

ANALYSE DES VARIABLES MODÉRATRICES ET MÉDIATRICES PAR LES MÉTHODES D'ÉQUATIONS STRUCTURELLES: APPLICATIONS EN GRH

*EL AKREMI ASSÂAD**, *ROUSSEL PATRICE***

Résumé. Le développement continu et novateur des théories en GRH révèle un intérêt croissant pour les variables intermédiaires, médiatrices et modératrices. La détection et l'estimation des effets de ces variables de spécification ont souvent buté sur les lacunes et les difficultés des méthodes existantes. Les méthodes d'équations structurelles, dont l'utilisation en GRH ne cesse de se développer, offrent des démarches pertinentes, rigoureuses et flexibles pour l'analyse des variables intermédiaires. L'objectif de cette communication est de clarifier les concepts de variables médiatrices et modératrices, d'identifier les méthodes d'existantes pour leur analyse, et de présenter deux démarches d'estimation basées sur les travaux de Baron et Kenny (1986), Kenny et Judd (1984) et Ping (1995). Deux illustrations utilisant les méthodes d'équations structurelles sont exposées. Les recommandations pour l'analyse des effets médiateurs et modérateurs sont enfin formulées.

INTRODUCTION

En gestion des ressources humaines, plusieurs recherches récentes montrent l'intérêt d'intégrer des variables médiatrices et modératrices dans les développements théoriques et empiriques. À titre d'exemple, Meyer et Smith (2000) ont montré que la justice procédurale et le soutien des supérieurs hiérarchiques, jouent un rôle médiateur entre l'évaluation des pratiques de GRH par les salariés et leur engagement affectif et normatif. Aryee et al. (2002) ont considéré la confiance comme variable médiatrice entre la per-

* Université Catholique de Louvain, IAG-REHU, Place des Doyens 1,

B. - 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique. — Tél. : 00 32 10 47 85 12 / 00 32 4 74 54 21 75.

ception de l'équité des pratiques et les comportements de citoyenneté organisationnelle. Bing et Burroughs (2001) ont étudié le rôle modérateur de la sensibilité à l'équité sur la relation entre les caractéristiques personnelles et la performance au travail. Selon Lam *et al.* (2002), l'impact des pratiques de GRH sur les attitudes et les comportements des salariés serait modéré par leurs différences individuelles et culturelles. Nombre d'autres recherches soulignent la pertinence du recours à des variables intermédiaires pour l'étude des liens entre les pratiques de GRH et les attitudes et les comportements des salariés (Meyer *et al.* 2002; Snell et Dean, 1994). Le recours aux variables intermédiaires est utile pour développer et tester des théories qui reflètent mieux la complexité des phénomènes individuels et organisationnels étudiés. Les chercheurs en GRH ne se limitent plus à l'étude des effets principaux des variables explicatives sur les variables expliquées. Ils examinent de plus en plus le rôle des variables médiatrices ou modératrices pour mieux comprendre la décomposition des mécanismes d'influence entre les variables étudiées. Le progrès des études en GRH dépendrait aussi du développement continu de nouvelles méthodes de recherche. Si l'innovation peut être définie comme toute idée ou pratique perçue comme nouvelle par l'unité d'analyse qui l'adopte (Deltour, 2000), l'innovation méthodologique en sciences de gestion semble courante même si elle reste souvent relative. L'adoption et l'amélioration des méthodes de recherche existantes et utilisées dans d'autres domaines tels que la psychologie ou le marketing constitueraient ainsi des innovations méthodologiques en GRH.

À cet égard, les méthodes d'analyse des variables intermédiaires ont connu un développement considérable. Les innovations méthodologiques dans ce domaine se sont accrues au cours des vingt dernières années. Les démarches de détection et d'estimation des effets médiateurs et modérateurs se sont multipliées, améliorées et sont devenues plus accessibles aux chercheurs en sciences sociales (Aiken et West, 1991; Baron et Kenny, 1986; Bobko et Russell, 1994; Collins *et al.* 1998; Cortina *et al.*, 2001; Kenny et Judd, 1984; MacKinnon *et al.*, 1995; Ping, 1996c). Le recours à ces méthodes connaît une forte progression. L'article fondateur de Baron et Kenny (1986) qui propose une démarche systématique d'analyse des variables médiatrices et modératrices a été cité plus de 2000 fois selon le *Social Science Citation Index*[®] (MacKinnon *et al.*, 2002). Le développement de nouvelles méthodes d'analyse est aussi grandissant grâce surtout aux méthodes d'équations structurelles (Schumacker, 2002; Schumacker et Marcoulides, 1998; Shrout et Bolger, 2002). En dépit de la prolifération des méthodes d'analyse des variables médiatrices et modératrices, nombre d'auteurs continuent à soulever de multiples problèmes terminologiques, conceptuels et statistiques dans l'étude de ces variables en sciences sociales (Aguinis, 1995; Holmbeck, 1997; McClelland et Judd, 1993; Moosbrugger *et al.*, 1997). À cet égard, certaines confusions terminologiques persistent compte tenu de la diversité des termes utilisés pour désigner le rôle médiateur (effet indirect, effet intermédiaire, effet de substitution, effet de processus) et le rôle modérateur (effet d'interaction, effet multiplicatif, «effets quadratique et poly-

nomial», effet d'homogénéisation, effet non linéaire) (MacKinnon et al. 2002; Sharma *et al.*, 1981). Les erreurs conceptuelles résultent surtout de l'ambiguïté et du chevauchement des rôles des variables intermédiaires. Certains auteurs en sciences sociales confondent et utilisent, à tort, de manière équivalente les termes médiation et modulation (Holmbeck, 1997). Les effets intermédiaires sont aussi complexes et combinés tels que les effets médiateurs modérés et les effets modérateurs médiatisés (Baron et Kenny, 1986). Ce chevauchement peut rendre très difficiles la détection et l'estimation des rôles des variables intermédiaires. Les méthodes classiques d'analyse de ces variables présentent diverses limites statistiques tels que des erreurs du type I¹ élevées et un faible pouvoir statistique². Ces limites statistiques sont principalement dues à la non normalité des distributions des variables étudiées, aux erreurs de mesure, à l'existence de liens non linéaires pour les effets modérateurs, à la faiblesse des tailles d'échantillons, à la nature des échelles de mesure ordinales, et à la multicolinéarité entre les variables étudiées (Aguinis, 1995; Busemeyer et Jones, 1983; Cortina, 1993; MacKinnon et al. 2002; Moosbrugger *et al.*, 1997).

Selon nombre d'auteurs (Cortina *et al.*, 2001; Holmbeck, 1997; Jaccard et Wan, 1995; Moulder et Algina, 2002; Shrout et Bolger, 2002), les méthodes d'équations structurelles améliorent l'analyse des rôles des variables médiatrices et modératrices en détournant les problèmes liés aux erreurs de mesure, à la multicolinéarité et aux liens non linéaires. Elles réduisent aussi les problèmes résultant de la non normalité des distributions et de la nature des échelles de mesure utilisées. Il est certes très rare d'avoir des distributions normales dans les recherches en sciences sociales (Micceri, 1989), la normalité est donc une condition très souvent non respectée. Néanmoins, les méthodes d'estimation utilisées, telles que la méthode de maximum de vraisemblance, sont robustes face à la non normalité des distributions (Roussel *et al.*, 2002). En intégrant les erreurs de mesure dans l'estimation du modèle étudié, les méthodes d'équations structurelles permettent d'obtenir des coefficients moins biaisés. Jöreskog et Yang (1996), et Yang Jonsson (1998) ont développé une démarche d'analyse directe des effets non linéaires par Lisrel 8. Afin de tenir compte des problèmes de multicolinéarité, de la nature des échelles et de la taille de l'échantillon, certains auteurs utilisent les méthodes d'équations structurelles (procédure par *bootstrap*) pour une meilleure estimation des effets médiateurs (Lockwood et MacKinnon, 1998; Shrout et Bolger, 2002). Schermelleh-Engel *et al.* (1998) proposent aussi une procédure d'équations structurelles adaptée à la non normalité des distributions des variables analysées.

1. Il s'agit pour simplifier du risque de conclure à l'existence d'un effet médiateur ou modérateur qui est en réalité fallacieux et faux (erreur de première espèce). Le risque nominal accepté est généralement de 5 %.
2. Une méthode qui a un faible pouvoir statistique (ou puissance) échoue fréquemment à détecter des effets médiateurs et modérateurs qui existent réellement dans la population étudiée.

L'apport des méthodes d'équations structurelles semble indéniable dans la mesure où leurs rigueur et performances statistiques sont appropriées pour détecter et mesurer des effets aussi complexes et « *insaisissables* » (Zedeck, 1971) que ceux des effets modérateurs. Ces méthodes sont particulièrement adaptées aux variables intermédiaires latentes, construits théoriques non directement mesurables. La convivialité croissante des logiciels et leur perfectionnement continu encouragent les chercheurs en GRH à recourir à ces méthodes.

L'analyse des variables intermédiaires, surtout modératrices, par les méthodes d'équations structurelles a connu un développement soutenu depuis la publication de l'article de Kenny et Judd en 1984. Le « modèle de Kenny et Judd » propose une démarche d'analyse des effets d'interaction entre des variables latentes mesurées par des indicateurs observés. Il est à l'origine de plusieurs autres démarches spécifiques aux effets modérateurs pour ces variables non directement observables et mesurables. Pour les effets médiateurs, Baron et Kenny (1986) et Kenny *et al.* (1998) proposent une démarche séquentielle qui est très adaptée à une analyse par les méthodes d'équations structurelles. Les démarches d'analyse des variables intermédiaires par les méthodes d'équations structurelles se sont multipliées et améliorées (Collins *et al.* 1998; Cortina *et al.*, 2001; Moulder et Algina, 2002; Schumacker et Marcoulides, 1998). Néanmoins, ces démarches restent peu utilisées en sciences sociales en général et en gestion des ressources humaines en particulier. Diverses raisons peuvent expliquer la faible utilisation de ces méthodes avancées d'analyse en dépit de l'importance croissante des variables médiatrices et modératrices dans les modèles de recherche. Celles-ci semblent être encore peu connues par les chercheurs en GRH. Malgré la convivialité croissante des logiciels de méthodes d'équations structurelles, certaines méthodes demeurent complexes et très difficiles à mettre en œuvre, surtout pour le test des effets non linéaires, à titre d'exemple par la méthode de Jöreskog et Yang (1996). Face à la multiplication des méthodes, le chercheur en GRH ne dispose pas de critères pour choisir la méthode adaptée à son étude. La persistance de confusions conceptuelles et théoriques renforce aussi les difficultés méthodologiques dans l'analyse des variables médiatrices et modératrices. Force est de rappeler que quelles que soient la sophistication et la performance des méthodes statistiques, la clarté et la rigueur conceptuelles et théoriques sont primordiales.

Cette communication a-t-elle ainsi plusieurs objectifs. Le premier consiste à clarifier les notions de variables médiatrices et modératrices, à mettre l'accent sur leurs différences et à exposer leurs différents types. À cet égard, les définitions et les typologies proposées par Baron et Kenny (1986) et par Sharma *et al.*, (1981) seront présentées. Le deuxième objectif est de rappeler les principales démarches méthodologiques utilisées pour l'analyse des variables médiatrices (effets linéaires) et des variables modératrices (effets non linéaires). Les démarches ayant recours aux méthodes d'équations structurelles sont succinctement présentées et comparées sur la base de travaux récents (Cortina *et al.*, 2001; MacKinnon *et al.* 2002; Moulder et Algina, 2002). Le troisième

objectif est d'exposer de manière détaillée deux méthodes d'analyse: (1) la démarche d'analyse des variables médiatrices proposée par Baron et Kenny (1986) et mise à jour par Kenny *et al.* (1998) ; (2) la démarche d'analyse des variables modératrices et des effets d'interaction proposée par Ping (1995; 1998). Les démarches proposées semblent être très adaptées aux recherches en GRH étant donné leur relative simplicité, leur rigueur et leur performance équivalentes à celles des autres démarches existantes (Cortina *et al.*, 2001; MacKinnon *et al.*, 2002). Le quatrième objectif est de proposer une application des deux démarches retenues à une étude en gestion des ressources humaines. L'application est présentée de manière schématique et simplifiée. L'illustration est présentée directement après l'exposé de la démarche méthodologique. Deux exemples sont analysés. Le premier concerne le rôle médiateur de la confiance entre d'une part la pratique de responsabilisation ou d'empouvoirement et d'autre part l'engagement affectif à l'égard de l'organisation (Brockner *et al.*, 1997; Nyhan, 1999). Le second exemple concerne les effets d'interaction entre les différentes formes d'engagement organisationnel. L'engagement normatif semble avoir un rôle modérateur des effets de l'engagement affectif et de l'engagement calculé sur l'intention de départ (Chen et Francesco, 2003; Jaros, 1997; Somers, 1995).

I. – DÉFINITION DES EFFETS MÉDIATEURS ET MODÉRATEURS

En sciences sociales, « *les études de terrain, qu'elles soient basées sur l'expérimentation, le test des corrélations, les entretiens ou les questionnaires, apportent beaucoup plus que de montrer la simple existence des phénomènes. Elles fournissent un aperçu très utile des contextes dans lesquels ces phénomènes interviennent; elles donnent une estimation de la force de ces phénomènes et des liens entre les variables; elles permettent de détecter les effets médiateurs; et elles sont très importantes pour identifier les variables individuelles et contextuelles qui ont des effets modérateurs sur les phénomènes étudiés* » (Taylor, 1998, p. 84). En GRH, les variables médiatrices et modératrices peuvent être très utiles pour analyser l'impact des pratiques gestionnaires sur les perceptions, les attitudes et les comportements des salariés. Ces variables intermédiaires améliorent la compréhension des processus liant les variables indépendantes ou explicatives (exp. Une nouvelle pratique de rémunération) et les variables dépendantes ou expliquées (exp. Comportements performants au travail). Au sein des variables intermédiaires ou intervenantes, la distinction entre les variables médiatrices et les modératrices n'est pas toujours nette. Certaines recherches comportent des confusions entre les effets médiateurs et modérateurs (Holmbeck, 1997). Bien qu'ils résultent toujours de variables intermédiaires qui interviennent entre une variable indépendante et une variable dépendante, les effets médiateurs doivent être conceptuellement et analytiquement distingués des effets modérateurs. Baron et Kenny (1986) ont apporté une contribution majeure à la distinction entre variables modératrices et variables médiatrices. D'autres auteurs (Ambler, 1998;

Arnold, 1982; James et Brett, 1984; MacKinnon, 2002; Sharma *et al.*, 1981) ont aussi participé à la clarification de ces notions. Quelle que soit la méthode d'analyse adoptée, la décision de considérer une variable comme étant médiatrice ou modératrice doit être essentiellement basée sur la pertinence des arguments conceptuels et la rigueur des cadres théoriques.

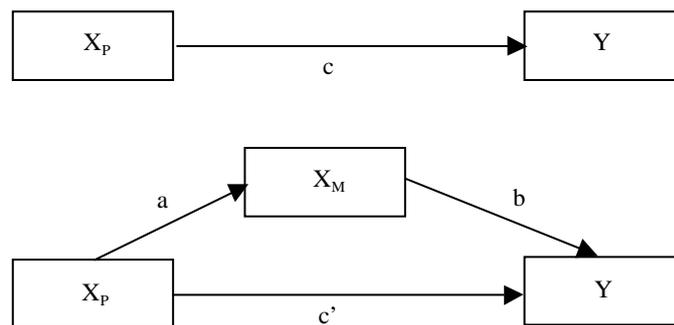
Une variable modératrice est une variable qui agit essentiellement sur la relation entre deux autres variables. Il s'agit d'une variable qui modifie systématiquement la grandeur, l'intensité, le sens et/ou la forme de l'effet de la variable indépendante sur la variable dépendante (Sharma *et al.*, 1981). Autrement dit, le lien observé entre les deux variables sera différent en fonction des différents niveaux d'une troisième variable dite modératrice. Ce lien peut devenir plus fort ou plus faible; ou devenir négatif alors qu'il était positif sans l'intervention de la variable modératrice. À titre d'exemple, Fox *et al.* (2001) ont montré que l'anxiété renforce le lien entre les facteurs de stress et les comportements productifs au travail. Allen et Griffeth (2001) ont constaté que le lien entre la performance perçue et la satisfaction au travail passe du positif au négatif selon que les récompenses sont contingentes ou non. Selon Baron et Kenny (1986, p. 1174), une variable modératrice est « *une variable qualitative (exp. sexe, race, classe sociale) ou quantitative (exp. niveau de récompense) qui influe sur la direction et/ou la force de la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante (...) Un effet modérateur élémentaire peut être représenté par une interaction entre une variable indépendante principale et un facteur qui spécifie les conditions appropriées de son impact sur la variable dépendante (...)* ». Une variable modératrice est donc une variable de spécification qui détermine les conditions sous lesquelles l'effet d'une autre variable indépendante opère. Généralement, la variable modératrice interagit avec la variable indépendante pour influencer la variable dépendante; par exemple l'interaction entre la compétence et la motivation détermine le niveau de performance.

Si la variable modératrice spécifie *quand* et *sous quelles conditions* une relation entre deux variables a-t-elle lieu, une variable médiatrice spécifie *comment* et *selon quel mécanisme* une variable indépendante influence-t-elle une variable dépendante. Un effet médiateur élémentaire représente une séquence «causale» hypothétique dans laquelle une première variable indépendante influe sur une seconde variable intermédiaire qui influe à son tour sur une variable dépendante. La variable médiatrice permet-elle ainsi d'expliquer comment s'opère la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante, en décomposant cette relation en effet direct et en effet indirect médiatisé (MacKinnon *et al.* 2002). Il s'agit d'une variable de processus qui transmet, complètement ou partiellement, l'impact d'une variable indépendante initiale sur une variable dépendante. À titre d'exemple, Aryee et al. (2002) ont montré que les sentiments de justice influent positivement la confiance à l'égard de l'organisation qui agit à son tour sur l'engagement organisationnel. Selon Baron et Kenny (1986, p. 1173-1176), une variable médiatrice définit « *un mécanisme génératif à travers lequel une variable indépendante principale est capable d'influencer une variable dépendante donnée (...) Une*

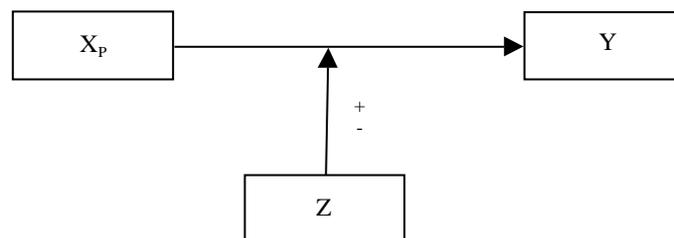
variable agit en tant que médiatrice dans la mesure où elle rend compte de la relation entre une variable indépendante et une variable dépendante (...) Alors que les variables modératrices spécifient quand certains effets interviennent, les variables médiatrices déterminent comment et pourquoi ces effets se produisent». Pour clarifier la différence entre les effets médiateurs et modérateurs (Figure 1), Ambler (1998) a recours à une métaphore de système de plomberie. La tuyauterie originale permet un passage direct (c) de l'eau entre X_P (variable indépendante principale) et Y (variable dépendante). Si l'introduction d'une nouvelle tuyauterie génère le passage de l'eau par un point X_M en deux chemins (a) et (b) et plus par (c), X_M est alors médiatrice. Enfin si Z fonctionne comme une valve qui régule le flux d'eau entre X_P et Y, alors Z est considérée comme une variable modératrice.

Figure 1

LES EFFETS DES VARIABLES MÉDIATRICES ET MODÉRATRICES

Modèle 1 : Effet médiateur de X_M 

Modèle 2 : Effet modérateur de Z



Le rôle médiateur d'une variable X_M génère une décomposition de l'effet total (c) de la variable indépendante X_P sur la variable Y en un effet direct (c') et un effet indirect (ab). Étant donné que la variable médiatrice ne peut pas vraisemblablement inverser le sens de la relation entre X_P et Y, (c) et (c') devraient toujours être de même signe; ou (c')

devrait être nul (Ambler, 1998; MacKinnon et al. 1995). En influant sur la direction ou la forme de la relation entre X_p et Y , le rôle modérateur de la variable Z correspond à un effet d'interaction représenté généralement par le produit ($X_p * Z$) qui devrait avoir un effet significatif sur Y (Saunders, 1956; Zedeck, 1971). À ce niveau, il importe d'indiquer qu'il existe plusieurs types de variables médiatrices et de variables modératrices. La précision des différences entre ces types permet une meilleure compréhension conceptuelle et analytique des effets de variables intermédiaires. Ces différences sont d'autant importantes qu'elles requièrent des démarches d'analyse statistiques distinctes.

II. – TYPOLOGIE DES VARIABLES MÉDIATRICES ET MODÉRATRICES

Les variables intermédiaires constituent un ensemble varié de variables de spécification ayant des effets distincts et des liens hétérogènes avec les autres variables indépendantes et dépendantes. Les variables médiatrices peuvent intervenir de manière intégrale ou partielle pour transmettre l'impact d'une variable indépendante sur une variable dépendante (Baron et Kenny, 1986). Les variables modératrices peuvent différer d'une part selon l'importance de leur interaction avec la variable indépendante, et d'autre part selon la nature de leur lien avec la variable dépendante (Sharma *et al.*, 1981). Il existe d'autres effets hybrides et complexes tels que la médiation modérée dans laquelle une quatrième variable W viendrait le lien entre la variable médiatrice X_M et la variable Y ; ou la modulation médiatisée dans laquelle la modulation de la relation entre X_p et Y par la variable Z est médiatisée par une quatrième variable W (Ambler, 1998; Baron et Kenny, 1986)³. Deux typologies sont retenues dans cette recherche: la typologie des variables médiatrices selon Baron et Kenny (1986) et la typologie des variables modératrices de Sharma et al. (1981).

Baron et Kenny (1986) distinguent deux types de médiation: la *médiation parfaite* et la *médiation partielle*. D'une manière générale et selon la figure 1, l'effet médiateur existe lorsque à la fois les variations du niveau de la variable dépendante influent significativement les variations de la variable médiatrice (a), et les variations du niveau de celle-ci influent significativement sur la variable dépendante (b). Une variable médiatrice parfaite ou pure est une variable qui transmet intégralement l'impact de la variable indépendante sur la variable dépendante. Dans ce cas, l'effet direct (c') s'annule complètement avec l'introduction de la variable médiatrice X_M dans le modèle.

3. L'exposé et l'analyse de ces effets hybrides dépassent le cadre de cette recherche. Baron et Kenny (1986) présentent les démarches analytiques adaptées à l'estimation de ces effets. Dave MacKinnon présente sur son site consacré aux variables médiatrices des travaux récents et de nouvelles méthodes pour l'analyse des effets hybrides : <http://www.public.asu.edu/~davidpm/ripl/mediate.htm>

Statistiquement, il y a médiation parfaite lorsque le lien entre X_p et Y , précédemment significatif, ne l'est plus en contrôlant les effets (a) et (b). Selon MacKinnon et al. (1995), l'effet médiateur indirect est obtenu en calculant le produit ($a * b$) :

$$c - c' = a * b$$

Médiation parfaite: $c' = 0$ et $c = ab$

Une médiation parfaite signifie l'existence d'une seule variable intermédiaire dominante. Or, en GRH, il y a souvent plusieurs variables qui interviennent en même temps pour expliquer comment et pourquoi une variable explique une autre. La médiation partielle est donc plus fréquente (Baron et Kenny, 1986; MacKinnon *et al.*, 2002). La présence d'erreurs de mesure explique aussi la fréquence des médiations partielles étant donné que l'erreur de mesure réduit l'effet de la variable médiatrice et favorise l'effet de la variable indépendante principale (Ambler, 1998). Dans ce cas, l'introduction d'une variable médiatrice X_M dans le modèle réduit le lien (c) entre X_p et Y , sans pour autant l'annuler complètement. Si la médiation est partielle (MacKinnon et al. 1995), l'effet (c') doit être inférieur à l'effet initial (c) obtenu en l'absence de la variable médiatrice :

$$c - c' = a * b > 0$$

Médiation partielle: $c' \neq 0$ et $c > c'$

Sharma *et al.* (1981) ont présenté un cadre conceptuel et méthodologique qui permet de distinguer les différents types de variables modératrices. La typologie par ces auteurs permet de dépasser la distinction basée sur la nature dichotomique ou continue de la variable modératrice (Arnold, 1982; Baron et Kenny, 1986). Elle est basée sur deux critères: (1) l'existence ou non d'une relation entre la variable modératrice Z et la variable dépendante Y ; (2) l'existence ou non d'une interaction entre la variable indépendante principale X_p et la variable modératrice Z . La typologie permet-elle ainsi de distinguer quatre types de variables dont trois sont modératrices (Figure2).

Figure2

TYPOLOGIE DES VARIABLES MODÉRATRICES

Source: Adapté de Sharma *et al.* (1981, p. 292).

La variable d'homogénéisation est une variable «modératrice» qui influe sur l'in-

tensité de la relation entre X_p et Y . Elle n'est pas significativement reliée à aucune de ces variables et, elle n'interagit pas avec X_p . Elle affecte la force de la relation entre X_p et Y via le terme d'erreur : plus le terme d'erreur est grand, plus la relation est faible et vice versa. Elle permet de subdiviser l'échantillon total en sous-groupes homogènes selon la variance de l'erreur ; la validité prédictive représentée par R^2 est alors différente selon les sous-groupes (Zedeck, 1971). Une variable quasi-modératrice est une variable qui à la fois influe sur la variable dépendante Y (b_2 non nul et significatif)⁴ et interagit avec la variable indépendante principale X_p (b_3 significatif). Une variable modératrice pure ne doit avoir aucun lien direct avec la variable dépendante Y . Elle interagit seulement avec la variable indépendante principale X_p (Ambler, 1998 ; Baron et Kenny, 1986 ; Sauer et Dick, 1993). Les variables quasi-modératrices et modératrices pures modifient surtout la forme de la relation entre les variables X_p et Y . La diversité des effets médiateurs et modérateurs suppose une adaptation continue des méthodes d'analyse et d'estimation de ces effets.

III. – DÉMARCHES D'ANALYSE DES VARIABLES MÉDIATRICES ET MODÉRATRICES

Nombre de démarches méthodologiques ont été développées pour la détection et l'estimation des effets médiateurs et modérateurs. Les méthodes d'équations structurelles ont favorisé le perfectionnement des procédures éprouvées et l'émergence de nouvelles procédures d'analyse (Collins *et al.*, 1998 ; Cortina *et al.*, 2001 ; Li *et al.*, 1998 ; Moulder et Algina, 2002 ; Shrout et Bolger, 2002 ; Schumacker et Marcoulides, 1998). Les apports de ces méthodes à l'étude des variables intermédiaires sont multiples :

- Les variables médiatrices et modératrices sont généralement des construits hypothétiques, de nature psychologique, qui interviennent dans les relations entre d'autres variables. Il s'agit donc de variables latentes dont le traitement est plus approprié par les méthodes d'équations structurelles (Roussel *et al.*, 2002).

- Plusieurs liens médiateurs et modérateurs peuvent être simultanément testés grâce aux méthodes d'équations structurelles contrairement aux méthodes classiques de régression et d'analyse de la variance (MacKinnon *et al.*, 2002).

- Les biais d'estimation, résultant des erreurs de mesure, de la multicolinéarité des variables, des échelles de mesure ordinales, et parfois de la non normalité des distributions, sont réduits dans la mesure où les méthodes d'équations structurelles intègrent ces problèmes dans l'estimation (Jaccard et Wan, 1995 ; Kenny *et al.*, 1998).

- Les effets modérateurs, correspondant à des liens non linéaires, peuvent être directement estimés par des méthodes spécifiques, complexes mais très fiables, d'équations structurelles (Jöreskog et Yang, 1996 ; Yang Jonsson, 1998).

4. Les théories psychométriques ne considèrent pas ce type de variable comme modératrice à partir du moment où elles ont un lien significatif avec la variable dépendante. Il n'existe donc pour ces théories que des variables modératrices pures.

– Les tests de significativité et les inférences statistiques sont améliorés grâce aux méthodes d'équations structurelles qui permettent aussi de construire par *bootstrap* des intervalles de confiance pour les effets médiateurs et modérateurs estimés (Shrout et Bolger, 2002; Sobel, 1996).

Démarches d'analyse des effets médiateurs: le modèle de Baron et Kenny

MacKinnon *et al.* (2002) ont énuméré et comparé quatorze méthodes d'analyse des effets médiateurs. Ces auteurs distinguent trois grandes démarches d'analyse: (1) les méthodes «causales» basées sur une série de tests des liens d'influence entre les différentes variables; (2) les méthodes de «différences des coefficients» qui consistent à comparer les coefficients de régression avant et après l'introduction de la variable médiatrice; et (3) les méthodes de «produit des coefficients» qui permettent de décomposer et tester les effets direct et indirect. En dépit du développement de nouvelles démarches d'analyse (Collins *et al.*, 1998), les méthodes «causales» restent parmi les plus utilisées pour le test des effets médiateurs. Elles reposent sur le modèle proposé par Baron et Kenny (1986)⁵ et renouvelé par Kenny *et al.* (1998). Ce modèle a l'avantage d'exposer une démarche simple, claire et suffisamment large pour intégrer les autres méthodes de différences et produits des coefficients. En dépit des critiques relatives à la faiblesse du pouvoir statistique de ce modèle (MacKinnon *et al.*, 2002), il reste fortement recommandé par les spécialistes des méthodes d'équations structurelles (Kline, 1998).

Baron et Kenny (1986) et Kenny *et al.*, (1998) présente une série de quatre tests successifs et nécessaires pour tester l'effet médiateur d'une variable X_M dans le processus d'impact de la variable indépendante X_P sur la variable dépendante Y (Figure 3) :

- Étape 1.** Montrer que le lien entre la variable indépendante X_P sur la variable dépendante Y est significatif afin de s'assurer de l'existence d'un impact à médier. Dans la régression de Y sur X_P , le coefficient (c) doit être donc significatif (Test de Student $t = 1,96$; $p = 0,05$).
- Étape 2.** Montrer que la variable indépendante X_P a un impact significatif sur la variable médiatrice X_M considérée alors comme une variable à expliquer dans une analyse de régression de X_M sur X_P . Le coefficient (a) doit être significatif.
- Étape 3.** Montrer que le lien entre la variable médiatrice X_M et la variable dépendante Y est significatif. Il s'agit de faire une régression de Y sur à la fois X_M et X_P . En contrôlant X_P , le coefficient (b) entre X_M et Y doit rester significatif.

5. La démarche d'analyse a été présentée au départ pour les études expérimentales par C.M. Judd et D.A. Kenny (1981), «Process analysis: Estimating mediation in treatment evaluations», *Evaluation Review*, Vol. 5, pp. 602-619. Le site de David Kenny est à consulter à l'adresse suivante <http://users.rcn.com/dakenny/mediate.htm>

Étape 4. Pour établir l'existence d'une médiation complète par X_M , le coefficient (c') liant X_P et Y devenir nul, en contrôlant X_M . Il s'agit de vérifier que $c'=0$ en présence de X_M , sinon la médiation est partielle.

Selon Kenny *et al.* (1998 : 260), les quatre étapes doivent être successivement assurées afin de montrer l'existence d'un rôle médiateur intégral d'une variable. Si seulement les trois premières étapes sont vérifiées, le rôle médiateur n'est que partiel. Selon certains auteurs (MacKinnon *et al.*, 1995; 2002), la première étape n'est pas nécessaire étant donné que l'effet indirect est égal au produit ($a*b$) :

$$c - c' = ab \neq 0 \text{ si } a \neq 0 \text{ et } b \neq 0$$

Les étapes 2 et 3 sont donc essentielles pour s'assurer de l'existence du rôle médiateur. Elles doivent être complétées toutefois par une estimation du pourcentage de l'effet de médiation et par des tests d'inférence et de signification statistique de cet effet. Selon Ambler (1998), le pourcentage de l'effet médiateur par rapport à l'effet total est obtenu par le ratio ci-dessous, égal à 100 % si la médiation est totale ($c'=0$) :

$$100 * ab / (ab + c') \text{ soit aussi } 100 * ab / c$$

Afin de s'assurer de la significativité de l'effet médiateur et de vérifier que les coefficients (a) et (b), Kenny *et al.* (1998) recommandent l'utilisation du test de Sobel (1996) afin de calculer l'erreur standardisée (s_{ab}) de l'effet indirect (ab). L'erreur s_{ab} est obtenue à partir des erreurs standardisées des coefficients (a) et (b), notées s_a et s_b . Il s'interprète selon la distribution d'une loi normale. Le test est très simple⁶ à réaliser et permet de s'assurer de la significativité du rôle médiateur.

$$s_{ab} = ab / \sqrt{s_a^2 s_b^2 + b^2 s_a^2 + a^2 s_b^2}$$

Selon Kenny *et al.* (1998) énumèrent plusieurs difficultés que le chercheur doit prendre en considération dans l'analyse des effets médiateurs⁷. Les principales difficultés sont liées à la multicollinéarité entre les variables indépendantes et les variables médiatrices, les erreurs de mesure et l'omission d'autres variables explicatives. Face à ces difficultés, la démarche «causale» de Baron et Kenny (1986) est conseillée. En la comparant aux autres démarches, MacKinnon *et al.* (2002) estiment que cette démarche possède de très faibles taux d'erreurs de type I (risque de se tromper en affirmant l'existence d'un effet médiateur qui est en réalité faux). Afin d'améliorer la puissance de cette démarche,

6. Le test de signification de l'effet indirect est de plus en plus intégré dans les logiciels d'équations structurelles. Il se calcule aussi très facilement sur le site suivant : <http://quantrm2.psy.ohio-state.edu/kris/sobel/sobel.htm>

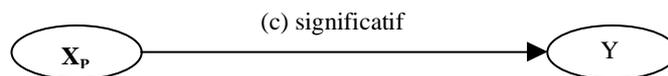
7. Certaines difficultés telles que la nature proximale ou distale de la variable médiatrice, le caractère multi-niveaux des variables (individuelles et organisationnelles) sont aussi à considérer.

nombre d'auteurs recommandent une plus grande rigueur dans la fiabilité des mesures utilisées, le recours à des échantillons larges et l'utilisation systématique des méthodes d'équations structurelles pour les variables latentes (Kenny *et al.*, 2002; MacKinnon *et al.*, 1995; 2002; Shrout et Bolger, 2002). MacKinnon *et al.* (2002 : 93) ont montré que pour des effets médiateurs de valeur moyenne (de l'ordre de 0,3 à 0,5), la puissance de la démarche «causale» à estimer valablement les effets modérateurs s'améliore très sensiblement avec l'augmentation de la taille de l'échantillon, en passant respectivement de 0,5 pour un échantillon de 200 à 0,88 pour un échantillon de 500.

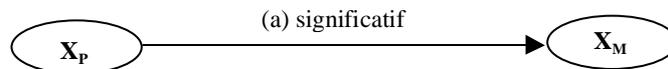
Figure 3

MODÈLE DE BARON ET KENNY POUR L'ANALYSE DES VARIABLES MÉDIATRICES

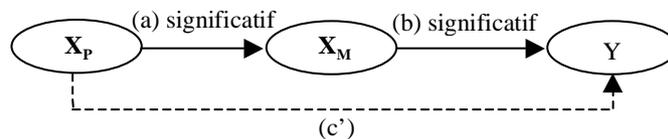
Etape 1 : Régression de Y sur X_p



Etape 2 : Régression de X_M sur X_p



Etape 3 : Régression de Y sur X_M et X_p



*Etape 4 : Vérifier $c'=0$ ou $c' < c$; vérifier $a*b*c > 0$; calculer $a*b/c$; réaliser le test de Sobel*

Illustration de la démarche d'analyse de Baron et Kenny pour les effets médiateurs

L'exemple présenté permet une application de la démarche de Baron et Kenny (1986) à l'analyse du rôle médiateur de la confiance organisationnelle dans la relation entre les pratiques d'empouvoirement (*empowerment*) et l'engagement affectif. Selon Nyhan (1999), le sentiment de confiance à l'égard de l'organisation et de son management peut positivement influencer l'engagement affectif des salariés. L'identification des antécédents de la confiance est aussi essentielle car elle permet de connaître les pratiques managériales nécessaires au développement de ce sentiment chez les salariés. Butler (1991) a montré que le lien, entre la perception des caractéristiques du travail et la

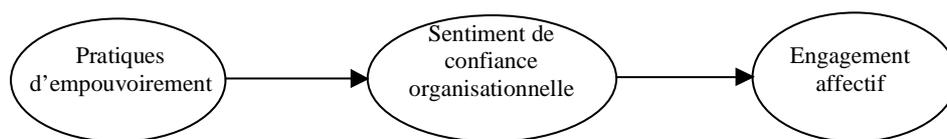
confiance, est plus fort que celui entre les caractéristiques personnelles et la confiance. A cet égard, l'empouvoirement consiste à créer un environnement de travail dans lequel les salariés ont plus de responsabilité et d'autorité pour agir (Leana et Florkowski, 1992). Engagés dans une relation d'échange, les salariés se sentiraient valorisés et libres pour mettre en œuvre leurs compétences. L'empouvoirement est considéré comme une marque de confiance et de soutien organisationnel (Rodwell et al., 1998). Selon Mishra et Spreitzer (1998), les pratiques d'empouvoirement et d'enrichissement des tâches permettent une amélioration du sentiment de confiance et de la loyauté des salariés. Le sentiment que l'organisation reconnaît la valeur et la compétence du salarié agirait alors sur l'identification et l'attachement à l'organisation. La confiance est donc reconnue comme un antécédent de l'engagement affectif (Nyhan, 1999). L'hypothèse suivante peut donc être formulée :

Hypothèse1: Le sentiment de confiance organisationnelle a un rôle médiateur entre les pratiques d'empouvoirement et l'engagement affectif à l'égard de l'organisation

Afin de tester le modèle de la figure 4, un questionnaire a été administré auprès d'un échantillon de 305 salariés. La variable d'empouvoirement a été mesurée par quatre items proposés par Tremblay et al. (2000). La confiance organisationnelle a été mesurée par quatre items proposés par Nyhan et Marlowe (1997). L'engagement affectif a été mesuré par six items proposés par Meyer et Allen (1997). Les échelles utilisées sont des échelles de Likert à cinq points. Avant de procéder au test de l'effet médiateur de la confiance par Lisrel 8.5, une série d'analyses a été réalisée pour s'assurer de la fiabilité et de la validité des construits.

Figure 4

RÔLE MÉDIATEUR DU SENTIMENT DE CONFIANCE ORGANISATIONNELLE



Ces différentes analyses ont permis d'éliminer certains items faiblement reliés à leur construit de base. Suite à une analyse factorielle et une analyse de la fiabilité, l'empouvoirement, mesuré par trois items, a un alpha de Cronbach de 0,78. La confiance organisationnelle, mesurée par quatre items, a un alpha de 0,79. Les six items sont retenus pour l'engagement organisationnel avec un alpha de 0,86. La fiabilité de tous les construits est donc satisfaisante. Une analyse factorielle confirmatoire a permis en outre de s'assurer de la validité convergente et discriminante des ces construits (Fornell et Larcker, 1981; Roussel *et al.*, 2002).

Pour l'application des quatre étapes du modèle de Baron et Kenny (1986), une série de régressions est réalisée sous Simplis de Lisrel 8.5.

1) Tester la relation entre d'une part la variable indépendante d'empouvoirement, et d'autre part la variable dépendante d'engagement affectif. La formulation de l'analyse sous Simplis est présentée en annexe (étape1). Les résultats de cette première analyse montrent que l'empouvoirement influence positivement l'engagement affectif (**coefficient non standardisé $\gamma=0,40$; T de Student=5,65**). L'ajustement de ce modèle est acceptable avec un chi-deux=41,276 pour un degré de liberté (ddl) de 13; un CFI=0,97 ; un NNFI=0,96 ; et un RMSEA=0,08. L'utilisation des indices GFI et AGFI est déconseillée parce que ces indices sont sensiblement biaisés par la non normalité et la multicollinéarité (Jöreskog et Yang, 1996).

2) Tester la relation entre d'une part la variable indépendante d'empouvoirement, et d'autre part la variable médiatrice de confiance à l'égard de l'organisation. Les résultats de cette deuxième analyse montrent que la confiance organisationnelle est positivement et significativement influencée par les pratiques d'empouvoirement (**$\gamma=0,62$; T de Student=7,12**). L'ajustement de ce modèle est satisfaisant avec un chi-deux=35,56 pour un ddl=8 ; un CFI=0,96 ; un NNFI=0,94 ; et un RMSEA=0,09 avec un intervalle allant de 0,04 à 0,16. La formulation de l'analyse sous Simplis est présentée en annexe (étape2).

3) Tester la relation entre d'une part la variable indépendante d'empouvoirement, et d'autre part la variable dépendante d'engagement affectif, en ajoutant la variable médiatrice de confiance organisationnelle. La formulation de l'analyse sous Simplis est présentée en annexe (étape 3). Les résultats de cette troisième analyse sont présentés dans la figure 5. Ils montrent que la variable indépendante d'empouvoirement influence positivement la variable médiatrice de confiance organisationnelle (**coefficient non standardisé $\gamma=0,56$; T de Student=6,86**). La confiance influence positivement à son tour l'engagement affectif (**$\beta=0,57$; T de Student=7,55**). Les indices d'ajustement de ce modèle sont très satisfaisants avec un chi-deux=100,32 pour un ddl=32 ; un CFI=0,96 ; un NNFI=0,94 ; et un RMSEA=0,08. Le rôle médiateur de la confiance organisationnelle est donc vérifié.

4) La dernière étape de la démarche de Baron et Kenny permet de vérifier la nature partielle ou complète de la médiation en examinant la significativité des liens directs entre la variable indépendante d'empouvoirement et celle dépendante d'engagement affectif. Il faut aussi s'assurer de la significativité de l'effet médiateur en utilisant le test de Sobel. La figure5 montre que le lien entre l'empouvoirement et l'engagement n'est plus significatif après l'introduction de la variable médiatrice alors qu'il l'était lors de la première étape de la démarche de Kenny et Baron (**γ était de 0,40 avec T de Student=5,65**). La médiation par la confiance organisationnelle est donc complète entre l'empouvoirement et l'engagement affectif.

Le test de Sobel a été calculé pour tester la significativité de l'effet médiateur de la confiance organisationnelle. En utilisant les coefficients de régression et les termes d'erreurs⁸, les résultats du test indiquent que l'effet médiateur de la confiance organisationnelle est statistiquement significatif pour les liens entre l'empouvoirement et l'engagement affectif ($Z=5.19$; $p=0,0002$).

Figure 5

RÉSULTATS DU TEST DU RÔLE MÉDIATEUR DU SENTIMENT DE CONFIANCE ORGANISATIONNELLE

Démarches d'analyse des effets modérateurs : la démarche de Ping (1995; 1998)

Nombre de recherches ont montré que le rôle modérateur d'une variable correspond à un effet non linéaire d'interaction entre la variable indépendante principale et la variable modératrice (Aiken et West, 1991; Jaccard et al, 1990; Kenny et Judd, 1984; Saunders, 1956; Zedeck, 1971). L'interaction entre les variables indépendante et modératrice génère une modification de l'intensité ou/et de la forme de la relation entre la variable indépendante et la variable dépendante. Plusieurs méthodes sont utilisées pour tester du rôle modérateur d'une variable. Il s'agit essentiellement des analyses de variance ANOVA, des analyses multi-groupes et des régressions multiples hiérarchiques (Aiken et West, 1991). L'analyse de variance est généralement utilisée lorsque les variables indépendante et modératrice sont catégoriques, surtout dichotomiques avec deux modalités telles que le sexe. Cette méthode a l'avantage d'être simple et éprouvée. Néanmoins, elle a deux limites: elle ne permet de tester qu'un seul lien à la fois; elle ne tient pas compte des erreurs de mesure et n'est donc pas adaptée aux variables latentes; et elle n'est pas adaptée aux variables ordinales et continues (Aguinis, 1995; Baron et Kenny, 1986).

8. Le test de Sobel est réalisé directement sur le site <http://quantrm2.psy.ohio-state.edu/kris/sobel/sobel.htm> à partir des résultats de l'analyse, en utilisant les coefficients de régression et les erreurs standardisées d'estimation.

L'analyse des effets modérateurs peut aussi être réalisée par des analyses multi-groupes. Les groupes sont constitués selon les différents niveaux de la variable modératrice. Une analyse par régression est alors appliquée à chaque groupe. Si les estimations des coefficients sont différentes entre les groupes, l'effet modérateur est établi (MacKenzie et Spreng, 1992; Sharma *et al.*, 1981). Le changement du coefficient de détermination R^2 selon l'appartenance aux groupes suggère aussi la présence d'un effet modérateur. La constitution des groupes en cas de variable dichotomique (binaire, exp. sexe) est simple. Lorsque la variable modératrice est continue ou ordinale, la division en groupes se fait par la transformation de cette variable en variable dichotomique selon les pôles extrêmes, généralement selon la valeur médiane⁹ (exp. Groupe 1: individus à faible implication, groupe 2: individus à forte implication). Les analyses multi-groupes ont l'avantage d'être simples et robustes. Elles ont toutefois deux limites: (1) la dichotomisation des variables modératrices pour constituer les groupes génère une perte d'information importante; (2) le partage de l'échantillon en sous-groupes réduit la taille de l'échantillon généralement modeste dans les recherches en GRH (Russell et Bobko, 1992; Stone-Romero et Anderson, 1994). Ces méthodes sont surtout adaptées aux variables modératrices nominales et mesurées sans erreur. Le recours aux méthodes d'équations structurelles permet d'améliorer leur utilisation (Rigdon *et al.*, 1998).

Afin de dépasser les limites des analyses multi-groupes classiques, certains auteurs ont développé une méthode de régression multiple hiérarchique, adaptée à l'analyse des effets d'interaction et appelée «*régression multiple modérée*» (Aiken et West, 1991; Jaccard et al. 1990; Saunders, 1956; Zedeck, 1971). Afin d'analyser l'effet modérateur d'une variable Z sur la relation entre une variable indépendante X_p et une variable dépendante Y, le produit des deux variables ($X_p * Z$), qui représente l'effet non linéaire d'interaction, est d'abord calculé. Deux régressions sont alors testées¹⁰. La première est un test des effets principaux de X_p et Z sur Y. La seconde régression est réalisée après l'introduction du terme multiplicatif ($X_p * Z$).

$$Y = a + b_1 X_p + b_2 Z$$

$$Y = a + b_1 X_p + b_2 Z + b_3 X_p * Z$$

Le rôle modérateur de Z est établi si le coefficient b_3 est statistiquement significatif. Le coefficient de détermination R^2 de la seconde régression devrait aussi être meilleur que celui de la première régression afin de montrer que l'ajout de l'effet modérateur améliore la validité prédictive du modèle (Aiken et West, 1991). En dépit de son succès (Cortina, 1993), la régression multiple modérée peut avoir une faible puissance

9. Une méthode moins arbitraire de transformation d'une variable continue en variable catégorique est effectuée à l'aide du logiciel SPSS 11 (rubrique: *Transformer / Discrétiser variables*).

10. Pour un objectif de simplicité, le terme (a) comprend à la fois l'intercept et l'erreur de régression.

pour détecter et estimer l'effet modérateur dans les cas suivants: faible fiabilité des mesures, utilisation de variables dichotomiques, forte multicollinéarité entre les variables et faible taille de l'échantillon étudié (Aguinis, 1995; Aguinis et Stone-Romero, 1997; Busemeyer et Jones, 1983; Cortina, 1987; Russel et Bobko, 1992). Pour dépasser les limites de la régression multiple modérée, certains auteurs (Jaccard et Wan, 1995; McClelland et Judd, 1993) ont mis l'accent sur l'intérêt d'utiliser cette démarche multiplicative avec les méthodes d'équations structurelles. Kenny et Judd (1984) ont développé un modèle d'analyse des effets non linéaires d'interaction, inspiré de la régression multiple modérée et, adapté aux variables latentes. Ce modèle fondateur est basé sur la démarche de produit des indicateurs des variables latentes en interaction, à savoir la variable explicative et la variable modératrice (Schumacker et Marcoulides, 1998). Selon cette approche, l'analyse du rôle modérateur est faite par l'ajout d'un effet d'interaction représenté par une nouvelle variable latente mesurée par le produit des indicateurs des variables en interaction. La nouvelle variable ($X_p * Z$) est mesurée par le produit des indicateurs de X_p et Z . Si l'impact de cette nouvelle variable latente sur Y est significatif, l'effet modérateur est démontré.

À partir du modèle de Kenny et Judd (1984), plusieurs procédures d'analyse des effets d'interaction ont été développées par les spécialistes des méthodes d'équations structurelles; chacune présentant des forces et des faiblesses en termes de complexité et de précision (Cortina *et al.*, 2001; Moulder et Algina, 2002; Schumacker et Marcoulides, 1998). Les procédures les plus connues sont celle de Jaccard et Wan (1995), celle de Jöreskog et Yang (1996) et celles de Ping (1995, 1996b). En dépit de leur grande rigueur, les deux premières procédures restent très complexes. La présence de nombreuses contraintes non linéaires dans ces procédures génèrent des problèmes de convergence des modèles testés. Les procédures de Jaccard et Wan (1995) et de Jöreskog et Yang (1996) ne peuvent pas aussi être utilisées avec des logiciels conviviaux tels que Simplis de Lisrel 8, Amos 4 et EQS 6, étant donné ces logiciels ne traitent que les relations linéaires (Cortina *et al.*, 2001; Schumacker et Marcoulides, 1998). La procédure recommandée dans cette recherche est basée sur les travaux de Ping (1995, 1998). Cette procédure présente plusieurs avantages. Elle limite le nombre de paramètres estimés en mesurant l'effet d'interaction ($X_p * Z$) par un seul indicateur égal au produit des sommes des indicateurs de X_p et Z . Elle peut être utilisée avec tous les logiciels des méthodes d'équations structurelles, étant donné qu'elle remplace les contraintes non linéaires par des valeurs fixées à partir des résultats de l'analyse factorielle confirmatoire préalablement réalisée¹¹. Outre sa simplicité relative, la procédure de Ping (1995) a la même rigueur que les autres démarches d'analyse des effets d'interaction (Cortina *et al.*, 2001).

11. Robert Ping a développé plusieurs méthodes d'analyse des effets modérateurs. L'ensemble de ces méthodes est présenté sur son site: <http://www.wright.edu/~robert.ping/research1.htm>

La méthode de Ping (1995, 1998) repose sur une démarche d'analyse en deux étapes d'Anderson et Gerbing (1988): la première consiste en une analyse factorielle confirmatoire permettant de s'assurer de la validité du modèle de mesure; la seconde consiste en un test des relations entre les variables latentes. Ping (1995) recommande d'utiliser les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire pour calculer l'indicateur de l'effet d'interaction, ainsi que sa contribution factorielle et l'erreur de variance. Les valeurs obtenues sont fixées lors de la seconde étape d'estimation des liens entre les différentes variables (Figure 6). L'estimation des effets modérateurs par la procédure de Ping (1995) consiste à mettre en œuvre les étapes suivantes:

Étape 1. Réaliser une analyse factorielle confirmatoire comportant les variables X_p et Z , ainsi que les autres variables du modèle, afin de déterminer les contributions factorielles des différents indicateurs x_i et z_j , et les termes d'erreurs ϵ_{xi} et ϵ_{zj} . La démarche d'analyse est itérative et s'arrête lorsque les indices d'ajustement sont acceptables, exemple CFI = 0,90 ; RMSEA = 0,08 (Roussel *et al.* 2002).

Étape 2. Centrer tous les indicateurs des variables du modèle, en soustrayant de chaque valeur la moyenne de la variable. Cette opération permet de réduire la multicollinéarité entre X_p et Z et leur produit ($X_p * Z$). Plusieurs auteurs ont montré que pour limiter la multicollinéarité entre les variables explicatives et leur produit, toutes les variables doivent être centrées en retranchant leur moyenne des données brutes. (Aiken et West, 1991; Cortina *et al.* 2001; Jaccard *et al.* 1990).

Étape 3. Calculer l'indicateur du terme d'interaction ($X_p * Z$). L'indicateur de l'effet d'interaction, représentant le rôle modérateur est obtenu en faisant le produit des sommes des indicateurs de la variable explicative et de la variable modératrice ($x_i * z_j$). La contribution factorielle λ_{xz} et l'erreur ϵ_{xz} de l'effet d'interaction sont calculées par les équations suivantes (Équations 4 et 5 de Ping 1995), avec ϵ_{xi} et ϵ_{zj} les **loadings** des indicateurs et, ϵ_{xi} et ϵ_{zj} leurs termes d'erreur (étape1) :

$$\lambda_{xz} = (\epsilon_{xi})^2 * \text{VAR}(x) * (\epsilon_{zj}) + (\epsilon_{zj})^2 * \text{VAR}(z) * (\epsilon_{xi}) + (\epsilon_{xi}) * (\epsilon_{zj}).$$

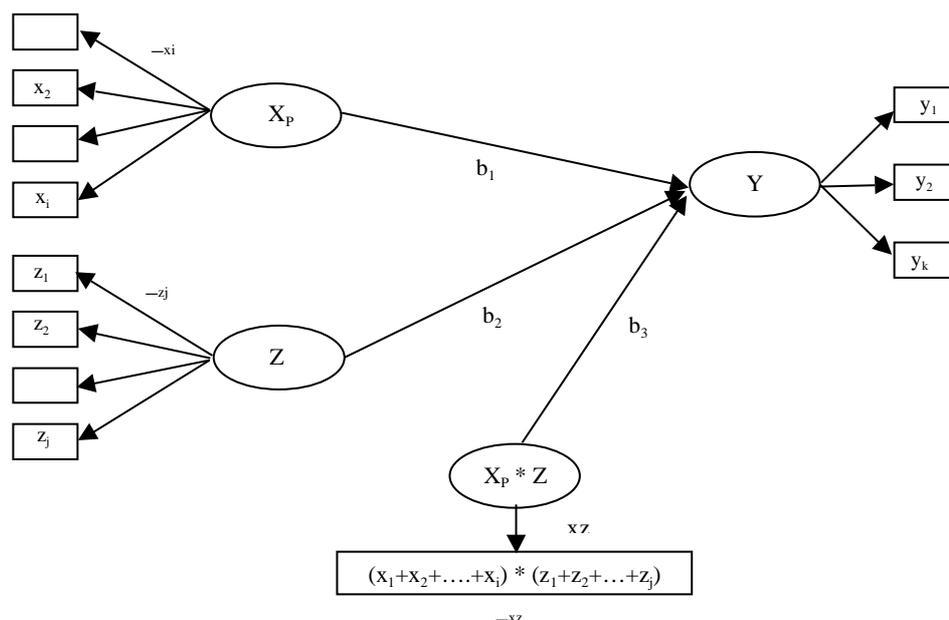
Étape 4. Tester le modèle structurel permettant d'estimer les coefficients b_1 et b_2 , liant X_p et Z à la variable dépendante Y : ($Y = a + b_1 X_p + b_2 Z$).

Étape 5. Tester le modèle structurel en intégrant le produit ($X_p * Z$), en fixant sa contribution factorielle λ_{xz} et son erreur ϵ_{xz} (étape3). Cette étape permet d'estimer la significativité du coefficient b_3 mesurant l'effet modérateur ($Y = a + b_1 X_p + b_2 Z + b_3 X_p * Z$).

Étape 6. S'assurer que l'intégration du produit ($X_p * Z$) ne détériore l'ajustement du modèle, et plutôt améliore son pouvoir prédictif (R_2). L'effet modérateur est évalué par la significativité et le signe du coefficient b_3 (Schumacker et Marcoulides, 1998).

Figure 6

PROCÉDURE DE PING (1995) POUR L'ANALYSE DES VARIABLES MODÉRATRICES



L'estimation des effets modérateurs est généralement un processus long et complexe. La démarche proposée par (Ping, 1995; 1998) est relativement simple par rapport aux autres procédures existantes. La rigueur et l'efficacité de cette démarche sont éprouvées et satisfaisantes (Cortina *et al.*, 2001; Moulder et Algina, 2002). Afin de mettre en œuvre la démarche de Ping (1995), le chercheur doit se familiariser avec les logiciels d'équations structurelles. Un exemple d'illustration sur des données d'une enquête sur l'engagement organisationnel permet de mieux clarifier le recours à cette démarche dans les recherches en GRH.

Illustration de la démarche de Ping (1995) pour les effets modérateurs

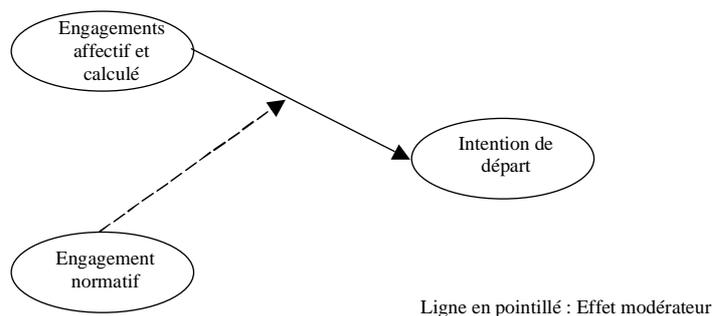
Le modèle tridimensionnel de l'engagement organisationnel distingue trois dimensions différentes dans le lien entre l'individu et l'organisation: affective, calculée et normative (Allen et Meyer, 1990). Ces dimensions ont généralement des antécédents et de conséquences distincts (Allen et Meyer, 1996). Plusieurs recherches ont détecté des effets d'interaction entre les trois dimensions de l'engagement (Jaros, 1997; Randall *et al.*, 1990; Somers, 1995). L'effet modérateur de l'engagement normatif sur le lien entre d'une part l'engagement affectif et l'engagement calculé et d'autre part l'intention de départ est récemment mis en évidence dans nombre d'études (Chen et Francesco,

2003; Cheng et Stockdale, 2003; Snape et Redman, 2003). L'argumentation de cet effet modérateur trouve son origine dans l'idée selon laquelle l'impact d'une dimension de l'engagement sur les comportements des salariés est plus fort lorsque les autres dimensions de l'engagement sont faibles. Les comportements sont-ils ainsi influencés par un «profil d'engagement» que par une influence indépendante des composantes de l'engagement (Meyer et Allen, 1997; Meyer et Herscovitch, 2001). Un niveau élevé d'engagement sur l'une des trois dimensions semble être suffisant pour influencer les comportements et renforcer l'attachement à l'organisation. Il existerait alors un effet de substitution entre les trois formes d'engagement (Snape et Redman, 2003). L'accent est surtout mis sur l'effet modérateur de l'engagement normatif des impacts des engagements affectif et calculé sur l'intention de départ, l'absentéisme et la performance (Chen et Francesco, 2003; Cheng et Stockdale, 2003; Jaros, 1997; Somers, 1995). L'engagement normatif semble réduire le lien négatif entre l'engagement affectif ou calculé et l'intention de départ. L'explication du rôle modérateur de l'engagement normatif peut être basée sur l'enracinement de cette forme d'engagement dans les expériences de socialisation. L'importance des valeurs sociales de loyauté et de reconnaissance, surtout dans les cultures collectivistes, peut alors influencer l'obligation morale chez le salarié en réduisant son intention de quitter l'entreprise quels que soient les niveaux de son engagement affectif ou calculé (Vanderberghe, 2003). L'hypothèse suivante peut être formulée (Figure 7)

Hypothèse2: L'engagement normatif a un rôle modérateur sur la relation entre d'une part l'engagement affectif et l'engagement calculé et d'autre part l'intention de départ.

Figure 7

ILLUSTRATION D'UNE ANALYSE DES EFFETS MODÉRATEURS DE L'ENGAGEMENT NORMATIF



Afin de tester le modèle de la figure 7, une enquête par questionnaire a été réalisée auprès de 303 salariés d'une entreprise industrielle tunisienne. Les dimensions de l'engagement organisationnel ont été mesurées par les échelles d'Allen et Meyer (1997). L'intention de départ a été mesurée par quatre items développés par Hom *et al.* (1984). Pour simplifier l'illustration, seule la partie relative à l'interaction entre l'engagement affectif et l'engagement normatif est présentée en détail. Le test des effets modérateurs ou d'interaction doit être précédé d'une analyse de la normalité des données et de la fiabilité des construits.

L'analyse de l'effet modérateur selon la procédure de Ping (1995) est réalisée en plusieurs étapes :

- 1) Test de la normalité des données par les indicateurs de skewness et de kurtosis. Ces coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, obtenus par SPSS, doivent être inférieurs à 3 en valeur absolue (Hair *et al.*, 1998). Ce test permet de supprimer les items ayant des distributions non normales. Les items utilisés dans cette étude ont tous des coefficients skewness et kurtosis acceptables, variant entre -3 et 3.
- 2) Examen de la fiabilité et de la validité des variables latentes étudiées. Suite à une analyse en composantes principales et à une analyse de la fiabilité, les coefficients alpha de Cronbach sont respectivement de 0,90 pour l'engagement affectif (4 items), 0,89 pour l'engagement calculé (4 items), 0,93 pour l'engagement normatif (4 items) et 0,80 pour l'intention de départ (4 items). Cet examen de la fiabilité est complété par une analyse de la validité convergente et discriminante qui a entraîné une réduction du nombre des items (Fornell et Larcker, 1981). La fiabilité des variables étudiées doit être la plus élevée possible étant donné que la fiabilité de l'effet modérateur (terme multiplicatif: engagement affectif x engagement normatif) dépend de la fiabilité des deux variables en interaction (Aguinis, 1995)¹².
- 3) Toutes les données brutes sont centrées en y retranchant leurs moyennes, avant de calculer le terme multiplicatif (engagement affectif x engagement normatif), représentant l'effet modérateur. Ceci est nécessaire pour réduire la multicolinéarité entre le terme multiplicatif et les variables en interaction. Les moyennes sont calculées et retranchées des données brutes en utilisant SPSS.
- 4) Pour l'application de la démarche de Ping (1995) pour le test de l'effet d'interaction une première étape consiste à réaliser une analyse factorielle confirmatoire sur les variables du modèle. La formulation de l'analyse sous Simplis est présentée en annexe. Cette analyse permet de s'assurer de la validité des construits et d'obtenir les coefficients nécessaires pour calculer la contribution factorielle (*loading*) et

12. La fiabilité de l'interaction est plus ou moins égale au produit des fiabilités des deux variables en interaction. Si par exemple, ces fiabilités sont au seuil préconisé de 0,70 et si la corrélation entre les deux variables est nulle, la fiabilité de l'interaction ne serait que de $(0,7 * 0,7)$ soit seulement 0,49. Dans le cas de cette étude, la fiabilité de l'interaction est acceptable en étant égale à $(0,93 * 0,90)$ soit 0,83.

l'erreur de variance du terme multiplicatif (engagement affectif x engagement normatif). Les résultats de cette analyse ont permis de retenir respectivement deux items pour la mesure de chacune des dimensions de l'engagement. Trois items, mesurant l'intention de départ, ont été maintenus. L'ajustement du modèle de mesure est acceptable avec un chi-deux=39,688 pour un ddl=20 ; un CFI=0,98 ; un NNFI=0,97 ; et un RMSEA=0,05.

5) Selon Ping, l'effet d'interaction (engagement affectif x engagement normatif) est mesuré par un seul indicateur qui est le produit des sommes respectives des indicateurs de la variable indépendante (engagement affectif) et de la variable modératrice (engagement normatif). À partir des résultats non standardisés de l'analyse factorielle confirmatoire précédente (Schéma 8), il est possible de calculer le *loading* λ_{jj} et l'erreur σ_{jj} du terme d'interaction selon les équations susmentionnées (étape 3 de la démarche de Ping)¹³ :

$$\lambda_{jj}=4,097 \text{ et } \sigma_{jj}=6,741$$

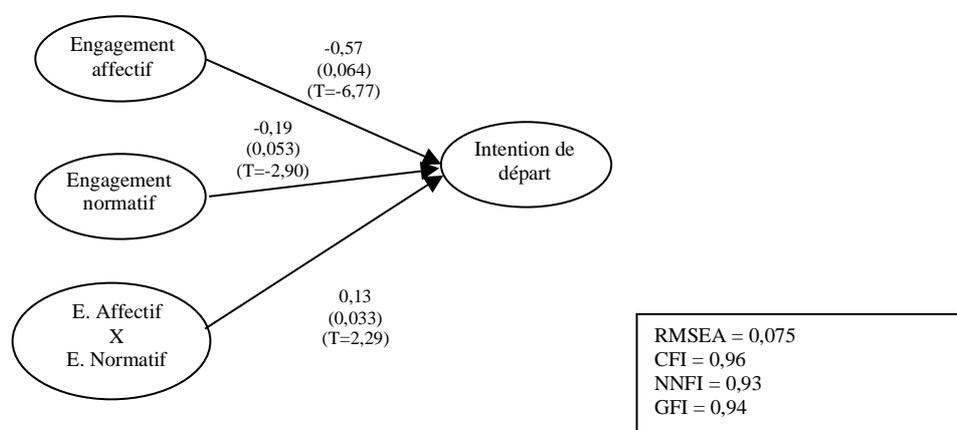
6) Test du modèle structurel comportant la variable indépendante (l'engagement affectif), la variable modératrice (engagement normatif), l'effet d'interaction (engagement affectif x engagement normatif), et la variable dépendante (l'intention de départ). Les termes calculés λ_{jj} et σ_{jj} sont fixés lors de cette analyse. La formulation de l'analyse sous Simplis est présentée en annexe. Les résultats du test montrent que l'engagement affectif a un impact négatif sur l'intention de départ ($\gamma=-0,57$; $T \text{ de Student}=-6,77$). L'engagement calculé n'a pas d'impact direct significatif sur cette intention de quitter l'organisation. Le produit (engagement affectif x engagement normatif) a un impact positif significatif sur l'intention de départ ($\gamma=0,13$; $T \text{ de Student}=2,29$). Le produit (engagement calculé x engagement normatif) ne semble pas avoir d'impact significatif. L'engagement normatif a aussi un impact négatif direct sur l'intention de départ ($\gamma=-0,19$; $T \text{ de Student}=-2,90$), en plus de son effet modérateur de l'impact de l'engagement affectif. Selon la typologie de Sharma et al. (1981), l'engagement normatif peut être considéré comme une variable quasi-modératrice. L'ajustement du modèle structurel est excellent avec un chi-deux=95,36 pour un ddl=35 ; un CFI=0,96 ; un NNFI=0,93 ; et un RMSEA=0,075. Le coefficient de détermination R^2 pour l'intention de départ est égal à 0,52. Il est considéré très bon. L'effet modérateur de l'engagement normatif sur la relation entre l'engagement affectif et l'intention de départ est donc vérifié dans cette étude. En examinant le signe positif du coefficient γ , liant le produit (engagement affectif x engagement normatif) et l'intention de départ, il

13. Les loadings, les termes d'erreurs et les variances, utilisés pour le calcul de λ_{jj} et σ_{jj} sont donnés par les matrices Lambda X et Phi, dans l'output Lisrel. $\lambda_{jj}=(1+0,97) * (1+1,08)=4,0976$; $\sigma_{jj}=(1+0,97)^2 * 0,793 * (0,24+0,12) + (1+1,08)^2 * 0,755 * (0,21+0,26) + (1+0,97) * (1+1,08)=6,74074$.

semble que l'engagement normatif réduise l'effet négatif de l'engagement affectif sur l'intention de départ, allant dans le sens d'une relation de substitution dans le profil de l'engagement. Même si le coefficient semble faible ($\gamma=0,13$), l'effet modérateur est accepté¹⁴.

Figure 8

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DES EFFETS MÉDIATEURS ET MODÉRATEURS



IV. – RECOMMANDATIONS POUR L'ANALYSE DES VARIABLES MÉDIATRICES ET MODÉRATRICES

Le développement continu des théories en GRH suscite un intérêt croissant pour les rôles des variables médiatrices et modératrices. L'amélioration des méthodes d'analyse et d'estimation de ces variables semble nécessaire. La détection exacte des effets médiateurs et modérateurs a toujours été difficile et complexe (Zedeck, 1971). Les méthodes d'équations structurelles peuvent apporter une grande rigueur et flexibilité à l'analyse de ce type de variables (Kenny et al. 1998; McClelland et Judd, 1993; Schumacker et Marcoulides, 1998). Afin de tirer avantage de cet apport, plusieurs précautions doivent être prises en compte lors des analyses des effets médiateurs et modérateurs :

– Le choix d'une démarche d'analyse est nécessaire compte tenu de la complexité des effets étudiés. Deux démarches ont été présentées et détaillées dans cette communication. Le modèle de Baron et Kenny (1986) propose une démarche rigoureuse et

14. McClelland et Judd (1993) ont mis l'accent sur la difficulté de détecter les effets d'interaction, dont la grandeur est souvent faible.

robuste d'analyse «causale» et séquentielle des effets médiateurs. La démarche de Ping (1995) représente une démarche relativement simple et rigoureuse d'analyse des effets modérateurs sous forme d'interaction entre les variables. Les deux démarches présentées peuvent être utilisées avec tous les logiciels disponibles tels que Lisrel, Amos et EQS.

– L'examen des limites des méthodes classiques d'analyse des effets médiateurs et modérateurs, telles que les régressions hiérarchiques, les analyses multi-groupes, les régressions multiples modérées, permet de mettre l'accent sur l'importance de la pertinence du cadre théorique et de la congruence du design de la recherche. À cet égard, la définition rigoureuse des construits est essentielle dans la mesure où elle influence par la suite la qualité de la mesure. La fiabilité élevée (alpha de Cronbach $\geq 0,80$) semble être nécessaire pour assurer la puissance statistique des méthodes d'analyse des effets intermédiaires (Aguinis, 1995; Aguinis et Stone-Romero, 1994).

– Les méthodes d'estimation des effets intermédiaires sont souvent exigeantes en termes de taille d'échantillon. Lorsque le modèle théorique étudié comporte des variables médiatrices et surtout modératrices, des tailles d'échantillons importantes semblent être nécessaires ($N \geq 300$ voire 500). Selon MacKinnon *et al.* (2002), plus l'effet détecté est faible, plus la taille de l'échantillon doit être élevée.

– Afin de réduire la multicollinéarité entre les variables indépendantes principales et les variables médiatrices et modératrices, il semble utile de centrer toutes les variables mesurées en y retranchant la moyenne (Aiken et West, 1991; Jaccard *et al.* 1990; Cortina *et al.* 2001).

– L'analyse des effets non linéaires d'interaction entraîne généralement une détérioration des indices d'ajustement. Le choix de seuils acceptables et souples doit toutefois être expliqué par rapport aux caractéristiques de chaque indice (Roussel *et al.* 2002).

– La détection des effets médiateurs et modérateurs ne doit jamais découler de la seule analyse statistique. La pertinence de l'argumentation théorique est la principale garantie de l'avancement de la recherche sur les variables intermédiaires.

La sophistication progressive des théories en sciences sociales s'est accompagnée d'un intérêt accru pour les variables dites intermédiaires ou «intervenantes» ou de spécification. L'existence de variables intermédiaires signifie que la relation entre la variable explicative et celle expliquée dépend, quant à son existence, sa forme ou sa force, d'une troisième variable (Baron et Kenny, 1986; James et Brett, 1984; Sharma *et al.* 1981). Les méthodes d'analyse existantes se sont améliorées même si leur mise en œuvre reste souvent complexe et lourde. L'identification et la compréhension des rôles des variables sont très utiles en regard de la pratique professionnelle en GRH. La prise de conscience de l'existence des variables médiatrices et modératrices permet au professionnel des ressources humaines d'éviter l'illusion d'un succès garanti de la mise en place des pratiques de GRH et de leur impact direct sur les comportements et les attitudes des salariés.

BIBLIOGRAPHIE

- Aguinis H. (1995), "Statistical Power Problems with Moderated Multiple Regression in Management Research", *Journal of Management*, vol. 21 (6), pp. 1141-1158.
- Aguinis H., Stone-Romero E.F. (1997), "Methodological Artifacts in Moderated Multiple Regression and their Effects on Statistical Power", *Journal of Applied Psychology*, 82, 1, pp. 192-206.
- Aiken L.S., West S.G. (1991), *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Allen D.G., Griffeth R.W. (2001), "Test of a Mediated Performance-Turnover Relationship Highlighting the Moderating Roles of Visibility and Reward Contingency", *Journal of Applied Psychology*, vol. 86, pp. 1014-1021.
- Allen N.J. & Meyer J.P. (1990), «The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization», *Journal of Occupational Psychology*, Vol. 63, pp. 1-18.
- Allen N.J. & Meyer J.P., (1996), «Affective, continuance and normative commitment to the organization: An examination of construct validity», *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 49, pp. 252-276.
- Ambler T. (1998), "Mediation and Moderation: Roles and Tests", *Pan'Agra Workin Paper*, n° 98-904, London Business School.
- Anderson J.C., Gerbing D.W. (1988), , "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach". *Psychological Bulletin*, 103, pp. 411-423.
- Arnold H.J. (1982), "Moderator Variables: A clarification of conceptual, analytic and psychometric issues", *Organizational Behavior and Human Performance*, vol. 29, pp. 143-174.
- Ayree S., Budhwar P.S., Chen Z.X. (2002), "Trust as a mediator of the relationship between organizational justice and work outcomes", *Journal of Organizational Behavior*, 23, pp. 267-285.
- Baron R.M. et Kenny D.A. (1986), "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 6, pp. 1173-1182.
- Bing M.N., Burroughs S.M. (2001), "The predictive and interactive effects of equity sensitivity in teamwork-oriented organizations", *Journal of Organizational Behavior*, 22, pp. 271-290.
- Busemeyer J.R., Jones L.E. (1983), "Analysis of Multiplicative Combination Rules When the Causal Variables are Measured With Error". *Psychological Bulletin*, 93, pp. 549-562.
- Brockner J., Siegle P.A., Daly J.P., Tyler T. et Martin C. (1997), "When Trust Matters: The

- Moderating Effect of Outcome Favorability". *Administrative Science Quarterly*, Vol. 42, pp. 558-583.
- Butler J.K. (1991), "Toward understanding and measuring conditions of Trust: evolution of a conditions of trust inventory", *Journal of Management*, Vol. 17, n° 3, pp. 643-663.
- Chen Z.X., Francesco A.M. (2003), "The relationship between the three components of commitment and employee performance in China", *Journal of Vocational Behavior*, 62, pp. 490-510.
- Cheng Y., Stockdale M.S. (2003), "The validity of the Three-component model of organizational commitment in a chinese context", *Journal of Vocational Behavior*, 62, pp. 465-489.
- Collins L.M., Graham J.W., Flaherty B.P. (1998), "An Alternative Framework for Defining Mediation", *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 33 (2), pp. 295 – 312.
- Cortina J.M. (1993), "Interaction, nonlinearity and multicollinearity: Implications for multiple regression", *Journal of Management*, vol. 19, pp. 915-922.
- Cortina J.M., Chen G. et Dunlap W.P (2001), "Testing Interaction Effects in LISREL: Examination and Illustration of available procedures", *Organizational Research Methods* 4, 4, pp. 324-360.
- Cronbach L.J. (1987), "Statistical Tests for Moderator Variables: Flaws in Analysis recently Proposed". *Psychological Bulletin*, 102, pp. 414-417.
- Deltour F. (2000), « L'innovation dans l'organisation », *Les cahiers de la recherche du CLA - REE*, Centre Lillois d'Analyse et de Recherche sur l'Evolution des entreprises, Lille.
- Fornell C., Larcker D.F. (1981), "Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error", *Journal of Marketing Research*, n° 18, pp. 39-50.
- Hair J.F Jr., Anderson R.E., Tatham R.L., Black W.C. (1998), *Multivariate Data Analysis*, New York : Macmillan.
- Holmbeck G.N. (1997), "Toward Terminological, Conceptual and Statistical Clarity in the Study of Mediators and Moderators", *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 65 (4), pp. 599-610.
- Hom P., Griffeth R., Sellaro L., (1984), "The validity of Mobley's (1977) model of employee turnover", *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol. 34, p. 141-174.
- Jaccard J., Turrisi R., Wan CK. (1990), *Interaction Effects in Multiple Regression*, Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Jaccard J., Wan CK. (1995), "Measurement Error in the Analysis of Interaction Effects Between Continuous Predictors Using Multiple Regression: Multiple Indicator and Structural Equation Approaches," *Psychological Bulletin*, 117 (2), pp. 348-357.
- James L.R., Brett J.M (1984), "Mediators, Moderators and Tests for Mediation", *Journal of Applied Psychology*, vol 69, pp. 307-321.

- Jaros S.J. (1997), "An assessment of Meyer and Allen's (1991) three component model of organizational commitment and turnover intentions", *Journal of Vocational Behavior*, 51, pp. 319-337.
- Jöreskog K.G. Yang F. (1996), "Nonlinear Structural Equation Models: The Kenny and Judd Model with Interaction Effects," G.A. Marcoulides, R.E. Schumacker, (Eds.), *Advances in Structural Equation Modeling Techniques*, Hillsdale, NJ: LEA, pp. 57-88.
- Jöreskog K.G., Sörbom D., Du Toit S. et Du Toit M. (1999), *LISREL 8: New Statistical Feature*, Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Kenny D., Kashy D.A., Bolger N. (1998), "Data Analysis in Social Psychology", In D.T. Gilbert, S.T. Fiske, G. Gardner, *The Handbook of Social Psychology*, 4th ed., Boston, Oxford University Press, pp. 233-265.
- Kenny D., Judd Ch.M. (1984), "Estimating the Nonlinear and Interactive Effects of Latent Variables". *Psychological Bulletin*, 96, pp. 201-210.
- Kline R.B. (1998), *Principles and Practices of Structural Equation Modeling*, New York, Guilford.
- Lam S.S., Schaubroeck J., Ayree S. (2002), "Relationship between organizational justice and employee work outcomes: a cross-national study", *Journal of Organizational Behavior*, 23, pp. 1-18.
- Leana C., Florkowski G., (1992), "Employee Involvement Programs: Integrating Psychological Theory and Management Practice". *Research in Personnel and Human Resources Management*, Vol.10, pp. 233-270.
- Li F., Harmer, P., Duncan T.E., Duncan S.C., Acock A., Boles S. (1998), "Approaches to Testing Interaction Effects Using Structural Equation Modeling Methodology", *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 33 (1), pp. 1- 39.
- Lockwood Ch.M., MacKinnon D.P. (1998), "Bootstrapping the standard error of the mediated effect", *Working Paper*, Annual Meeting, SAS Users Group International site.
- MacKenzie S.B., Spreng R.A. (1992), How does Motivation Moderate the Impact of Central and Peripheral Processing on Brand Attitudes and Intentions, *Journal of Consumer Research*, 18, March, pp. 519-529.
- MacKinnon D.P., Dwyer J.H. (1993), "Estimating Mediated Effects in Prevention Studies", *Evaluation Review*, 17, pp. 144-158.
- MacKinnon D.P., Lockwood Ch.M., Hoffman, J.M, West S.G, Sheets V. (2002), "A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects", *Psychological Methods*, vol. 7 (1), pp. 83-104.
- MacKinnon D.P., Warsi, G., Dwyer J.H. (1995), "A Simulation Study of Mediated Effects Measures", *Multivariate Behavioral Research*, vol 30 (1), pp. 41-62.
- McClelland G. H., Judd C. M. (1993), "Statistical Difficulties of Detecting Interactions and Moderator Effects". *Psychological Bulletin*, 114 (2), pp. 376-390.
- Meyer J.P., Allen N.J., (1997), *The commitment in the workplace: Theory, research, and application*. London, Sage Publications.

- Meyer J.P., Herscovitch L. (2001), "Commitment in the workplace: Toward a general model", *Human Resource Management Review*, Vol. 11, pp. 299-326.
- Meyer J.P., Smith C.A. (2000), "HRM Practices and Organizational Commitment: Test of a Mediation Model", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 17 (4), p. 319-331.
- Meyer J.P., Stanley D.J., Herscovitch L., Topolnytsky L. (2002), "Affective, Continuance and Normative commitment to the Organization", *Journal of Vocational Behavior*, 61, pp. 20-52.
- Micceri T., (1989), "The unicorn, the normal curve, and other improbable creatures". *Psychological Bulletin*, 105 (1), pp. 156-166.
- Mishra A. K. & Spreitzer G. M. (1998) "Explaining how survivors respond to downsizing: The role of trust, empowerment, justice, and work redesign", *The Academy of Management Review*, Vol. 23, 3, pp. 567-588.
- Moosbrugger H., Schermelleh-Engel K. et Klein A. (1997), "Methodological Problems of Estimating Latent Interaction Effects", *Methods of Psychological research Online*, 2, 2, pp. 95-111.
- Moulder B.C. et Algina J. (2002), "Comparison of Methods for Estimating and Testing Latent Variable Interactions", *Structural Equation modeling*, 9, (1), pp. 1-19.
- Nyhan R.C. (1999), "Increasing affective organizational commitment in public organizations". *Review of Public Personnel Administration*, Summer, pp. 58-70.
- Nyhan R.C., Marlowe H.A. (1997), "Development and psychometric properties of the organizational trust inventory", *Evaluation Review*, Vol. 21, N°5, pp. 614-635.
- Ping R. (1995), "A Parsimonious Estimating Technique for Interaction and Quadratic Latent Variables". *The Journal of Marketing Research*, 32, pp. 336-347.
- Ping R. (1996a), "Latent Variable Interaction and Quadratic Effect Estimation: A Two-Step Technique Using Structural Equation Analysis" *The Psychological Bulletin*, 119, pp. 166-175.
- Ping R. (1996b), "Latent Variable Regression: A Technique for Estimating Interaction and Quadratic Coefficients". *Multivariate Behavioral Research*, 31 (1), pp. 95-120.
- Ping R. (1996c), "Estimating Latent Variable Interactions and Quadratics: The State of this Art". *Journal of Management*, 22 (1), pp. 163-183.
- Ping R.A. Jr. (1998), "EQS and LISREL Examples Using Survey Data", in R.E. Schumacker et G.A. Marcoulides (Eds), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling* London, Lawrence Erlbaum Associates, pp. 63-100.
- Randall D.M., Fedor D.B., Longnecker C.O. (1990), "The behavioral expression of organizational commitment", *Journal of Vocational Behavior*, 36, pp. 210-224.
- Rigdon E.E., Schumacker R.E., Wothke W. (1998), "A Comparative Review of Interaction and Nonlinear Modeling", in R.E. Schumacker et G.A. Marcoulides (Eds), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling* London, Lawrence Erlbaum Associates, pp. 1-16.

- Rodwell J., Kienzle R., Shadur M. (1998), "The Relationship Away Work Related Perceptions, Employee Attitudes, and Employee Performance: The Integral Role of Communication". *Human Resource Management*, 37, pp. 277-293.
- Roussel P., Durrieu F., Campoy E., El Akremi A., (2002), *Méthodes d'équations structurelles: recherches et application en gestion*, Paris, Economica.
- Russel C.J. Bobko P. (1992), "Moderated Regression Analysis and Likert Scales: Too coarse for comfort", *Journal of Applied Psychology*, 77, 2, pp. 336-342.
- Sauer P.L., Dick A. (1993), "Using Moderator Variables in Structural Equation Models", *Advances in Consumer Research*, vol. 20, pp. 637-640.
- Saunders D.R. (1956), "Moderator variables in prediction", *Educational and Psychological Measurement*, vol. 16, pp. 209-222.
- Schermelleh-Engel K., Klein A., Moosbrugger H. (1998), "Estimating Nonlinear Effects Using a Latent Moderated Structural Equations Approach". In R.E. Schumacker et G.A. Marcoulides (Eds), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling* London, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, pp. 203-238.
- Schumacker R.E. (2002), "Latent Variable Interaction Modeling", *Structural Equation modeling* 9, 1, pp. 40-54.
- Schumacker R.E. et Marcoulides G.A. (1998), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling* London, Lawrence Erlbaum Associates.
- Sharma S., Durand R.M. and Gur-Arie O. (1981), "Identification and Analysis of Moderator Variables", *Journal of Marketing research*, 18, August, pp. 291-300.
- Shrout P.E., Bolger N. (2002), "Mediation in Experimental and Nonexperimental Studies: New Procedures and Recommendations", *Psychological Methods*, vol. 7, n° 4, pp. 422-445.
- Snape E., Redman T., (2003), "An Evaluation of a Three-Component Model of Occupational Commitment: Dimensionality and Consequences Among United Kingdom HRM Specialists", *Journal of Applied Psychology*, 88, 1, pp. 152-159.
- Snell S.A., Dean J.W. (1994), "Strategic Compensation for Integrated Manufacturing: The moderating effects of jobs and organizational inertia", *Academy of Management Journal*, 37, pp. 1109-1140.
- Sobel M.E. (1996), "An Introduction to Causal Inference". *Sociological Methods and Research*, 24, pp. 353-379.
- Somers M.J. (1995), "Organizational Commitment, turnover, and absenteeism: An examination of direct and interaction effects", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 16, pp. 49-58.
- Stone E.F., Hollenbeck J.R. (1989), "Clarifying Some Contrivertial Issues Surrounding Statistical Procedures for Detecting Moderator Variables". *Journal of Applied Psychology*, 74, 1, pp. 3-10.

- Stone-Romero E.F., Anderson L.E. (1994), "Relative Power of Moderated Regression and Comparison of Subgroup Coefficients for Detecting Moderating Effects". *Journal of Applied Psychology*, 79, 3, pp. 354-359.
- Taylor S.E. (1998), "The Social Being in Social Psychology", In D.T. Gilbert, S.T. Fiske, G. Gardner, *The Handbook of Social Psychology*, 4th ed., Boston, Oxford University Press, pp. 58-95.
- Tremblay M., Guay P., Simard G. (2000), "Organizational Commitment and Extra-behaviors: The Influence of Human Resource Practices", *Working Paper* Series #2000s-24, CIRANO, Montreal, Canada, 24 p.
- Vanderberghe, C. (2003), "Application of the three-component model to China: Issues and perspectives", *Journal of Vocational Behavior*, 62, p. 516-523.
- Yang Jonsson F. (1998), "Modeling Interaction and Nonlinear Effects: A step by step Lisrel example", In R.E. Schumacker et G.A. Marcoulides (Eds), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling* London, Lawrence Erlbaum Associates, pp. 17-42.
- Yung Y.F., Bentler P.M. (1996), "Bootstrapping techniques in analysis of mean and covariance structures", In G.A. Marcoulides et R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced Structural Equation Modeling* Lawrence Erlbaum Associates, London, pp. 195-226.
- Zedeck S. (1971), "Problems with the use of "moderator" variables", *Psychological Bulletin*, vol. 76, pp. 295-310.

Annexes

PROGRAMMES SIMPLIS SOUS LISREL 8.5

Test des effets médiateurs par la démarche de Baron et Kenny (1986)

– Etape (1) de la démarche

Structural Model Mediators step 1 Empouvoirement - Engagement
 Structural model step1 Empower Commitment
 Observed Variables: engaff1 engaff2 engaff3 engaff4 empower1 empower2 empower3
 Covariance Matrix from File C:\lisrel850\TRUST\MED5.cov
 Sample Size=305
 Latent Variables: AFFECT EMPOWER
 Relationships:
 engaff1=1*AFFECT
 engaff2 engaff3 engaff4=AFFECT
 empower1=1*EMPOWER
 empower2 empower3=EMPOWER
 AFFECT=EMPOWER
 Options: ND=3 AD=OFF IT=100
 Lisrel Output: SS SC SE RS TV EF MI FS MR
 Path Diagram
 End of Problem

– Etape (2) de la démarche

Structural model Mediators step 2 Empouvoirement - Confiance
 Observed Variables: confia1 confia2 confia3 empower1 empower2 empower3
 Covariance Matrix from File C:\lisrel850\TRUST\MED6.cov
 Sample Size=305
 Latent Variables: TRUST EMPOWER
 Relationships:
 confia1=1*TRUST
 confia2 confia3=TRUST
 empower1=1*EMPOWER
 empower2 empower3=EMPOWER
 TRUST=EMPOWER
 Options: ND=3 AD=OFF IT=100
 Lisrel Output: SS SC SE RS TV EF MI FS MR
 Path Diagram
 End of Problem

– Etape (3) de la démarche

Structural model step3 Empouvoirement Confiance Engagement
 Observed Variables: engaff1 engaff2 engaff3 engaff4 confia1 confia2 confia3 empower1 empower2
 empower3
 Covariance Matrix from File C:\lisrel850\TRUST\MED7.cov
 Sample Size=305
 Latent Variables: AFFECT TRUST EMPOWER
 Relationships:
 engaff1=1*AFFECT

```

engaff2 engaff3 engaff4=AFFECT
confia1=1*TRUST
confia2 confia3=TRUST
empower1=1*EMPOWER
empower2 empower3=EMPOWER
TRUST=EMPOWER
AFFECT=TRUST
Set the Error Covariance between confia1 and confia2 Free
Options: ND=3 AD=OFF IT=100
Lisrel Output: SS SC SE RS TV EF MI FS MR
Path Diagram
End of Problem

```

Test de l'effet modérateur selon la démarche de Ping 1995

- Etape (1) de la démarche

```

Measurement Model AFC Engagements Intention de départ
Observed Variables: engaff1 engaff2 engcal1 engcal2 engnor1 engnor2 intdep1 intdep2 intdep3
Covariance Matrix from File C:\lisrel850\COM\AFCGF.cov
Sample Size=303
Latent Variables: ENGAFFECT ENG CALCUL ENGNORMA INTDEP
Relationships:
engaff1=1*ENGAFFECT
engaff2=ENGAFFECT
engcal1=1*ENG CALCUL
engcal2=ENG CALCUL
engnor1=1*ENGNORMA
engnor2=ENGNORMA
intdep1=1*INTDEP
intdep2 intdep3=INTDEP
Set the Error Covariance between intdep1 and intdep3 Free
Options: ND=3 AD=OFF IT=100
Lisrel Output: SS SC SE RS TV EF MI FS MR
Path Diagram
End of Problem

```

- Etape (2) de la démarche

```

Structural Model Interaction entre les engagements
Observed Variables: engaff1 engaff2 engcal1 engcal2 engnor1 engnor2 interac1 interac2 intdep1 intdep2
intdep3
Covariance Matrix from File C:\lisrel850\COM\COMC1.cov
Sample Size=303
Latent Variables: ENGAFFECT ENG CALCUL ENGNORMA AFFXNORM CALXNORM INTDEP
Relationships:
engaff1=1*ENGAFFECT
engaff2=ENGAFFECT
engcal1=1*ENG CALCUL
engcal2=ENG CALCUL
engnor1=1*ENGNORMA

```

```
engnor2=ENGNORMA
interac1=4,097*AFFXNORM
interac2=3,848*CALXNORM
intdep1=1*INTDEP
intdep2 intdep3=INTDEP
INTDEP=ENGAFFECT ENG CALCUL ENGNORMA AFFXNORM CALXNORM
Set the Error Variance of interac1 Equal to 6,741
Set the Error Variance of interac2 Equal to 6,683
Set the Error Variance of engcal1 Equal to 0,05
Set the Error Covariance between intdep1 and intdep3 Free
Set the Correlation between AFFXNORM and ENGAFFECT Equal to 0
Set the Correlation between AFFXNORM and ENGNORMA Equal to 0
Set the Correlation between CALXNORM and ENG CALCUL Equal to 0
Set the Correlation between CALXNORM and ENGNORMA Equal to 0
Options: ND=3 AD=OFF IT=100
Lisrel Output: SS SC SE RS TV EF MI FS MR
Path Diagram
End of Problem
```