

# L'ANALYSE DES MODELES DE RELATIONS STRUCTURELLES PAR LA METHODE PLS : UNE APPROCHE EMERGENTE DANS LA RECHERCHE QUANTITATIVE EN GRH

**Alain Lacroux, docteur en sciences de gestion, enseignant chercheur à l'Université du Sud Toulon Var – IUT de Toulon ; Laboratoire ERMES**

Adresse : Alain Lacroux – IUT de Draguignan – Bd Lafourcade – 83300 DRAGUIGNAN  
Mail : [alain.lacroux@univ-tln.fr](mailto:alain.lacroux@univ-tln.fr) ; [alain.lacroux@wanadoo.fr](mailto:alain.lacroux@wanadoo.fr) Tél : 06 24 55 08 37

## *Résumé :*

*Les méthodes d'équations structurelles (MES) sont aujourd'hui largement employées dans la recherche quantitative en GRH, lorsqu'il s'agit de tester des modèles de causalité complexes, incorporant plusieurs variables latentes. La procédure habituelle d'estimation repose sur des techniques d'analyse des relations de covariance entre les variables, mises en application dans les logiciels couramment utilisés dans les traitements de données issues des études empiriques (ex : Lisrel, Amos, EQS). L'objectif de cette communication est de présenter une méthode alternative d'estimation des modèles structurels basée sur la variance, mise au point depuis plus de 20 ans, mais jusqu'à présent très peu employée dans le domaine de la GRH : l'analyse Partial Least Squares (PLS).*

*Nous verrons que cette méthode présente un certain nombre de caractéristiques qui en font un outil adapté au test de modèles relationnels complexes, typiques des situations rencontrées dans le domaine de la GRH. Après avoir présenté les traits essentiels de l'approche PLS, en la comparant notamment aux méthodes d'équations structurelles basées sur l'analyse des covariances (Lisrel), nous proposons ensuite à titre d'illustration une application de cette méthode à l'estimation d'un modèle de recherche issu d'une étude empirique menée sur les déterminants de l'implication au travail des salariés en contrat d'intérim. Cette étude menée sur un échantillon de 208 salariés nous a permis de mettre en évidence un impact indirect des caractéristiques du contrat d'intérim sur l'implication organisationnelle des salariés concernés, à travers le rôle médiateur déterminant de la précarité perçue.*

Mots clés : méthodes d'équations structurelles, Partial Least Squares (PLS), variables formatives, implication organisationnelle, intérim

## Introduction

Les recherches empiriques fondées sur la collecte et le traitement statistique de données par des méthodes quantitatives demeurent aujourd'hui encore majoritaires au niveau international dans le domaine des sciences de gestion. Cette domination, qui est souvent questionnée (ex : Brabet – 1993 ; Savall & Zardet – 2004) repose sur certaines caractéristiques propres à ces méthodes :

- Une « présomption de scientificité » associée à l'objectivité supposée provenant de l'emploi de méthodes statistiques (Baumard & Ibert – 1999, Savall & Zardet – 2004 p. 86)
- « L'économicité » (Savall & Zardet – 2004 p. 86), autrement dit la possibilité de « gagner du temps » par rapport aux méthodes d'observation plus gourmandes en temps que sont par exemple l'observation participante ou les méthodes ethnologiques.
- La possibilité d'utiliser les propriétés de l'inférence statistique pour comparer les résultats réalisés sur différents échantillons avec les mêmes outils de mesure, ce qui contribue à un avancement de la connaissance par accumulation de résultats collectés dans des contextes différents.

Dans les études basées sur une approche quantitative, la collecte des données s'effectue presque toujours par le biais de questionnaires, qui comprennent des items susceptibles d'être agrégés et exploités par des méthodes statistiques : les échelles d'intervalle de type Likert sont largement employées dans ce contexte. L'agrégation de plusieurs indicateurs permet de construire des outils de mesure permettant d'évaluer des variables latentes, supposées représenter un phénomène sous-jacent non observable. Cette procédure est largement utilisée en GRH, tout particulièrement dans l'étude des attitudes des agents (satisfaction, implication, sentiment de justice perçue, etc...). A partir du moment où les chercheurs souhaitent tester des hypothèses de recherche reflétant (ou approchant) la complexité des situations réelles, ils sont amenés à construire des modèles incorporant un grand nombre de variables, avec des réseaux d'interactions parfois complexes. C'est pour faire face à ces exigences que l'usage des méthodes de modélisation par équations structurelles avec variables latentes s'est développé de manière exponentielle depuis plus de 20 ans.

Ces méthodes présentent plusieurs avantages, comparées aux approches statistiques classiques que sont l'analyse de régression multiple, l'analyse discriminante, ou l'analyse de la variance (ex : Roussel & al – 2002 ; Haenlein & Kaplan – 2004 ; Kline – 2005) :

- Elles permettent de tester de manière simultanée l'existence de relations causales entre plusieurs variables latentes explicatives et plusieurs variables latentes expliquées.
- Elles permettent de construire et de tester la validité et la fiabilité de construits latents, élaborés à partir de la combinaison de plusieurs items (échelles de mesure)
- Elles permettent d'évaluer et de comparer de manière globale des modèles de recherche complexes, en prenant en compte les erreurs de mesure.

La technique la plus couramment choisie pour estimer les modèles de relations structurelles repose sur l'analyse des covariances (*covariance based structural equation modeling*, ou CBSEM dans la suite de la communication). Elle est implémentée dans les logiciels les plus utilisés dans la modélisation de relations structurelles (ex : Lisrel, Amos, EQS).

Ces logiciels sont aujourd'hui fréquemment utilisés dans les recherches quantitatives en GRH, aussi bien dans les recherches anglo-saxonnes (ex : Morrow & Mc Elroy – 1986 ; Cohen - 1995 ; Blau – 2001 ; Carmelli & Geffen – 2005 ) que francophones (ex : Roussel – 1996 ; Vautier & al – 2005).

L'objectif de cette communication est de présenter une alternative à l'usage des CBSEM, encore très peu employée en GRH, l'approche PLS (*partial least square*). Cette méthode, basée sur l'analyse des variances, peut s'appliquer au cas de certains modèles structurels, pour lesquels les procédures classiques d'estimation peuvent se révéler délicates à utiliser : il s'agit des modèles structurels combinant des construits formatifs et réflexifs.

Après avoir présenté rapidement les deux principales méthodes d'estimation des modèles d'équations structurelles, nous développerons la distinction entre variables formatives et réflexives, et ses conséquences pour la recherche. Nous présenterons ensuite l'approche PLS, en distinguant ses avantages et inconvénients par rapport aux méthodes basées sur les analyses de covariances (CBSEM).

L'application de la méthode PLS à l'estimation d'un modèle structurel sera illustrée dans la seconde partie de la communication par un exemple tiré d'une recherche empirique menée sur l'implication organisationnelle des salariés en relation d'emploi flexible.

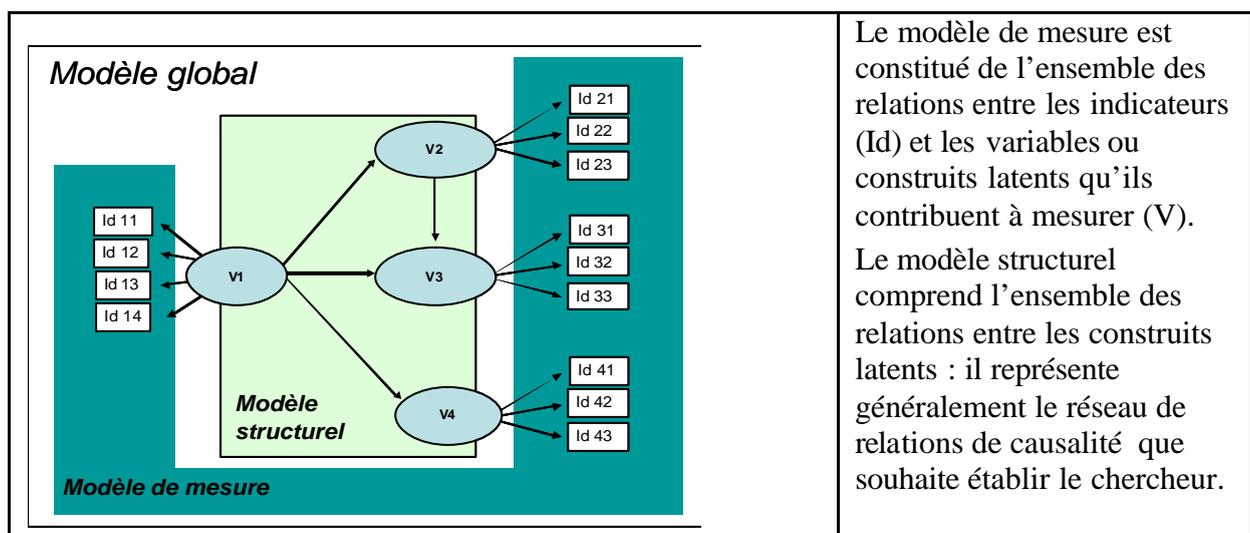
## Première partie : L'estimation des modèles structurels avec variables latentes en sciences de gestion : les apports de l'approche PLS

### 1) Les méthodes d'estimation des modèles d'équations structurelles

#### 1.1. Les méthodes d'équations structurelles

Les méthodes d'équations structurelles ont été originellement développées pour permettre d'examiner les relations causales multiples, puis leur usage s'est progressivement étendu aux analyses de validité des construits latents (analyse factorielle confirmatoire), puis aux analyses multi groupes (ex : Ping – 1995 ; El Akremi – 2005) et aux études longitudinales (ex : Vandenberg – 2002 ; Campoy & Dumas – 2005). Dans le cadre de l'estimation de modèles relationnels théoriques, l'apport principal de ces méthodes est de permettre une estimation simultanée de plusieurs relations de dépendances, tout en prenant en compte les erreurs de mesure (Roussel & al – 2002). Un modèle d'équations structurelles (figure 1) se compose traditionnellement de deux parties : le modèle de mesure et le modèle structurel.

Figure 1 : Modèle d'équations structurelles



Le modèle de mesure est constitué de l'ensemble des relations entre les indicateurs (Id) et les variables ou construits latents qu'ils contribuent à mesurer (V).

Le modèle structurel comprend l'ensemble des relations entre les construits latents : il représente généralement le réseau de relations de causalité que souhaite établir le chercheur.

Le traitement des modèles d'équations structurelles comprends plusieurs étapes standardisées (pour une présentation détaillée, voir par exemple Kline – 2005, p. 63 et suivantes) :

- La spécification du modèle (traduction des hypothèses de recherche sous la forme d'un diagramme relationnel)
- L'identification du modèle (vérification de la possibilité théorique d'obtenir une estimation pour tous les paramètres du modèle)
- L'opérationnalisation des échelles de mesure, le recueil et la préparation des données
- L'estimation du modèle (calcul de la valeur des paramètres, puis évaluation de la qualité d'ajustement du modèle aux données empiriques)

Un aspect important de la première phase de la procédure (la spécification des modèles de recherche), qui semble souvent négligée par les chercheurs selon plusieurs spécialistes de l'analyse des données (ex : Diamantopoulos & Winklhofer – 2001 ; Jarvis & al. - 2003), est l'identification du type de variables qui seront intégrées dans le réseau de relations à tester. Le chercheur doit être particulièrement vigilant dans la distinction entre variables latentes formatives et réflexives.

Nous allons rapidement envisager cette distinction, car elle joue un rôle-clé dans le choix entre les deux principales méthodes d'estimation.

## **1.2 Construits réflexifs et formatifs : une distinction importante pour la spécification des modèles d'équations structurelles**

### **1.2.1 La distinction entre construits formatifs et réflexifs**

La distinction entre construits formatifs et réflexifs fait aujourd'hui l'objet d'un nombre d'études conséquent<sup>1</sup>. Plus précisément, un certain nombre d'auteurs ont entrepris de démontrer le potentiel des construits formatifs pour la recherche en gestion (ex : Diamantopoulos & Winklhofer – 2001 ; Jarvis & al. – 2003 ; Venaik & al.- 2004), en plaidant pour une sélection attentive des construits latents lors de la spécification des modèles de mesure. Plusieurs chercheurs préconisent même le réexamen des résultats de certaines études, bâties sur une spécification selon eux incorrecte des variables du modèle de mesure (ex : Fornell & Bookstein – 1992 ; Mc Kenzie & al. – 2005 ; Diamantopoulos & Sigauw – 2006).

Un construit latent, par définition, n'est pas directement observable : il ne peut être appréhendé qu'à travers une série d'indicateurs ou variables manifestes, supposés « représenter » le construit.

Dans l'approche traditionnelle, inspirée de la théorie classique des tests (ex : Nunally – 1978 ; Churchill – 1979), le construit latent est considéré comme *réflexif* : les indicateurs sont supposés représenter l'influence du construit latent sous-jacent ; la relation de causalité est donc supposée opérer du construit vers ses indicateurs. Le construit représente la cause commune partagée par tous les indicateurs : en conséquence, ces indicateurs doivent être significativement et positivement corrélés, et toute variation dans le construit doit se manifester par la variation de tous les items de l'échelle de mesure (Bollen & Lennox – 1991). Dans le domaine de la GRH, les exemples-type de construits réflexifs sont les variables attitudeles (ex : implication dans l'organisation, bien-être au travail, ambiguïté de rôle, sentiment de justice perçu...).

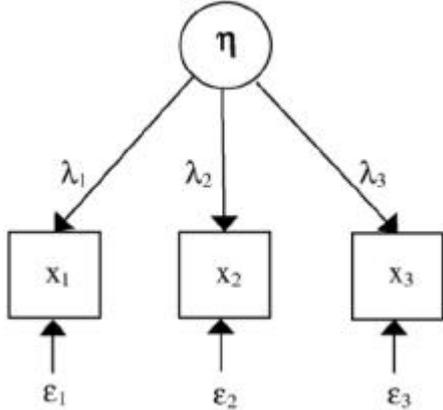
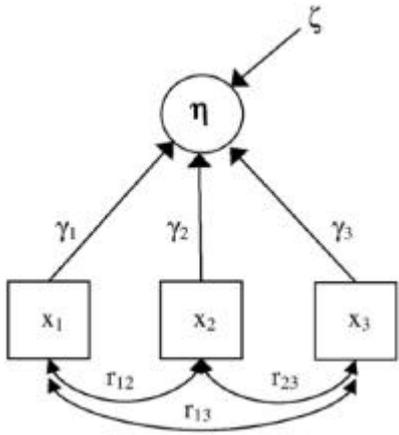
---

<sup>1</sup> On peut par exemple se référer au numéro spécial du *Journal of Business Research* paru au début de l'année 2008

Plusieurs auteurs ont toutefois remarqué que certains construits latents ne correspondaient pas forcément au modèle réflexif (ex : Blalock – 1971 ; Bollen & Ting – 2000) : il est possible en effet d’envisager certains construits comme une combinaison d’indicateurs, pas forcément corrélés, qui contribuent à « former » le construit latent. La relation de causalité pour ces construits « formatifs » est donc inversée : elle procède des indicateurs vers le construit. L’exemple traditionnellement proposé est l’échelle de mesure du statut socio-économique d’un individu (Hauser – 1973), qui est dérivé de la combinaison de quatre indicateurs, pas forcément corrélés : le niveau d’éducation, le revenu annuel, l’emploi occupé et le lieu de résidence. Dans le domaine de la GRH un exemple typique de construit formatif serait le niveau de satisfaction globale au travail, qui comprend plusieurs facettes théoriquement indépendantes: satisfaction vis-à-vis de la rémunération, vis-à-vis des collègues, vis-à-vis des supérieurs, vis-à-vis des perspectives de carrière (Weiss & al – 1967)

En ce qui concerne leur formalisation, les construits réflexifs et formatifs donnent lieu à des modèles de mesure très différents (figure 2), et doivent donc être évalués selon des procédures différentes.

Figure 2 : Distinction entre construits réflexifs et formatifs (d’après Diamantopoulos & al. – 2008)

Modèle de mesure d’un construit latent réflexif	Modèle de mesure d’un construit latent formatif
	
<p>η = construit latent xi = indicateurs λ = coefficient représentant l’effet du construit sur l’indicateur (<i>loading</i>) ε = indicateur de l’erreur de mesure</p>	<p>η = construit latent xi = indicateurs γ = coefficient représentant l’effet de l’indicateur sur le construit (coefficient de régression) r = corrélations entre indicateurs ζ = indicateur « d’ erreur » (<i>disturbance term</i>)<sup>2</sup></p>
<p>Le construit est la « cause » des indicateurs. Sur le plan formel, Chaque indicateur est lié à la variable latente par une équation de régression simple du type :</p> $x_i = \lambda_i \eta + \varepsilon_i$	<p>Les indicateurs sont la « cause » du construit. Sur le plan formel, le modèle s’écrit comme une équation de régression multiple :</p> $\eta = \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i + \zeta$

<sup>2</sup> L’indicateur d’erreur (*disturbance term*) rend compte du pourcentage de variation du construit du à d’autres causes que les indicateurs (pour une analyse détaillée, voir Diamantopoulos & al. – 2008 p.1211)

### 1.2.2. Les risques liés à une mauvaise spécification des modèles

La raison majeure pour laquelle il convient de distinguer clairement les construits réflexifs et formatifs est que cette distinction influe sur la qualité du modèle de mesure, et donc, indirectement, sur la validité des résultats du modèle structurel (Anderson & Gerbing – 1982 ; Jarvis & al. – 2003 ; Mc Kenzie & al. – 2005).

L'établissement de la validité et de la consistance des échelles de mesure est en effet très différent selon que l'on est en présence d'une variable réflexive ou formative (cf infra). Or, les procédures les plus couramment utilisées pour la validation des échelles de mesure (ex : Churchill – 1979 ; Spector – 1992) reposent sur l'hypothèse implicite que l'on est en présence de construits réflexifs, dont les indicateurs doivent être positivement corrélés. Les procédures de vérification de l'unidimensionnalité des construits (par analyse factorielle) et d'épuration des échelles de mesure (visant à maximiser l'homogénéité des échelles) conduisent au rejet tous les indicateurs dont la corrélation avec les autres est faible : si cette opération est parfaitement justifiable lorsque l'on est en présence d'un construit réflexif elle devient totalement inappropriée dans le cas d'un construit formatif, puisqu'elle conduit à éliminer des indicateurs qui peuvent être pertinents. Selon Diamantopoulos & Sigauw (2006), les procédures utilisables pour valider les modèles de mesure formatifs reposent au contraire sur la sélection du plus grand nombre d'indicateurs possibles (afin de minimiser la variance du construit non expliquée par ses indicateurs). On voit donc aisément qu'une spécification incorrecte du construit peut conduire à des résultats contre-productifs<sup>3</sup> : l'élimination abusive d'indicateurs appauvrit la signification et le pouvoir prédictif des construits formatifs.

Une mauvaise spécification des construits latents peut également avoir un impact sur la qualité des résultats obtenus sur les modèles structurels, ce qui conduit à des conclusions erronées sur les relations entre construits. Il semblerait que les erreurs de spécification sur les variables latentes (improprement considérées comme réflexives alors qu'elles sont formatives) conduisent par exemple à une surestimation des coefficients structurels dans le cas de variables latentes explicatives, et donc à la mise en évidence de relations en réalité non significatives (Jarvis & al. – 2003 ; Mc Kenzie & al. – 2005).

### 1.3. L'estimation des modèles : les différentes méthodes

L'estimation des modèles, autrement dit, l'établissement des liens entre les indicateurs et les construits latents associés (modèle de mesure), ainsi que le calcul des coefficients structurels entre les construits (modèle structurel) peut se réaliser en recourant à plusieurs types d'algorithmes. Deux procédures sont aujourd'hui utilisées dans le domaine des sciences de gestion (Chinn – 1995) : la méthode la plus répandue est basée sur l'analyse des covariances (CBSEM) et la technique du maximum de vraisemblance (*maximum likelihood*), souvent dénommée « méthode Lisrel », en référence au principal outil logiciel développé sur cette base (Jöreskog & Sörbom – 1996). On trouve également dans certaines études une autre méthode basée sur l'analyse de la variance (VBSEM) et l'optimisation du pouvoir explicatif des indicateurs, fondée sur un algorithme dit *Partial least Square* (PLS).

---

<sup>3</sup> Ces erreurs de spécifications semblent très répandues : elles concerneraient environ le tiers des construits figurant dans les articles publiés dans les principales revues de marketing (Jarvis & al. – 2003) et pratiquement les deux tiers des construits figurant dans les études publiées dans les principales revues de stratégie (Podsakoff & al. – 2006)

Selon Chinn (1995), il est possible de distinguer les deux méthodes par analogie avec l'analyse factorielle. La différence entre l'approche Lisrel (CBSEM) et PLS (VBSEM) est du même ordre que celle qui existe entre l'analyse factorielle « classique » en facteurs communs et spécifiques et l'analyse en composantes principales (ACP). La seconde ne prend pas en compte les erreurs de mesure, mais elle permet toujours d'obtenir une solution.

La méthode PLS est encore minoritaire en sciences de gestion, mais il faut remarquer qu'elle est très communément employée dans d'autres champs disciplinaires parfois connectés à la gestion (économie, sociologie, ou psychologie par exemple). Si l'on envisage plus précisément le champ des sciences de gestion, on peut constater que les études incorporant des modèles estimés par analyse PLS sont aujourd'hui principalement utilisés en marketing (ex : Bruhn & al – 2008 ; Coltman & al – 2008 ; Gudergan & al - 2008), management stratégique (ex : Helm – 2005 ; Venaik & al – 2005), systèmes d'information (ex : Chinn & al. - 1996 ; Yi & Davies - 2003 ), mais que celles-ci sont encore peu répandues en GRH. On peut mentionner des travaux portant sur le support psychologique (Waters – 2004), ou le conflit famille-travail (Duxbury & Higgins – 1991). Les recherches francophones sont rares : il existe quelques travaux portant sur l'expatriation des cadres (Jaussaud & al – 2000 ), ou encore le stress et l'implication (Lahmouz & Duyck – 2008).

Nous allons présenter les traits essentiels de la méthode PLS dans le paragraphe suivant, en montrant que ses caractéristiques peuvent aisément s'adapter aux problématiques de recherche dans le domaine de la GRH.

## **2) Présentation de la méthode PLS**

### **2.1. Eléments essentiels**

On désigne habituellement sous le nom de « méthode PLS », l'application des techniques et algorithmes de régression en moindres carrés partiels (partial least squares) à l'estimation de modèles d'équations structurelles. La technique générale de la régression PLS a été mise au point par S. Wold et ses collègues (ex : Wold - 1985), dans le but de décrire les relations entre des groupes de variables indépendantes et dépendantes, dans des systèmes de type entrée-sortie comprenant de nombreuses variables. Initialement mise au point pour des applications dans le domaine de la chimie, la régression PLS est aujourd'hui couramment appliquée dans les sciences humaines et sociales, tout particulièrement dans le domaine de l'économétrie.

L'application de la régression PLS au traitement de modèles d'équations structurelles a été originellement proposée par Wold sous le nom de « modélisation douce » (soft modeling). Elle est aujourd'hui disponible dans plusieurs logiciels : LVPLS (Löhmoller – 1984) ; PLS-Graph (Chinn - 1993) ; Smart PLS (Ringle & al – 2006).

Une fois la spécification du modèle théorique achevée, l'estimation est réalisée de manière itérative : dans le modèle de mesure, les variables latentes sont estimées par des combinaisons linéaires de leurs indicateurs pondérés<sup>4</sup>. Dans le modèle structurel, les liens entre variables latentes (coefficients de régression linéaires) sont estimés par des régressions multiples entre les variables sélectionnées<sup>5</sup>. L'objectif est la maximisation de la variance expliquée des

---

<sup>4</sup> La pondération des indicateurs est réalisée de manière à ce que la variance expliquée de la variable latente soit maximisée (autrement dit que le pouvoir explicatif des indicateurs pondérés et combinés soit maximal).

<sup>5</sup> Pour une présentation détaillée, on peut se reporter à Tenenhaus (1998, p ; 233 et suivantes)

variables dépendantes par les variables indépendantes, c'est-à-dire la maximisation de la covariance entre variable explicative et variable expliquée (cf. Sosik & al – 2009).

## **2.2. Les avantages et les limites de la méthode PLS**

Tennenhaus (1998, p.233) résume clairement les avantages principaux de la méthode PLS : « Par contraste avec la méthode du maximum de vraisemblance (Lisrel), la méthode PLS est d'une grande simplicité. Il y a peu d'hypothèses probabilistes. On modélise directement les données à l'aide d'une succession de régressions simples ou multiples. Il n'y a aucun problème d'identification... ». Reprenons ces arguments successifs :

- « Une méthode simple » : la modélisation structurelle par la méthode PLS apparaît plus simple que les méthodes basées sur l'analyse des covariances, car elle permet de traiter des modèles relationnels complexes, comportant un grand nombre de variables, avec l'assurance d'obtenir une solution admissible (le même avantage est reconnu pour l'ACP par rapport à l'analyse factorielle classique). Elle est généralement utilisée dans une optique prédictive, notamment des les modèles économétriques où il s'agit d'obtenir une prédiction correcte du niveau des variables indépendantes en fonction des variables dépendantes.

- « Peu d'hypothèses probabilistes » : la méthode PLS ne nécessite pas la multinormalité des variables (qui est exigée dans le cas de méthodes basées sur l'analyse des covariances). Elle peut fonctionner avec des variables nominales, d'intervalle ou continues. Les contraintes de taille d'échantillon sont également plus souples : par opposition aux méthodes CBSEM, pour lesquelles un échantillon minimum de 200 observations est exigé (Roussel & al – 2002, p. 48), l'estimation par la méthode PLS peut être réalisée sur de petits échantillons. Selon les recommandations de Chinn (1998), une règle empirique simple consiste à exiger que le nombre d'observations soit supérieur ou égal à 10 fois le nombre d'indicateurs de la variable formative la plus complexe, et/ou 10 fois le nombre de relations structurelles émanant du construit central du modèle structurel. Cette caractéristique est intéressante dans le domaine de la gestion, où il est parfois difficile de réunir des échantillons suffisamment importants pour permettre une estimation par les méthodes type Lisrel. La méthode PLS se révèle donc bien adaptée à des analyses de type exploratoire, dans lesquelles le chercheur ne bénéficie pas toujours d'un échantillon important, ni d'échelles de mesure largement éprouvées (Sosik & al – 2009).

- « Aucun problème d'identification » : le principal avantage dans le domaine de la gestion est de permettre l'estimation aisée de modèles structurels comportant à la fois des construits formatifs et réflexifs. Il existe plusieurs solutions permettant théoriquement l'estimation de modèles incluant des construits formatifs en utilisant des méthodes basées sur l'analyse des covariances, mais celles-ci sont complexes, et nécessitent une configuration particulière du modèle à tester (pour une analyse détaillée, voir Diamantopoulos & al – 2008 p 1231 et suiv.). La coexistence de construits formatifs et réflexifs pose en effet des problèmes délicats lorsque l'on souhaite utiliser des techniques basées sur l'analyse des covariances : l'estimation de tels modèles peut être entravée par des problèmes d'indétermination, ou l'existence de solutions inadmissibles, comme par exemple l'apparition de paramètres comportant des variances négatives (Fornell & Bookstein – 1982).

La méthode PLS présente toutefois un certain nombre de limites, qui pourraient contribuer à expliquer sa diffusion encore restreinte dans le domaine des sciences de gestion. On peut en identifier quatre essentielles.

- Première limite : la non prise en compte des erreurs de mesure

En utilisant l'analogie avec l'analyse factorielle, on peut remarquer que la méthode PLS vis-à-vis des méthodes basées sur l'analyse des covariances souffre de la même limitation que l'ACP

vis-à-vis de l'analyse factorielle « classique », en axes principaux. Roussel (2005 p.258) remarque que l'ACP constitue une approximation de l'analyse factorielle classique, bâtie sur une prise en considération différente de la variance. Dans les analyses factorielles classiques, la variance est décomposée en trois parties : la variance commune (causée par les facteurs latents), la variance spécifique (assujettie à aucun facteur) et la variance d'erreur. L'analyse factorielle ne porte que sur la part de variance commune, et tente d'en extraire les facteurs sous-jacents. Dans l'ACP au contraire, aucune différence n'est faite entre les trois types de variance, et l'analyse porte sur la variance totale : la solution factorielle obtenue peut se révéler plus facile à interpréter, mais elle incorpore une part d'erreur.

- Deuxième limite : l'absence d'indices d'ajustement des modèles (*fit indices*)

Contrairement aux modèles estimés par les méthodes de type Lisrel, les chercheurs utilisant la méthode PLS ne disposent pas d'indices d'ajustement (*fit indices*) permettant de juger de l'ajustement du modèle testé aux données empiriques. Ces indices sont jugés très utiles, car ils permettent à la fois de juger de l'ajustement d'un modèle considéré isolément, mais également de comparer entre eux plusieurs modèles alternatifs. Chinn (1998) remarque cependant que la plupart de ces indices reposent sur l'analyse des covariations entre indicateurs, et donc sur l'hypothèse sous-jacente que les construits étudiés sont obligatoirement réflexifs. L'impossibilité d'utiliser les indices d'ajustement habituellement mentionnés (ex : Chi-Deux, GFI, RMSEA...) ne signifie pas que les modèles estimés par la méthode PLS ne puissent pas être évalués : il existe plusieurs calculs, comme les contributions factorielles ou le coefficient de détermination, et certaines procédures (*bootstrap, jackknife*) permettant de s'assurer de la significativité des coefficients obtenus (voir plus loin). Cette absence d'indices comparatifs constitue pourtant toujours un problème pouvant parfois conduire au rejet de certains articles incorporant des modèles traités selon la méthode PLS (Chinn - 1998).

- Troisième limite : l'impossibilité de traiter les modèles non récursifs

Contrairement à l'algorithme à la base de Lisrel, l'algorithme PLS, qui est fondé sur des procédures de régression multiple, ne permet pas d'estimer les modèles comportant des interactions bilatérales entre variables latentes (modèles dits non récursifs, ou modèles « en boucle »). Seuls les modèles incorporant des relations de causalité univoques sont testables (Jöreskog & Wold – 1982).

- Quatrième limite : le problème de la consistance

L'estimation des paramètres des modèles structurels par la méthode PLS n'est qu'approximativement exacte, en raison de la non prise en compte des erreurs de mesure. Les estimations ne deviennent donc asymptotiquement correctes que sous une double condition de « consistance » (voir Mc Donald – 1996) : la taille de l'échantillon doit être très grande, et le nombre d'indicateurs par variable doit être également très grand. Dans la pratique, ces conditions ne sont pratiquement jamais réunies, ce qui a pour conséquence une tendance à la sous-estimation des relations structurelles et à la surestimation des contributions des indicateurs aux construits (*loadings*).

### **2.3 Une comparaison Lisrel / PLS**

Le tableau suivant, inspiré des présentations de Jöreskog & Wold (1982), Chinn (1995), Haenlein & Kaplan (2004) Sosik & al. (2009) permet de synthétiser les différentes caractéristiques et usages des approches Lisrel et PLS. Il peut être utilisé comme aide à la décision lors du choix d'une méthode d'estimation adaptée.

Tableau 1 : Une comparaison Lisrel / PLS

<i>PLS (VBSEM)</i>	<i>Lisrel (CBSEM)</i>
Peu de conditions statistiques exigées sur les variables du modèle (méthode adaptée aux variables nominales, d'intervalle ou continues)	Toutes les variables doivent en principe être continues ou d'intervalle, et distribuées normalement (condition de multinormalité), pour utiliser les algorithmes basés sur le maximum de vraisemblance.
Bien adapté aux analyses de type exploratoire, ou au test de modèles partiels	Bien adaptée au test de modèles complets, fondés sur une théorie solidement établie <sup>6</sup>
Compatible avec de petits échantillons et avec des modèles relationnels complexes (jusqu'à plusieurs centaines de variables)	Exige des échantillons de taille moyenne (200 observations au minimum), et des modèles modérément complexes.
Méthode souple, permettant de tester des modèles comportant des variables formatives et réflexives	Les modèles formatifs/réflexifs ne sont identifiables (et testables) qu'à condition de présenter certaines caractéristiques.
Modèle de mesure et modèle structurel sont estimés simultanément (les liens entre indicateurs et variables latentes dépendent des relations entre variables latentes).	L'estimation et la validation du modèle de mesure sont indépendantes de celle du modèle structurel
Réservé au test de modèles récursifs (la causalité entre les variables latente doit être univoque)	Permet de tester des modèles récursifs et non récursifs.

En résumé, l'usage de la méthode PLS paraît bien adapté aux problématiques rencontrées dans les sciences de gestion, car, comme le remarquent Sosik & al (2009, p. 17) : « La méthode PLS fonctionne mieux en pratique, parce que les données issues du terrain utilisées dans la modélisation ne sont jamais parfaites, et sont souvent fortement corrélées. En sélectionnant la meilleure combinaison linéaire pour prédire les variables dépendantes, elle fournit des coefficients structurels plus significatifs que les méthodes basées sur le maximum de vraisemblance (Lisrel). Les méthodes de type Lisrel donnent leur meilleurs résultats lorsque les données sont obtenues en utilisant un design expérimental : or, ce type de design est rarement possible en pratique, surtout lorsque les données sont obtenues par questionnaire ».

Nous allons à présent proposer un exemple concret d'utilisation de la méthode PLS dans le traitement des données issues d'une enquête empirique sur les attitudes au travail de salariés en emplois flexibles.

---

<sup>6</sup> L'algorithme Lisrel est basé sur la comparaison entre la matrice des covariances prédites par le modèle de recherche et la matrice obtenue sur les données de l'échantillon : en conséquence, la spécification du modèle de recherche est fondamentale ; celui-ci doit être fondé sur des analyses théoriques solides. En effet, un modèle mal spécifié peut s'ajuster correctement aux données empiriques en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance, alors qu'il repose sur des présupposés douteux (voir par exemple Haenlein & Kaplan – 2004)

## **Deuxième partie : un exemple d'application de la méthode PLS dans le test partiel d'un modèle de recherche**

### **1. Le contexte de la recherche : l'impact des relations d'emplois atypiques sur l'implication**

#### **1.1 Le contexte**

Le développement des formes d'emploi atypiques (intérim, CDD, temps partiel...) constitue l'un des traits marquants de l'évolution récente du marché du travail en France (l'Horty – 1999, Galtier & Gautier – 2000). Ce développement, qui résulte en partie des besoins de flexibilité dans la gestion de la main d'œuvre exprimés par les entreprises, suscite des interrogations dans le champ de la gestion des ressources humaines. Les questions principales portent sur les impacts possibles de ces nouvelles relations d'emploi sur les attitudes et les comportements des salariés qui s'y trouvent confrontés : le problème de la gestion de la main d'œuvre périphérique devient en effet aujourd'hui une question de management importante, qui reste pourtant encore assez peu explorée dans la recherche en gestion, au regard de l'importance des enjeux (ex : Feldmann & al. – 1994 ; Charles-Pauvert – 2002 ; Connelly & Gallagher – 2004).

Notre travail porte plus spécifiquement sur les impacts des arrangements contractuels atypiques sur l'implication organisationnelle des salariés.

Le concept d'implication ou d'engagement (Thévenet – 2004 ; Meyer & Herscovich – 2001), qui permet de décrire la relation qu'un individu entretient avec les différents objets liés à sa sphère professionnelle (travail en tant que tel, profession, organisation, groupe de collègues, syndicat, etc...) apparaît comme un prédicteur important des comportements au travail, et suscite un intérêt toujours vif tant chez les chercheurs en gestion des ressources humaines que chez les praticiens. Ceci posé, la plupart des données empiriques dont nous disposons sur le sujet de l'implication au travail ont été presque exclusivement obtenues en étudiant les salariés en situation d'emploi permanent. Il paraît donc intéressant de se demander si la remise en cause progressive de la norme de travail typique a des impacts à la fois théoriques et pratiques sur l'implication des salariés, et, le cas échéant, de déterminer quels sont ces impacts.

Notre recherche a été menée auprès de salariés intérimaires, qui forment une population très représentative des nouvelles formes d'emploi, et constituent un terrain d'étude intéressant, notamment en raison du fort développement de ce type de contrats en France.

Une revue de la littérature théorique sur l'implication des salariés « précaires » nous a conduit à poser l'hypothèse que ceux-ci se trouvent dans une situation d'insécurité qui n'est pas favorable à leur implication organisationnelle vis-à-vis de leur agence de travail temporaire et des clients auprès desquels ils exercent leurs missions. Une majorité d'auteurs (ex : Beard & Edwards – 1995 ; Evaere – 1998 ; Liden & al. – 2003) considèrent qu'il existe un lien négatif entre précarité de la relation salariale et implication. Le raisonnement est le suivant : les contrats temporaires engendrent une précarité qui est perçue comme injuste et qui est source de stress chez les intérimaires. Le stress et l'injustice perçue sont sensés avoir des impacts négatifs sur l'implication, la satisfaction et le bien-être au travail. Ces sentiments négatifs peuvent à leur tour engendrer des comportements préjudiciables à la performance de l'entreprise utilisatrice : absentéisme, retards, ou abandon de poste, par exemple.

Les recherches empiriques menées sur ces catégories de salariés, conduisent paradoxalement à des résultats très contrastés, qui ne permettent pas de valider sans réserve l'hypothèse de départ. Les études empiriques disponibles sur le sujet apparaissent contradictoires. Les travaux ayant tenté de comparer l'implication des salariés temporaires à celle de salariés permanents travaillant dans la même organisation font apparaître des résultats discordants, que l'on peut classer en trois groupes : les études qui concluent à une implication plus limitée des salariés temporaires, en accord avec les analyses théoriques précédemment développées (ex : Biggs & Swailes – 2006) ; les études qui concluent à l'absence de différence entre les attitudes des salariés temporaires et permanents (ex : Charles-Pauvert – 2002), et enfin les études qui concluent à une plus forte implication des salariés temporaires (ex : Mc Donald & Makin – 2000)

## **1.2. Questions de recherche et hypothèses**

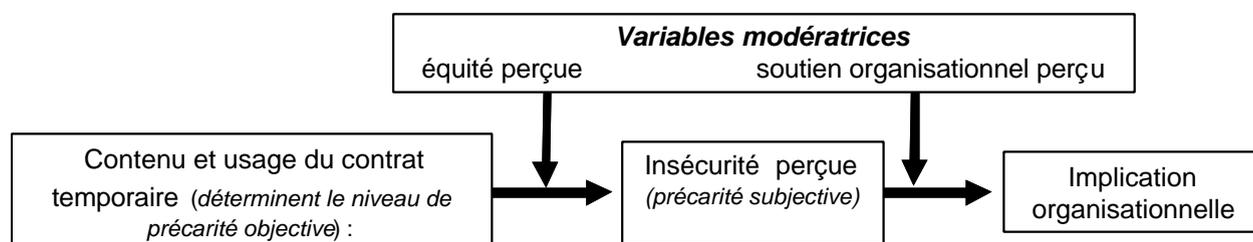
Ce manque d'homogénéité des résultats indique que le lien entre forme d'emploi et implication n'est sans doute pas direct, et que plusieurs variables intermédiaires entrent en jeu. Certains auteurs affirment qu'il n'est pas pertinent de mettre en relation directe une forme particulière de relation d'emploi (le travail intérimaire), avec les attitudes des salariés qui y sont soumis. A titre d'exemple, Feldman (1990) remarque que beaucoup de modèles de causalité relient directement les variables démographique et le statut d'emploi aux attitudes : il affirme que la situation est « certainement plus complexe ». Le travail temporaire n'engendre sans doute pas « naturellement » et directement une faible implication chez les intérimaires. Comme le font remarquer Beard & Edwards (1995, p.112), « si l'on veut comprendre les effets de l'emploi précaire sur les employés, il nous faut prendre en compte l'expérience psychologique associée à ces emplois précaires ». Autrement dit, nous devons nous intéresser au lien entre la précarité « objective » liée au travail temporaire et la précarité « subjective », ressentie par les salariés. Plusieurs auteurs (Pearce – 1998 ; Büssing – 1999 ; De Witte & Naswäll – 2003) considèrent en effet que les contrats temporaires portent en eux une « insécurité objective », liée au caractère par définition limité de la durée d'emploi : les contrats d'intérim créent donc une forme de précarité indiscutable, qui réside dans le fait que les salariés ne bénéficient d'aucune assurance de relation d'emploi à long terme (leurs missions sont par essence temporaire, et l'ETT n'a pas la possibilité de garantir contractuellement un enchaînement de mission pouvant s'assimiler à un emploi à durée indéterminée). Il apparaît toutefois dans plusieurs études (ex : Faure-Guichard – 2000 ; Manville – 2005) que certains salariés intérimaires choisissent volontairement ce type de contrats, ce qui pourrait signifier qu'ils ne considèrent pas cette précarité objective comme problématique, et que d'autres variables interviennent dans leur évaluation. En pratique, pour mieux comprendre le lien entre forme d'emploi et attitudes au travail, il faut adopter une démarche consistant à isoler et sélectionner un certain nombre de variables qui vont jouer un rôle médiateur et/ou modérateur entre les caractéristiques propres du contrat de travail du salarié et son implication au travail

Nous avons donc été amenés à proposer un modèle qui vise à approfondir l'étude du lien entre une forme d'emploi particulier (l'intérim) et l'implication organisationnelle, apte à rendre compte de l'hétérogénéité des résultats empiriques.

Ce modèle est basé sur la distinction entre la précarité objective liée à la nature même du contrat d'intérim et la précarité ou insécurité perçue par les salariés concernés (De Witte & Naswäll – 2003) . Nous cherchons à montrer que le statut d'emploi n'est pas en lui-même un obstacle à l'implication : tout dépend notamment de la manière dont les salariés intérimaires interprètent leur relation d'emploi, à travers la notion de précarité subjective, ou insécurité perçue. Deux variables modératrices susceptibles d'agir sur le lien précarité objective /

implication organisationnelle des intérimaires ont été intégrées au modèle : il s'agit du soutien organisationnel perçu de la part de l'agence et de l'équité relative perçue par l'intérimaire vis-à-vis des salariés permanents durant ses missions. Le modèle se présente sous la forme suivante (Figure 3) :

Figure 3 : Modèle du lien intérim / implication



A partir de ce modèle, nous avons décidé de tester les hypothèses suivantes<sup>7</sup> :

*H1 : La précarité objective associée aux caractéristiques du contrat temporaire agit sur l'insécurité perçue par le salarié*

*H2 : L'insécurité perçue influe négativement sur l'implication organisationnelle affective du salarié intérimaire*

*H3 : : L'insécurité perçue médiate la relation entre précarité objective du contrat temporaire et implication organisationnelle*

*H4 : Le soutien organisationnel perçu de la part de l'agence de travail temporaire (ETT) intervient comme variable modératrice de la relation entre insécurité perçue et implication organisationnelle*

*H5 : L'équité relative perçue vis à vis des salariés permanents intervient comme variable modératrice de la relation entre précarité objective et insécurité perçue*

### 1.3 Echantillonnage, opérationnalisation des variables et choix de la méthode d'estimation

#### 1.3.1. Echantillon

Les variables à tester ont été incorporées dans un questionnaire plus large, destiné à mesurer les attitudes et attentes des salariés intérimaires vis-à-vis de leur ETT. L'échantillon d'enquête est constitué de 208 salariés appartenant à quatre agences de travail temporaire du Sud Est de la France, invités à remplir un questionnaire lors de leur passage dans leur agence. La majorité des répondants sont de sexe masculin (59%), ils possèdent un diplôme inférieur au baccalauréat (57%). L'âge moyen constaté est de 30 ans, et plus des deux tiers des répondants ont une ancienneté dans l'intérim inférieure ou égale à deux ans. Notre échantillon reproduit globalement les caractéristiques socio-démographiques de la population intérimaire en France : le salarié-type de cet échantillon est un homme, plutôt jeune et peu qualifié. Le pourcentage de femmes et de salariés diplômés dans notre échantillon est significativement supérieur à la moyenne nationale, en raison de l'effort fait pour diversifier les profils des répondants.

<sup>7</sup> Pour une justification détaillée du choix des hypothèses de recherche et des outils de mesure, on peut se reporter à Lacroux (2008)

### 1.3.2. Opérationnalisation des variables

- **La précarité objective** est envisagée comme une variable formative, mesurée à l'aide de trois indicateurs : la durée moyenne des missions, le temps d'attente moyen entre deux missions et l'adaptation des missions à la qualification du salarié. Les indicateurs sont évalués grâce à des échelles (ex : la durée moyenne est évaluée sur une échelle en 4 points échelonnés de « moins d'une semaine » à « plus de 6 mois »).

- **L'insécurité perçue (précarité subjective)** est envisagée comme une variable formative multiplicative, selon le principe proposé par Ashford & al. (1989), adapté par Fabre (1997) : elle est opérationnalisée comme le produit de deux dimensions, représentées chacune par 4 items formatifs : une dimension affective traduisant l'importance ou valence accordée par l'intérimaire à certaines caractéristiques de sa relation d'emploi (qui permet d'évaluer la gravité en cas de perte) et une dimension cognitive traduisant l'évaluation par l'intérimaire de la menace pesant sur la continuité de sa relation d'emploi. A titre d'exemple, l'insécurité associée à l'enchaînement des missions (item 1) est calculée comme le produit des deux indicateurs suivants :

- indicateur d'importance : « enchaîner régulièrement des missions est pour moi ... » (réponse sur une échelle en 4 points de « sans importance » à « très important »)

- indicateur de menace : « dans l'avenir, continuer à enchaîner régulièrement des missions me semble... » (réponse sur une échelle en 4 points de « très improbable » à « très probable »)

- **Le soutien organisationnel perçu** est évalué en utilisant la version réduite à 6 items de l'échelle de soutien perçu proposée par Eisenberger & al (1986).

- **Le sentiment d'équité relative perçue** des salariés intérimaires vis-à-vis de leurs collègues de travail permanents rencontrés durant les missions d'intérim, a été évalué par une échelle en 4 items en nous inspirant de l'analyse développée par Tansky, Gallagher & Wetzel (1997) pour les salariés à temps partiel.

- **L'implication organisationnelle** a été évaluée sous l'angle affectif, en adaptant l'échelle d'implication organisationnelle affective proposée par J.P. Meyer & N. Allen (1991) aux particularismes du secteur de l'intérim (5 items) .

### 1.3.3. Méthode d'estimation choisie

Plusieurs caractéristiques des données et des variables dont nous disposons plaident pour l'emploi de la méthode PLS : nous nous situons dans une perspective exploratoire (les résultats de la littérature sur le lien entre contrats flexibles et implication sont divergents) ; le modèle à tester combine des indicateurs formatifs et réflexifs ; notre échantillon n'est pas très important, et notre modèle est partiel : il ne prétend pas rendre compte de la complexité des liens unissant les contrats temporaires et l'implication des salariés. Nous nous limitons ici à étudier l'impact indirect de la précarité objective sur l'implication organisationnelle affective, dans une logique prédictive (il s'agit pour nous de savoir si le degré de précarité du contrat est prédictif d'une faible implication) Il s'agit donc d'un test partiel, ne concernant qu'une partie d'un modèle de recherche plus complexe, dans lequel d'autres variables doivent être intégrées (ex : l'employabilité du salarié, ou le degré de préférence pour l'intérim). Dans cette situation, Sosik & al. (2009) recommandent l'usage de la méthode PLS, qui s'adapte bien au test de portions de modèles, dans une optique exploratoire.

## 2. Le test modèle de recherche

La procédure de test du modèle est menée en suivant la méthodologie habituellement employée dans les études utilisant l'approche PLS. Nous nous baserons notamment sur les recommandations de Haenlein & Kaplan (2004), Brunhn & al. (2008), et Sosik & al (2009).

La procédure de validation et d'estimation comprend trois parties :

En premier lieu, il s'agit d'examiner les caractéristiques générales des variables du modèle (statistiques descriptives, niveau et significativité des corrélations). Ceci nous permet de vérifier que les liens postulés entre les variables existent.

- En second lieu, il faut s'assurer de la validité du modèle de mesure (qualité de la mesure des variables latentes), en utilisant des procédures de validation adaptées au type de variables du modèle.

- En troisième lieu, le modèle structurel est testé (mise à l'épreuve des hypothèses formulées).

Pour la mise en pratique des analyses de régression PLS, nous avons choisi d'utiliser le logiciel Smart PLS (Ringle & al – 2005), en raison de la convivialité de son interface et de la possibilité d'obtenir des représentations graphiques des modèles estimés.

### 2.1. Examen des variables

Le tableau suivant résume les caractéristiques essentielles des variables du modèle :

Tableau 2 : Description des variables du modèle

	Moyenne	Ecart type	Corrélations			
			Précarité objective	Insécurité perçue	Soutien perçu	Equité perçue
Précarité objective	2,53	0,75	1			
Insécurité perçue	31,43	10,87	0,39**	1		
Soutien perçu	3,63	0,70	-0,20**	-0,27**	1	
Equité perçue	3,03	0,46	-0,14*	-0,31**	0,26**	1
Implication orga. affective	3,35	0,89	-0,29**	-0,43**	0,67**	0,21**

\*\* Corrélations significatives au seuil de 1% ; \* Corrélations significatives au seuil de 5%

Nous pouvons remarquer que les corrélations entre les variables supposées liées entre elles dans notre modèle existent et sont significatives.

### 2.2. La validation du modèle de mesure

Dans les modèles comportant les deux types de variables, il est crucial de ne pas employer la même méthode de validation pour les construits réflexifs et formatifs. Nous avons vu que la procédure classique d'épuration, adaptée à la validation des variables réflexives (Churchill – 1979, Anderson Gerbing - 1988) se révèle néfaste dans le cadre des variables formatives.

Nous allons donc utiliser deux procédures distinctes. Dans tous les cas, la significativité des coefficients calculés sera évaluée par une procédure de bootstrapping (Efron & al – 1983) : cette méthode consiste à répliquer l'estimation du modèle sur un grand nombre de sous-échantillons constitués aléatoirement dans l'échantillon principal (notre modèle a par exemple

été testé sur 700 échantillons de 200 observations). Si les coefficients sont significatifs (t de Student calculé sur la moyenne des échantillons > 1,96<sup>8</sup>) sur l'ensemble des échantillons, il s'agit d'un indicateur de significativité des résultats (voir par exemple Kline - 2005, p. 42).

### 2.2.1 La validation des construits réflexifs

Tester la validité de construit dans une logique quantitative revient généralement à évaluer la capacité des items d'une échelle de mesure à mesurer le construit latent (Drucker & al.. 1999) : il s'agit pour le chercheur de s'assurer de la cohérence interne, de la validité convergente et de la validité discriminante du construit. La méthode recommandée pour mesurer la cohérence interne (appelée aussi homogénéité ou consistance) des échelles de mesure est généralement le calcul du coefficient Alpha de Cronbach (Cronbach – 1951). Ce coefficient permet de vérifier si tous les items se réfèrent à des notions communes, autrement dit si chaque item présente une cohérence avec l'ensemble des autres items de l'échelle (Igalens & Roussel – 1998, p141). La validité convergente est assurée si l'on peut vérifier que les énoncés issus d'une échelle et destinés à mesurer un construit particulier soient suffisamment corrélés entre eux, et avec le construit. La validité discriminante est assurée lorsque les items de l'échelle se distinguent suffisamment des items censés mesurer d'autres phénomènes voisins

Dans le cadre de la méthode PLS, l'homogénéité des échelles est évaluée par plusieurs indicateurs : l'Alpha de Cronbach, et un indicateur de fiabilité composite dont le calcul est similaire au coefficient rho de Jöreskog (Chinn - 2000) :

$\rho_c = \frac{(\sum \lambda_i)^2 \text{var} F}{(\sum \lambda_i)^2 \text{var} F + \sum \Theta_{ii}}$	Lambda = contribution factorielle (loading) F = construit Thêta = variance d'erreur
---	---

La validité convergente des échelles du modèle de mesure est évaluée en examinant tout d'abord le niveau et la significativité des contributions factorielles (*factor loadings*) générés par l'algorithme PLS (qui sont interprétables selon les mêmes modalités qu'une ACP). Selon les règles habituelles utilisées dans l'analyse factorielle pour les modèles d'équations structurelles, les contributions doivent être élevées (> 0,5), et significatives (voir par exemple Roussel & al – 2002). La validité convergente d'un construit peut ensuite être assurée dès lors que chaque indicateur standardisé partage plus de variance avec son construit latent qu'avec son erreur de mesure . On considère que c'est le cas à partir du moment où la moyenne des variances entre le construit et ses mesures est supérieure à 0,5. La formule de calcul associée proposée par Fornell & Larcker (1981) correspond à la variance moyenne extraite (*Average variance extracted*, ou AVE). La formule de calcul est la suivante :

$AVE = \frac{\sum \lambda_i^2 \text{var} F}{\sum \lambda_i^2 \text{var} F + \sum \Theta_{ii}}$	Lambda = contribution factorielle (loading) F = construit Thêta = variance d'erreur
--	---

La validité convergente des construits peut aussi s'évaluer en montrant que les items mesurant un construit sont plus fortement corrélés à ce construit qu'avec les autres construits du modèle (Lahmouz & Duyck – 2008). Les logiciels intégrant la méthode PLS proposent en général des tableaux de contributions croisées (*cross-loadings*) permettant de vérifier cette caractéristique.

<sup>8</sup> L'écart type de la valeur d'un coefficient P calculé sur l'ensemble des échantillons donne l'erreur standard d'estimation (e\*) pour le coefficient. Le rapport P/e\* permet d'obtenir le t de Student (n-1 degrés de liberté). Le coefficient est jugé significatif si t > 1,96, pour un seuil de risque de 5%.

Les tableaux de validation croisés permettent également d'évaluer la validité discriminante des construits, en vérifiant que les items rattachés à un construit ne contribuent pas trop fortement sur les construits voisins. Sosik & al. (2009) conseillent également de vérifier la validité discriminante en s'assurant que la variance partagée entre les construits latents (mesurée par les corrélations entre construits) est inférieure à la variance partagée par un construit avec ses indicateurs (mesurée par la racine carré de la variance moyenne extraite)

Le tableau suivant résume les résultats des différentes procédures de validation des construits réflexifs du modèle de mesure :

Tableau 3 : Analyse de la validité du modèle de mesure

<i>contributions croisées (cross loadings)*</i>	<b>Equité perçue (items EQU)</b>	<b>Implication orga affective (items IOA)</b>	<b>Soutien perçu (items SP)</b>
EQU1	<b>0,79</b>	0,17	0,27
EQU2	<b>0,74</b>	0,17	0,23
EQU3	<b>0,77</b>	0,21	0,20
EQU4	<b>0,64</b>	0,08	0,05
IOA1	0,23	<b>0,82</b>	0,48
IOA2	0,16	<b>0,88</b>	0,55
IOA3	0,20	<b>0,78</b>	0,61
IOA4	0,19	<b>0,82</b>	0,48
IOA5	0,15	<b>0,83</b>	0,50
SP1	0,25	0,54	<b>0,92</b>
SP2	0,14	0,42	<b>0,61</b>
SP3	0,20	0,37	<b>0,64</b>
SP4	0,28	0,38	<b>0,72</b>
SP5	0,24	0,56	<b>0,84</b>
SP6	0,19	0,61	<b>0,86</b>

\*Toutes les contributions sont significatives : la procédure de bootstrap donne des valeurs de  $t > 1,96$  pour tous les indicateurs.

<b>Variance moyenne extraite</b>	<b>0,55</b>	<b>0,68</b>	<b>0,60</b>
<b>Fiabilité composite</b>	<b>0,83</b>	<b>0,91</b>	<b>0,90</b>
<b>Alpha de Cronbach</b>	<b>0,73</b>	<b>0,88</b>	<b>0,86</b>

<i>Corrélations entre construits et VME</i>	<b>Equité perçue</b>	<b>Implication orga affective</b>	<b>Soutien perçu</b>
<b>Equité perçue</b>	<b>0,74*</b>		
<b>Implication orga affective</b>	0,23	<b>0,82*</b>	
<b>Soutien perçu</b>	0,28	0,64	<b>0,77*</b>

\*Racine carré de la variance moyenne extraite

L'analyse du tableau nous permet de constater que les conditions requises pour assurer la validité des trois construits réflexifs sont assurées : l'homogénéité des échelles est suffisante, la validité convergente (évaluée par les contributions factorielles, et la variance moyenne extraite) ainsi que la validité discriminante (évaluée par l'examen des corrélations entre construits et par les contributions croisées) sont acceptables.

### 2.2.2. La validation des construits formatifs

Nous avons vu que l'une des principale différence entre construits formatifs et réflexifs est que, dans le premier cas, les indicateurs ne sont pas nécessairement positivement corrélés. Ils ne sont pas supposés covarier : même si cela peut arriver, il s'agit d'une exception et non d'une condition (Bollen & Lennox, 1991). Vouloir s'assurer de la fiabilité d'un index formatif en utilisant des analyses d'homogénéité de type Alpha de Cronbach n'est donc d'aucune utilité (Nunnally & Berstein – 1994 p.489).

Les travaux pionniers de certains auteurs (ex : Bollen – 1984 ; Diamantopoulos & Winklhofer – 2001), complétés par des apports plus récents (ex : Mc Kenzie & al. 2005 ; Gudergan & al. - 2008) permettent aux chercheurs de disposer aujourd'hui d'une série de procédures permettant de mieux s'assurer de la validité des construits formatifs, dans le cadre de l'utilisation de méthodes d'équations structurelles. Le consensus n'est cependant pas encore réalisé dans ce domaine<sup>9</sup> : certains auteurs (ex : Rossiter – 2005) considèrent tout simplement que la seule méthode pour sélectionner les items et s'assurer de la validité d'un construit formatif, repose sur le jugement du chercheur : la validité est donc limité à la validité de contenu ou validité faciale. D'autres chercheurs (ex : Edwards & Bagozzi - 2000, Bollen – 1989) considèrent au contraire que la validité de construit ne se confond pas avec la validité de contenu, et que certaines procédures statistiques peuvent être employées pour s'assurer de la validité de trait des construits formatifs. Certaines de ces procédures sont spécifiquement destinées à être utilisées dans le cadre de modèles d'équation structurelles de type Lisrel, car elles reposent sur une estimation de la qualité des modèles grâce à des indices d'ajustement (voir par exemple Diamantopoulos – 2008). Dans le cadre de l'analyse PLS, il est toutefois possible d'évaluer la pertinence des construits formatifs en suivant une démarche en quatre étapes adaptée de Diamantopoulos & Winklhofer (2001) :

- Les étapes 1 et 2 consistent à définir précisément le domaine du construit étudié, puis à s'assurer que les indicateurs couvrent l'ensemble de ce construit. Cette définition peut s'appuyer sur la littérature ou sur des entretiens exploratoires. Ces étapes ont été réalisées en nous basant sur la littérature disponible des entretiens exploratoires : nous avons pu nous assurer de la représentation suffisante des concepts étudiés<sup>10</sup>.

- L'étape 3 correspond à un stade de vérification : il s'agit de s'assurer statistiquement que les indicateurs contribuent significativement au construit formatif, (ce qui revient à mesurer la significativité des coefficients de régression gamma présentés dans la figure 2) et qu'ils ne sont pas trop fortement corrélés, afin de prévenir le risque de multi colinéarité<sup>11</sup>. L'examen de multicollinéarité est réalisé selon une procédure simple, recommandée par Kline (2005, p. 57), et prenant appui sur l'examen de l'inverse de la matrice des corrélations : la diagonale de cette matrice comporte des ratios dénommés « facteurs d'inflation de variance » (*variance inflator factor* ou VIF), qui signalent la part de variance d'une variable expliquée par les autres variables : un ratio de VIF supérieur à 10 indique une probable colinéarité pour la variable examinée. Le tableau 4 résume les résultats obtenus.

- L'étape 4 consiste à s'assurer de la validité externe de l'index. Selon Bagozzi (1994, p 333) : « tout ce que nous pouvons faire, c'est d'examiner dans quelle mesure la variable composite

---

<sup>9</sup> Il existe encore des controverses tenant à la nature même du concept de validité pour les indicateurs formatifs (cf Rossiter - , Diamantopoulos & Siguaw – 2006 ; Rossiter – 2008)

<sup>10</sup> Pour le détail de ces opérations, voir Lacroux(2008)

<sup>11</sup> La mesure des variables latentes formatives est en effet fondée sur le principe de la régression multiple : le niveau de la variable formative dépend de la combinaison des indicateurs. Or, une trop forte corrélation entre ces indicateurs peut rendre les coefficients de régression instables (Bollen & Lennox – 1991)

est correctement reliée aux autres variables » : en d'autres termes, il s'agit de s'assurer de la validité prédictive ou nomologique de ladite variable vis-à-vis d'une ou plusieurs variables du modèle de recherche. Cette étape correspond à la dernière phase de la procédure : le test du modèle complet.

Tableau 4 : Analyse de la validité des construits formatifs

<i>Précarité objective</i>	<i>VIF</i>	<i>Contribution au construit (coeff. De régression PLS)</i>	<i>Significativité (valeur de T)</i>
DUREE (PO1)	1,14	0,098	<b>0,56</b>
LATENCE (PO2)	1,15	0,531	3,92
ADQUA (PO3)	1,19	0,709	5,27
<i>Précarité perçue</i>	<i>VIF</i>	<i>Contribution au construit (coeff. De régression PLS)</i>	<i>Significativité (valeur de T)</i>
PP1	1,275	0,435	3,98
PP2	1,179	0,458	3,22
PP3	1,372	0,277	2,27
PP4	1,313	0,248	2,00
PP5	1,155	0,008	<b>0,06</b>
PP6	1,137	0,036	<b>0,26</b>

Aucun problème de multicollinéarité n'apparaît dans les résultats. Par contre, nous pouvons constater que, suite à la vérification de la significativité par la procédure de bootstrap<sup>12</sup>, trois indicateurs (PO1, PP5, PP6) présentent des contributions non significatives par rapport à leurs construits ( $t < 1,96$ ). Nous choisissons donc de les retirer.

### 2.3. Le test des hypothèses (estimation du modèle structurel)

Le test des hypothèses passe par l'estimation d'un modèle structurel reproduisant les relations supposées entre les construits latents. La validation des hypothèses dépend de l'importance et de la significativité des relations structurelles obtenues. Dans le cadre de la méthode PLS, la qualité du modèle global peut être estimée en observant les coefficients de détermination ( $R^2$ ), qui rendent compte de la variance expliquée des variables endogènes, et en s'assurant de la validité et de l'ampleur des coefficients structurels, qui évaluent l'importance des effets. Falk & Miller (1992) suggèrent qu'un « bon modèle » obtenu par régression PLS doit présenter des coefficients de détermination supérieurs à 0,1. Pour les coefficients structurels, Chinn (1998) considère que « les coefficients structurels standardisés devraient être au minimum égaux à 0,20, et, idéalement, supérieurs à 0,3 pour pouvoir être considérés comme significatifs ». Dans le cas présent, la significativité des coefficients a été estimée par une procédure de bootstrap<sup>13</sup>.

#### 2.3.1. Le test de l'effet médiateur (hypothèse H1 à H3)

La méthode de test des effets médiateurs dans les modèles PLS est adaptée de l'analyse classique de Baron & Kenny (1988) par Cohen (2003). La représentation habituelle d'un effet médiateur met en jeu trois variables : la variable indépendante (X), la variable dépendante (Y) et la variable médiatrice (M). Les relations sont mesurées par les coefficients structurels de régression. Une analyse en cinq étapes doit être menée pour affirmer l'existence d'un effet de médiation de la variable M sur le lien entre la variable indépendante et la variable dépendante

<sup>12</sup> Echantillon de 200 observations, avec 700 répliques

<i>Etape</i>	<i>Test associé</i>
1. Effectuer une régression de Y sur X	Le coef. de régression C0 doit être significatif
2. Effectuer une régression de M sur X	Le coef. de régression C2 doit être significatif
3. Effectuer une régression multiple de Y sur M et X	Le coefficient de régression C3 doit être significatif
4. Vérifier que le lien entre X et Y devient nul (médiation totale) ou faible (médiation partielle)	Le coefficient de régression C1 de Y sur X doit devenir non significatif en présence de M
5. Estimer l'ampleur et la signification de l'effet médiateur	- L'effet médiateur est partiel à partir du moment où le coefficient C1 demeure significatif

Les résultats des tests sont les suivants :

Tableau 5 : Analyse du rôle médiateur de la précarité perçue

<i>Régressions</i>	<i>Coefficients. de régression (+ valeur du test T)</i>	<i>Hypothèses</i>
Effet de X sur Y précarité objective → implication orga affective	<b>C0 = -0,38 ; t = 6,56</b>	
Effet de X sur M précarité objective → précarité perçue	<b>C2 = 0,37 ; t = 5,89</b>	<b>H1 validée</b>
Effet de M sur Y (régression multiple) précarité objective + précarité perçue → implication organisationnelle affective	<b>C3 = 0,23 ; t = 3,53</b> <b>C1 = -0,14 ; t = 2,34</b>	<b>H2 validée</b>
<b>Effet médiateur</b>	C0 > C1 : l'effet médiateur est établi C1 est faible mais significatif : la médiation est partielle	<b>H3 validée</b>

### 2.3.2. Le test des effets modérateurs (hypothèses H4 & H5)

La procédure de test des effets modérateurs est inspirée de la méthode de « régression multiple modérée » (Sharma & al. – 1981), adaptée aux modèle de régression PLS par Chin, Marcolin & Newsted (1996), et disponible dans le logiciel Smart PLS.

Si l'on cherche à mesurer l'effet modérateur d'une variable Z sur la relation entre une variable indépendante X et une variable dépendante Y, il est recommandé de construire une variable multiplicative (X×Z) représentant l'effet d'interaction entre la variable indépendante et la variable modératrice. Deux équations de régressions sont alors testées :

$$(1) \quad Y = a + b1.X + b2.Z$$

$$(2) \quad Y = a + b1.X + b2.Z + b3.(X \times Z)$$

Si le coefficient de régression b3 est significatif et si le coefficient de détermination ( $R^2$ ) de la seconde régression est supérieur à celui de la première, alors l'effet modérateur est établi. Si b2 demeure significatif, nous sommes en présence d'un effet quasi-modérateur.

Deux variables multiplicatives ont donc été construites, afin de représenter l'effet modérateur de l'équité perçue sur la précarité perçue et du soutien perçu sur l'implication organisationnelle affective. Les résultats suivants ont été obtenus :

#### Test de l'hypothèse H4 : effet modérateur du soutien perçu

<i>Equations testées</i>	<i>Coefficients de régression PLS (+ significativité)</i>	<i>R<sup>2</sup></i>	<i>Décision</i>
Y = a + b1.X + b2.Z Y : implication ; X : insécurité Z : soutien perçu	<b>b1 = - 0,30 t = 4,82</b> <b>b2 = 0,56 t = 11,88</b>	0,49	Rejet de H4 Le soutien perçu est une variable indépendante
Y = a + b1.X + b2.Z + b3.(X×Z)	<b>b1 = 0,28 t = 4,59</b> <b>b2 = 0,53 t = 9,07</b> <b>b3 = 0,12 (non significatif t = 0,82)</b>	0,50	

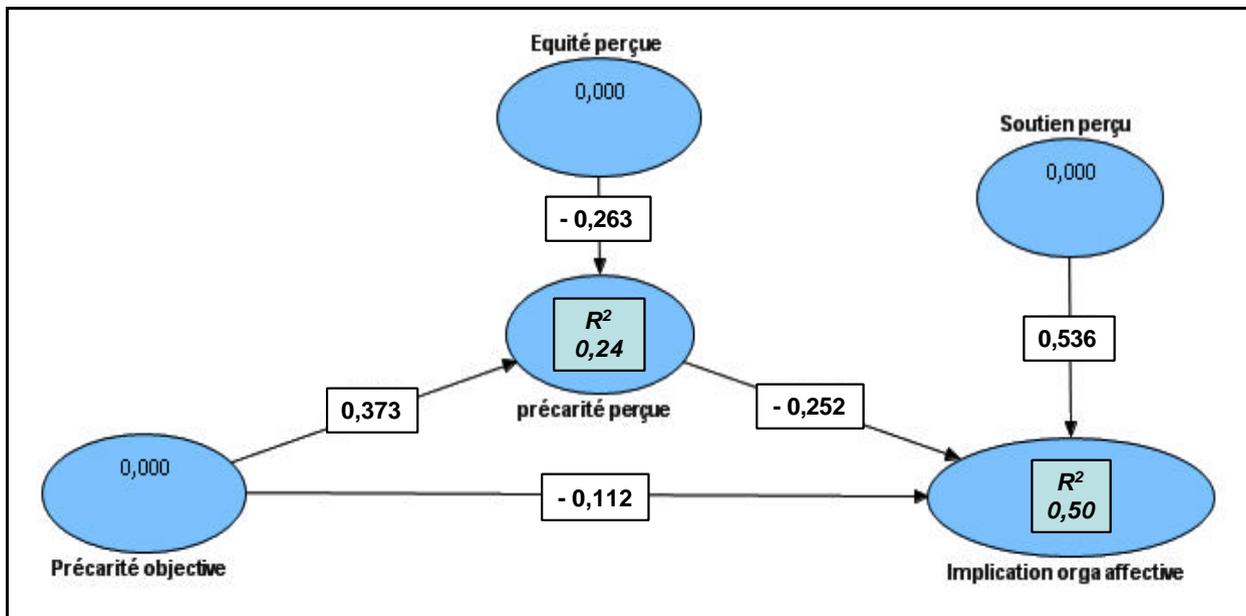
### Test de l'hypothèse H5 : effet modérateur de l'équité perçue

Equations testées	Coefficients de régression PLS (+ significativité)	R <sup>2</sup>	Décision
Y = a + b1.X + b2.Z Y : précarité perçue X : précarité objective Z : équité perçue	b1 = 0,37 t = 4,98 b2 = -0,26 t = 3,42	0,24	Rejet de H5 L'équité perçue est une variable indépendante
Y = a + b1.X + b2.Z + b3.(X×Z)	b1 = 0,38 t = 6,07 b2 = 0,24 t = 3,78 b3 = 0,05 (non significatif t = 0,34)	0,24	

### 3. Résultats

Le modèle final, tenant compte des résultats des tests d'hypothèses se présente donc comme suit :

Figure 4 : Modèle de recherche ajusté



Ce modèle appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, la confirmation du rôle médiateur de la précarité perçue confirme l'intérêt de cette notion lorsqu'on étudie l'impact des contrats précaires sur les attitudes des salariés. Il est aussi intéressant de remarquer que le soutien perçu de la part de l'agence joue un rôle important dans l'implication des salariés précaires, comme c'est le cas pour les salariés permanents. Ces deux résultats viennent appuyer les conclusions d'études récentes sur la question de l'implication des salariés précaires (ex : De Witte et Naswäl – 2003 ; Galois - 2006).

En ce qui concerne les effets modérateurs, nous n'avons pu en mettre aucun en évidence : ce résultat n'est pas isolé (voir par exemple Fabre – 1997), et est sans doute en partie imputable à des difficultés d'ordre statistique. Il semble que le rejet hypothèses portant sur des effets modérateurs soit très fréquent, en raison de la faible puissance de ce type de tests statistiques (Aguinis – 1995 , p.142). La puissance d'un test correspond à la probabilité de pouvoir mettre en évidence un effet étudié : une faible puissance empêche donc de savoir si l'effet que l'on souhaite mesurer existe réellement, et entraîne donc le risque de rejeter à tort l'hypothèse modératrice. Ce risque de rejet erroné d'une hypothèse modératrice est particulièrement élevé

lorsque les variables en question sont des construits latents (qui, par définition, incorporent des erreurs de mesure), et lorsque l'échantillon est réduit. Il est donc possible que la non détection d'effets modérateurs soit liée à la faible puissance statistique du test .

Nous pouvons enfin constater que les liens entre les variables ne sont pas très forts : les effets mis en lumière sont donc généralement limités. Ce type de résultat n'est pas inhabituel dans les recherches quantitatives fondées sur des modèles attitudeux. Dans le domaine de l'insécurité, les liens établis entre insécurité perçue et implication organisationnelle sont généralement limités : une méta analyse menée par Sverke & al. (2002) rapporte par exemple une corrélation moyenne de -0.29 entre ces deux variables.

## **Conclusion**

L'utilisation de la méthode PLS s'est révélée bien adaptée à la problématique de cette étude : elle nous a permis d'évaluer la qualité d'un modèle exploratoire, intégrant des construits formatifs, des variables médiatrices et modératrices, le tout sur un échantillon relativement petit. Cette configuration est relativement courante les études quantitatives en GRH, ce qui plaide pour un usage plus fréquent de l'approche PLS dans l'estimation des modèles d'équations structurelles. Il faut toutefois tenir compte de certaines limites.

### **Limites théoriques et méthodologiques**

Les limites théoriques et méthodologiques de notre étude renvoient tout d'abord aux limitations inhérentes à la méthode PLS elle-même (voir par exemple Sosik & al – 2009) : le fait que cette approche soit basée sur une maximisation du pouvoir explicatif des variables indépendantes et ne tienne pas compte des erreurs de mesure rend peu aisée le jugement sur les qualités d'ajustement d'un modèle aux données empiriques, et à la comparaison entre modèles (il est relativement difficile de comparer la qualité de plusieurs modèles concurrents, en raison de l'absence d'indices d'ajustement). Les résultats des estimations PLS sont donc difficilement « falsifiables » au sens de Popper.

La présence de variables formatives dans notre analyse ajoute une série de difficultés supplémentaires. La mesure des construits formatifs n'a pas à ce jour donné lieu au même consensus que celui qui existe pour les construits réflexifs : en conséquence, nous ne disposons pas de procédures éprouvées et communément admises dans le domaine. Si l'on se base sur l'exemple de notre modèle, deux problèmes restent en suspens. En premier lieu, la notion même de validité convergente et discriminante des construits formatifs reste l'objet de débats encore vifs : il existe un réel désaccord sur la pertinence, voire la nécessité des procédures de validation (Bagozzi – 1994 ; Mc Kenzie & al – 2005 ; Rossiter – 2005) . En second lieu, la présence de construits formatifs comme variables endogènes dans un modèle pose un problème redoutable : Wiley (2005) affirme par exemple qu'il n'existe aucun mécanisme plausible permettant de modéliser l'influence d'une variable quelconque sur un construit formatif, car celui devrait dépendre exclusivement de la combinaison de ses indicateurs (voir Diamantopoulos & al. – 2008, p.1216)

### **Perspectives de recherche**

L'usage de la méthode PLS dans le cadre de modèles d'équations structurelles constitue une procédure émergente dans le domaine de la GRH. Malgré ses limites, elle ouvre donc de réelles perspectives de recherche, car les modèles testés en GRH possèdent souvent des caractéristiques s'ajustant bien avec l'usage de cette méthode. Ils intègrent de plus parfois des construits théoriques qui ont jusqu'ici été traités comme des variables réflexives : il semble indispensable aujourd'hui de poursuivre dans le domaine de la GRH le chantier ouvert par

certaines chercheurs (ex : Diamantopoulos & Siguaw - 2006 ; Mc Kenzie & al - 2005), qui ont entrepris de rechercher et corriger les éventuelles erreurs de spécifications de variables dans le domaine du marketing et de la stratégie. Certains construits multidimensionnels couramment utilisés dans le domaine, comme l'implication organisationnelle tri-dimensionnelle (Meyer & Herscovich – 2001), l'insécurité perçue (Ashford & al. (1989) ou les comportements de citoyenneté organisationnelle (Moorman & Harland – 2002) pourraient ainsi être réexaminés comme des construits formatifs dits de second ordre.

## Références

- Aguinis, H. (1995) : Statistical Power Problems with Moderated Multiple Regression in Management Research - *Journal of Management*, Vol. 21(6), p1141- 1159
- Anderson, J.C. and Gerbing, D.W. (1988). Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach - *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Ashford S. , Lee C. & Bobko P. (1989) : Content, causes and consequences of job insecurity : a theory-based measure and substantive test – *Academy of management review* vol. 32 n° 4 p 803-829
- Auer P. & Cazes S. (2000) : L'emploi durable persiste dans les pays industrialisés. - *Revue internationale du travail*, volume 139, n° 4
- Bagozzi RP. (1994) Structural equation models in marketing research: basic principles. In: Bagozzi RP, editor. *Principles of marketing research*. Oxford: Blackwell; p. 317–85.
- Baron, R.M. & 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): 1173–82.
- Baumard P. & Ibert J. (1999) : Quelles approches avec quelles données ? in « *Méthodes de recherche en management* » – R.A. Thiétart (ed.) – Paris, Dunod – p. 81-103
- Beard, K.M. & Edwards J.R. (1995) Employees at Risk: Contingent Work and the Psychological Experience of Contingent Workers, pp. 109–26 in C.I. Cooper and D.M. Rousseau (eds) *Trends in Organizational Behavior*, Vol. 2. Oxford: John Wiley.
- Biggs, D., & Swailes, S. (2006). Relations, commitment and satisfaction in agency workers and permanent workers. *Employee Relations*, 28(2), 130-143.
- Blalock HM. (1971) Causal models involving unobserved variables in stimulus response situations. In: Blalock HM, editor. *Causal models in the social sciences*. Chicago: Aldine; p 335–47.
- Blau G. (2001) On assessing the construct validity of two multidimensional constructs. occupational commitment and occupational entrenchment. *Human Resource Management Review* 11, 279–298
- Bollen K, Lennox R. (1991) Conventional wisdom on measurement: a structural equation perspective. *Psychological Bulletin* ;110(2):305–14.
- Bollen K, Ting K. (2000) A tetrad test for causal indicators. *Psychological Methods* ;5(1): 3–22.
- Bollen K. (1989) *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Brabet J. (coord. ) (1993) : *Repenser la gestion des ressources humaines ?* – Paris, Economica
- Bruhn M, Georgi D, Hadwich K. (2008) Customer equity management as a formative second-order construct. *Journal of Business Research* ;61:1292–301.
- Bussing A. (1999) : Can Control at Work and Social Support Moderate Psychological Consequences of Job Insecurity? Results from a Quasi-experimental Study in the Steel Industry. *European Journal of Work & Organizational Psychology* , Vol. 8 (2), 219-242

- Campoy E. & Dumas M. ( 2005) : Etudes longitudinales et comparaisons entre groupes par les méthodes d'équations structurelles – in « *Management des ressources humaines, méthodes de recherches en sciences humaines et sociales* » ; sous la direction de Roussel P. & Wacheux F. – Bruxelles, De Boeck
- Carmelli A. & Geffen D. (2005) : The relationship between work commitment models and employee withdrawal intentions. *Journal of Managerial Psychology*, 20(2), 63-86
- Charles Pauvert B. (2002) Salariés en relation d'emploi flexible et implication organisationnelle : des pratiques de GRH spécifiques ? - extrait de « *L'implication au travail* » – Vuibert 2002
- Chin, W. W. (1993-2003). *PLS Graph – Version 3.0*. Soft Modeling Inc.
- Chin, W. W. (1995). Partial Least Squares Is To LISREL As Principal Components Analysis Is To Common Factor Analysis. *Technology Studies. Technology Studies*, 2, 2, 315-319
- Chin, W. W., (2000). Frequently Asked Questions – Partial Least Squares & PLS-Graph. Home Page.[On-line]. Disponible à l'adresse suivante : <http://disc-nt.cba.uh.edu/chin/plsfaq.htm>
- Chin, W. W., Marcolin, B. L., and Newsted, P. R. (1996). A partial least squares latent variable modeling approach for measuring interaction effects: Results from a Monte Carlo Simulation Study and Voice Mail Emotion/Adoption Study. *Proceedings of the 17th International Conference on Information Systems, Cleveland, Ohio*.
- Chin W.W. (1998) : The partial least squares approach to structural equation modeling. In G. A. Marcoulides (Ed.), *Modern methods for business research* (pp. 295-336). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Churchill GA (1979) A paradigm for developing better measures of marketing constructs. *Journal of Marketing Research* ;16, 64–73.
- Cohen A. (1995) : An Examination of the Relationships Between Work Commitment and Nonwork Domains. *Human Relations*, 48(3), 239-264.
- Cohen J. & Cohen P. (1983) : *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* – Hillsdale NJ - Lawrence Erlbaum
- Coltman, T, Devinney, TM, Midgley, DF & Veniak, S (2008), Formative versus reflective measurement models: Two applications of formative measurement, *Journal of Business Research*, 61(12), 1250-1262
- Connelly, C.E. & Gallagher D.G. (2004) : Emerging Trends in Contingent Work Research, *Journal of Management* 30(6): 959–83.
- Cronbach (1951) : Coefficient Alpha and the internal structure of tests, *Psychometrika*, Vol. 16, p. 297-334
- De Witte, H. & Näswall K. (2003) : Objective versus Subjective Job Insecurity: Consequences of Temporary Work for Job Satisfaction and Organizational Commitment in Four European Countries, *Economic and Industrial Democracy* 24(2) ; 149–88.
- Diamantopoulos A., Riefler P. & Ross K.P. (2008) : Advancing formative measurements *Journal of Business Research*, 2008, vol 61/12, p1203-1218
- Diamantopoulos A, Siguaw J. (2006) Formative versus reflective indicators in organizational measure development: *British Journal of Management*,17(4):263–82.
- Diamantopoulos, A., & Winklhofer, H. (2001). Index Construction with Formative Indicators: An Alternative to Scale Development. *Journal of Marketing Research*, 38(2), 269-277.
- Drucker C., Godard C., Ehlinger S. & Grenier C. (1999) : Validité et fiabilité de la recherche – in « *Méthodes de recherche en management* » – R.A. Thiétart (ed.) – Paris, Dunod – p 257-287

- Duxbury, R. M., & Higgins, C. A. (1991). Gender differences in work-family conflict. *Journal of Applied Psychology*, 76, 60-74.
- Edwards JR, Bagozzi R. (2000) On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods* ;5(2):155–74.
- Efron, B. and Gong, G. (1983). A Leisurely Look at the Bootstrap, the Jackknife, and Cross-Validation ; *The American Statistician*, 37(1), 36-48.
- Eisenberger, R., Huntington, R.. & Sowa, D. (1986) Perceived organizational support, *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500-507.
- El Akremi A. (2005) : Analyse des variables médiatrices et modératrices par des méthodes d'équations structurelles - in « *Management des ressources humaines, méthodes de recherche en sciences humaines et sociales* », P. Roussel & F. Wacheux (dir.) – Bruxelles, De Boeck
- Ellingson, J.E., M.L. Gruys & P.R. Sackett (1998) Factors Related to the Satisfaction and Performance of Temporary Employees, *Journal of Applied Psychology* 83: 913–21.
- Everaere C. (1999) : Emploi, travail et efficacité de l'entreprise : les effets pervers de la flexibilité quantitative – *Revue française de gestion* - juin juillet – pp. 5-21
- Fabre C. (1997) : *Les conséquences humaines des restructurations* – L'Harmattan – collection « dynamiques d'entreprises ».
- Falk, R. F., & Miller, N. B. (1992). *A primer for soft modeling*. Akron, OH: University of Akron Press.
- Faure-Guichard C. (2000) *L'emploi intérimaire, trajectoires et identités* – Presses universitaires de Rennes.
- Feldman, D.C. (1990). Reconceptualizing the nature and consequences of part-time work. *Academy of Management Review*, 15, 103-112. ..
- Feldman, D.C., H.I. Doeringhaus & W.H. Turnley (1994) Managing Temporary Workers: A Permanent HRM Challenge, *Organizational Dynamics* 23: 49–63.
- Fornell C, Larcker DF. (1981) Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research* ;18:39–50.
- Fornell, C., and Bookstein, F. (1982). Two Structural Equation Models: LISREL and PLS Applied to Consumer Exit-Voice Theory, *Journal of Marketing Research*, 19, 440-452.
- Galois I. (2006) : *La fidélité des intérimaires à l'Entreprise de Travail Temporaire : une approche par la théorie de l'échange social* – thèse de doctorat sciences de gestion – IAE de Lyon (28/11/2006)
- Galtier B. & Gautier J. (2000) : *Employment protection and labour market policies : tradeoffs or complementarities : the case of France* – Rapport pour le compte du BIT – Paris, novembre.
- Gudergan SP, Ringle CM, Wende S, Will A. (2008) Confirmatory tetrad analysis for evaluating the mode of measurement models in PLS path modeling. *Journal of Business Research* ;61:1238–49
- Haenlein M. & Kaplan A.M. (2004) : A Beginner's Guide to Partial Least Squares Analysis – *Understanding Statistics*, 3(4), 283–297
- Hauser RM. (1973) Diaggregating a social-psychological model of educational attainment. In: Goldberger AS, Duncan OD, editors. *Structural equation models in the social sciences*. San Diego: Academic Press; p. 255–89.
- Helm S. (2005) Designing a formative measure for corporate reputation. *Corporate Reputation Review* 8(2):95–109.
- Igalens J. & Roussel P. (1998) : *Méthodes de recherche en gestion des ressources humaines* – Paris, Economica

- Jarvis C, MacKenzie S, Podsakoff PA. (2003) Critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing research. *Journal of Consumer Research* 2003;30(2):199–218.
- Jaussaud J. Schaaper J. & Zhang Z.Y. (2000) : Gestion internationale des ressources humaines : pratiques d'expatriation et contrôle des filiales au sein des groupes multinationaux – *Gestion des ressources humaines* n°38, novembre.
- Jöreskog, K.G. and Wold, H. (1982). The ML and PLS Techniques For Modeling with Latent Variables: Historical and Comparative Aspects, in H. Wold and K. Jöreskog (Eds.), *Systems Under Indirect Observation: Causality, Structure, Prediction (Vol. I)*, Amsterdam: North-Holland, 263-270.
- Jöreskog & Sorborm (1996) : *LISREL 8: Structural Equation Modeling*. Chicago: Scientific Software International
- Kline R.B. (2005) : *Principle and practice of structural equation modelling* – New York – Guilford press.
- L'Horty Y. (1999) : l'emploi précaire en France – *Regards sur l'actualité* n°249, p.15
- Lahmouz K. & Duyck J.P. (2008) : « Implication organisationnelle et stress professionnel, rôle de l'auto-efficacité », *Communication au 29<sup>ème</sup> congrès de l'AGRH, Dakar (Sénégal)*.
- Liden R, Wayne S, Kraimer & M, Sparrowe R (2003) : the dual commitment of contingent workers : an examination of contingents' commitment to the agency and the organization - *Journal of organizational behaviour*, 24, 609-625
- Lohmöller, J.B (1984) *LVPLS Program Manual*, Cologne: Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung, Universität zu Köln, 1984
- Mc, Donald D., & Makin, P. (2000). The Psychological Contract, Organizational Commitment and Job Satisfaction of Temporary Staff. *Leadership and Organization Development Journal*, 21(March), 84-91.
- Mc Donald, R. P. (1996). Path analysis with composite variables. *Multivariate Behavioral Research*, 31,239–270.
- Mc Kenzie S, Podsakoff P, Jarvis C. (2005) The problem of measurement model misspecification in behavioural and organizational research and some recommended solutions. *Journal of Applied Psychology* ; 90(4), 710–30.
- Manville C (2005) *Perceptions de justice et implication organisationnelle : le cas des salariés contingents* ; Thèse de doctorat en sciences de gestion Université Montpellier II,
- Meyer J.P. & Herscovich L. (2001) : Commitment in the workplace : toward a general model - *Human resource management review* 11(2001) 299-326
- Meyer, J.P. & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment - *Human Resource Management Review*, 1, p.61-89.
- Moorman R & Harland L (2002) : temporary employees as good citizens : factors influencing their OCB performance – *Journal of business and psychology* ; 17 ( 2) –171-187
- Morrow P. & Mc Elroy J. (1986) : On assessing measures of work commitment. *Journal of Occupational Behavior*, 7(2), p.139-145.
- Nunnally JC, Bernstein IH. (1994) *Psychometric theory*. 3rd edition. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally JC. (1978) *Psychometric theory*. 2nd edition. New York: McGraw-Hill.
- Pearce, J.L. (1998). Job insecurity is important, but not for the reason you might think: the example of contingent workers. In C. L. Cooper & D. M. Rousseau (Eds.), *Trends in Organizational Behavior* (31-46). New York: Wiley.

- Ping R. (1995) : A parsimonious estimating technique for interaction and quadratic latent variables - *Journal of Marketing Research*, 32 , 336-347
- Ringle, C. M., Wende, S., and Will, A. (2005). *SmartPLS – Version 2.0*. Universit'at Hamburg, Hamburg.
- Rossiter J. (2005) : Reminder : a horse is a horse *International Journal of Research in Marketing* 22 23–25
- Roussel P., Durrieu F., Campoy E. & El Akremi A. (2002) : *Méthodes d'équations structurelles : recherche et applications en gestion* – Paris, Economica coll. Gestion
- Roussel (2005) : Méthodes de développement d'échelles pour questionnaires d'enquête – in « *Management des ressources humaines, méthodes de recherches en sciences humaines et sociales* » ; sous la direction de Roussel P. & Wacheux F. – Bruxelles, De Boeck
- Savall H & Zardet V. (2004) : *Recherche en sciences de gestion : approche qualimétrique* – Paris ; Economica.
- Sharma, S, Durand R.M & Gur-Arie O. (1981) : Identification and Analysis of Moderator Variables - *Journal of Marketing Research*, 18, 291-300
- Sosik, J., Kahai, S., & Piovoso, M. (2009). Silver Bullet or Voodoo Statistics? A Primer for Using the Partial Least Squares Data Analytic Technique in Group and Organization Research. *Group & Organization Management*, 34(1), 5-36.
- Spector PE. (1992) Summated rating scale construction: an introduction. Series: *quantitative applications in the social sciences*. CA: Sage Publications.
- Sverke M., Hellgren J. & Näswall K. : No Security: A Metaanalysis and Review of Job Insecurity and its Consequences - *Journal of Occupational Health Psychology*, 7;3, 242-264
- Tansky J.W. Gallagher D. & Wetzel K. (1997) : The effect of demographics, work status, and relative equity on organizational commitment : looking around part-time workers – *Revue canadienne des sciences de l'administration* – vol 14 n° 3 – pp 315-326
- Tennenhaus M. (1998) : *La régression PLS, théorie et pratique* – Paris Technip
- Thévenet M.. (2004) : *Le plaisir de travailler* 2ème édition – Paris - Editions d'organisation
- Vandenberg R.J. (2002) : Toward a further understanding of an improvement in measurement invariance methods and procedures – *Organizational research methods*, 5, 139-158
- Vautier S., Roussel, P. & Jmel, S. (2005) . Modéliser les différences individuelles avec l'analyse factorielle : l'exemple de la satisfaction au travail. In : Roussel, P. et Wacheux, F.(dir), *Management des ressources humaines : Méthodes de Recherche en Sciences Humaines et Sociales* (pp. 277-296). Editions De Boeck Université
- Venaik S, Midgley DF, Devinney TM. (2004) A new perspective on the integration responsiveness pressures confronting multinational firms. *Management International Review*;44, p15–48.
- Waters L. (2004) : Protégé–mentor agreement about the provision of psychosocial support: The mentoring relationship, personality, and workload - *Journal of Vocational Behavior* 65, 519–532
- Weiss, D.J., Dawis, R.V., England, G.W. and Lofquist, L.H. (1967), *Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire*, Industrial Relations Center, University of Minnesota, Minneapolis, MN.
- Wold, H. (1985). Partial Least Squares, in S. Kotz and N. L. Johnson (Eds.), *Encyclopedia of Statistical Sciences* (Vol. 6), New York: Wiley, 581-591.
- Yi MY, Davis FD. (2003) Developing and validating an observational learning model of computer software training and skill acquisition. *Information Systems Research* ; 14(2), 146–69.