ci aura des conséquences préjudiciables pour la bonne marche de l'entreprise. La durée du congé ne peut être imputée sur le congé annuel. Il s'agit d'une période de travail effectif qui entre en compte dans la détermination des avantages légaux et conventionnels d'ancienneté. Ainsi le congé solidaire ne s'intègre pas forcément dans une pratique RSE de l'entreprise. En effet, il est possible que ce congé soit demandé sur une initiative personnelle. Dans la réalité, le congé solidaire est cependant souvent un outil utilisé dans le cadre de cette pratique par les entreprises. D'abord parce que peu de salariés sont au courant de ce dispositif et qu'ils sont généralement tenus au courant par les entreprises qui y sont favorables. Ensuite,

étant donné que l'entreprise peut facilement le refuser, le congé solidaire relève souvent d'une politique d'entreprise plus globale.

Sur la base de cette loi, l'ONG Planète Urgence fait partir chaque année des salariés d'entreprise dans des missions humanitaires d'un mois minimum. Cette ONG dépasse les termes de la loi en essayant d'impliquer plus fortement les entreprises. Ainsi, l'ONG accepte, de façon exceptionnelle, de faire partir des salariés sur financement personnel. Les salariés doivent présenter leur projet à leur entreprise et obtenir un financement partiel ou total. Parallèlement, l'ONG cherche à créer des partenariats avec des entreprises, pour pérenniser le dispositif et faire partir tous les ans un nombre défini de salariés en mission. A ce jour, 145 entreprises ont signé au moins une convention pour le départ d'un salarié et, avec 44 d'entre elles, l'ONG a créé un partenariat durable.

Le questionnaire a été envoyé aux 420 personnes de la base de données de Planète Urgence : sur 420 questionnaires envoyés, 180 ont été retournés et 159 étaient traitables⁶. Le taux de retour de 41% est très bon. L'échantillon est composé 50 hommes (31,1%) et de 109 femmes (67,7%). L'âge des répondants s'échelonne entre 24 et 62 ans, avec une moyenne d'âge de 38,5 ans. La répartition entre les différentes classes d'âge est homogène. La propension de personnes célibataires (52%) est plus importante que celle des personnes mariées ou vivant en couple (47%), ce qui est représentatif du profil des personnes de la base de données. Les personnes parties en mission déclarent pour la plupart un niveau de formation supérieur au bac (51%). Enfin, 73.2% des personnes interrogées ont présenté le projet à leur entreprise qui a accepté de financer leur mission et 11% sont partis seuls. Le reste est composé de personnes pour lesquelles l'entreprise a refusé de financer leur projet (7%) et de personnes parties avec leur comité d'entreprise. 83% sont parties sur leurs congés personnels (83%) contre 17% sur des congés de formation, des RTT et des dispositifs de préretraite. 56% des personnes ont utilisées leurs compétences professionnelles dans leur mission.

2.1. Analyse exploratoire et confirmatoire de l'échelle de mesure

L'analyse statistique a été menée en deux étapes principales : le test de l'échelle réadaptée de Kirchmeyer (1995) qui nous a mené à une re-spécification et une modification de l'échelle, le test exploratoire et confirmatoire de cette nouvelle échelle.

2.1.1. Analyse exploratoire et re-spécification du modèle

Nous avons mené une analyse factorielle exploratoire sous SPSS et un test de fiabilité associée sur l'échelle de mesure créée. Les résultats sont exposés en annexe 2.

Nous avons dégagé de cette analyse et d'un processus d'épuration selon les critères classiques (valeur propre, augmentation du pourcentage de variance expliquée, qualité de représentation, contribution factorielle des items), une structure factorielle à trois dimensions. Ce résultat a été obtenu au bout de la 7^{ème} itération et de l'élimination successive des items ayant une contribution factorielle insuffisante (< 0.5) et/ou une mauvaise qualité de représentation sur les différents facteurs (< 0.5). Nous avons arrêté le processus lorsque le pourcentage de variance expliquée, lors de itération, a diminué et/ou stagné. La structure retenue explique 66,5 % de la variance. Les alphas de Cronbach total ou partiel pour chaque sous-dimension sont supérieurs à 0.8 (sauf pour la sous-dimension Intégration pour laquelle l'alpha est juste suffisant) et montrent ainsi une fiabilité acceptable de l'échelle.

La structure factorielle obtenue n'est cependant pas très « propre », car certains items ont des scores factoriels forts sur deux dimensions et semblent donc peu discriminants.

Enfin et surtout, l'inverse de la matrice des corrélations a un déterminant nul et cette matrice n'est pas définie positive. Ainsi, un problème de multi colinéarité entre les variables existe. Une re-spécification du modèle est donc nécessaire : il s'agit d'identifier et d'éliminer les variables qui portent une information redondante par rapport à d'autres variables introduites.

Nous avons mené la re-spécification du modèle à travers l'analyse du modèle M1 (annexe 1), et à travers l'étude des deux principales difficultés rencontrées pour interpréter et concevoir les trois dimensions de l'échelle.

Le modèle M1 met en avant trois dimensions : la première correspondant au « respect », la seconde à la segmentation et la troisième à l'intégration. Nous retrouvons à peu près la typologie de Kirchmeyer (1995). Cependant, les deux items A2 et A16 sont mal classés. A priori, l'item A2 devait mesurer la dimension de soutien et non celle de segmentation. L'item A16, pour sa part, mesure le soutien dans la structure qui émerge de l'analyse, alors qu'il avait été classé préalablement dans la sous-échelle Intégration. Des explications peuvent être avancées pour comprendre ce « mauvais » classement.

Concernant l'item A2, son énoncé est ambigu : la première partie de l'énoncé se rattache à la signification que nous avons donné aux pratiques de soutien, tandis que la seconde partie fait sens par rapport à la politique de segmentation. Il semble ainsi que les répondants se soient attachés à cette dernière partie de l'énoncé. Du fait de cette ambiguïté d'interprétation, nous envisageons son élimination de l'analyse. L'item A16, même s'il est rattaché à la dimension Soutien, a un fort score factoriel sur la dimension Intégration. Sa capacité à mesurer de manière discriminante les deux dimensions semble limitée. En effet, le fait que l'entreprise fasse en sorte que ses salariés utilisent leurs compétences professionnelles est à la fois une forme d'ingérence de la part de l'entreprise sur l'activité solidaire (intégration) et une façon de faciliter l'accès et l'exercice de l'activité solidaire en parallèle de l'activité professionnelle (soutien). De ce fait, l'élimination de A16 au sein de l'analyse est envisagée, car il ne permet pas de discriminer correctement les deux dimensions.

La deuxième difficulté est celle de la multi colinéarité, mentionnée ci-dessus et qui semble être la raison la plus plausible au fait que la matrice soit non définie positive (les valeurs manquantes ayant été traitées préalablement). La multi colinéarité est définie comme la dépendance linéaire entre deux ou plusieurs variables, ce qui génère une redondance de l'information au sein de la matrice. La multi colinéarité peut avoir plusieurs causes. L'une d'entre elle est l'importance du nombre de variables par rapport au nombre d'observations. Celle-ci peut être, d'ores et déjà, écartée car la taille de notre échantillon (159) est suffisante par rapport aux nombres de variables testées (18). C'est donc du côté de la redondance de l'information que nous avons tourné notre attention.

Ce problème peut d'abord être abordée d'un point de vue conceptuel. En effet, on peut se poser la question de l'apport d'informations de la dimension Segmentation par rapport aux deux autres dimensions. En effet, le répondant ne va-t-il pas considérer que l'entreprise ne se préoccupe pas de son activité solidaire si elle ne la soutient pas et ne l'intègre pas à son activité? Si tel est le cas, les réponses aux questions de la dimension Segmentation peuvent être déduites des réponses aux autres questions ; le salarié sera d'autant plus d'accord avec les items de segmentation qu'il ne sera pas d'accord à la fois avec les items des dimensions Soutien et Intégration.

Pour détecter ce problème de multi colinéarité, nous avons préalablement examiné la matrice de corrélation, puis l'évolution du déterminant de la matrice de covariance (Kline, 1998, Maruyama, 1998). Nous avons ainsi découvert que l'introduction de l'item A2 réduisait à zéro le déterminant de la matrice de covariance. Ainsi, l'item A2 apporte des informations

redondantes, notamment par rapport aux items A3 et A8 (son introduction après ces deux variables réduit à zéro le déterminant).

Du fait de ce problème de multi colinéarité et de l'ambiguïté de son interprétation, nous avons décidé d'éliminer cet item de l'échelle. Cette élimination a pour effet de réduire l'échelle à deux dimensions. La dimension Segmentation disparaît et les 3 items restant qui mesuraient cette dimension se retrouvent « à cheval » sur les deux dimensions, Soutien et Intégration. Ce phénomène confirme l'idée selon laquelle la dimension Segmentation ne constitue sans doute pas une dimension indépendante, mais une dimension qui se déduit des deux autres.

Nous testons donc une nouvelle échelle à deux dimensions (M2) et à 8 items, obtenue à partir du résultat d'une nouvelle AFC menée après élimination de l'item A2. Nous avons également éliminé les items « à cheval », c'est-à-dire A17, A16, A8. Le modèle M2 est présenté en annexe 3.

2.1.2. Analyse exploratoire et confirmatoire de l'échelle M2

Les résultats de l'analyse factorielle sous SPSS permettent de valider les deux dimensions de l'échelle et chaque item est classé correctement dans chaque dimension. Cette structure explique 60,9 % de la variance. La fiabilité totale de l'échelle est bonne ($\alpha = 0.82$) et celle des sous-échelle est acceptable (0,82 pour le soutien, 0,68 pour l'intégration). Aucun item ne doit être éliminé car cela entraîne une diminution de la fiabilité globale de l'échelle. De plus, chacun a une contribution factorielle supérieure à 0.64. Le problème de multi colinéarité a été résolu : le déterminant de la matrice de corrélation est significativement différent de zéro (Déterminant = 7,346E-02).

La première dimension regroupe les items A15, A12, A7, A9 et A3 et correspond donc à la dimension Soutien : l'entreprise cherche à aider son salarié dans la gestion de ses deux activités, notamment en rendant plus flexible et plus perméable les frontières spatiales et temporelles entre elles. L'inverse de l'item A3 apparaît dans cette dimension ; il correspond à l'idée que l'entreprise aide son salarié à gérer son activité solidaire. Dès lors, son regroupement avec les autres items de la dimension Soutien a du sens à la fois statistique et conceptuel.

La seconde dimension correspond à la troisième dimension du premier modèle M1. Elle est mesurée par les items A5, A10 et A18, qui retranscrivent le degré avec lequel le salarié juge que son entreprise s'implique financièrement et intègre cette activité au sein de sa stratégie.

Les items qui traduisent une certaine ingérence de l'entreprise sur l'activité solidaire des salariés (A6, A14) ont été éliminés. Dès lors, l'intégration mesure plutôt une mobilisation positive de l'entreprise qu'une intervention qui pourrait être perçue comme une contraignante.

Afin de confirmer cette nouvelle structure, nous avons opéré une analyse factorielle confirmatoire par la méthode des équations structurelles, en utilisant le logiciel SEPATH⁷. Comme toute analyse factorielle, elle est destinée à résumer l'information contenue dans un concept qui est mesuré par une série d'indicateurs. Mais, à la différence d'une analyse factorielle classique qui définit une structure factorielle *a posteriori*, l'analyse factorielle confirmatoire définit une structure factorielle *a priori* que l'on essaie de confirmer. A travers cette analyse, on vérifie en effet que la structure factorielle trouvée empiriquement est représentée correctement par les observations issues de la population étudiée.

Nous avons testé successivement l'ajustement du modèle global et l'ajustement du modèle de mesure. Concernant l'ajustement du modèle global, nous avons utilisé les trois familles d'indices utilisés par Roussel *et al.* (2002) : les indices absolus mesurant l'ajustement du modèle global, les indices « incrémentaux » permettant de comparer plusieurs modèles et notamment le modèle testé au modèle nul, et les indices de parcimonie indiquant dans quelle mesure le modèle présente un bon ajustement pour chaque coefficient estimé. Les résultats de cette analyse statistique sont donnés en annexe 4, ainsi que les analyses de fiabilité de validité discriminante. Une partie des résultats est également insérés dans le modèle de l'annexe 3.

Concernant les mesures d'ajustement absolu, le niveau du Khi2 est significatif à un niveau de probabilité inférieur à 1%. L'importance de la taille de l'échantillon renforce la qualité du résultat. La probabilité pour que le modèle théorique s'ajuste aux données empiriques est donc élevée. Les résultats pour tous les indices, en se rapprochant de 0.9, voir en le dépassant, renforcent l'analyse précédente. De plus, le RMSEA est de 0.08, ce qui démontre encore une fois le bon ajustement des données au modèle. Concernant les mesures d'ajustement incrémental, les indices NFI (0.907), NNFI (0.926) et CFI (0.95) dépassent la norme de bon ajustement la plus communément utilisée, soit 0.9. Dès lors, les critères de bon ajustement incrémentaux ou comparatifs soutiennent l'acceptation du modèle théorique proposé. Enfin, concernant les mesures d'ajustement parcimonieux, les indices AIC et PNFI sont acceptables, tandis que le Khi2 normé dépasse de peu le seuil le plus flexible de 5. Ainsi, nous pouvons conclure que le modèle M2 présente un assez bon degré d'ajustement aux données recueillies et qu'il est donc plausible.

Nous avons ensuite évalué la fiabilité de l'échelle de mesure, la validité convergente de l'échelle et la validité discriminante de la structure proposée. La fiabilité de chaque dimension est testée à l'aide de l'alpha de Cronbach et du rho de Jöreskog. La fiabilité de la première dimension est très bonne (0.85), tandis que la fiabilité de la seconde dimension n'est pas totalement satisfaisante (0.68).

Nous avons vérifié la validité convergente en deux temps, d'abord à travers l'analyse des contributions factorielles puis en calculant le rho de validité de convergence. Concernant la signification des contributions factorielles, le test t de Student est nettement supérieur à 1.96 ce qui vérifie la signification du lien de chaque indicateur avec son construit. Concernant le rho de validité convergente mesurant la variance expliquée des construits, il devrait être supérieur à 50%. Les niveaux obtenus s'en rapprochent mais ne l'atteignent pas. Ce résultat conduit à penser qu'un modèle alternatif devrait être élaboré afin d'obtenir une meilleure représentation théorique notamment de la dimension Intégration de la pratique d'entreprise.

Enfin, pour tester la validité discriminante, nous avons testé le modèle M3 (annexe 3), en faisant l'hypothèse que les deux dimensions que l'on postule distinctes n'en forment en fait qu'une seule. Si tel est le cas, le modèle n'est pas discriminant. Nous vérifions que le modèle M1 présente toujours les meilleurs indices d'ajustement. Nous avons également pu vérifié l'existence d'une différence significative de χ^2 entre M1 et M2 ($30.2 > 2.16$ pour 1 ddl).

2.2. Apports et interprétations de l'instrument de mesure

2.2.1. Les apports de l'échelle perceptuelle des pratiques participatives de RSE

Le premier apport de ce processus de construction d'une échelle de mesure des pratiques d'entreprise est de mettre en évidence les lacunes théoriques de l'échelle initiale utilisée de Kirchmeyer (1995). En effet, au-delà de la traduction et de la réadaptation de l'échelle qui ont pu altérées les qualités statistiques de l'échelle et qui peuvent expliquer l'instabilité de sa structure en fonction de l'échantillon d'individus, l'échelle de Kirchmeyer soulève intrinsèquement plusieurs problèmes de conception importants.

La première critique porte sur la façon dont les items sont énoncés. Certains d'entre eux, notamment ceux mesurant la dimension Intégration, ne justifient pas l'utilisation d'une échelle à quatre points de Likert. En effet, certains items, *a priori* de nature objective,

n'impliquent pas d'alternatives à une réponse binaire oui ou non. Par exemple, concernant l'item « Mon entreprise a créé une crèche pour les enfants de ses salariés sur le lieu de travail », il ne paraît pas très pertinent de laisser aux salariés la possibilité de pouvoir répondre « pas tout à fait d'accord ». La volonté de l'auteur de mesurer la pratique de l'entreprise le plus objectivement possible semble parfois lui avoir fait oublier les nécessités de la construction d'une échelle perceptuelle de mesure.

Deuxièmement, les dimensions de l'échelle ne sont en fait pas conçues comme des dimensions d'une même pratique mais comme des catégories de pratique. Ainsi, les trois facteurs reflètent deux à deux une typologie de pratiques, c'est-à-dire, *a priori*, des catégories conçues comme exclusives les unes des autres. En effet, d'après les explications de Kirchmeyer (1995), une même entreprise ne peut à la fois mener une pratique de segmentation et de « respect », une pratique de segmentation et d'intégration. Elle se situe dans une des deux situations possibles. Dès lors, si les salariés possèdent suffisamment d'informations pour juger de la pratique de leur entreprise, ils répondront logiquement très négativement aux items des deux dimensions Soutien et Intégration lorsqu'ils auront répondu très positivement aux items sur la dimension Segmentation. De ce fait, les trois facteurs de l'échelle de Kirchmeyer (1995) ne sont pas réellement des dimensions pertinentes pour juger de la pratique. Cette erreur initiale a eu logiquement pour effet de poser des difficultés statistiques entre indicateurs et notamment d'introduire de la multi colinéarité entre items.

La troisième difficulté de cette échelle provient de l'ambiguïté de ses fondements théoriques. Dans un premier temps, à la lecture de l'article de 1995, les concepts de perméabilité et de flexibilité de Hall et Richter (1988) semblent primordiaux : la pratique de « respect » est censée augmenter la flexibilité des frontières entre les domaines d'activités, tandis que la pratique d'« intégration » aurait une incidence sur la perméabilité de ces mêmes frontières. Cependant, à la lumière des explications et de l'énoncé des items, Kirchmeyer (1995) fait tout autant prévaloir la notion d'autonomie et de responsabilité des salariés vis-à-vis de leur activité extra professionnelle. Dès lors, ce qui distingue les dimensions et ce qu'elles sont censées mesurer est, dès le départ, ambiguë et mal circonscrit. Cela est particulièrement vrai en ce qui concerne les items de la dimension Soutien. Un des items « *Elle apprécie que ses salariés s'impliquent dans des activités en dehors de leur travail, sans pour autant chercher à s'ingérer dans leur temps personnel* » mesure avant tout l'absence d'ingérence de la part de l'entreprise dans les activités extra professionnelles, tandis qu'un autre « *Elle accorde des aménagements de travail (i.e., transfert des appels téléphoniques ou prêt d'ordinateurs*

portables pour travailler à la maison durant les heures de travail) » mesure tout autant le degré de flexibilité que celui de perméabilité des frontières. Le regroupement de ces items ensemble est issu d'une analyse empirique et non conceptuelle. Rien de surprenant alors de constater une instabilité de la structure de l'échelle et de ne pas la confirmer sur notre échantillon.

Les limites de cette échelle pouvaient être décelées avant même une analyse statistique. Cette dernière nous a cependant permis de les confirmer, de les identifier et de tenter de les dépasser.

Premièrement, nous avons prêté attention aux énoncés des items afin d'éviter l'écueil d'une réponse binaire oui/non. A cet effet, nous n'avons pas cité dans leur énoncé les pratiques concrètes et nous avons opté pour une énonciation suffisamment abstraite pour justifier une échelle à plusieurs points de réponse.

Concernant les second et troisième points de critique, nous avons éliminé dans le modèle M2 la dimension Segmentation, jugée redondante avec les deux autres dimensions et engendrant le problème de multi colinéarité de l'échelle.

De plus, l'échelle construite répond à notre objectif de mesurer les deux types de perception des pratiques participatives de RSE. En effet, nous avons noté que l'évaluation de la pratique par les salariés impliqués porte à la fois sur le degré de citoyenneté de l'entreprise, mais également sur la façon dont l'entreprise promeut, soutient et valorise leur engagement bénévole. Ce deuxième type de perception de la pratique est bien traduit au sein de la première dimension de notre échelle, le premier au sein de la seconde. Dès lors, cette échelle a aussi l'intérêt de compléter l'échelle existante de performance sociale de Maignan *et al.* (1999), qui se limite à ne mesurer que la première dimension. Cette échelle traduit bien la spécificité des pratiques participatives que nous étudions.

2.2.2. L'interprétation de l'échelle construite

Le nom donné aux deux dimensions de l'échelle, Soutien et Intégration, directement repris de Kirchmeyer (1995) ne permet de traduire clairement ce qu'elles mesurent. L'interprétation des dimensions nous permet notamment de renommer ces dimensions.

Premièrement, la dimension Intégration ne garde que les items concernant l'implication financière et stratégique de l'entreprise envers des actions de solidarité. L'intégration traduit

l'intervention de l'entreprise sur les frontières organisationnelles, leur ouverture vers de nouvelles préoccupations sociétales. Ainsi cette dernière exclut totalement le problème des frontières individuelles et se définit de façon totalement indépendante des concepts de flexibilité ou de perméabilité. Nous avons renommé cette dimension « citoyenneté organisationnelle perçue », dans le sens où elle mesure le degré d'implication de l'entreprise perçue par les salariés dans un projet citoyen mené en partenariat avec une association ou ONG externe.

Deuxièmement, la dimension Soutien, pour sa part, mesure le degré d'intervention de l'entreprise sur les frontières que l'individu doit gérer entre son activité professionnelle et son activité solidaire. Elle se définit donc à travers l'augmentation de la perméabilité (A7, A10, A15) et de la flexibilité (A12) des frontières individuelles. Dès lors, cette dimension mesure la force des frontières individuelles, telle que définie par Clark (2000). Selon cet auteur, plus les frontières sont flexibles et perméables, plus les frontières sont faibles. A l'inverse, plus les frontières sont rigides et imperméables, plus les frontières sont fortes. Ainsi, pour cette dimension, l'intervention de l'entreprise consiste à rendre plus faible les frontières. Nous avons renommé cette dimension « soutien organisationnel citoyen », dans le sens où l'entreprise aide ses salariés à mener leurs actions citoyennes individuelles.

Cette conceptualisation *a posteriori* est relativement différente de celle de Kirchmeyer (1995), puisqu'elle laisse totalement de côté le problème de l'autonomie des salariés et de l'ingérence de l'entreprise et privilégie ceux de perméabilité et de flexibilité (Hall et Richter, 1988).

Conclusion : Les limites et voies d'amélioration

L'échelle re-construite est sujette à critique, notamment du fait de la méthode utilisée pour la construire et de certaines qualités statistiques insuffisantes.

Tout d'abord, nous avons déroulé notre processus de construction d'échelle à partir de la seule échelle existante à notre connaissance dans la littérature sur les pratiques d'intervention de l'entreprise sur le hors travail de ses salariés. Or, cette échelle a de nombreux défauts de conception qui ont logiquement eu un impact sur l'échelle final. Sans doute, à la lumière de ces défauts, aurait-il mieux valu repartir de zéro et dérouler un processus complet de construction d'échelle, à travers les étapes du paradigme de Churchill (1979). Notamment, le fait que le choix des énoncés s'est fait en fonction des trois dimensions préétablies par Kirchmeyer (1995), a limité la possibilité de réorienter totalement la conception de l'échelle

et nous a entraîné à conserver les deux dimensions des pratiques Soutien et Intégration, même si nous les avons réinterprété *a posteriori*. Ainsi, la dimension Intégration a une validité interne insuffisante et aurait nécessité, au regard de sa réinterprétation, de reformuler les items, voir d'en créer de nouveaux, et de re-tester cette nouvelle échelle sur un second échantillon. D'après sa réinterprétation, elle fait également double emploi avec l'échelle de responsabilité discrétionnaire de Maignan *et al.* (1999). On peut donc envisager de l'abandonner au profit de cette dernière, dont les qualités psychométriques sont meilleures.

De même, le fait que la base de données utilisée soit limitée (400 personnes) a rendu impossible une seconde collecte. Ainsi, l'analyse factorielle confirmatoire a été réalisée sur les mêmes observations, que l'analyse factorielle exploratoire. Cette limite méthodologique ne permet pas de vérifier correctement la structure factorielle de l'échelle et de tester sa validité externe.

De plus, l'échelle construite est empirique. L'interprétation théorique des dimensions a été menée *a posteriori* et non *a priori*, comme le suggère le processus classique de construction d'échelle. Cette interprétation supposerait donc une confirmation, notamment en construisant un nouveau questionnaire dans lequel seraient présent non seulement l'échelle de mesure des pratiques, mais également des mesures spécifiques de la perméabilité et la flexibilité des frontières, par exemple celles de Clark (2000). Les résultats de cette nouvelle enquête permettraient ainsi non seulement de vérifier la validité externe de l'échelle et de confirmer sa structure, mais également de vérifier la justesse d'interprétation des deux dimensions retenues.

En conclusion, l'échelle construite présente sans nulle doute des avantages conceptuels et statistiques intéressants par rapport à l'échelle initiale de Kirchmeyer (1995). Il s'avère être un outil suffisant pour mesurer la perception des pratiques par les salariés partis en congés solidaires. Cependant, sa validité externe reste à démontrer. La réutilisation de cette échelle pour mesurer toutes les pratiques participatives de RSE nécessiteraient sans doute de prévoir une phase de vérification de la structure factorielle, car si nos résultats nous permettent de conclure que cette structure est plausible, une structure alternative peut se révéler être plus pertinente et mieux ajustée à de nouvelles données.

Bibliographie

- Alis D. et Dumas M. (2003). '35 heures, soutien organisationnel perçu et harmonisation familiale/ vie professionnelle', *Revue de gestion des Ressources humaines*, oct-nov-déc, n°50, 37-56.
- Aupperle K.E., Carroll A.B. et Hatfield J.D. (1985), An empirical examination of the relationship between corporate social responsibilities and profitability, *Academy of Management Journal*, 28 (2), 446-463.
- Decock-Good C. (2001), L'engagement mécénique des entreprises: mesure de l'une des expressions de leur responsabilité sociale, *Finance Contrôle Stratégie*, 4(4): 29-57
- Carroll A.B. (1979). 'A three-dimensional conceptual model of corporate performance', *Academy of Management Review*, 4(4): 497-505.
- Churchill G.A. (1979). 'A paradigm for developing better measures of marketing constructs', *Journal of Marketing Research*, vol.16, 64-73.
- Clark S. (2000). 'Work/family border theory: a new theory of work/family balance', *Human Relations*, vol. 53(6), 747:770.
- Comer D.R. et Cooper E.A. (2002), A model of employees' responses to corporate « volunteerism », *Re-imagining Business Ethics: meaningful solutions for a global economy*, vol. 4, 145-168.
- Geroy G.D., Wright P.C. et Jacoby L. (2000). 'Toward a conceptual framework of employee volunteerism: an aid for the human resource manager', *Management Decision*, 38/4, 280-286
- Gond J.P. et Igalens J. (2003), La mesure de la performance sociale de l'entreprise: une analyse critique et empirique des données ARESE, *Revue de Gestion des Ressources Humaines*, n°50, oct-nov-déc, 111-129.

- Hall D. & Richter J. (1988). 'Balancing Work Life and Home Life: what can organizations do to help?', *The Academy of Management Executives*, vol. 11, n°3, 213-223.
- Kanter R.M. (1977), *Work and family in the United States: a critical Review and agenda for research and policy*, New-York: Russell sage Foundation.
- Kirchmeyer C. (1995). Managing the work-nonwork boundary: an assessment of organizational responses, *Human Relations*, vol. 48, n°5, 515-536.
- Kline R.B. (1998), *Principles and practice of structural equation modelling*, New-York: Guilforth Press
- Maignan I. et Ferrell O.C. (2001). 'Corporate citizenship as a marketing instrument, *European Journal of Marketing*', 35, 457-484.
- Maignan I. et Ferrell O.C. (2000). 'Measuring corporate citizenship in two countries : the case of the United States and France', *Journal of Business Ethics*, 23, 283-297.
- Maignan I, Ferrell O.C. et Hult G.T. (1999). 'Corporate citizenship: cultural antecedents and business benefits', *Journal of Academy of Marketing Science*, 27, 455-469
- Maruyama, 1998
- Peterson D.K. (2004a). 'The relationship between perceptions of corporate citizenship and organizational commitment', *Business & Society*, vol.43, n°3, 296-319.
- Peterson D.K. (2004b), 'Benefits of participation in corporate volunteer programs : employees' perceptions', *Personnel Review*, vol.33, n°6, 615-627.
- Roussel P., Durrieu F., Campoy E. et Al Akremi A. (2002), *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et Application en gestion*, Paris : Editions Economica, collection Recherche en gestion.

Tajfel H (1972), La catégorisation sociale. Introduction à la psychologie sociale, (S. Moscovici), vol.1, Paris Larousse

Tajfel H. (1974), Social identity and intergroup behaviour. Social Science Information, n°13.

Tajfel H. & Turner J.C. (1979), An integrative theory of intergroup conflict, The social psychology of intergroup relations, (W.G. Austin & S. Worchel), Monterey, CA: Brooks-Cole.

Tajfel H. & Turner J.C. (1986), The social identity theory of intergroup behavior, The psychology of intergroup relations, (W.G. Austin & S. Worchel), Chicago: Nelson-Hall.

Wild C. (1993), Corporate Volunteer Programs: benefits to business, Report n°1029, The Conferences Board, New-York, NY.

Annexe 1. L'échelle réadaptée M1- les réponses données par l'entreprise à ses salariés concernant le bénévolat

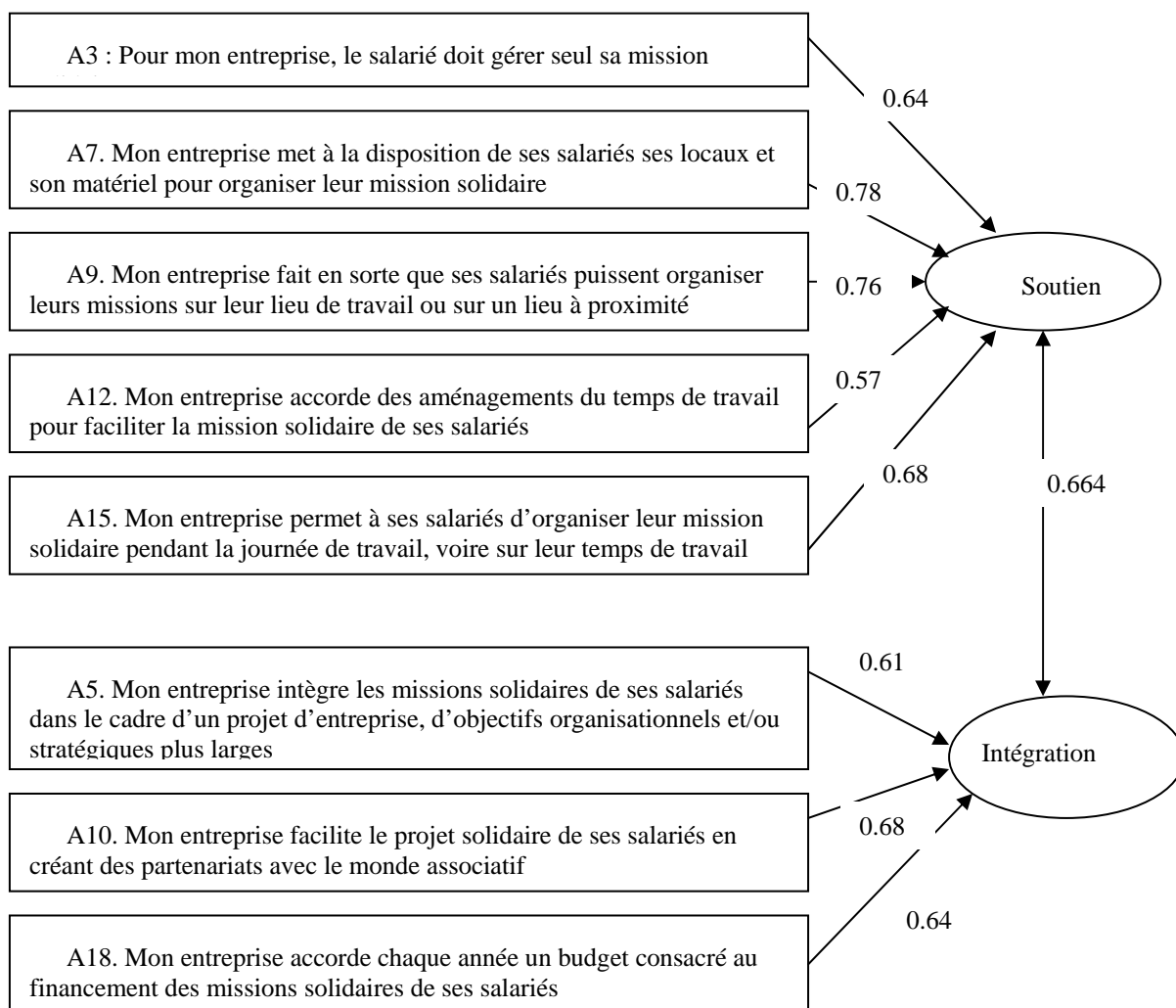
Segmentation	A3. Pour mon entreprise, le salarié doit gérer seul sa mission
	A8. Mon entreprise ne se préoccupe pas des missions solidaires de ses salariés
	A17. Mon entreprise conçoit les actions (<i>missions</i>) solidaires de ses salariés comme une activité qui ne la concerne pas
Intégration	A1. Mon entreprise utilise les valeurs attachées au projet solidaire de ses salariés pour définir ses propres valeurs
	A4. Mon entreprise incite ses salariés à mener des missions solidaires dans le cadre de l'entreprise (<i>du partenariat de l'entreprise avec Planète Urgence</i>)
	A5. Mon entreprise intègre les actions (<i>missions</i>) solidaires de ses salariés dans le cadre d'un projet d'entreprise, d'objectifs organisationnels et/ou stratégiques plus larges
	A6. Mon entreprise choisit les modalités horaires de l'engagement solidaire de ses salariés (<i>la date et la durée de la mission solidaire de ses salariés</i>)
	A10. Mon entreprise facilite le projet solidaire de ses salariés en créant des partenariats avec le monde associatif
	A11. Mon entreprise prend en compte les expériences de solidarité de ses salariés lors de leur recrutement, des bilans de compétences, de la gestion de carrière
	A14. Mon entreprise choisit les thèmes d'engagement solidaire de ses salariés en fonction de son métier

	A16. Mon entreprise fait en sorte que les salariés utilisent leurs compétences professionnelles dans leur activité solidaire (<i>mission</i>)
	A18. Mon entreprise accorde chaque année un budget consacré au financement des activités (<i>missions</i>) solidaires de ses salariés
Soutien	A2. Mon entreprise s'adapte aux obligations liées à l'activité (<i>la mission</i>) solidaire de ses salariés, mais ne s'y investit pas
	A7. Mon entreprise met à la disposition de ses salariés ses locaux et son matériel pour mener leur activité solidaire (<i>organiser leur mission solidaire</i>)
	A9. Mon entreprise fait en sorte que ses salariés puissent organiser leurs actions (<i>missions</i>) sur leur lieu de travail ou sur un lieu à proximité
	A12. Mon entreprise accorde des aménagements du temps de travail pour faciliter l'activité (<i>la mission</i>) solidaire de ses salariés
	A13. Mon entreprise répond favorablement aux sollicitations matérielles et/ou financières de ses salariés concernant leur projet solidaire
	A15. Mon entreprise permet à ses salariés de réaliser (<i>d'organiser</i>) leur action (<i>mission</i>) solidaire pendant la journée de travail, voire sur leur temps de travail

Annexe 2. Résultats SPSS (après 7 itérations successives) -AFC Modèle M1 à trois dimensions

	Qualité de représentation	% de var expliquée	Alpha sous-échelle	Composante		
				1	2	3
a15	,689	23.6	0.82	,786		
a12	,587			,719		
a7	,640			,687		
a9	,598			,625		,385
a16	,517			,553		,404
a2	,934	23.4	0.89		,914	
a3	,934				,914	
a8	,640				,620	,430
a17	,625			,380	,607	
a18	,675	19.5	0.68			,778
a5	,631					,777
a10	,511					,615
		VE totale = 66.5	$\alpha = 0.8$			

Annexe 4. Le modèle M2



Annexe 5. Analyse factorielle confirmatoire (Sepath)

Les indices de bon ajustement et validité discriminante

Indices	Indices absolus								Indices incrémentaux			Indices de parcimonie		
	Kh ²	ddl	Niveau p	GFI	AGFI	Gamma 1	Gamma 2	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	Kh ² normé	AIC	PNFI
Valeurs clé				> 0.9	> 0.9	> 0.9	> 0.9	< 0.08	> 0.9	> 0.9	> 0.9	La plus faible entre 1 et 2/3	Le plus faible possible	Le plus fort possible
M2	98.2	19	0.006	0.94	0.89	0.97	0.94	0.08	0.91	0.93	0.95	5,1	0.457	0.616
M3	68	20	0.000	0.9	0.82	0.92	0.86	0.13	0.83	0.82	0.87	3,4	0.633	0.59

M3 : modèle modifié à une seule dimension (regroupement des deux dimensions), utile pour tester la validité discriminante du modèle

Les indices de fiabilité et de validité convergente

	soutien	intégration
Rho Jöreskog	0,82252494	0,68147924
Rho vc	0,48425278	0,41671199

¹ Etude menée en 2004 par « The center for corporate citizenship at Boston College » à partir des réponses de 135 professionnels dans des entreprises de secteur d'activité varié

² Chiffres du « bilan 2002 du mécénat d'entreprise » publié tous les deux ans par Admical, <http://www.admical.asso.fr/>

³ ces cinq grandes catégories sont: les mesures qui s'appuient sur l'analyse de contenu des rapports annuels, les indices de pollution, les mesures perceptuelles issues d'enquête par questionnaire, les indicateurs de réputation et les données produites par les organismes de mesure.

⁴ Hall et Richter (1988) se réfère à Kurt Lewin et à son concept d' « espace de vie » perçu par les individus (point de vue du monde en régions séparées représentant les différents rôles et domaines d'activité). Dès lors, plutôt que de parler de frontières psychologiques, il conviendrait mieux de parler de frontières cognitives.

⁵ Cf parenthèse en italique dans l'échelle de l'annexe 2.

⁶ après élimination des personnes ayant quitté leur entreprise entre temps ou étant retraitées et élimination des questionnaires incomplets

⁷ module de Statistica