

L'influence du partage de l'information sur l'engagement organisationnel : Influence directe ou indirecte ?

Michel TREMBLAY

École des Hautes Études Commerciales de Montréal

michel.tremblay@hec.ca

Pascale-Édith LANDREVILLE

École des Hautes Études Commerciales de Montréal

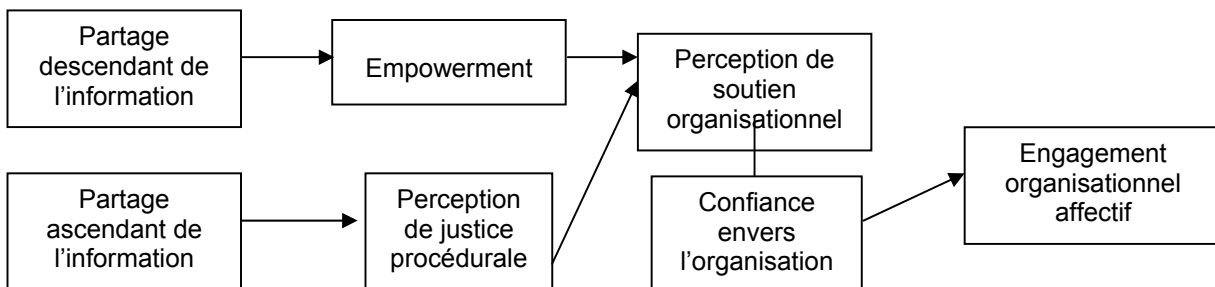
Résumé

La présente étude vise à éclaircir le processus par lequel les pratiques de partage de l'information influencent l'engagement organisationnel affectif des employés. Pour tester nos hypothèses, nous avons utilisé les données quantitatives recueillies en 2005 au sein d'une grande entreprise québécoise du secteur des services financiers (n = 310). En accord avec nos hypothèses, nous avons découvert une influence positive et significative des pratiques de partage descendant de l'information sur les quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique. Parallèlement, l'effet positif des pratiques de partage ascendant de l'information sur la perception de justice procédurale fut dégage. Parmi les quatre conditions psychologiques examinées, la perception de soutien organisationnel et le sentiment de confiance envers l'organisation ont démontré une influence positive et significative sur l'engagement organisationnel affectif. De même, malgré l'importance du rôle intermédiaire des mécanismes psychologiques, le partage descendant de l'information semble, dans le modèle final, affecter positivement et directement cette attitude.

Introduction

D'aucun peut nier l'importance des communications dans les sciences de la gestion, et plus particulièrement au sein des organisations modernes (Modaff, DeWine & Butler, 2008). La littérature sur les organisations à haute performance (ex : Guerrero & Barraud-Didier, 2004) a, d'une manière récurrente, souligné le rôle déterminant du partage d'information (information sharing) dans les configurations idéales de pratiques de RH. Paradoxalement, le partage d'information n'a reçu jusqu'à qu'une attention très résiduelle de la part des chercheurs en gestion et son apport n'a rarement été justifié au plan théorique. D'autre part, malgré la présomption de l'existence d'une relation positive entre le partage d'information et certains indicateurs d'attitudes, et plus particulièrement avec l'engagement des salariés (voir Dillon et Flood, 1992 ; Rodwell *et al.*, 1998 ; Young *et al.*, 1998 ; Ng *et al.*, 2006 ; Simard *et al.*, 2005 ; Chen *et al.*, 2005b ; Paré et Tremblay, 2007 ; Tremblay *et al.*, 2007), cette relation semble détournée dans la mesure où la majorité des études ont présumé une influence directe entre les pratiques de partage de l'information et l'engagement des individus envers leur employeur. Or, une littérature grandissante appuie l'idée que l'effet des pratiques RH sur l'engagement organisationnelle serait plutôt directe et qu'un certain nombre de mécanismes cognitifs ou psychologiques interviennent en aval (Tremblay et Simard, 2005). Toutefois, très peu d'évidences nous indiquent clairement la composition de la boîte noire existant au cœur de cette relation. En revanche, quelques études empiriques s'étant penchées sur les liens entre les conditions psychologiques nous permettent d'éclaircir cette boîte noire et ainsi de prédire son allure générale. À la lumière de ces informations, nous avons construit un modèle théorique sur lequel seront basées nos hypothèses de recherche. Selon ce modèle, les pratiques de partage d'information exercent une influence indirecte sur l'engagement organisationnel via la perception d'empowerment psychologique, la perception de soutien organisationnel, la perception de justice procédurale et enfin le sentiment de confiance à l'égard de l'organisation.

Figure 1 : Modèle Théorique proposé



1. Le partage de l'information en entreprise

Malgré l'importance avouée de l'information en organisation, bien peu d'efforts furent entrepris afin de définir correctement le concept (Meadow et Yuan, 1997). Même si certains auteurs ont tenté de relever le défi, l'utilisation très répandue du terme a rendu impossible le choix d'une définition précise (dans Meadow et Yuan, 1997). Le partage de l'information en entreprise est un processus regroupant «l'ensemble des pratiques organisationnelles utilisées pour diffuser et recevoir de l'information» (Tremblay, Chênevert, Simard, Doucet *et Lapalme*, 2005). Au-delà du contenu de l'information, nous nous attardons ici à la direction vers laquelle voyage cette information en entreprise, c'est-à-dire aux canaux ascendant et descendant. Puisque d'importantes variations peuvent exister entre ces flots d'information, Lawler (1986) souligne l'importance de les étudier séparément. Dans le cadre de cette étude le partage descendant de l'information sera donc distingué du partage ascendant de l'information, le premier faisant référence aux pratiques de diffusion de l'information et le second aux pratiques de réception.

1.1. Influence des pratiques de partage d'information sur l'empowerment psychologique

Spreitzer (1995) définit *l'empowerment* psychologique comme une motivation intrinsèque se manifestant à travers quatre cognitions : le sentiment de signification (*meaning*), le sentiment de compétence (*competence*), le sentiment d'auto-détermination (*self-determination*) et le sentiment d'impact (*impact*). Selon cet auteur, la présence de ces quatre dimensions est essentielle pour qu'un employé ressente un niveau élevé d'*empowerment*. Par contre, l'absence ou la faiblesse d'une de ces dimensions n'élimine pas le sentiment d'*empowerment* ressenti par un employé, il en diminue simplement l'intensité. Certaines évidences nous laissent croire en l'existence d'une relation entre le partage descendant de l'information et l'*empowerment*. Le partage descendant de l'information fait référence aux pratiques de diffusion de l'information (Tremblay *et al.*, 2005), notamment en regard du fonctionnement de l'entreprise, ses objectifs et son orientation stratégique. De façon générale, les employés auront un sentiment d'*empowerment* s'ils ont l'impression d'être intègres dans l'accomplissement de leur travail, s'ils possèdent un certain contrôle sur leurs tâches et s'ils se perçoivent suffisamment compétents et importants pour jouir de cette possibilité (Spreitzer, 1995). Pour percevoir un pouvoir d'agir au travail, les employés ont notamment besoin d'être informés sur le fonctionnement général de l'organisation (Matthews *et al.* 2003). Sans information concernant la compagnie et ses objectifs, les individus ne peuvent comprendre la direction adoptée par l'entreprise et ainsi y apporter une contribution significative (Lawler *et al.*, 1992). Selon Randolph (1995), le partage descendant de l'information est la composante la plus importante, mais également la plus souvent négligée et la moins bien comprise de l'*empowerment*. Aux dires de cet expert, un individu ne peut agir de façon autonome et responsable dans son travail si toute l'information nécessaire ne lui est pas transmise. À notre connaissance, une seule étude a tenté d'évaluer empiriquement la relation entre le partage descendant de l'information et l'*empowerment*. Dans son étude, Spreitzer (1996) dégagait une relation positive et significative entre la perception des employés quant au partage descendant de l'information et le sentiment d'*empowerment* de ces derniers ($\beta = 0,19$; $p < 0,01$). Malgré la rareté de preuves empiriques, les arguments présentés dans la littérature proposent tous une

relation positive entre le partage descendant de l'information et l'*empowerment*. Puisque nous considérons ici l'*empowerment* comme un construit quadridimensionnel (formé des dimensions signification, compétence, auto-détermination et impact), il est postulé que :

Hypothèses 1a-d : La perception des employés quant aux pratiques de partage descendant de l'information influence positivement leur sentiment de signification (a), de compétence (b), d'auto-détermination (c) et d'impact (d).

1.2. Lien entre le partage d'information ascendant de l'information et la perception de justice procédurale

La justice procédurale fait référence à la perception des employés en ce qui a trait à l'équité dans les procédures utilisées pour prendre les décisions (Konovski, 2000). Dans un contexte organisationnel, les employés semblent considérer qu'une «procédure est juste lorsque celle-ci leur donne l'occasion ou la possibilité d'exercer un certain contrôle soit sur le processus décisionnel (*voice effect*), soit sur les décisions menant aux résultats (*choice effect*)» (Thibault et Walker, 1975). Théoriquement, il semble que l'utilisation de procédures justes et équitables soit perçue par les employés comme une marque de respect et de considération à leur égard (Lind et Tyler, 1988). Dans la littérature, le partage de l'information - et particulièrement le partage ascendant de l'information - est associé à la perception de justice procédurale (ex : Konovsky, 2000; Paré et Tremblay, 2007 ; Tremblay *et al.*, 2007). La littérature propose une connexion entre le partage ascendant de l'information et la dimension procédurale du concept de justice organisationnelle. Contrairement au flot descendant, le partage ascendant de l'information concerne les pratiques de réception de l'information. Dans un contexte organisationnel, les pratiques ascendantes sont susceptibles de prendre différentes formes (boîtes de suggestions, sondages d'opinion, comités consultatifs, etc.) et se matérialisent lorsque les employés ont la possibilité d'émettre leurs idées, opinions et suggestions (Lawler, 1986 ; Bovée et Thill, 2005). Entre le partage ascendant de l'information et la perception de justice procédurale, les écrits proposent une relation positive. Selon Thibaut et Walker (1975), les procédures organisationnelles sont perçues comme plus équitables lorsqu'elles permettent aux employés de s'exprimer. En encourageant les individus à émettre leurs idées, opinions et suggestions, les pratiques relatives au partage ascendant de l'information cherchent justement à offrir aux employés la possibilité de s'exprimer et, ainsi, à créer chez ces individus une perception de justice dans les procédures. Cette relation théorique entre le partage de l'information et la perception de justice procédurale fut empiriquement vérifiée par Paré et Tremblay (2007) qui, en toute cohérence avec la théorie, découvrirent un coefficient de corrélation positif et significatif ($r = 0,49$; $p < 0,01$) entre ces variables. Toutefois, Paré et Tremblay (2007) n'ont, dans le cadre de cette étude, effectué aucune distinction entre les canaux ascendant et descendant du partage de l'information, nous laissant ainsi peu de latitude dans l'interprétation. En revanche, Tremblay *et al.* (2007), dans une étude subséquente, auprès de 580 employés d'une institution de santé canadienne, ont pu distinguer ces canaux et ont dégagé des résultats similaires. Malgré la rareté des études s'étant penchées sur cette relation, toutes proposent un lien positif entre le partage ascendant de l'information et la perception de justice procédurale.

Hypothèse 2 : La perception des employés quant aux pratiques de partage ascendant de l'information influence positivement leur sentiment de justice procédurale.

1.3. Rôle médiateur de la perception d'empowerment entre le partage descendant de l'information et la perception de soutien

Parallèlement à l'*empowerment* et à la perception de justice procédurale, la perception de soutien organisationnel (PSO) semble elle aussi susceptible d'intervenir dans la relation entre le partage de l'information et l'engagement organisationnel de type affectif. Selon Eisenberger, Huntington, Hutchison et Sowa (1986), la POS se définit comme «la croyance d'un individu que son organisation valorise ses contributions et qu'elle se préoccupe de son bien-être» (p.501 ; traduction libre). Dans une certaine mesure, la POS traduit l'engagement de l'entreprise envers ses employés (Eisenberger *et al.*, 1986). De plus, la PSO est interprétée comme une assurance que l'organisation mettra tout en œuvre pour aider et soutenir un employé en difficulté (Rhoades et Eisenberger, 2002). Un employé éprouvant un fort sentiment de PSO aura la perception que son employeur est engagé à son égard, qu'il valorise ses contributions, qu'il se préoccupe de son bien-être et qu'il le soutient dans les moments difficiles de sa vie personnelle et professionnelle (Eisenberger *et al.*, 1986 ; Rhoades et Eisenberger, 2002 ; Tremblay et Simard, 2005). Selon Tremblay et Simard (2005), «on accroît le sentiment de soutien par de nombreuses petites actions au quotidien, et d'une façon particulière quand on s'intéresse aux opinions, aux valeurs et aux problèmes des employés [...]» (p.63). Dans le même ordre d'idées, il semble que les pratiques de gestion des ressources humaines qui valorisent les contributions des employés soient perçues par ces derniers comme un signe que l'organisation les soutient (Allen, Shore, Griffeth, 2003). Plus spécifiquement, ces pratiques ressources humaines indiquent aux employés que l'organisation est engagée à leur égard et qu'elle désire construire avec eux une relation à long terme. Les pratiques de partage de l'information (PPI), par la diffusion d'informations stratégiques et utiles (ex : vision, valeur...), peuvent être perçues comme une indication que l'employeur désire les traiter comme de véritables associés et leur fournir les ressources nécessaires pour optimiser leurs contributions. Dans cette optique, un lien évident semble exister entre les PPI et la PSO. Malgré la popularité de l'*empowerment* psychologique, la majorité des auteurs ont priorisé l'analyse de la relation unissant les pratiques d'*empowerment* (perspective structurelle) à la PSO, délaissant ainsi la facette psychologique qui, dans cette étude, est au cœur des préoccupations. Entre l'*empowerment* psychologique et la PSO, la relation est donc plus ou moins abordée dans la littérature. Il semble possible de croire que lorsqu'un employé a le sentiment d'être relativement libre et en contrôle dans son travail, il perçoit que son organisation valorise ses contributions et, par définition, se sent soutenu par celle-ci (Niehoff *et al.* 2001) . De plus, pour ressentir un pouvoir d'agir, un employé doit notamment jouir d'une certaine autonomie dans son travail, c'est-à-dire qu'il doit percevoir qu'il détient un contrôle sur ses tâches (dimension auto-détermination). Selon Rhoades et Eisenberger (2002), l'autonomie est un antécédent de la perception de soutien organisationnel et, théoriquement, un haut degré d'autonomie devrait être associé à une forte PSO (Eisenberger, Rhoades et Cameron, 1999). Cette relation fut testée par Rhoades et Eisenberger (2002) qui, dans le cadre de leur méta-analyse, dégagèrent un coefficient de corrélation positif et significatif ($r = 0,49 ; p < 0,001$) entre ces variables. Puisque l'impression d'autonomie est partie intégrante du concept d'*empowerment* psychologique, une relation positive peut être supposée entre le sentiment d'*empowerment* ressenti par un employé et sa perception de soutien organisationnel.

Puisque nous considérons ici l'*empowerment* comme un construit quadridimensionnel (formé des dimensions signification, compétence, auto-détermination et impact), il est postulé que :

Hypothèses 3a-d: Le sentiment de signification (a), de compétence (b), d'auto-détermination (c) et d'impact (d) jouent un rôle médiateur entre la perception du partage descendant de l'information et la perception de soutien organisationnel.

1.4. Rôle médiateur de la justice procédurale entre le partage ascendant de l'information et la perception de soutien

Parallèlement à l'*empowerment*, la perception de justice procédurale semble elle aussi être associée à la perception de soutien organisationnel. Théoriquement, cette relation s'appuie sur un argument d'Eisenberger *et al.* (1986) qui stipule que les traitements favorables qu'une organisation octroie à ses employés augmentent la PSO de ces derniers. L'utilisation répétitive de procédures justes (considérées comme un traitement favorable) affecte positivement la PSO puisqu'elle témoigne de la volonté de l'entreprise de considérer le bien-être de ses membres (Rhoades et Eisenberger, 2002). Si l'employé perçoit une certaine justice dans les procédures utilisées quotidiennement, il se sentira valorisé et important aux yeux de son organisation ce qui, à terme, l'amènera à se sentir soutenu par celle-ci. Empiriquement, la relation entre la perception de justice procédurale et la PSO fut fréquemment investiguée (Ambrose et Schminke, 2003; Stinglhamber, De Cremer, Mercken, 2006; Loi, Hang-yue et Foley, 2006; Tremblay *et al.* 2007). Se basant sur 73 études ayant été menées entre 1986 et 2001, Rhoades et Eisenberger (2002) dégagèrent, dans la cadre de leur méta-analyse, un coefficient de corrélation de 0,59 ($p < 0,001$) entre ces variables. Ainsi, lorsque la perception de justice procédurale s'améliore, la PSO s'améliore également. La relation positive et significative existant entre ces variables représente donc un second maillon dans la relation entre le partage de l'information et l'engagement organisationnel affectif. Au-delà de cette relation positive, Tremblay *et al.* (2007) ont étudié le caractère médiateur de la perception de justice procédurale entre le partage ascendant de l'information et la perception de soutien organisationnel. Puisque l'ajout d'une relation directe entre le partage ascendant de l'information et la PSO n'améliorait pas significativement le modèle proposé, les auteurs conclurent, avec raison, en une médiation parfaite.

Hypothèse 4 : La perception de justice procédurale joue un rôle médiateur entre la perception du partage ascendant de l'information et la perception de soutien organisationnel.

1.5. Rôle médiateur de la PSO entre l'empowerment psychologique, d'une part, la perception de justice procédurale, d'autre part, et le sentiment de confiance envers l'organisation

Mayer *et al.* (1995) définissent, la confiance comme «*the willingness of a party to be vulnerable to the actions of another party based on the expectation that the other will perform a particular action important to the trustor, irrespective of the ability to monitor or control that other party*» (p. 712). Lorsqu'un individu affirme avoir confiance, il considère qu'aucune action ne sera

entreprise dans l'objectif de miner son travail (Tomkins, 2001). Malgré tout, la confiance peut parfois être bafouée, ce qui fait en sorte que le risque est une notion qui, inévitablement, est associée à la confiance (Mayer *et al.*, 1995). Selon Tomkins (2001), un individu doit nécessairement recevoir de l'information pour développer sa confiance envers l'organisation. Selon cet auteur, l'information réduit l'incertitude et envoie des signaux positifs à l'employé concernant sa relation avec l'employeur.

Contrairement à la relation entre la JP et la PSO, le lien entre la PSO et le sentiment de confiance envers l'organisation (SCO) fut rarement l'objet des préoccupations des chercheurs (Stinglhamber *et al.*, 2006). À notre connaissance, seulement six études ont jeté un regard théorique ou empirique sur la question. Malgré cette réalité, certaines évidences présentées dans la littérature nous laissent croire en la légitimité de cette relation. Eisenberger, Fasolo et Davis-LaMastro (1990) furent parmi les premiers à s'intéresser à cette relation. Selon ces auteurs, si les employés perçoivent que l'organisation est attentive à leur bien-être, ils auront un sentiment de dette morale envers elle et réciproqueront en lui démontrant une plus grande confiance (Eisenberger *et al.*, 1990 ; Tremblay *et al.*, 2007). Le lien positif entre la PSO et le SCO fut empiriquement démontré par Whitener dès 1997. Quelques années plus tard, Whitener (2001) confirma cette hypothèse en découvrant un coefficient de corrélation de 0,66 ($p < 0,01$). Dans le cadre d'une étude effectuée auprès de 217 MBA chinois, Chen, Ayree et Lee (2005) ont reproduit ce résultat en obtenant un coefficient de corrélation significatif de 0,64 ($p < 0,01$). En 2006, Stinglhamber *et al.* ont obtenu une conclusion similaire en relevant un coefficient de corrélation de Pearson de l'ordre de 0,49 ($p < 0,001$) entre ces variables. Parallèlement, Doucet, Simard et Tremblay (2006) ont dégagé l'influence positive et significative de la PSO sur le sentiment de confiance envers l'organisation ($\lambda = 0,60$, $p < 0,001$). Nous avons vu précédemment que la perception d'empowerment pouvait être lié au PSO, d'une part, alors que la PSO serait liée au sentiment de confiance. Malgré l'inexistence de preuve empirique concernant le rôle médiateur de la PSO entre les dimensions de l'*empowerment* et le sentiment de confiance envers l'organisation, il semble possible de croire en son rôle intermédiaire. Ainsi, il est supposé que :

Hypothèses 5a-d : La perception de soutien organisationnel joue un rôle médiateur entre le sentiment de signification (**a**), de compétence (**b**), d'auto-détermination (**c**), d'impact (**d**) et le sentiment de confiance envers l'organisation.

La littérature propose également une association positive entre la PJP et la PSO et, finalement, entre la PSO et le SCO. Par exemple, à l'intérieur de deux études distinctes, la perception de soutien organisationnel fut trouvée pour jouer un rôle médiateur (partiel) entre la perception de justice procédurale et le sentiment de confiance envers l'organisation (Tremblay *et al.*, 2007; Stinglhamber *et al.*, 2006). Ainsi, il est supposé que :

Hypothèse 6 : La perception de soutien organisationnel joue un rôle médiateur entre la perception justice procédurale et le sentiment de confiance envers l'organisation.

1.6. Le rôle médiateur de la confiance entre la perception de soutien organisationnel et l'engagement organisationnel affectif.

À travers le temps, de nombreuses définitions de l'engagement envers l'organisation furent proposées (Meyer et Herscovitch, 2001). Selon Meyer et Allen (1990) l'engagement organisationnel peut être défini comme «un état psychologique qui lie un individu à une organisation (p.14 ; traduction libre). Selon eux, les états d'esprit caractérisant l'engagement organisationnel peuvent prendre trois formes distinctes soit les formes : affective, normative et de continuité. La première forme, soit l'engagement organisationnel affectif, est définie par les auteurs comme «*the employee's emotional attachment to, identification with, and involvement in the organization*» (Meyer et Allen, 1991 :67). Les employés engagés affectivement auraient tendance à demeurer à l'emploi de l'organisation parce qu'ils le désirent, parce qu'ils s'y sentent attachés émotionnellement. À l'opposé, l'engagement normatif est défini comme «*a feeling of obligation to continue employment*» (Meyer et Allen, 1991 :67). Les individus démontrant un engagement normatif demeureraient au sein de l'organisation par sentiment d'obligation morale et non par attachement émotionnel. Finalement, l'engagement organisationnel de continuité est défini comme «*an awareness of the costs associated with leaving the organization*» (Meyer et Allen, 1991 :67). Dans le cadre de cette étude nous nous intéressons à l'engagement organisationnel affectif. Ce choix s'appuie principalement sur l'argument voulant que les pratiques de partage de l'information favorisent la création d'un climat de confiance et conséquemment, encouragent la formation d'un lien affectif entre l'employé et son organisation (Tremblay *et al.*, 2007). De surcroît, le partage de l'information ne peut logiquement être associé à l'engagement organisationnel normatif ou de continuité, ces relations ne s'appuyant sur aucun argument valable. Théoriquement, un fort sentiment de confiance envers l'organisation est associé à un haut degré d'engagement organisationnel affectif (Tremblay *et al.*, 2007). Une grande confiance envers l'organisation crée chez l'employé une certitude que cette dernière honorera ses promesses futures. Cette conviction concernant la bonne foi de l'organisation peut ensuite amener les employés à développer un engagement affectif envers leur organisation (dans Tremblay *et al.*, 2007). Empiriquement, la relation positive entre confiance et engagement semble se confirmer (Ayree, Budhwar et Chen, 2002; Tremblay *et al.* 2007). Au moyen de la méthode des équations structurelles, Tremblay *et al.* (2007) ont récemment démontré que le sentiment de confiance envers l'organisation jouait un rôle médiateur partiel entre la PSO et l'engagement organisationnel affectif. Même si la relation entre la PSO et l'engagement organisationnel affectif demeure significative après l'introduction de la confiance, l'ajout de la confiance dans le modèle en diminue l'intensité. En toute cohérence avec ce résultat, nous postulons que :

Hypothèse 7 : Le sentiment de confiance envers l'organisation joue un rôle médiateur entre la perception de soutien organisationnel et l'engagement organisationnel affectif.

2. Méthodologie

Afin de tester nos hypothèses de recherche, nous avons utilisé les données recueillies en 2005 auprès d'employés de huit succursales (business unit) d'une grande entreprise québécoise du secteur des services financiers. La collecte des données a été effectuée par le moyen d'un questionnaire administré aux employés et à leurs supérieurs immédiats. Afin de s'assurer d'une plus grande uniformité dans la collecte de l'information, une présentation informatisée expliquant les objectifs du projet de recherche, les instruments de mesure, ainsi que le déroulement de la passation des questionnaires a été acheminée aux huit directeurs des succursales afin qu'ils présentent cette information à leurs employés. Les employés devaient retourner le questionnaire complété dans une enveloppe de retour pré-adressée et pré-affranchie. Entre les mois de février et avril 2005, 477 questionnaires furent envoyés par voie postale aux employés évoluant dans les huit succursales retenues. Des 477 questionnaires envoyés, 328 furent retournés aux chercheurs portant ainsi le taux de réponse à 69% ($n=328$). Après un examen rapide des données, nous avons choisi de soustraire de notre échantillon 18 répondants pour lesquels une ancienneté de moins de 6 mois fut constatée. Ainsi, l'échantillon utilisé dans le cadre de cette étude comporte 310 répondants, ce qui représente un taux de réponse net de 65%. En termes de caractéristiques, l'échantillon est fortement féminin (93%) et non-syndiqué (89%). Plus de 31% d'entre eux possèdent un diplôme universitaire. Les répondants ont en moyenne 41 ans avec plus de 12 années d'ancienneté.

2.1. Instruments de mesure

Pour l'ensemble de ces 66 indicateurs, les répondants devaient indiquer leur degré d'accord sur une échelle allant de (1) Très en désaccord à (7) Très en accord. **La perception des pratiques de partage de l'information** : La perception des employés quant aux pratiques de partage de l'information fut mesurée à l'aide de sept énoncés provenant des travaux de Lawler, Mohrman et Ledford (1995). En ce qui concerne le partage descendant de l'information, quatre énoncés étaient destinés à le mesurer. À titre d'exemple, les répondants devaient indiquer leur degré d'accord à l'énoncé : «les employés sont régulièrement informés des nouveaux produits, programmes et /ou services offerts». Le partage ascendant de l'information était, quant à lui, mesuré à l'aide de trois énoncés distincts. Parmi ceux-ci, l'item « On sollicite régulièrement l'opinion des employés » était présenté. **La perception de justice procédurale** : La perception de justice procédurale fut quant à elle mesurée par l'entremise de cinq indicateurs provenant des travaux de Niehoff et Moorman (1993). Par exemple, les répondants étaient invités à indiquer leur degré d'accord à des énoncés tels : «Les décisions de la direction générale sont appliquées de façon uniforme pour tous les employés» ou encore «Les décisions de la direction générale sont prises de façon impartiale». **L'empowerment psychologique** : Dans le cadre de cette étude, le concept d'empowerment psychologique a été évalué à l'aide de 12 items. Ces indicateurs cherchent à mesurer les quatre dimensions de l'empowerment psychologique proposées et validées par Spreitzer (1995). En premier lieu, trois items s'attachent à mesurer le sentiment de signification (*meaning*) par l'entremise d'énoncés tels : «Le poste que j'occupe est important» ou «Le travail que je fais a de la valeur pour moi». Ensuite, trois indicateurs mesurent le sentiment de compétence (*competence*) en demandant aux répondants d'indiquer leur degré d'accord à des énoncés tels : «Je possède les expertises nécessaires à mon emploi» ou «J'ai les aptitudes pour

accomplir mon travail». En troisième lieu, trois indicateurs mesurent le sentiment d'autodétermination (*self-determination*) par l'entremise d'énoncés comme : «Mon niveau d'autorité va de pair avec les responsabilités qui me sont confiées» ou «J'ai l'autorité suffisante pour faire mon travail efficacement». Finalement, le sentiment d'impact (*impact*) est lui aussi mesuré à l'aide de 3 énoncés dont, par exemple, «Je peux influencer les décisions qui sont prises dans mon point de service» ou «J'ai un impact sur les activités de mon point de service». **La perception de soutien organisationnel** : La perception de soutien organisationnel fut mesurée par l'entremise de 4 indicateurs empruntés à Eisenberger *et al.* (1986). Par exemple, les répondants devaient indiquer leur degré d'accord à l'énoncé : «La direction générale se soucie de mon bien-être» ou encore à l'item «La direction générale m'aiderait si j'avais une demande particulière». Le **sentiment de confiance envers l'organisation** : Trois indicateurs inspirés des travaux de Cook et Wall (1980) furent retenus. À titre d'exemple, les répondants étaient priés d'exprimer leur niveau d'accord à l'énoncé : «Je pense que la direction générale sait ce qu'elle fait» ou à l'item «J'ai confiance en la direction générale». **L'engagement organisationnel** : L'engagement organisationnel affectif, notre variable dépendante, fut pour sa part mesuré à l'aide de 4 indicateurs dérivés des travaux d'Allen et Meyer (1990). Entre autres choses, les répondants étaient invités à indiquer leur degré d'accord aux énoncés : «Je suis fier de travailler pour cette organisation».

2.2. Analyses statistiques

Afin de confirmer ou d'infirmer nos hypothèses de recherche, nous avons opté pour une démarche d'inférence causale à l'aide des équations structurelles. Sur la base de l'ensemble des critères usuels pour ce type d'analyses, le modèle de mesure présente des résultats acceptables (voir Tableau 1 ; RMSEA 0,052, GFI= 0,83, SRMR = 0,049). Les indices incrémentaux TLI et CFI sont pour leur part très satisfaisants (0,941 pour le TLI et 0,949 pour le CFI > 0,90). Dans le même ordre d'idées, le résultat du χ^2/dl est adéquat ($1,841 < 3$). Le test de bootstrap de Bollen-Stine prouve la stabilité des résultats et les valeurs relativement basses des indices de modification démontrent l'orthogonalité des termes d'erreur. Les résultats de la variance expliquée, du ρ de Jöreskog et de l'alpha de Cronbach démontrent eux aussi des valeurs satisfaisantes (voir Tableau 1) , Les lambda standardisés estimés par le logiciel AMOS 4.0 montrent des valeurs variant entre 0,587 et 0,960 ce qui surpasse le seuil minimum recherché.

Tableau 1 Résultats des paramètres estimés, de la variance expliquée et des alphas de Cronbach pour le modèle de mesure théorique

| | Items | Lambda Standardisés (a) | Variance expliquée | rhô J | α |
|---------------------------|-------|-------------------------|--------------------|-------|----------|
| Partage descendant | Q135 | 0.740 | 55% | 0.727 | 0.826 |
| | Q136 | 0.783 | | | |
| | Q137 | 0.723 | | | |
| | Q138 | 0.715 | | | |

| | | | | | |
|--|------|-------|-----|-------|-------|
| Partage ascendant | Q139 | 0.902 | 76% | 0,880 | 0.905 |
| | Q140 | 0.858 | | | |
| | Q141 | 0.859 | | | |
| Signification (dimension 1 de l'empowerment) | Q24 | 0.774 | 76% | 0,875 | 0.886 |
| | Q25 | 0.964 | | | |
| | Q26 | 0.859 | | | |
| Compétence (dimension 2 de l'empowerment) | Q27 | 0.937 | 69% | 0,824 | 0.836 |
| | Q28 | 0.925 | | | |
| | Q29 | 0.587 | | | |
| Auto-détermination (dimension 3 de l'empowerment) | Q30 | 0.881 | 79% | 0,896 | 0.911 |
| | Q31 | 0.960 | | | |
| | Q32 | 0.812 | | | |
| Impact (dimension 4 de l'empowerment) | Q33 | 0.774 | 64% | 0,768 | 0.838 |
| | Q34 | 0.801 | | | |
| | Q35 | 0.815 | | | |
| Justice procédurale | Q39 | 0.625 | 68% | 0,811 | 0.874 |
| | Q40 | 0.834 | | | |
| | Q41 | 0.757 | | | |
| | Q42 | 0.796 | | | |
| | Q43 | 0.816 | | | |
| Perception de soutien organisationnel | Q1 | 0.927 | 72% | 0,884 | 0.908 |
| | Q2 | 0.929 | | | |
| | Q3 | 0.860 | | | |
| | Q4 | 0.660 | | | |
| Confiance envers l'organisation | Q13 | 0.873 | 83% | 0,930 | 0.939 |
| | Q14 | 0.922 | | | |
| | Q15 | 0.954 | | | |
| Engagement organisationnel affectif | Q52 | 0.863 | 69% | 0,863 | 0.896 |
| | Q53 | 0.776 | | | |
| | Q54 | 0.881 | | | |
| | Q55 | 0.808 | | | |

| Indices d'adéquation | |
|-----------------------------|--------------|
| χ^2/dl | 1.841 |
| RMSEA | 0,052 |
| GFI | 0.830 |
| TLI | 0,941 |
| CFI | 0,949 |
| SRMR | 0,049 |

(a) Pour chaque paramètre estimé, la valeur du test-t est $> |1.96|$ ($p < 0.001$)

Malgré la bonne performance de notre modèle de mesure théorique, nous croyons nécessaire de le soumettre à une évaluation supplémentaire en le comparant à quelques modèles alternatifs. Tout d'abord, afin de s'assurer de la structure bidimensionnelle du partage de l'information, nous avons choisi de comparer notre modèle de mesure théorique à un second modèle considérant tous les indicateurs du partage de l'information comme appartenant à une seule et même dimension. Pour effectuer cette comparaison, nous avons procédé au test de la différence du Chi-Deux (χ^2). Au seuil $p < 0,01$ et pour une variation de 9 degrés de liberté, nous constatons que la différence du Chi-Deux doit être supérieure à 21,67 pour qu'il y ait une différence significative entre nos modèles. Tel qu'exposé dans le tableau 2, la différence du Chi-Deux s'élève ici à 149,866 ce qui signifie qu'il existe effectivement une différence significative entre ces modèles. Ainsi, à la lumière du test de la différence du Chi-Deux, nous constatons que notre modèle théorique est significativement supérieur au modèle de mesure alternatif considérant tous les items du partage de l'information comme appartenant à une seule et même dimension.

Tableau 2 Comparaison des indices d'ajustement entre le modèle théorique et un modèle alternatif considérant un seul facteur du partage de l'information

| Modèle | DL | χ^2 | RMSEA | CMIN/DL | CFI | TLI | SRMR | $\Delta\chi^2$ |
|-----------------|------------|-----------------|--------------|----------------|--------------|--------------|---------------|----------------|
| Modèle 1 | 515 | 948,049 | 0,052 | 1,841 | 0,949 | 0,941 | 0,0488 | - |
| Modèle 2 | 524 | 1097,915 | 0,060 | 2,095 | 0,932 | 0,923 | 0,0559 | 149.866 |

Note :

Modèle 1 : Modèle théorique considérant deux facteurs latents distincts du partage de l'information

Modèle 2 : Modèle de mesure alternatif considérant un seul facteur latent pour l'ensemble des sept items du partage de l'information.

Étant donné notre volonté de démontrer la supériorité de notre modèle de mesure théorique, nous avons opté pour la présentation d'une seconde comparaison où tous les items relatifs aux conditions psychologiques sont considérés comme appartenant à une seule et même dimension. Au seuil $p < 0,01$ et pour une variation de 39 degrés de liberté, nous constatons que la différence du Chi-Deux doit être supérieure à 62,43 pour qu'une différence significative existe entre ces modèles. Avec une variation de 2744,8 (voir tableau 3), nous remarquons qu'une différence significative existe effectivement et que notre modèle de mesure théorique s'avère significativement meilleur que le modèle alternatif. Une fois de plus, les résultats du test de la différence du Chi-Deux prouvent la supériorité de notre modèle de mesure théorique.

Tableau 3 Comparaison des indices d'ajustement entre le modèle théorique et un modèle alternatif considérant un seul facteur pour les conditions psychologiques

| Modèle | DL | χ^2 | RMSEA | CMIN/DL | CFI | TLI | SRMR | $\Delta\chi^2$ |
|-----------------|------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|----------------|
| Modèle 1 | 515 | 948,049 | 0,052 | 1,841 | 0,949 | 0,941 | 0,0488 | - |
| Modèle 2 | 554 | 3692,849 | 0,135 | 6,666 | 0,629 | 0,602 | 0,1217 | 2744,8 |

Note :

Modèle 1 : Modèle théorique considérant les conditions psychologiques comme des facteurs latents distincts.

Modèle 2 : Modèle de mesure alternatif considérant un seul facteur latent pour l'ensemble des items relatifs aux conditions psychologiques.

2.3. Test des hypothèses au moyen des équations structurelles

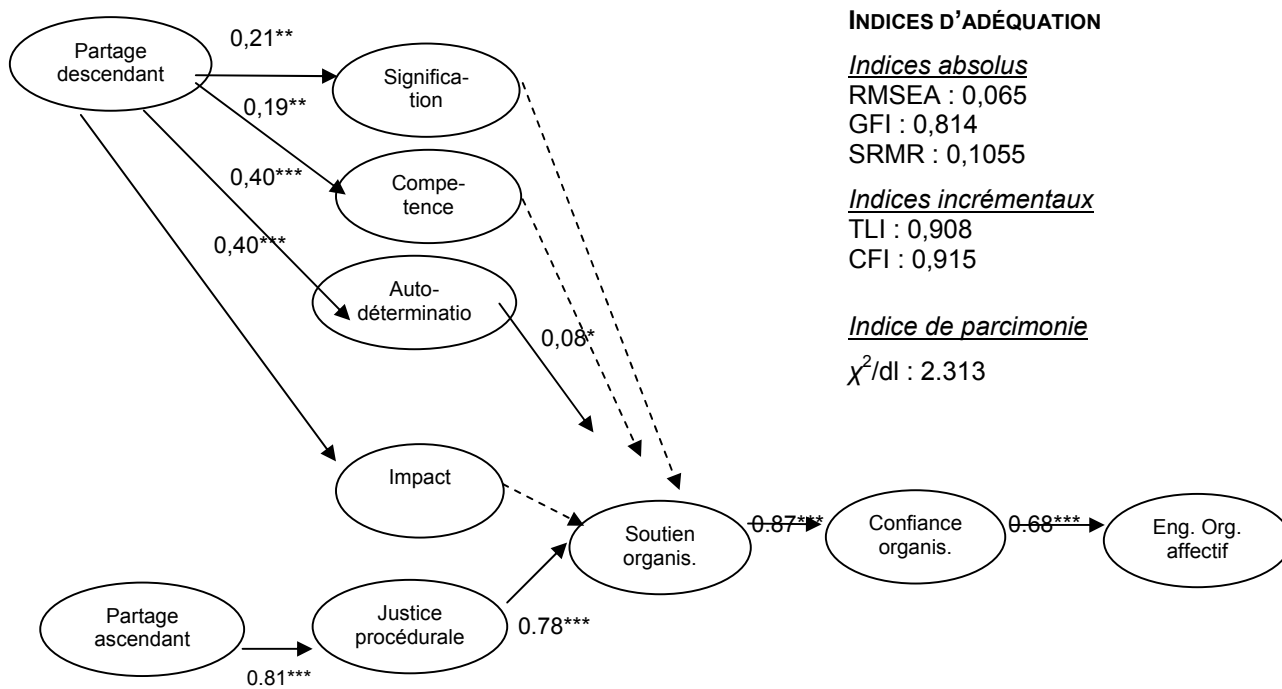
Le test de nos hypothèses de recherche sera effectué en 2 étapes successives. Tout d'abord, le modèle de structure sera analysé et nous permettra de confirmer ou d'infirmer les hypothèses H1a, H1b, H1c, H1d et H2. Nos hypothèses de médiation (H3 à H7) seront quant à elles vérifiées par

l'entremise de la procédure préconisée par Baron et Kenny (1986) et par Holmbeck (1997).¹ Dans l'objectif de déterminer la qualité globale du modèle de structure et des modèles Y et Z, nous avons retenu les indices qui, à notre connaissance, jouissent d'une large acceptation, soit les indices absolus, RMSEA, GFI et SRMR seront présentés et les indices incrémentaux TLI et CFI. Finalement, le χ^2/dl sera utilisé comme représentant des indices de parcimonie. De plus, afin de s'assurer du respect des conditions préalables à l'utilisation de la modélisation par les équations structurelles, une procédure de bootstrap de 200 échantillons aléatoires sera effectuée.

À la lumière des indices d'adéquation cités ci-dessus, le modèle de structure présente des résultats satisfaisants. Tout d'abord, le RMSEA s'établit à 0,065 ($< 0,08$) ce qui est acceptable. Ensuite, le GFI se situe sous le seuil recommandé ($0,814 < 0,90$) ce qui, par contre, est compensé par la performance du modèle au niveau du RMSEA. Le SRMR est pour sa part légèrement supérieur au seuil recherché, mais est tout de même acceptable ($0,1055 > 0,080$). Les indices incrémentaux TLI et CFI sont quant à eux supérieurs au seuil minimum ciblé (0,908 pour le TLI et 0,915 pour le CFI $> 0,90$). De plus, l'indice de parcimonie χ^2/dl est adéquat ($2,313 < 3$). Encore une fois, le test de bootstrap de Bollen-Stine prouve la stabilité des résultats et les valeurs relativement basses des indices de modification démontrent l'orthogonalité des termes d'erreur. Étant donné la performance acceptable de notre modèle de structure, nous sommes maintenant en mesure de procéder à l'analyse de ses paramètres estimés. La figure 2, présentée ci-dessous, illustre le modèle de structure et expose ses différents résultats. Dans un premier temps, les résultats du test

¹ Dans un premier temps on examinera l'effet de la variable indépendante (A) sur la variable dépendante (C). Si l'ajustement de ce modèle est satisfaisant, nous examinerons les paramètres estimés de la relation (A) \rightarrow (C). Dans l'éventualité où cette première condition est respectée, un second modèle (modèle Z) sera créé et analysé. Contrairement au modèle Y, le modèle Z inclura la variable postulée médiatrice ainsi que le lien direct entre la variable indépendante et la variable dépendante. L'examen de ce second modèle nous permettra de vérifier les deuxième Ainsi, pour chacune des hypothèses de médiation, deux modèles complémentaires seront analysés. Tout d'abord, nous créerons un modèle Y dans lequel la variable postulée médiatrice (B) sera retranchée. Cette étape nous permettra de vérifier le respect de la première condition établie par Baron et Kenny (1986) qui postule l'existence d'une influence significative et troisième conditions de Baron et Kenny (1986) qui postulent, respectivement, une influence significative de (A) sur (B) et de (B) sur (C). Si les indices d'ajustement du modèle Z sont acceptables, les paramètres estimés des relations (A) \rightarrow (B) et (B) \rightarrow (C) seront analysés. Finalement, afin de tester le statut médiateur, l'ajustement du modèle Z sera évalué sous deux conditions : (1) lorsque la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante est fixée à 0 et (2) lorsque la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante n'est pas fixée. À l'aide du test de la différence du Chi-Deux, nous déterminerons ensuite si une différence significative existe entre ces deux modèles. Dans l'éventualité où aucune différence significative n'existe, (B) est réputé pour être un médiateur parfait entre (A) et (C). Dans cette situation, l'ajout d'une relation directe entre (A) et (C) n'améliore effectivement pas l'adéquation du modèle aux données de l'échantillon. Si, par contre, une différence significative existe entre les modèles, l'effet médiateur de (B) entre (A) et (C) ne peut être parfait. Dans ce contexte, (B) sera réputé pour être un médiateur partiel entre (A) et (C) puisque l'ajout d'une relation directe entre la variable indépendante et la variable dépendante améliore significativement l'adéquation du modèle aux données empiriques recueillies. Ce test de la comparaison du Chi-Deux nous permettra de vérifier la quatrième condition de Baron et Kenny (1986) qui stipule qu'une variable a un effet médiateur partiel lorsque la relation (A) \rightarrow (C) s'affaiblit lors de l'introduction de la variable (B). Selon ces auteurs, l'effet médiateur est toutefois parfait si, lors de l'inclusion de la variable (B) dans le modèle, la relation (A) \rightarrow (C) devient non-significative.

du modèle structure indiquent que la perception des employés quant au partage descendant de l'information influence positivement et significativement les quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique (H1a : $\lambda = 0,21$; $p < 0,01$, H1b : $\lambda = 0,19$; $p < 0,01$, H1c : $\lambda = 0,40$; $p < 0,001$ et H1d : $\lambda = 0,40$; $p < 0,001$). Ainsi, les hypothèses H1a, H1b, H1c et H1d qui postulaient, respectivement une influence positive du partage descendant de l'information sur le sentiment de signification, de compétence, d'auto-détermination et d'impact sont toutes validées. Dans le même ordre d'idées, les résultats du test du modèle de structure dévoilent une influence positive et significative de la perception des employés quant au partage ascendant de l'information sur la perception de justice procédurale de ces derniers ($\lambda = 0,81$; $p < 0,001$). Conséquemment, l'hypothèse H2, qui proposait une influence positive du partage ascendant de l'information sur la perception de justice procédurale, est elle aussi validée. Bref, le test du modèle de structure présente des résultats acceptables et nous permet de valider nos deux premières hypothèses de recherche.



Note :

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$

- Les lignes pointillées représentent des lambdas standardisés non-significatifs ($p > 0,05$).

Figure 2 – Modèle de structure et résultats

Afin de tester les hypothèses H3a, H3b, H3c et H3d qui postulent le rôle médiateur des quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique entre le partage descendant de l'information et la perception de soutien organisationnel, nous avons construit un premier modèle Y dans lequel les

quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique ont été retranchées. Étant donné l'absence de relations significatives entre les dimensions signification, compétence, impact et la variable dépendante PSO (dans le modèle de structure – figure 2), nous n'avons pu tester le rôle médiateur de celles-ci entre le partage descendant de l'information et la PSO. Ainsi, les hypothèses H3a, H3b et H3d n'ont pu être testées. Tel que démontré dans le tableau 4, l'ajustement du modèle Y est acceptable ce qui nous permet, selon la démarche exposée plus haut, de vérifier si un lien significatif existe entre (A) et (C) (1^{ère} condition pour mettre en évidence l'effet médiateur). Étant donné la valeur du test-t, nous constatons que, dans le modèle Y, la variable indépendante (partage descendant de l'information) n'influence pas significativement la variable dépendante (perception de soutien organisationnel) ($\lambda = 0,018, p > 0,05$). Ainsi, la première condition établie par Baron et Kenny (1986) n'est pas respectée. Nous pouvons rejeter l'hypothèse H3c et conclure que, dans notre étude, la dimension auto-détermination de l'*empowerment* psychologique n'agit pas comme médiateur entre le partage descendant de l'information et la perception de soutien organisationnel.

Tableau 4 Lambdas standardisés et indices d'adéquation pour les modèles de l'hypothèse H3

| | MODÈLE Y | | MODÈLE Z (c) | |
|--------------------------------|----------------------|-----------------|----------------------|------------|
| | Lambdas standardisés | Test-t (a) | Lambdas standardisés | Test-t (a) |
| <i>Partage descendant</i> | | | | |
| Auto-détermination (b) | - | - | N/A | N/A |
| Soutien organisationnel | 0,018 | 0,298 NS | N/A | N/A |
| <i>Auto-détermination</i> | | | | |
| Soutien organisationnel | - | - | | |
| Indices d'adéquation | | | | |
| RMSEA | 0,066 | | N/A | |
| GFI | 0,871 | | N/A | |
| SRMR | 0,069 | | N/A | |
| TLI | 0,940 | | N/A | |
| CFI | 0,947 | | N/A | |
| χ^2/df | 2,361 | | N/A | |

Note :

(a) * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$, NS = Non-Significatif

(b) Étant donné le lien non-significatif entre (A) et (C) (dans le modèle Y), le test du modèle Z n'a pas été effectué.

Ensuite, afin de tester l'hypothèse H4 qui postule le rôle médiateur de la perception de justice procédurale entre le partage ascendant de l'information et la perception de soutien organisationnel, nous avons créé un second modèle Y dans lequel la variable justice procédurale, supposée médiatrice, fut supprimée. Les résultats révèlent que les trois premières conditions du test de l'effet médiateur sont respectées. Le tableau 5 résume ces informations.

Tableau 5 Lambdas standardisés et indices d'adéquation pour les modèles de l'hypothèse H4

| | MODÈLE Y | | MODÈLE Z | |
|--------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | Lambdas Standardisés | Test-t (a) | Lambdas standardisés | Test-t (a) |
| <i>Partage ascendant</i> | | | | |
| Justice procédurale | - | - | 0,794 | 10,578*** |
| Soutien organisationnel | 0,592 | 10,680*** | 0,107 | 1,993 NS |
| <i>Justice procédurale</i> | | | | |
| Soutien organisationnel | - | - | 0,595 | 6,445*** |
| Indices d'adéquation | | | | |
| RMSEA | 0,069 | | 0,065 | |
| GFI | 0,833 | | 0,815 | |
| SRMR | 0,108 | | 0,104 | |
| TLI | 0,913 | | 0,908 | |
| CFI | 0,921 | | 0,916 | |
| χ^2/dl | 2,464 | | 2,310 | |

Note :

(a) * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$, NS = Non-Significatif

Étant donné les résultats précédents, nous sommes maintenant en mesure de tester l'effet médiateur de la perception de justice procédurale à l'aide du test de la différence du Chi-Deux. Tel que démontré dans le tableau 6, la différence du Chi-deux s'élève ici à 4,068 ce qui signifie que le modèle Z-2 n'est pas significativement supérieur au modèle Z-1. Comme l'indique Holmbeck (1997), une différence non-significative entre ces modèles indique l'effet médiateur parfait de (B) entre (A) et (C). Un peu plus précisément, nous constatons que la relation (A) → (C) préalablement significative (modèle Y) devient non-significative lors de l'introduction de la variable médiatrice (modèle Z). À la lumière de ces résultats, nous remarquons que, dans le cadre de cette étude, la perception de justice procédurale joue un rôle médiateur parfait entre le partage ascendant de l'information et la perception de soutien organisationnel. Ainsi, l'hypothèse H4 est validée.

Tableau 6 Comparaison des indices d'ajustement pour le test de l'effet médiateur de la perception de justice procédurale (H4)

| Modèle | DL | χ^2 | RMSEA | CMIN/DL | CFI | TLI | SRMR | $\Delta\chi^2$ |
|-------------------|------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|
| Modèle Z-1 | 547 | 1265,336 | 0,065 | 2,313 | 0,915 | 0,908 | 0,105 | - |
| Modèle Z-2 | 546 | 1261,268 | 0,065 | 2,310 | 0,916 | 0,908 | 0,104 | 4,068 |

Note :

Modèle Z-1 : Relation (A) → (C) contrainte à 0

Modèle Z-2 : Relation (A) → (C) non contrainte

En troisième lieu, afin de tester les hypothèses H5a, H5b, H5c et H5d qui postulent le rôle médiateur de la PSO entre les quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique et le sentiment de confiance envers l'organisation, nous avons construit un nouveau modèle Y dans lequel la variable postulée médiatrice (PSO) fut retranchée. Étant donné l'absence, dans le modèle de structure, de relations statistiquement significatives entre les dimensions signification, compétence et impact (hypothèses H5a, H5b et H5d) et la variable postulée médiatrice, nous n'avons pu tester le rôle médiateur de la PSO entre ces dimensions et le sentiment de confiance envers l'organisation. Comme l'indique le tableau 7, l'ajustement du troisième modèle Y est généralement acceptable ce qui nous permet de vérifier la première condition de Baron et Kenny (1986) et ainsi de poursuivre le test de l'hypothèse H5c. Tel qu'exposé dans le tableau 7, la dimension auto-détermination de l'*empowerment* psychologique (Hypothèse H5c) n'influence pas significativement la variable postulée médiatrice ($\lambda = 0,072, p > 0,05$). Ainsi, la deuxième condition du test de l'effet médiateur n'est pas honorée. Dans ce contexte, il s'avère inutile de poursuivre notre démarche. Ainsi, l'hypothèse H5c est rejetée.

Tableau 7 Lambdas standardisés et indices d'adéquation pour les modèles de l'hypothèse H5

| | MODÈLE Y | | MODÈLE Z | |
|--|----------------------|---------------|----------------------|------------------|
| | Lambdas standardisés | Test-t (a) | Lambdas standardisés | Test-t (a) |
| <i>Empowerment (auto-déter.)</i> (b) | | | | |
| Soutien organisationnel | - | - | 0,072 | 1,668 NS |
| Confiance envers l'org. | 0,097 | 2,370* | 0,062 | 1,756 NS |
| <i>Soutien organisationnel</i> | | | | |
| Confiance envers l'org. | - | - | 0,871 | 17,718*** |
| Indices d'adéquation | | | | |
| RMSEA | 0,066 | | 0,065 | |
| GFI | 0,829 | | 0,815 | |
| SRMR | 0,107 | | 0,105 | |
| TLI | 0,911 | | 0,908 | |
| CFI | 0,919 | | 0,916 | |
| χ^2/dl | 2,363 | | 2,306 | |

Note :

(a) * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$, NS = non-significatif

En quatrième lieu, afin de tester l'hypothèse H6 qui postule le rôle médiateur de la PSO entre la perception de justice procédurale et le sentiment de confiance envers l'organisation, nous avons, une fois de plus, créé un modèle Y à l'intérieur duquel la variable supposée médiatrice (PSO) fut supprimée. Comme l'indique le tableau 8, les trois conditions du test de l'effet médiateur ont été respectées.

Tableau 8 Lambdas standardisés et indices d'adéquation pour les modèles de l'hypothèse H6

| | MODÈLE Y | | MODÈLE Z | |
|--------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|-----------------|
| | Lambdas standardisés | Test-t (a) | Lambdas standardisés | Test-t (a) |
| <i>Justice procédurale</i> | | | | |
| Soutien organisationnel | - | - | 0,704 | 9,918*** |
| Confiance | 0,786 | 10,493*** | 0,373 | 6,037*** |
| <i>Soutien organisationnel</i> | | | | |
| Confiance | - | - | 0,572 | 9,930*** |
| Indices d'adéquation | | | | |
| RMSEA | 0,066 | | 0,063 | |
| GFI | 0,829 | | 0,817 | |
| SRMR | 0,107 | | 0,100 | |
| TLI | 0,911 | | 0,913 | |
| CFI | 0,919 | | 0,920 | |
| χ^2/dl | 2,363 | | 2,245 | |

Note : * (a) $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Par conséquent, nous sommes maintenant en mesure de procéder à la vérification du statut médiateur de la PSO à l'aide du test de la différence du Chi-Deux. Comme l'indique la dernière colonne du tableau 10, la variation du Chi-Deux s'élève ici à 39,732 ce qui signifie qu'une différence significative existe effectivement entre les modèles. Ainsi, le modèle Z-2 est significativement supérieur au modèle Z-1. En accord avec la procédure proposée par Holmbeck (1997) ainsi qu'avec les paramètres estimés exposés dans le tableau 9, ce résultat indique l'effet médiateur partiel de la perception de soutien organisationnel entre la perception de justice procédurale et le sentiment de confiance envers l'organisation. Lorsque (B) est incluse dans le modèle (modèle Z), la relation entre (A) et (C) demeure significative mais s'affaiblit comparativement au modèle excluant (B) (modèle Y). Ainsi, l'hypothèse H6 est partiellement validée.

Tableau 9 Comparaison des indices d'ajustement pour le test de l'effet médiateur de la perception de soutien organisationnel (H6)

| Modèle | DL | χ^2 | RMSEA | CMIN/DL | CFI | TLI | SRMR | $\Delta\chi^2$ |
|-------------------|------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|
| Modèle Z-1 | 547 | 1265,336 | 0,065 | 2,313 | 0,915 | 0,908 | 0,105 | - |
| Modèle Z-2 | 546 | 1225,604 | 0,063 | 2,245 | 0,920 | 0,913 | 0,100 | 39,732 |

Note :

Modèle Z-1 : Relation (A) \rightarrow (C) contrainte à 0

Modèle Z-2 : Relation (A) \rightarrow (C) non contrainte

Enfin, afin de tester l'hypothèse H7 qui suppose l'effet médiateur du sentiment de confiance envers l'organisation entre la PSO et l'engagement organisationnel affectif, À l'image des modèles précédents, ce modèle Y présente un ajustement globalement acceptable nous autorisant ainsi à examiner les paramètres estimés. Tel que démontré dans le tableau 10, les trois premières conditions du test de Baron et Kenny (1986) sont respectées.

Tableau 10 Lambdas standardisés et indices d'adéquation pour les modèles de l'hypothèse H7

| | MODÈLE Y | | MODÈLE Z | |
|---------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | Lambdas standardisés | Test-t (a) | Lambdas standardisés | Test-t (a) |
| <i>Soutien organisationnel</i> | | | | |
| Confiance | - | - | 0,863 | 18,024*** |
| Engagement org. affectif | 0,692 | 12,092*** | 0,483 | 4,494*** |
| <i>Confiance</i> | | | | |
| Engagement org. affectif | | - | 0,249 | 2,362* |
| Indices d'adéquation | | | | |
| RMSEA | 0,067 | | 0,064 | |
| GFI | 0,821 | | 0,816 | |
| SRMR | 0,104 | | 0,099 | |
| TLI | 0,905 | | 0,910 | |
| CFI | 0,913 | | 0,917 | |
| χ^2/dl | 2,381 | | 2,281 | |

Note : a) * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Afin de déterminer le statut médiateur du sentiment de confiance envers l'organisation entre la perception de soutien organisationnel et l'engagement organisationnel affectif, nous avons ensuite procédé au test de la différence du Chi-Deux. Comme l'indique le tableau 11, une différence de χ^2 de l'ordre de 19,78 sépare ici les deux modèles. Ainsi, nous constatons qu'une différence significative existe et que le modèle Z-2 est supérieur au modèle contraint Z-1. Ce résultat indique l'effet médiateur partiel du sentiment de confiance envers l'organisation entre la PSO et l'engagement organisationnel affectif. Dans le modèle Z, la relation entre les variables (A) et (C) demeure significative mais est plus faible que la relation (A) \rightarrow (C) dans le modèle Y. Ainsi, l'hypothèse H7 est partiellement confirmée.

Tableau 11 Comparaison des indices d'ajustement pour le test de l'effet médiateur du sentiment de confiance envers l'organisation

| Modèle | DL | χ^2 | RMSEA | CMIN/DL | CFI | TLI | SRMR | $\Delta\chi^2$ |
|------------|-----|----------|-------|---------|-------|-------|-------|----------------|
| Modèle Z-1 | 547 | 1265,336 | 0,065 | 2,313 | 0,915 | 0,908 | 0,105 | - |
| Modèle Z-2 | 546 | 1245,556 | 0,064 | 2,281 | 0,917 | 0,910 | 0,099 | 19,78 |

Note :

Modèle Z-1 : Relation (A) \rightarrow (C) contrainte à 0

Modèle Z-2 : Relation (A) \rightarrow (C) non contrainte

3. Discussion

L'objectif central de cette étude consistait à proposer et à tester un modèle théorique à l'intérieur duquel quatre conditions psychologiques formaient la chaîne explicative entre les pratiques de partage de l'information et l'engagement organisationnel affectif. La majorité des auteurs s'étant intéressés aux pratiques de partage de l'information ont fait fi des recommandations de Lawler (1986) qui, depuis maintenant quelques années, soutient l'importance de traiter séparément le partage ascendant de l'information du partage descendant de l'information. Dans le cadre de cette étude, les résultats appuient la supériorité du modèle de mesure considérant deux facteurs latents distincts pour le construit relatif au partage de l'information en entreprise. Le test du modèle de structure a confirmé nos premières hypothèses de recherche (H1a, H1b, H1c et H1d) qui supposaient l'influence positive des pratiques de partage descendant de l'information sur les quatre dimensions de l'*empowerment* psychologique. Concrètement, plus les répondants perçoivent que la direction partage avec eux les informations importantes (ex. projets majeurs, nouveaux produits, programmes et/ou services, etc.), plus leur sentiment de signification, de compétence, d'auto-détermination et d'impact est élevé. Notre résultat est cohérent avec les conclusions de Spreitzer (1996). De plus, dans une optique de confirmation empirique, ce résultat est particulièrement intéressant puisqu'il appuie les arguments théoriques soutenant la pertinence du lien positif entre le partage descendant de l'information et l'*empowerment* psychologique. Sans information concernant les enjeux majeurs de l'organisation, les spécialistes supposent que les individus ne peuvent comprendre la direction adoptée par l'entreprise et ainsi y apporter une contribution significative (Lawler *et al.*, 1992). En toute cohérence avec cet argument, nos répondants considèrent qu'ils détiennent un plus grand pouvoir d'agir lorsqu'ils estiment avoir en leur possession toutes les informations nécessaires pour contribuer activement et personnellement à l'atteinte des objectifs organisationnels. À l'image de notre première hypothèse de recherche, l'hypothèse H2, qui proposait l'influence positive des pratiques de partage ascendant de l'information sur la perception de justice procédurale, fut aussi confirmée. Ce résultat indique que plus les répondants estiment que la direction de leur succursale leur offre des moyens concrets pour s'exprimer, plus ils perçoivent une justice dans les procédures utilisées pour prendre les décisions. Une fois de plus, ce résultat est cohérent avec la littérature. Tout d'abord, notre résultat soutient les conclusions empiriques de Tremblay *et al.* (2007) qui, à l'aide d'un large échantillon provenant du secteur hospitalier canadien, avait trouvé une relation positive entre le partage ascendant de l'information et la perception de justice procédurale. Parallèlement, notre

résultat appuie l'argument de Thibault et Walker (1975) qui stipule que les procédures organisationnelles sont perçues comme plus justes lorsqu'elles permettent aux employés de s'exprimer.

Cependant, contrairement aux deux hypothèses précédentes, nos analyses d'équations structurelles n'ont pu soutenir empiriquement l'hypothèse H3c qui supposait le rôle médiateur de l'auto-détermination entre le partage descendant de l'information et la perception de soutien organisationnel. De plus, rappelons-nous qu'étant donné le non-respect d'une condition préalable au test de l'effet médiateur, nous n'avons pu tester les hypothèses relatives aux dimensions signification, compétence et impact (H3a, H3b et H3d). Ainsi, contrairement à nos attentes, l'*empowerment* psychologique n'agit pas comme médiateur entre le partage descendant de l'information et la PSO.

Même si la littérature propose la possibilité d'une relation entre l'*empowerment* psychologique et la PSO, seule la dimension relative à l'autonomie (auto-détermination) fut empiriquement considérée comme un antécédent de la perception de soutien organisationnel dans les études antérieures. Dans leur méta-analyse, Rhoades et Eisenberger (2002) ont clairement identifié l'autonomie comme un antécédent de la PSO sans toutefois considérer les autres dimensions. En cohérence avec leur conclusion, nos analyses ont démontré que seule la dimension auto-détermination avait une influence significative sur la PSO. Cela suggère que plus un employé perçoit être autonome et en contrôle dans son travail, plus il se sent apprécié et valorisé par l'organisation et, par définition, plus il ressent un haut niveau de soutien organisationnel (Eisenberger *et al.*, 1999). D'un point de vue théorique, les associations individuelles entre les dimensions signification, compétence, impact et la PSO sont toutefois plus difficiles à justifier. À notre connaissance, aucune étude n'a tenté de lier individuellement ces trois dimensions à la PSO nous laissant ainsi croire en la légitimité de nos résultats.

Nos analyses d'équations structurelles n'ont pu, contrairement à nos attentes, démontré l'effet médiateur de l'auto-détermination entre le partage descendant de l'information et la PSO (rejet de l'hypothèse H3c). Aucune relation significative n'unit le partage descendant de l'information à la perception de soutien organisationnel, et ce, même lorsque l'auto-détermination n'est pas dans le modèle. Ainsi, pour notre échantillon, la perception des employés quant aux pratiques de partage descendant de l'information n'influence pas significativement la perception de soutien organisationnel. Dans le cadre du contexte de notre échantillon, il semble que le partage descendant de l'information ne soit pas perçu comme un signe que l'organisation donne les ressources nécessaires à ses employés et qu'elle valorise leurs contributions. Il est plausible de croire que, pour certains d'entre eux, le partage descendant de l'information (PDI) ne soit aucunement synonyme de soutien organisationnel. Pour d'autres, le PDI peut être perçu comme une technique de manipulation managériale visant à rendre le capital humain plus performant. Le secteur bancaire canadien étant un secteur hautement compétitif, il est possible de croire que certains employés aient perçu le PDI comme une façon détournée de leur demander de faire plus grands efforts. Même si cette explication est envisageable, l'argument de «l'agenda» caché ne semble pas être représentatif de l'échantillon étudié. Si cette conviction avait été partagée par la majorité de nos répondants, nous aurions découvert un lien négatif probable entre ces variables. Bref, puisqu'au sein de notre échantillon aucun lien n'existe entre le PDI et la POS,

l'empowerment psychologique ne peut être considéré comme un élément médiateur entre ces variables.

Contrairement à l'hypothèse précédente, l'hypothèse H4, au sujet du rôle médiateur de la perception de justice procédurale (PJP) entre le partage ascendant de l'information et la perception de soutien organisationnel, a été complètement validée. Ainsi, dans le cadre cette étude, la PJP joue un rôle médiateur parfait entre ces variables. En pratique, ce résultat signifie que la PJP explique intégralement l'effet du partage ascendant de l'information (PAI) sur la PSO. En accord avec nos attentes, ces variables forment un processus linéaire où le PAI influence la PJP qui, à son tour, renforce la PSO. Plus les répondants perçoivent que l'organisation leur offre des moyens concrets pour s'exprimer, plus ils détectent une justice dans les procédures organisationnelles et plus ils perçoivent être soutenus par leur employeur. En toute cohérence avec nos résultats, Tremblay *et al.* (2007) ont aussi observé que la justice procédurale avait un effet médiateur complet entre le partage ascendant de l'information et la PSO.

Par ailleurs, l'hypothèse H5c, qui supposait le rôle médiateur de la PSO entre l'auto-détermination et le sentiment de confiance envers l'organisation (SCO), fut infirmée. Puisque aucune relation significative n'existe entre les dimensions signification, compétence, impact et la perception de soutien organisationnel, le test de l'effet médiateur n'a pu être effectué pour ces trois dimensions. Par contre, compte tenu de la présence d'une relation statistiquement significative entre la dimension auto-détermination et la variable postulée médiatrice (PSO) ainsi qu'entre la variable supposée médiatrice et le sentiment de confiance envers l'organisation (dans le modèle de structure), le test de l'effet médiateur fut effectué pour cette hypothèse particulière (H5c). En premier lieu, nos analyses statistiques ont démontré que lorsque la variable postulée médiatrice n'est pas dans le modèle (Modèle Y), la dimension auto-détermination de *l'empowerment* psychologique influence significativement le SCO. Plus les répondants perçoivent être autonomes et en contrôle dans leur travail, plus ils ressentent un sentiment de confiance envers l'organisation. En revanche la POS n'a pu être considérée comme un médiateur entre l'auto-détermination et le SCO. Malgré l'absence d'un effet médiateur de la PSO entre ces variables, nous constatons qu'une relation directe unit l'auto-détermination au sentiment de confiance envers l'organisation. À notre connaissance, aucune étude antérieure n'est arrivée à de tels résultats. Malgré l'absence de preuves antérieures, cette relation est justifiable théoriquement. Lorsqu'un employé se sent relativement libre et en contrôle dans son travail, il perçoit que l'organisation a confiance en ses capacités. En accord avec la norme de réciprocité de Gouldner (1960), l'employé qui détecte une telle confiance de la part de son employeur est susceptible de vouloir rééquilibrer la balance en lui rendant la pareille. Dans cette situation, l'individu peut rembourser sa dette morale envers l'employeur en lui démontrant, à son tour, une plus grande confiance.

L'hypothèse H6 qui proposait le rôle médiateur de la PSO entre la PJP et le SCO fut partiellement confirmée. Dans les faits, ce résultat signifie que la PJP renforce leur SCO à la fois directement et indirectement. Tout d'abord, il semble que la PJP contribue à améliorer ce SCO en renforçant la PSO. Ensuite, nous constatons que la PJP affecte positivement et directement le SCO. Empiriquement, ce résultat est cohérent avec les travaux de Stinglhamber *et al.* (2006) et de Tremblay *et al.* (2007) au sujet de l'effet médiateur partiel de la PSO entre la justice et la

confiance. Théoriquement, il semble tout d'abord possible de croire que l'utilisation de procédures justes soit perçue comme un signe que l'organisation prend les moyens pour les soutenir (Tremblay *et al.*, 2007). Par réciprocité, les employés qui perçoivent cette justice procédurale tentent ensuite de rembourser à l'employeur ce traitement favorable en lui démontrant une plus grande confiance. Dans le même ordre d'idées, lorsque l'organisation utilise des procédures jugées comme équitables par les répondants, ces derniers ressentent le besoin moral de rééquilibrer la balance ce qui, dans notre étude, se traduit par une confiance organisationnelle plus élevée.

En dernier lieu, l'hypothèse H7, qui proposait le rôle médiateur du SCO entre la PSO et l'engagement organisationnel affectif (EOA) fut, à l'image de l'hypothèse précédente, partiellement confirmée. Ce résultat suggère que la PSO influence l'EOA directement, mais également par l'entremise du SCO. En premier lieu, la PSO renforce la confiance envers l'organisation qui, à son tour, fortifie l'engagement organisationnel affectif de l'individu. Simultanément, la PSO influence positivement et directement l'EOA. Même si seule une médiation partielle fut dégagée de nos données, ce résultat semble cohérent avec les études antérieures. Empiriquement, Whitener (2001) et Tremblay *et al.* (2007) sont les seuls, à notre connaissance, à avoir analysé cette relation. En accord avec nos conclusions, ces auteurs ont également observé que la confiance jouait un rôle médiateur partiel entre la PSO et l'EOA. Ce résultat suggère que les actions organisationnelles visant à soutenir et à valoriser le personnel sont susceptibles d'améliorer l'engagement organisationnel affectif, notamment lorsqu'elles créées chez l'individu un sentiment de confiance envers l'organisation (Tremblay *et al.*, 2007).

Conclusion

À notre connaissance, notre étude est une des rares à avoir investigué l'influence individuelle des pratiques de partage de l'information sur l'engagement organisationnel affectif et ce, en prenant soin de différencier le partage ascendant du partage descendant de l'information. D'un point de vue théorique, notre recherche apporte un éclairage intéressant en réaffirmant, dans un premier temps, l'existence de mécanismes intermédiaires entre le partage ascendant de l'information et l'engagement organisationnel affectif. Même si ce résultat est cohérent avec la littérature, les mécanismes intervenant dans cette relation étaient, avant notre étude, relativement mal connus. Le test de l'effet médiateur de la PJP, de la PSO et du SCO a démontré l'importance de ces mécanismes dans la chaîne explicative tout en prouvant l'existence d'une dynamique d'échanges sociaux entre le partage ascendant de l'information et l'engagement organisationnel de type affectif. En deuxième lieu, contrairement à nos attentes et aux postulats recensés dans la littérature, notre étude a démontré l'existence d'une relation directe entre le partage descendant de l'information et l'engagement organisationnel affectif. Dans une optique théorique, ce résultat est particulièrement intéressant puisqu'il suggère que le partage descendant de l'information pourrait, contrairement au partage ascendant, être associé directement à l'engagement organisationnel affectif. Ainsi, même si la littérature propose une relation indirecte entre ces variables, notre

étude remet en cause cette hypothèse forçant ainsi d'éventuels successeurs à réfléchir différemment à la question.

Étant donné ces résultats (influence indirecte pour le partage ascendant et directe pour le partage descendant), notre étude démontre l'importance de la différenciation des deux facteurs du partage de l'information. Si nous avions négligé d'effectuer cette distinction, nous n'aurions pu découvrir les différences caractérisant les relations entre le PAI et le PDI et l'engagement organisationnel affectif. Ainsi, nous croyons qu'au-delà des résultats de l'analyse factorielle confirmatoire, notre étude apporte une preuve supplémentaire de la pertinence du traitement séparé des deux facteurs du partage de l'information en entreprise. Finalement, d'un point de vue pratique, notre étude réitère l'importance de la présence de pratiques de partage de l'information. Puisque ces pratiques influencent positivement, directement ou indirectement, l'engagement organisationnel affectif des individus, nous croyons qu'elles représentent un outil pertinent pour le gestionnaire intéressé à créer chez ses employés cette attitude positive. Même si le partage de l'information n'est jumelé à aucune autre pratique innovatrice de gestion des ressources humaines, son implantation peut, à la lumière de nos résultats, engendrer l'engagement organisationnel affectif des employés. De plus, la force de la relation unissant le partage ascendant de l'information à la perception de justice procédurale indique aux décideurs l'importance d'offrir une voix aux employés. Dans l'éventualité où le gestionnaire désire créer un sentiment d'équité dans les procédures, le PAI semble représenter un levier intéressant. En terminant, le partage de l'information représente également, à la lumière de nos résultats, un instrument adéquat pour un gestionnaire soucieux de créer chez ses employés un fort SCO.

En revanche, notre étude comporte certaines limites qui, à notre avis, doivent être considérées. Dans un premier temps, il importe de souligner le faible pouvoir de généralisation des résultats de cette étude. Tel que mentionné précédemment, le mode de sélection privilégié lors de la cueillette de données ne peut être qualifié d'aléatoire ce qui, malheureusement, limite la validité externe de l'échantillon. Étant donné cette réalité, nous ne pouvons généraliser avec certitude les résultats de notre recherche à l'ensemble des employés québécois de l'institution financière visée. Parallèlement, puisque notre échantillon est composé d'employés évoluant dans une seule entreprise, nous ne pouvons envisager d'extrapoler nos résultats à une plus grande échelle (par exemple, employés d'autres institutions financières, etc.). En deuxième lieu, bien que nos analyses d'équations structurelles suggèrent l'influence de certaines conditions psychologiques sur l'engagement organisationnel, par exemple, il serait imprudent de parler de relation de causalité. En effet, le devis méthodologique priorisé n'étant pas de nature longitudinale, nous ne pouvons conclure avec certitude qu'une variable en prédit une autre et non l'inverse. À titre d'exemple, il serait imprudent d'affirmer hors de tout doute que le sentiment de confiance envers l'organisation renforce l'engagement organisationnel affectif mais que le contraire est faux. Troisièmement, nous ne pouvons passer sous silence les risques associés à l'erreur de variance commune qui pourrait avoir exercé une influence à la hausse sur les relations de notre modèle. Puisque nos variables furent mesurées simultanément et auprès d'une seule et même source (employé) les probabilités d'occurrence de l'erreur de variance commune sont omniprésentes. Néanmoins, étant donné notre volonté d'étudier les perceptions des employés, nous ne pouvions éviter cette erreur en sondant leurs collègues ou supérieurs. En terminant, nous croyons pertinent de souligner qu'étant donné l'ampleur de notre modèle théorique, la taille de notre échantillon

était relativement restreinte. De plus, étant donné la nature des variables utilisées (conditions psychologiques, engagement organisationnel affectif) un risque persiste quant au biais de désirabilité sociale. En dernier lieu, nos résultats suggèrent quelques pistes de recherche futures. Dans un premier temps, nous croyons qu'il serait intéressant que notre modèle théorique soit soumis à une évaluation empirique dans un contexte différent. Dans cette situation, nous pourrions réexaminer nos hypothèses de recherche afin de déterminer si ces dernières subissent le même sort dans de nouvelles circonstances. Cet exercice nous permettrait de valider ou d'invalider les résultats de la présente étude tout en étudiant le réel potentiel de généralisation des résultats. En deuxième lieu, nous croyons qu'il serait intéressant de vérifier la causalité des relations proposées dans le modèle final à l'aide d'un devis longitudinal. Tel que mentionné précédemment, le devis méthodologique utilisé dans le cadre de cette recherche ne nous permet pas de conclure qu'une variable en cause une autre. Ainsi, l'utilisation d'un devis longitudinal pourrait sensiblement améliorer nos connaissances et ainsi appuyer de manière formelle le sens de ces relations. Afin de minimiser les risques associés à l'erreur de variance commune, nous croyons également qu'il serait pertinent d'impliquer le supérieur immédiat dans le processus en lui demandant d'évaluer l'engagement organisationnel de l'employé. Dans cette situation, deux sources seraient considérées ce qui éliminerait ce type d'erreur. Par contre, l'engagement organisationnel est une attitude qui, à notre avis, peut parfois être difficile à évaluer d'un point de vue extérieur. En quatrième lieu, nous croyons que malgré l'existence d'une relation directe significative entre le partage descendant de l'information et l'engagement organisationnel affectif, certains mécanismes psychologiques peuvent intervenir dans cette relation. Dans notre étude, l'*empowerment* psychologique ne semble pas jouer de rôle médiateur ce qui n'empêche pas la potentielle pertinence d'autres facteurs. À cet égard, nous croyons qu'une réflexion supplémentaire s'impose. De plus, nous estimons qu'il serait pertinent d'étudier plus en profondeur la nature des relations unissant le partage de l'information en entreprise à divers comportements tels l'absentéisme, le taux de roulement et les comportements de citoyenneté organisationnel.

Bibliographie

ALLEN, N. & J. P. MEYER (1990). « The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization » *Journal of Occupational Psychology*, vol. 63, n° 1, p. 1-18.

ALLEN, N.J. & J.P. MEYER (1996). « Affective, continuance and normative commitment to the organization : an examination of construct validity » *Journal of Vocational Behavior*, vol. 49, p. 252-276.

ALLEN, D.G., L.M. SHORE. & R.W. GRIFFETH (2003). « The Role of Perceived Organizational Support and Supportive Human Resource Practices in the Turnover Process », *Journal of Management*, vol. 29, n°1, p. 99-118.

AMBROSE, M.L. & M. SCHMINKE (2003). « Organization Structure as a Moderator of the relationship Between Procedural Justice, Interactional Justice, Perceived Organizational Support and Supervisory Trust », *Journal of Applied Psychology*, vol. 88, n° 2, p. 295-305.

ARYEE, S., & P. BUDHAWAR., Z. CHEN. (2002). « Trust as mediator of the relationship between organizational justice and work outcomes: test of a social exchange model. *Journal of Organizational Behavior*, 23, 267-285.

BARON, R.M. & D.A. KENNY (1986). «The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research : Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations», *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 51, n° 6, p. 1173-1182.

BOVEE, C.L., & J. V. THILL (2005). *Business Communication Today*, 8^e éd., Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 585p.

CHEN, Z., S. AYREE & Cynthia LEE (2005a). « Test of a mediation model of perceived organizational support », *Journal of Vocational Behavior*, vol. 66, n° 3, p. 457-470.

CHEN, J., C. SILVERTHORNE & J-Y, HUNG (2005b). « Organization communication, job stress, organizational commitment, and job performance of accounting professionals in Taiwan and America », *Leadership and Organization Development Journal*, vol. 27, n° 4, p. 242-249.

COOK, J., & T. WALL, (1980) « New Work Attitude Measure of Trust, Organizational Commitment and Personal Need Non-Fulfilment. *Journal of Occupational Psychology*, 53, 39-52.

DOUCET, O., G. SIMARD, G., & M. TREMBLAY.(2008) . « L'effet Médiateur du Soutien et de la Confiance entre le Leadership et l'Engagement, à Paraître dans *Relations Industrielles*.

DILLON, A. & et P. FLOOD (1992). « Organisational commitment : Do human resource practices make a difference ? », *Irish Business and Administrative Research*, vol. 13, p. 49-61.

EISENBERGER, R., P. FASOLO & V. DAVIS-LAMASTRO (1990). « Perceived Organizational Support and Employee diligence, commitment and innovation », *Journal of Applied Psychology*, vol. 75, n° 1, p. 51-59.

EISENBERGER, R., R. HUNTINGTON, S. HUTCHISON & D. SOWA (1986). « Perceived organizational support », *Journal of Applied Psychology*, vol. 71, n°3, p. 500- 507.

EISENBERGER, R., L. RHOADES & J. CAMERON (1999). « Does pay for performance increase or decrease perceived self-determination and intrinsic motivation », *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 77, p. 1026-1040.

FOLGER, R. (1977). « Distributive and procedural justice : Combined Impact of Voice and Improvement on Experienced Inequity », *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 35, n°2, p. 108-119.

GOULDNER, A.W. (1960). « The Norm of Reciprocity : A Preliminary Statement», *American Sociological Review*, vol. 25, p. 161-178.

GUERRERO, S.,& V. BARRAUD-DIDIER, (2004). « High-Involvement Practices and Performance of French-Firms». *International Journal of Human Resource Management*, 15, 8, 1408-1423.

HOLMBECK, G.N., (1997). « Toward Terminological, Conceptual, and Statistical Clarity in the Study of Mediators and Moderators : Examples From the Child-Clinical and Pediatric Psychology Literatures », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 65, n° 4, p. 599-610.

KONOVSKI, M.A. (2000). « Understanding procedural justice and its impact on business organizations », *Journal of management*, vol. 26, n° 3, p.489-511.

LAWLER, E.E. III (1986). *High-involvement management : participative strategies for improving organizational performance*, 1^{ère} éd., San Francisco, Jossey-Bass, coll. The Jossey-Bass management series, 252 p.

LAWLER E.EIII, S.A. MOHRMAN & G.E. LEDFORD (1995). *Creating high performance organizations : Practices and results in Fortune 1000 companies*, San Francisco, Jossey-Bass, coll. The Jossey-Bass management series, 186 p.

LAWLER E. E. III, S.A. MOHRMAN & G. E. LEDFORD (1992). *Employee involvement and total quality management : practices and results in fortune 1000 companies*, 1^{ère} éd., San Francisco, Jossey-Bass, coll. The Jossey-Bass management series, 157 p.

LAWLER, E.E III & J.G. RHODE (1976). *Information and control in organizations*, Pacific Palisades, Californie, Goodyear, 217p.

LIND, E. & T. TYLER, T. (1988). *The Social Psychology of Procedural Justice*. New-York, NY.: Plenum

LOI, R., N. HANG-YUE & S. FOLEY (2006). « Linking employees' justice perceptions to commitment and intention to leave : The mediating role of perceived organizational support », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 79, n° 1, p. 101-120.

MATTHEWS, R.A., W.M. DIAZ & S.G. COLE (2003). « The organizational empowerment scale », *Personnel Review*, vol. 32, n° 3, p. 297-318.

MAYER, R., J. DAVIS, D. SCHOORMAN, D. (1995). « An Integrative Model of Organizational Trust». *Academy of Management Review*, 20, 3, 709-734.

MEADOW, C., & W. YUAN. (1997). « Measuring the Impact of Information: Defining the Concepts». *Information processing and Management*, 33, 6, 697-714.

MEYER, J. & L. HERSCOVITH. (2001). «Commitment in the Workplace: Toward a General Model». *Human Resource Review*, 11, 299-326.

MEYER, J., D. STANLEY, L. HERSCOVITCH, & L. TOPOLYNTSKY, (2002). « Affective, Continuance, and Normative Commitment to the Organization: A meta-Analysis of Antecedents, Correlates and Consequences». *Journal of Vocational Behavior*, 61, 1, 20-52.

MODAFF, D., S. DeWINE, J. BUTLER, J. (2008). *Organizational Communication*. Person (ed.). Second Edition.

NG, T., M. M. BUTTS, R. J. VANDENBERG., D.M. DEJOY & M.G. WILSON (2006). « Effects of management communication, opportunity for learning, and work flexibility on organizational commitment », *Journal of Vocational Behavior*, vol. 68, p.474-489.

NIEHOFF, B.P. & R. H. MOORMAN (1993). « Justice as a mediator of the relationship between methods of monitoring and organizational citizenship behavior », *Academy of Management Journal*, vol. 36, n°3, p. 527-556.

NIEHOFF, B.P., R.H. MOORMAN., G. BLAKELY. & J.FULLER (2001). «The Influence of Empowerment and Job Enrichment on Employee Loyalty in a Downsizing Environment », *Group & Organization Management*. 26, 192-213.

PARÉ, G. & M. TREMBLAY (2007). « The Influence of High-Involvement Human Resource Practices, Procedural Justice, Organizational Commitment, and Citizenship Behaviors on Information Technology Professionals' Turnover Intentions », *Group & Organization Management*, vol. 32, n° 3, p.326-357.

RANDOLPH, W. A. (1995). « Navigating the Journey to Empowerment », *Organizational Dynamics*, vol. 23, n° 4 (printemps), p. 19-32.

RHOADES, L. & R. EISENBERGER (2002). « Perceived Organizational Support : A Review of the Litterature », *Journal of Applied Psychology*, vol. 87, n°4, p. 698-714.

RODWELL, J.J., R. KIENZLE & M. A. SHADUR (1998). « The relationship among work-related perceptions, employee attitudes and employee performance : The integral role of communication », *Human Resource management*, vol. 37, n° 3-4, p. 277-293.

SIMARD, G, O.DOUCET & S. BERNARD (2005). « Pratiques en GRH et engagement des employés : le rôle de la justice », *Relations Industrielles/ Industrial Relations*, vol. 60, n°2, p. 296-319.

SPREITZER, G. M. (1995). « Psychological empowerment in the workplace : dimensions, measurement, and validation », *Academy of Management Journal*, vol. 38, n° 5, p. 1442-1465.

SPREITZER, G. M. (1996). « Social structural characteristics of psychological empowerment », *Academy of Management Journal*, vol. 39, n° 2, p. 483-504.

SPREITZER, G.M. (1997). « Toward a common ground in defining empowerment», *Research in Organizational Change and Development*, vol. 10, p. 31-62.

STINGLHAMBER, F. D. DE CREMER & L. MERCKEN (2006). « Perceived Support as a Mediator between Justice and Trust », *Group and Organization Management*, vol.31, n° 4, p. 442-468.

THIBAUT, J., L. WALKER (1975). *Procedural Justice: A Psychological Perspective*. Hillsdale: NJ: Lawrence Erlbaum.

TOMKINS, C. (2001). « Interdependencies, trust and information in relationships, alliances and networks», *Accounting, Organizations and Society*, vol. 26, p. 161-191.

TREMBLAY, M., D. CHÊNEVERT, G. SIMARD, . ME. LAPALME & O. DOUCET (2005). « Agir sur les leviers organisationnels pour mobiliser le personnel : le rôle de la vision, d leadership, des pratiques de GRH et de l'organisation du travail » *Gestion*, vol. 30, n°2 (été), p. 69-78.

TREMBLAY, M., J. CLOUTIER, G. SIMARD, D. CHÊNEVERT & C. VANDENBERGHE (2007). « The role of HR practices, procedural justice, organizational support and trust in organizational commitment and in-role and extra-role performance », à paraître, 51 p.

TREMBLAY, M. & G. SIMARD (2005). « La mobilisation du personnel : l'art d'établir un climat d'échanges favorable basé sur la réciprocité », *Gestion*, vol. 30, n° 2 (été), p. 60-68.

WHITENER, E.M. (1997). « The impact of Human Resource activities on employee trust », *Human Resource Management Review*, vol. 7, n°4, p. 389-404.

WHITENER, E.M. (2001). « Do high-commitment human resource practices affect employee commitment? A cross-level analysis using hierarchical linear modeling » *Journal of Management*, vol. 27, p. 515-535.

YOUNG, B. S. & W. WORCHEL., (1998). « Organizational Commitment Among Public service Employees » *Public Personnel Management*, 27, 3, 339-348.