

# L'APPORT DES MÉTHODES D'ÉQUATIONS STRUCTURELLES DANS LES ÉTUDES LONGITUDINALES D'ANALYSE DU CHANGEMENT ATTITUDINAL. LE CAS DE L'IMPLICATION ORGANISATIONNELLE AFFECTIVE ET DE LA PERCEPTION DU SOUTIEN ORGANISATIONNEL DANS UN CONTEXTE DE CHANGEMENT DU TEMPS DE TRAVAIL.<sup>1</sup>

Marc Dumas<sup>2</sup>, David Alis<sup>3</sup>, Éric Campoy<sup>4</sup>

« Réduire le temps, ce n'est pas travailler moins, mais avant tout travailler autrement » (Gavini, 2001). La réduction du temps de travail (RTT) s'est accompagnée d'une variété de modalités d'aménagement du temps de travail marquées par la flexibilité du temps de travail et l'individualisation des horaires. Elle est aussi synonyme d'intensification du travail. Dans l'acronyme ARTT, le A de aménagement compte plus que le R de réduction. La mise en place d'accords d'ARTT dans les entreprises n'a pas seulement influencé le rapport au travail des salariés, elle a aussi influencé l'équilibre entre vie familiale et vie professionnelle. Comment mesurer ces effets ?

L'approche longitudinale est recommandée pour examiner les effets des changements d'attitudes et de comportements dans le temps, aussi bien que les relations entre ces changements (Johnston *et al.*, 1990) et plus généralement les processus de changement organisationnel (Van de Ven et Huber, 1990). Les études longitudinales permettent d'étudier l'existence de relations causales entre des variables.

---

1 Cette communication reprend certains résultats d'une recherche menée en collaboration avec A. Joyeau pour la DARES. Nous tenons à remercier A. Joyeau, les partenaires sociaux de l'entreprise et D. Méda de la DARES pour leur collaboration. L'étude commandée par la DARES a été financée par le Fonds Social Européen.

2 Marc Dumas, Université de Rennes 1 - IUT (CREM). Courriel : marc.dumas@univ-rennes1.fr.

3 David Alis, Université de Rennes 1, IGR (CREM).

4 Éric Campoy, Université Paris 1, Panthéon Sorbonne, CERGOR.

L'évaluation du changement est fondamentale dans la recherche sur les organisations mais elle est difficile à mettre en oeuvre. Le changement est un phénomène complexe et sa mesure l'est encore davantage. Chan (1998) prend l'exemple des jeunes recrues dans les premiers mois d'intégration dans l'entreprise. L'apprentissage de leur fonction croît régulièrement dans le temps. Le changement prend la forme d'une courbe de croissance. Une telle recherche nécessite d'utiliser des données collectées à plusieurs moments dans le temps.

Au cours des dernières années des travaux ont porté sur des modèles théoriques dans lesquels la conceptualisation et l'analyse du changement est plus explicite et formalisé. Par exemple de quel changement parle-t-on ? Ce changement correspond-il à des différences systématiques interprétables ou à des fluctuations irrégulières ? Le problème des erreurs de mesure des instruments est ici soulevé.

Les méthodes d'analyse longitudinale des moyennes et des structures de covariances (*Longitudinal Mean and Covariance Structure Analysis* ou LMACS) et d'analyse de modèle de croissance latente à indicateurs multiples (*multiple indicator latent growth modeling analysis* ou MLGM), proposées par Chan (1998), intègrent l'analyse des moyennes longitudinales et des structures de covariance et les modèles de croissance à indicateurs latents multiples (adapté de Meredith et Tisak, 1990; Muthen, 1991; Stoolmiller, 1994; Willet et Sayer, 1994). Elles constituent des méthodes rigoureuses de mesure et d'explication du changement de variables latentes.

Si l'évaluation des effets d'une politique d'ARTT est une nécessité, il convient surtout de comprendre le processus de changement des attitudes. Les tentatives d'explications, outre leur rareté, restent bien souvent incomplètes et peu adaptées. La majorité des recherches évalue le changement de variables prises isolément sans établir de relations entre celles-ci. La mesure du phénomène prime sur sa compréhension. Des recherches récentes se focalisent sur l'influence des perceptions des salariés à l'égard des politiques et de la conduite de l'entreprise par les dirigeants (soutien organisationnel); elles peuvent aider à la compréhension des effets des politiques sociales.

L'objet de cette communication est double : présenter une méthode d'analyse des données longitudinales à partir de données issues d'une étude sur l'impact du passage aux 35 heures dans une grande entreprise d'assurance; évaluer empiriquement cet impact en étudiant deux variables, la perception du soutien organisationnel et l'implication affective dans l'organisation, et les relations entre les changements supposés.

## 1. DES EFFETS DE L'ARTT SUR L'IMPLICATION ORGANISATIONNELLE AFFECTIVE (IOA) ET LA PERCEPTION DE SOUTIEN ORGANISATIONNEL (PSO)

L'analyse de la littérature nous a permis d'élaborer trois hypothèses de recherche.

### **1.1 La mise en place de l'ARTT souple et négocié pourrait favoriser une hausse de l'implication organisationnelle (IO)**

Selon Sue (1994), ce mouvement de dévalorisation et de désacralisation du travail serait en cours, notamment du fait de la civilisation des loisirs et du hors travail. La réduction du temps de travail constituerait un accélérateur de cette remise en cause du travail comme valeur. Ainsi le temps libre serait devenu le temps dominant de la vie éveillée. La valeur du temps libre, des loisirs, des activités extra-professionnelles l'emporterait sur celle de la valeur du travail.

Ce point de vue est cependant très contesté. De nombreux auteurs, à l'instar de Pronovost (1996) et Lallement (2002), se différencient des thèses évolutionnistes. Ils montrent que si le temps de travail n'est pas quantitativement un temps dominant, il reste un temps pivot qui structure les autres temps sociaux.

Selon nous, pour apporter des éléments de réponse à cette question, il convient de ne pas s'intéresser uniquement aux variables travail / hors travail prises isolément, mais bien aux interactions entre travail et hors travail. En fait, le travail et le hors travail entretiennent des relations d'interdépendance. Les systèmes de valeurs de ces deux sphères s'influencent (Anxo *et al.*, 1998; Seifert, 1997). Comme l'indique Thévenet (2000, p.29), « certes le travail rejaillit sur la vie personnelle mais la vie personnelle rejaillit aussi souvent sur le travail. »

Deux modèles sont ici à distinguer : rareté et enrichissement.

Le modèle de la **rareté** se focalise sur la prétendue difficulté à gérer de multiples rôles. Le postulat est que les individus possèdent des ressources limitées, comme le temps, l'énergie et la fidélité. Plus les rôles sont nombreux et plus les risques d'épuisement de ressources, de surcharge de rôles et de conflit interdomaines sont importants. Plus les ressources sont consacrées à un domaine, moins elles sont disponibles pour un autre.

Dans un échantillon composé uniquement d'hommes, Dubin, Champoux et Porter (1975) ont montré que ceux qui ont un « intérêt central dans la vie » en dehors du travail présentent les plus bas niveaux d'implication organisationnelle. Le modèle de rareté suggère ainsi que l'implication et la satisfaction au travail peuvent être affectées négativement par la participation aux domaines du hors travail.

Le modèle **d'enrichissement** est basé sur le postulat que les ressources sont abondantes et en expansion. Même quand des ressources importantes sont consacrées à un domaine, les autres n'en sont pas nécessairement privés. Le temps et l'implication psychologique, que l'individu consacre aux domaines du hors travail, ne diminuent pas nécessairement l'implication dans l'organisation et peuvent même l'accroître.

Le lien familial notamment, peut soutenir l'individu, créer une énergie utile pour réaliser des performances dans d'autres rôles, dont le travail et la carrière. Il n'y a pas de limite à l'énergie et à l'effort des individus (Gannon et Nothern, 1971).

L'étude de Kirchmeyer (1992) examine le processus par lequel la participation dans les domaines du hors travail peut enrichir les ressources personnelles des salariés. Les résultats ne fournissent aucun soutien au modèle de rareté et suggèrent au contraire que le temps passé dans certains domaines du hors travail peut augmenter les ressources disponibles pour le travail. Certaines ressources personnelles, telles que les compétences, les sentiments de valorisation et d'estime de soi, les attitudes favorables au travail expliqueraient ce processus d'enrichissement des ressources (Buchanan, 1974; Mathieu et Zajac, 1990; Mossholder *et al.*, 1981; Steers, 1977).

Les résultats de l'étude de Cohen (1995) marquent un fort soutien au processus d'enrichissement des ressources et ont une importante implication pratique. « Les organisations peuvent développer des attitudes positives de leurs employés, dont l'implication affective dans l'organisation, en montrant respect et soutien aux domaines du hors travail. » Deux explications sont envisageables : l'organisation démontre ainsi qu'elle partage des valeurs importantes avec les salariés ; le hors travail enrichit les ressources disponibles des individus pour le travail (Kirchmeyer et Cohen, 1995).

Les travaux de Thévenet (2002) montrent la pertinence de cette perspective : « On trouve une forte corrélation entre l'implication dans l'entreprise et le sentiment que cette participation facilite, aide les rapports avec la famille, l'entourage, les amis. Ainsi, la participation à une entreprise peut aussi être un facteur de valorisation sociale, dans les lieux de relations qui comptent pour la personne, à savoir la famille et les amis. »

De même la famille peut être un soutien dans le travail et favoriser l'implication au travail. Plusieurs recherches ont montré que les hommes et les femmes mariés, avec ou sans enfant, évoluent plus rapidement dans leur carrière que les

célibataires sans enfant. Le manque de soutien de l'époux ou l'absence de besoin financier lié aux charges familiales peuvent contribuer à cette moindre implication dans la carrière des célibataires sans enfant (Tharenou, 1999).

Ces théories ne convergent donc pas. L'évolution de l'implication organisationnelle dans un contexte de réduction du temps de travail nous semble à approfondir. L'implication est devenue un thème important dans la recherche sur les organisations du fait de sa relation supposée avec de nombreux comportements au travail (absentéisme, *turnover*...) et dans certains cas avec la performance et la productivité (Morris et Sherman, 1981). C'est également un construit largement employé pour mesurer l'impact d'une politique ou d'un changement de pratique.

Dans la littérature scientifique, l'implication comporte trois composantes : affective, calculée et normative. L'implication affective renvoie à l'attachement émotionnel et l'identification dans l'organisation. L'implication calculée aux coûts et sacrifices associés par les salariés au départ de l'organisation. L'implication normative renvoie aux sentiments d'obligation des employés de rester dans l'organisation (Hackett, Bycio et Hausdorf, 1994).

Nous avons estimé que dans un contexte de réduction du temps de travail avec des formules choisies par le salarié et des horaires réguliers, l'implication dans l'organisation pouvait être renforcée. Cette hypothèse est soutenue par le modèle de ressources.

H.1. La mise en place d'un accord d'ARTT souple et négocié favorise l'augmentation de l'implication affective dans l'organisation des salariés

### **1.2. La mise en place de l'ARTT souple et négocié pourrait renforcer la perception de soutien organisationnel (PSO)**

Les études de Eisenberger *et al.* (1986; 1990) ont indiqué que les salariés tendent à personnifier l'organisation, développant une attitude générale concernant « la manière par laquelle l'organisation valorise leurs contributions et tient compte de leur bien-être » (Eisenberger *et al.* 1990).

Hochwarter *et al.* (2003) soutiennent que la PSO est une variable intermédiaire importante de la relation entre la perception des politiques et les comportements au travail. De même selon Wayne *et al.* (1997), la PSO influence la relation entre les pratiques de ressources humaines et l'implication affective, la loyauté envers

l'organisation et l'intention de quitter. La PSO possède un grand potentiel pour influencer plusieurs relations de travail.

Selon Hochwarter *et al.* (2003), l'information recueillie par les individus pour évaluer si l'organisation est à l'écoute de leurs besoins psychosociaux provient probablement d'une source plus élevée que l'environnement immédiat de travail. Dans une méta-analyse examinant plus de 70 études empiriques, Rhoades et Eisenberger (2002) trouvent que la transparence, le soutien du supérieur, les récompenses de l'entreprise et les conditions de travail favorables ont une relation positive avec la PSO. À l'inverse, ils trouvent que les mauvaises conditions de travail (travail stressant) ont une relation négative avec la PSO. L'étude de Hochwarter *et al.* (2003) montre que des conditions de travail favorables contribuent à améliorer la PSO si les salariés ont le sentiment que les conditions résultent d'un choix libre de l'organisation plutôt que la conséquence de contraintes externes.

Les individus peuvent percevoir leur entreprise offrant un aménagement-réduction du temps de travail comme une organisation concernée par le travail et la famille. L'organisation démontre ainsi qu'elle partage des valeurs importantes avec les salariés. Disposer d'un temps choisi améliore les sentiments des salariés envers leurs employeurs (Guzzo et Noonan, 1994). La RTT souple et flexible en desserrant les contraintes familiales au travail et inversement diminue le conflit entre travail et famille (Alis et Dumas, 2003). Lambert (2000) montre aussi que l'harmonisation entre vie familiale et vie professionnelle facilitée par l'organisation a des effets positifs sur la perception du soutien organisationnel.

Une politique que le salarié trouve utile peut accroître leur perception que l'organisation se soucie de leur bien-être. Lambert (2000) souligne à cet égard l'importance du contexte organisationnel. Ces travaux nous amènent à formuler l'hypothèse 2.

H. 2. : La mise en place d'un accord d'ARTT souple et négocié favorise l'augmentation de la perception du soutien organisationnel par les salariés

### **1.3. La politique de soutien organisationnel pourrait renforcer la composante affective de l'implication**

Les théories de l'échange social identifient les conditions dans lesquelles les individus se sentent obligés de réciprocité quand ils bénéficient de certaines pratiques avantageuses dans l'entreprise (Blau, 1964; Gouldner, 1960). Ainsi selon Settoon *et al.* (1996), lorsque l'entreprise développe des actions bénéfiques envers

les employés, elle contribue à établir une relation d'échange de qualité qui crée des obligations de réciprocité chez les employés.

Quels sont les partenaires identifiés dans l'échange et quels sont ceux qui bénéficient de cette réciprocité?

Tout d'abord les salariés distinguent de multiples partenaires dans l'échange (les collègues, les supérieurs hiérarchiques et l'organisation) et exercent leurs efforts de réciprocité envers un partenaire particulier; d'autres partenaires de l'échange peuvent en bénéficier, mais dans une moindre mesure.

La forme prise par l'échange est différente selon le partenaire; les salariés recourent à différents comportements et attitudes pour respecter leurs obligations envers l'organisation vers leurs collègues ou les supérieurs. On peut supposer que lorsque les avantages dont bénéficient les salariés sont le résultat d'une politique volontariste de l'organisation, les efforts de réciprocité vont s'orienter vers l'organisation plutôt que vers les collègues ou les supérieurs.

Plusieurs auteurs abordent l'effet des politiques d'entreprises sous l'angle de l'influence sociale. Ceci renvoie à la symbolique et à l'image de l'entreprise, auprès du salarié, qu'il soit utilisateur, cible ou pas de la politique (Ferris *et al.*, 1994; Cropanzano *et al.*, 1997). L'influence de l'action symbolique est reprise par Groover et Crooker (1995) et appliquée aux politiques sociales. L'action symbolique des politiques de soutien familial devrait influencer positivement l'implication affective parce qu'elle améliore l'image de l'organisation, celle-ci traitant bien ses employés engendre ainsi une réponse affective positive en retour.

Pour Martin et Bennett (1996), l'équité procédurale a un effet direct sur l'implication organisationnelle. Selon Lind et Tyler (1988), les individus sont surtout sensibles à la façon dont ils ont été traités et considérés dans le cadre de l'échange. Ils insistent sur la dimension interpersonnelle de la justice procédurale (Greenberg, 1990). Pour McFarlin et Sweeney (1992), la justice procédurale est plus fortement reliée à l'implication organisationnelle.

Quand un individu est bien traité par l'organisation, cette action engendre un sentiment de bonne volonté et correspond à un affect positif de l'individu envers la compagnie. Selon les théories d'équilibre et les théories de la dissonance cognitive, il devrait y avoir un équilibre entre les attitudes et les comportements des individus. Les attitudes envers la compagnie devraient être plus positives dans la mesure où les salariés ont été bien traités (Grover, 1991).

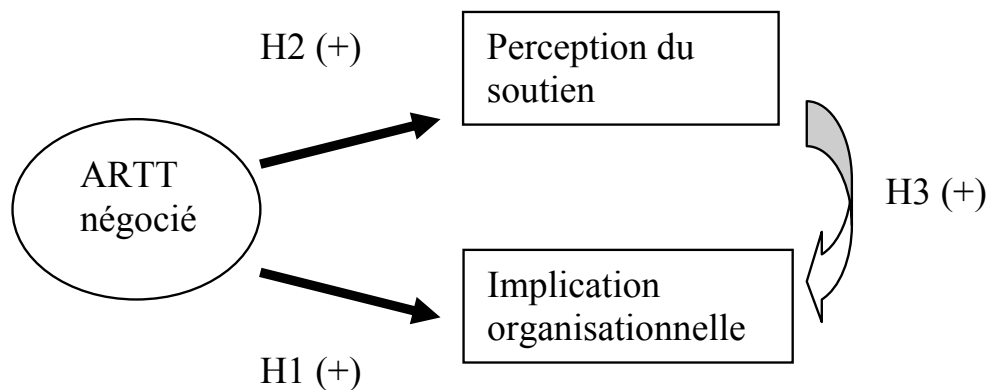
Utilisant des données issues d'un échantillon représentatif des salariés américains, Grover et Crooker (1995) observent que les salariés d'entreprises mettant en place des politiques d'équilibre travail-famille sont plus impliqués dans leur organisation que les salariés des entreprises qui ne fournissent pas de tels avantages, même quand on les compare à des salariés qui ne peuvent en profiter (salariés sans enfant par exemple).

Ces travaux nous conduisent à poser l'hypothèse 3.

### H. 3 : La perception de soutien organisationnel influence l'implication affective.

Notre modèle de recherche synthétise ces hypothèses. Un accord d'ARTT souple et négocié permet d'augmenter d'une part l'implication organisationnelle, d'autre part la perception de soutien organisationnel (sentiment que l'entreprise s'occupe du bien-être des salariés). L'augmentation de la perception de soutien organisationnel se traduit par une implication organisationnelle affective plus forte.

**Figure 5 :**  
**Modèle de recherche : les effets de l'ARTT sur l'implication et le soutien**



Nous avons choisi d'intégrer la dimension du genre dans cette recherche, reconnue comme pertinente dans l'étude des relations travail / hors travail. Nous nous intéresserons donc systématiquement aux différences homme / femme. Nous n'avons pas élaboré d'hypothèses spécifiques.

---

Saut de page

## 2. MÉTHODOLOGIE



Nous présenterons successivement l'échantillon de salariés interrogés et l'entreprise considérée, les échelles de mesure pour mener l'analyse du changement, la méthodologie d'analyse du changement.

## **2.1. L'échantillon**

Une étude de cas approfondie a porté sur une grande entreprise (1200 salariés) du secteur de l'assurance. Cette entreprise emploie un personnel à dominante féminine (57,2%) et de nombreuses familles professionnelles : gestion d'assurance (gestionnaires, techniciens, analystes), distribution (commerciaux, chargés d'affaires, animateurs), informatique (opérateurs, techniciens, spécialistes), fonctionnels (marketing, contrôle de gestion, ressources humaines), administration finance (gestionnaires, techniciens, coordonnateurs) et logistique.

L'accord d'entreprise a été signé au printemps 1999. Un questionnaire a été adressé aux 1200 salariés de l'entreprise avant et après la mise en place des 35 heures. Ce questionnaire comprend différentes échelles de mesure permettant d'analyser les rapports au travail des salariés. La communication fera référence à deux mesures : celle de la perception du soutien organisationnel et de l'implication affective dans l'organisation.

Le premier questionnaire a été adressé aux salariés en avril 1999, pour évaluer les attitudes au travail et hors travail avant la mise en place de l'ARTT. Un deuxième questionnaire a été délivré en octobre 2000. Des taux de retour élevés de 47.5% (questionnaire 1) et de 35.14% (questionnaire 2) témoignent de la qualité de la participation des salariés, des partenaires sociaux et de la direction de l'entreprise. Au total, 289 questionnaires retournés ont été exploités (25.71% de l'effectif total). Pour vérifier la représentativité de cet échantillon, nous avons comparé les caractéristiques des répondants à celles de la population. Les hommes, légèrement minoritaires dans l'entreprise, sont sur-représentés dans les échantillons (48.7% dans l'échantillon contre 42.8% dans la population). De même, les jeunes sont aussi sur-représentés.

## **2.2. Analyse du changement de variables : IOA et PSO**

Nous présenterons les deux échelles retenues avant d'étudier les évolutions quantitatives.

### **L'implication affective dans l'organisation (IOA)**

Nous avons retenu l'échelle de mesure de l'implication affective de Meyer et Allen (1984).

L'échelle comprend six items. À la période 1, la matrice des composantes principales confirme la structure factorielle à un facteur; les items ont une contribution supérieure à 0.7 à l'exception d'un item dont la contribution est de 0.54. À la période 2, toutes les contributions des facteurs sont supérieures à 0.69.

Le coefficient alpha de Cronbach est convenable (période 1 : 0.80 et période 2 : 0.86). L'échelle de mesure à six énoncés offre une constance interne améliorée par rapport à la période 1.

La variance expliquée par l'implication affective est nettement améliorée à la période 2 (période 1 : 50.15% à 58.41% à la période 2).

1. J'éprouve du plaisir à parler de mon entreprise à des gens de l'extérieur
  2. Je ressens vraiment les problèmes de mon entreprise comme s'ils étaient les miens
  3. Je ne me sens pas comme un « membre de la famille » dans cette entreprise ®
  4. Je ne me sens pas lié à cette entreprise de façon émotionnelle ®
  5. Cette entreprise signifie énormément pour moi sur le plan affectif
  6. Je ne ressens pas de sentiment puissant d'attache envers mon entreprise ®
- ® item avec échelle inversée  
Réponses : pas du tout d'accord, pas vraiment d'accord, ni d'accord, ni en désaccord, assez d'accord, tout à fait d'accord

### **La perception de soutien organisationnel (PSO)**

La version originale de l'échelle comprend trente-six indicateurs et la version courte en comprend dix-sept (Eisenberger *et al.*, 1986; p. 502). Cette dernière a été traduite en langue française et a été épurée. Aucun item ne porte explicitement sur la perception d'implication de l'organisation (de respect) envers le domaine du hors travail. Quelques items évaluent explicitement le souci de bien-être recherché par l'entreprise pour ses salariés sans en préciser la direction.

1. L'organisation apprécie la contribution que j'apporte à sa réussite
2. L'organisation prend fortement en considération mes aspirations et mes valeurs.
3. Je peux obtenir de l'aide de l'organisation quand j'ai un problème
4. L'organisation se préoccupe vraiment de mon bien-être

5. L'organisation est prête à faire le maximum pour m'aider à faire mon travail au mieux de mes capacités
  6. L'organisation est prête à m'aider quand j'ai besoin d'une faveur spéciale
  7. L'organisation se préoccupe de ma satisfaction générale au travail
  8. L'organisation prend mes opinions en considération
  9. L'organisation est fière de mes réalisations au travail
  10. L'organisation essaie de rendre mon travail aussi intéressant que possible
- Réponses : pas du tout d'accord, pas vraiment d'accord, ni d'accord, ni en désaccord, assez d'accord, tout à fait d'accord

Nous nous sommes inspirés de l'échelle de Kirchmeyer (1995) pour formuler deux items composant une échelle très réduite du respect organisationnel vis-à-vis des activités hors travail. Le premier item exprime le respect, le second l'aide apportée par l'entreprise.

- En ce qui concerne vos propres sentiments envers l'entreprise dans laquelle vous travaillez, dans quelle mesure vous êtes d'accord ou pas d'accord avec chacune des propositions suivantes?
11. L'entreprise considère ma vie privée quand elle prend des décisions importantes pour ma carrière
  12. L'entreprise m'aide à mieux concilier mes responsabilités personnelles et professionnelles
- Réponses : pas du tout d'accord, pas vraiment d'accord, ni d'accord, ni en désaccord, assez d'accord, tout à fait d'accord

L'échelle globale de la perception du soutien organisationnel compte douze items.

Le coefficient alpha de Cronbach est excellent (période 1 : 0.9256 et période 2 : 0.9341). L'analyse factorielle restitue un facteur expliquant 56.2% de la variance à la période 1 et 58.2% de la variance à la période 2.

---

Saut de page

### **2.3. Analyse du changement : une analyse en deux étapes**

Chan (1998) recommande de procéder à une analyse en deux étapes :

Étape 1 : utiliser LMACS pour évaluer l'invariance de la mesure (pour chacune des mesures)

Étape 2 : utiliser MLGM pour un modèle de trajectoire de croissance

Il s'agit tout d'abord, dans une étape préliminaire, de tester l'invariance des matrices de covariances (modèle  $M_0$ ). On s'intéresse ici non pas à la structure proprement dite de l'échelle, mais seulement à la matrice de variances / covariances. Si  $M_0$  présente un degré d'ajustement acceptable (validé par les indices d'ajustement), on peut conclure à l'invariance de la mesure, sans qu'il soit nécessaire d'avoir recours à d'autres tests. Sinon, il est nécessaire de conduire d'autres tests afin de détecter les possibles sources d'inéquivalence, en suivant la démarche de Vandenberg et Lance (2000).

Pour l'ensemble de ces tests, nous aurons recours à une méthode particulière d'équations structurelles, l'analyse longitudinale des moyennes et des structures de covariances (*Longitudinal Mean and Covariance Structure Analysis* ou LMACS) proposée par Chan (1998).

La procédure proposée par Chan (1998) pour établir le degré d'invariance de la mesure revient à tester successivement différents modèles LMACS nichés afin de les comparer.

Nous reprenons cette procédure et nous l'adaptions pour l'appliquer complètement à la démarche de Vandenberg et Lance<sup>5</sup>.

En premier lieu il s'agit de tester l'invariance configurationnelle (modèle  $M_1$ ), c'est-à-dire la stabilité de la structure factorielle. Dans le modèle testé à présent, ainsi que dans tous les modèles ultérieurs, il est donc nécessaire de fixer la structure factorielle de l'échelle. Le premier modèle est donc considéré comme le modèle de référence. Si l'ajustement de ce modèle aux données est acceptable (validé par les indices d'ajustement), on peut sérieusement prétendre à l'existence d'une seule et même structure factorielle au cours du temps (ou au sein des groupes) et continuer à tester l'invariance de la mesure.

Le deuxième modèle ( $M_2$ ), niché dans le premier, permet de tester l'invariance métrique. Par rapport à  $M_1$ , on ajoute la contrainte d'égalité des contributions factorielles : les contributions factorielles de chaque indicateur sont estimées sous contrainte d'égalité sur l'ensemble des périodes ou des groupes. Si la différence de Chi-deux entre les deux modèles n'est pas significative (au regard de la différence de degrés de liberté), on peut conclure à l'égalité des contributions factorielles et donc à l'invariance de la mesure. Ici, non seulement la structure factorielle reste la même au fil du temps, mais le poids de chaque indicateur dans le facteur ne change pas.

---

<sup>5</sup> En fait, Chan propose une démarche assez proche, mais moins complète que celle de Vandenberg et Lance puisqu'il ne mène pas l'ensemble des tests proposés par ces deux auteurs.

Les modèles suivants, nichés selon le même principe d'imposition de nouvelles contraintes, permettent de tester les différents aspects restant de l'invariance : invariance scalaire ( $M_3$  ; égalité des moyennes des indicateurs), invariance des moyennes, des variances et des covariances des variables latentes et entre celles-ci (respectivement  $M_4$ ,  $M_5$  et  $M_6$  ; respectivement égalité des moyennes, variances et covariances des facteurs et entre ceux-ci), et invariance de la variance unique ( $M_7$  ; égalité des moyennes des indicateurs).

Chaque fois on compare  $M_n$  à  $M_{n-1}$ . Si la différence de Chi-2 entre les deux modèles n'est pas significative (au regard de la différence de degrés de liberté), on peut conclure à une invariance de la mesure toujours plus stricte. On compare ensuite  $M_{n+1}$  à  $M_n$ . Si la différence de Chi-2 entre les deux modèles est significative (au regard de la différence de degrés de liberté), alors il n'y a pas invariance du critère que  $M_n$  contrôle. Auquel cas, si l'on poursuit l'analyse, le modèle  $M_{n+1}$  comprendra toutes les contraintes posées jusqu'au modèle  $M_{n-1}$  plus celle(s) qui lui est(sont) propre(s) et on comparera  $M_{n+1}$  à  $M_{n-1}$  et non pas à  $M_n$ .

Il y a une correspondance entre type de changement et test de l'invariance : changement gamma et non-invariance configurationnelle, changement bêta et non-invariance métrique, changement alpha et non invariance des moyennes latentes. Ainsi, si l'objectif de l'étude est la simple mise en évidence d'un changement alpha, l'utilisation des modèles LMACS est suffisante. Si en revanche, l'objectif est également de déterminer la forme de ce changement, il est nécessaire d'adjoindre aux modèles LMACS une autre stratégie issue elle aussi des modèles d'équations structurelles : les modèles de croissance.

Une fois que l'on a pu établir l'invariance de la mesure par les modèles LMACS, on peut tester en confiance la réalité du changement qu'a pu connaître la variable. En effet, si l'on mesure maintenant un changement on peut en conclure qu'il s'agit d'un changement quantitatif du même construit. Nous nous proposons de suivre la méthode proposée par Chan (1998) appelée analyse de modèle de croissance latente à indicateurs multiples (*multiple indicator latent growth modeling analysis* ou MLGM).

Comparée à l'analyse longitudinale des moyennes et des structures de covariances, cette méthode présente plusieurs particularités dont la principale est l'introduction de deux variables latentes de second ordre :

- Le « niveau initial » permet d'appréhender la moyenne et la variance de l'ensemble des valeurs à l'origine de la courbe de croissance de chaque individu ; la moyenne de ce niveau initial représente donc la valeur moyenne de la variable

latente de premier ordre en  $T_1$ . Elle permet de contrôler ce niveau initial à toutes les périodes de mesure.

- Le « changement » permet d'appréhender la moyenne et la variance de l'ensemble des coefficients directeurs de la courbe de croissance de chaque individu ; la moyenne de ce changement représente donc la variation de la variable latente de premier ordre entre  $T_i$  et  $T_{i+1}$ .

Dans la pratique, il faut fixer à 1 l'ensemble des coefficients de régression de la « constante » vers la variable latente quelle que soit la période considérée (la « constante » demeure constante pour tous les individus au cours du temps), tandis que pour modéliser le changement linéaire dans le temps de la variable latente, les coefficients de régression de la « variation » vers la variable latente doivent être fixés à 0 en  $T_1$ , à 1 en  $T_2$ , à 2 en  $T_3$ , à 3 en  $T_4$ , etc.<sup>6</sup> Bien entendu, ces valeurs ne sont valables que si l'intervalle entre chaque période est identique. Si ce n'est pas le cas, il faut recalculer les coefficients afin qu'ils rendent compte du véritable écart de temps entre chaque période. Une autre différence avec l'analyse longitudinale des moyennes et des structures de covariances réside dans le fait que ce qui nous intéresse ici ce sont les moyennes de la « constante », de la « variation » et le cas échéant de la « variation quadratique », mais en aucun cas ni la moyenne des variables latentes de premier ordre, ni celle des indicateurs (Roussel *et al.*, 2002).

Enfin, il faut noter que, pour une analyse d'un modèle de croissance latente à indicateurs multiples, il est nécessaire de tenir compte de l'invariance de la mesure et des contraintes qui y sont rattachées. L'égalité au cours du temps des contributions factorielles des indicateurs est donc imposée ; la contrainte d'égalité au fil du temps des moyennes des indicateurs n'est pas indiquée, mais elle est présente. Par ailleurs, si d'autres formes plus strictes d'invariance ont été validées, il faut conserver ici les contraintes correspondantes. Pour étudier l'évolution de deux variables sur deux périodes (soutien organisationnel perçu et implication organisationnelle affective), nous devons vérifier l'invariance de chacune des

---

6 Les modèles de croissance et plus généralement les modèles d'équations structurelles sont très flexibles. Par exemple, si c'est un changement de nature quadratique qui est envisagé pour la variable latente, on peut ajouter sur le même modèle une troisième variable latente de second ordre, « changement quadratique », dont les coefficients de régressions vers la variable latente seront fixés à 0 en  $T_1$ , à 1 en  $T_2$ , à 4 en  $T_3$ , à 9 en  $T_4$ , etc (autrement dit au carré de la valeur fixée des coefficients linéaires). Plus généralement, pour toute forme alternative de changement envisagée, les coefficients devront être déterminés de manière à correspondre à cette forme. Par la suite on pourra comparer les différents modèles représentant des changements de forme différente. De même, il est également possible, après avoir fixé la valeur au moins 2 coefficients de la variable latente de second ordre « changement », d'estimer librement les autres coefficients, afin de mieux déterminer la forme du changement.

mesures avant et après le passage aux 35 heures, donc l'absence de changement gamma et de changement bêta. Nous nous intéressons maintenant à l'existence d'un changement alpha et, le cas échéant, à sa nature.

Pour vérifier si un modèle de croissance est plausible nous suivons la même stratégie que celle qui est adoptée pour l'établissement d'invariance de mesure avec les modèles LMACS en comparant les modèles nichés, mais dans l'ordre inverse. Le premier modèle, utilisé comme modèle de référence, assure qu'il n'y a pas de croissance dans le temps (stricte stabilité). Cela signifie qu'il y a seulement un facteur latent de second ordre, la valeur initiale (Stoolmiller *et al.*, 1995).

Le second modèle présume un modèle de croissance linéaire, avec des coefficients de régression du facteur changement fixé linéairement.

Contrairement au test d'invariance de la mesure, le premier modèle est ici testé en second, puisque c'est un modèle plus contraint. On peut imaginer un troisième modèle avec une forme quadratique, ou toute autre forme de changement, qui intégrerait les modèles 1 et 2.

### 3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

Nous présenterons d'abord les résultats du changement de chacune des variables à partir d'une méthode traditionnelle avant d'utiliser les méthodes d'équations structurelles pour mesurer le changement des deux variables et tester les relations entre ces changements supposés.

---

Saut de page

#### **3.1. Résultats préliminaires : stabilité de l'implication organisationnelle affective, une augmentation de la perception de soutien**

Tableau 1 présente les résultats issus de tests t de « Student » de différences de moyennes. On ne constate aucun changement de l'implication affective, aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

La perception du soutien organisationnel de l'échantillon total a connu une augmentation statistiquement significative de 2.73 à 2.80 sur une échelle de 1 à 5. Ce changement n'est pas observé pour l'échantillon des hommes et des femmes. Ces résultats préliminaires tendent à valider l'hypothèse 2, mais pas l'hypothèse 1.

**Tableau 1 :**  
**Tableau des moyennes et écart types des échelles et test t de Student de**  
**différence de moyennes t1 - t2**

Questionnaires	Sexe	Moyenne		Écart type	
		t1	t2	t1	t2
PSO	Ho et Fe	2,73	2,80**	0,69	0,71
	Hommes	2,82	2,87	0,65	0,67
	Femmes	2,64	2,72	0,72	0,74
IO aff	Ho et Fe	3,21	3,20	0,75	0,82
	Hommes	3,34	3,30	0,73	0,67
	Femmes	3,06	3,08	0,74	0,74

\* t-test sign  $p < 0,05$

\*\* t-test sign  $p < 0,1$

Ces résultats apportent une première information sur le changement, mais la méthode de la différence de scores est certes la mesure la plus « naturelle » du changement entre deux périodes, mais est soupçonnée de souffrir de plusieurs défauts.

Le principal inconvénient de la simple différence de scores est qu'elle a habituellement une corrélation négative avec le pré-test. Bien qu'il y ait une tendance à avoir une corrélation négative, il est possible que la corrélation soit positive, mais seulement si l'écart type de Y, la mesure après, est plus grand que celui de la mesure avant, X, et ceci de façon importante. La conséquence d'une corrélation négative entre D et X réside dans la plus grande probabilité d'observer des différences fortement positives chez les personnes ayant de faibles scores en X, tandis que les personnes ayant des scores élevés auraient plus rarement des différences fortement positives.

Ainsi, si les individus ayant de fortes différences de scores doivent être sélectionnés, il y aura une sur-représentation des individus ayant de faibles scores X résultant de la corrélation négative entre D et X. La deuxième critique portée à cette méthode est relative à la faible fiabilité de la différence de scores lorsque la corrélation entre X et Y est très grande. Bien sûr une manière d'obtenir une différence de scores plus fiable est d'avoir de faibles corrélations entre X et Y.

Par conséquent, il est possible de trouver un nombre important d'individus avec de grandes différences de scores du fait simplement de la faible fiabilité de ces scores. La troisième critique concerne l'échelle de mesure employée. Dans le cas de mesures de construits à partir d'échelles de mesure, il se peut qu'un item ne mesure pas le même construit aux deux périodes. Les problèmes relatifs aux différences de scores ont conduit les chercheurs à développer d'autres méthodes.



Nous allons confronter ces résultats à ceux issus de l'emploi des méthodes avancées d'analyse du changement.

### **3. 2. Première étape des méthodes avancées: les modèles LMACS**

Les premiers modèles sont des modèles LMACS uni-groupe avant d'aborder les modèles LMACS multi-groupe.

#### **3.2.1. Les modèles LMACS uni-groupe**

Pour les deux échelles d'attitudes, le degré d'ajustement du modèle  $M_0$  (test de l'égalité des matrices de covariance) est bon aussi bien au regard du Chi-2, du RMSEA et du NNFI et du CFI. Le NNFI et le CFI conduisent à accepter sans discussion le modèle et à conclure à l'équivalence de la mesure sans avoir recours à d'autres analyses. Le RMSEA étant inférieur à 0,05 (en plus des valeurs du NNFI et du CFI), le modèle est accepté. On peut donc conclure à une équivalence parfaite de la mesure sur les deux périodes.

Le modèle  $M_1$  (invariance configurationnelle) est acceptable au regard de l'ensemble des indices (y compris le Chi-2). Ainsi, quelle que soit la population concernée, chaque échelle fait apparaître les mêmes deux dimensions. Ce n'est donc pas à ce niveau que se pose le problème de non-équivalence. Ce modèle va donc servir de base de comparaison avec un modèle niché, donc plus strict quant aux critères d'équivalence de la mesure. Si tel n'avait pas été le cas, aucune analyse ultérieure n'était envisageable, puisqu'il devenait impossible de comparer des structures factorielles différentes entre elles.

=====Saut de section (page suivante)=====

**Tableau 2 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles LMACS uni-groupe**  
**pour l'échelle de la perception du soutien organisationnel pour les 2 périodes (avant et après) (N = 289)**

Test d'invariance	Modèle	Base de compar.	$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	Sign.	RMSEA	NNFI	CFI
Des matrices de covariances	M0	M0 rejeté	104,666	78	-	-	-	0,024	0,995	0,999
Configurationnelle	M1	M1 accepté	237,677	102	-	-	-	0,048	0,945	0,968
Métrique	M2	M2-M1	256,350	113	18,673	11	NS	0,047	0,941	0,966
Scalaire	M3	M3-M2	267,876	124	11,526	11	NS	0,045	0,987	0,993
Des moyennes latentes	M4	M4-M3	505,600	126	237,724	2	S	0,072	0,975	0,981
De la variance des facteurs	M5	M5-M3	592,007	126	324,131	2	S	0,080	0,971	0,977
Des covariances entre facteurs	M6	M6-M5								
De la variance des erreurs	M7	M7-M5	605,038	138	13,031	12	NS	0,077	0,970	0,977
Test d'invariance	Modèle	Base de compar.	$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	Sign.	RMSEA	NNFI	CFI
Des matrices de covariances	M <sub>0</sub>	M <sub>0</sub> rejeté	104,666	78	-	-	-	0,024	0,995	0,999
Configurationnelle	M <sub>1</sub>	M <sub>1</sub> accepté	237,677	102	-	-	-	0,048	0,945	0,968
Métrique	M <sub>2</sub>	M <sub>2</sub> -M <sub>1</sub>	256,350	113	18,673	11	NS	0,047	0,941	0,966
Scalaire	M <sub>3</sub>	M <sub>3</sub> -M <sub>2</sub>	267,876	124	11,526	11	NS	0,045	0,987	0,993
Des moyennes latentes	M <sub>4</sub>	M <sub>4</sub> -M <sub>3</sub>	505,600	126	237,724	2	S	0,072	0,975	0,981
De la variance des facteurs	M <sub>5</sub>	M <sub>5</sub> -M <sub>3</sub>	592,007	126	324,131	2	S	0,080	0,971	0,977
Des covariances entre facteurs	M <sub>6</sub>	M <sub>6</sub> -M <sub>5</sub>								
De la variance des erreurs	M <sub>7</sub>	M <sub>7</sub> -M <sub>5</sub>	605,038	138	13,031	12	NS	0,077	0,970	0,977

Notes : LMACS = longitudinal mean and covariance structures analysis.

M<sub>0</sub> = pas de structure factorielle (1 item = 1 indicateur), égalité des variances des facteurs et des covariances entre facteurs ;

M<sub>1</sub> = structure factorielle + contributions factorielles, variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ;

M<sub>2</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles + variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ;

M<sub>3</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles et des moyennes des indicateurs + variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et covariances entre facteurs libres ;

M<sub>4</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles et des moyennes des indicateurs et des facteurs + variances des facteurs et des erreurs et covariances entre facteurs libres ;

M<sub>5</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des moyennes des indicateurs et des variances des facteurs + variances des erreurs, moyennes des facteurs et covariances entre facteurs libres ;

M<sub>6</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des moyennes des indicateurs, des variances des facteurs et des covariances entre facteurs + variances des erreurs et moyennes des facteurs libres ; M<sub>7</sub> = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des moyennes des indicateurs, des variances des facteurs et des erreurs + moyennes des facteurs et covariances entre facteurs libres.

RMSEA = root mean square error of approximation (Steiger, 1990), NNFI = nonnormed fit index (Bentler and Bonnett, 1980) ; CFI = comparative fit index (Bentler, 1990).

S / NS : Différence de Chi-2 significative / non significative avec  $p < 0,05$ .

=====Saut de section (page suivante)=====

**Tableau 3 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles LMACS uni-groupe pour l'échelle de l'implication affective dans l'organisation pour les 2 périodes (avant et après) (N = 289)**

Test d'invariance	Modèle	Base de compar.	$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	ddl	Sign.	RMSEA	NNFI	CFI
Des matrices de covariances	M <sub>0</sub>	M <sub>0</sub> rejeté	54,091	20				0,023	0,997	0,994
Configurationnelle	M <sub>1</sub>	M <sub>1</sub> accepté	19,987	10				0,041	0,084	0,992
Métrique	M <sub>2</sub>	M <sub>2</sub> -M <sub>1</sub>	29,810	15	9,823	5	NS	0,041	0,975	0,987
Scalaire	M <sub>3</sub>	M <sub>3</sub> -M <sub>2</sub>	33,704	20	3,894	5	NS	0,034	0,996	0,998
Des moyennes latentes	M <sub>4</sub>	M <sub>4</sub> -M <sub>3</sub>	33,780	21	0,076	1	NS	0,033	0,996	0,999
De la variance des facteurs	M <sub>5</sub>	M <sub>5</sub> -M <sub>4</sub>	36,369	21	2,589	1	NS	0,036	0,996	0,998
Des covariances entre facteurs	M <sub>6</sub>	M <sub>6</sub> -M <sub>5</sub>								
De la variance des erreurs	M <sub>7</sub>	M <sub>7</sub> -M <sub>5</sub>	51,251	27	14,882	6	S	0,039	0,994	0,997

L'étape suivante est le test de l'invariance métrique ( $M_2$ ). Pour les deux échelles, ce modèle a un degré d'ajustement acceptable et son ajustement ne se dégrade significativement pas du fait de l'imposition des nouvelles contraintes d'égalité des contributions factorielles par rapport à  $M_1$  ( $\Delta\chi^2 / \Delta\text{ddl} = 6,913 / 8$ , non significatif). Ainsi, pour chaque période les individus ont considéré les items de la même manière (le poids de chaque item relativement aux autres est identique d'un groupe à l'autre). C'est donc le modèle  $M_2$  qui devient la base de comparaison pour le test suivant.

Le modèle suivant ( $M_3$ ) concerne l'invariance scalaire. Ici encore, la conclusion est la même que précédemment. Pour les deux échelles, ce modèle a un degré d'ajustement acceptable et son ajustement ne se dégrade significativement pas du fait de l'imposition des nouvelles contraintes d'égalité des moyennes des indicateurs par rapport à  $M_2$  ( $\Delta\chi^2 / \Delta\text{ddl} = 11,526 / 11$ , non significatif). Ainsi, à chaque période les individus ont non seulement considéré les items de la même manière, mais ils ont en outre accordé le même poids absolu à chaque item (dans le modèle  $M_2$ , on testait le poids relatif des items les uns par rapport aux autres). C'est donc le modèle  $M_3$  qui devient la base de comparaison pour le test suivant.

À ce stade de l'analyse, il est possible de considérer que l'on a bien testé et validé l'invariance de la mesure de la PSO et de l'implication affective dans l'organisation aux deux périodes. Bien entendu, il est possible de souhaiter une invariance de la mesure encore plus forte, en vérifiant l'égalité des variances des résidus, l'égalité des variances des facteurs ou encore l'égalité des moyennes des facteurs. Chacune de ces contraintes supplémentaires peut être justifiée. C'est bien au chercheur de décider du degré acceptable de non-invariance de la mesure, selon les objectifs de l'étude (validation de la stabilité d'un test psychotechnique auprès de différentes populations et dans le temps, validation de la structure factorielle d'une échelle auprès de deux populations, étude du changement d'une attitude dans le temps, etc.). Néanmoins, il faut garder à l'esprit que la variance d'un facteur et les covariances entre facteurs sont en général propres à chaque échantillon, alors que l'égalité des contributions factorielles peut être généralisée à tous les échantillons d'une population donnée. Ainsi, l'objectif de la recherche étant d'étudier le changement dans le temps d'une variable, il serait absurde de vouloir valider une invariance stricte de la mesure au fil du temps; de même, s'il est envisagé une différence de niveau de PSO entre plusieurs groupes. Le test de l'invariance à proprement parler de la mesure de l'invariance de la PSO se termine donc à cette étape.

Nous avons choisi de tester ensuite l'invariance des moyennes des facteurs ( $M_4$ ). Contrairement aux tests précédents, l'imposition de la contrainte d'égalité des

moyennes des facteurs dégrade sensiblement l'ajustement du modèle par rapport à  $M_3$  ( $\Delta\chi^2 / \Delta\text{ddl} = 237,724 / 2$ , significatif,  $p < 0,05$ ). Ainsi, le niveau de la PSO varie d'une période à l'autre. Si l'étude portait sur la validation d'un outil psychotechnique auprès de plusieurs échantillons aléatoires ou de plusieurs nationalités, ce résultat remettrait en cause la validité de la mesure. En revanche, dans le cadre de l'étude sur les effets du passage aux 35 heures, ce résultat confirme la validité de l'analyse de l'impact de la RTT sur les attitudes au travail.

À l'inverse pour l'échelle de l'implication affective dans l'organisation, l'imposition de la contrainte d'égalité des moyennes des facteurs ne dégrade pas l'ajustement du modèle par rapport à  $M_3$  ( $\Delta\chi^2 / \Delta\text{ddl} = 0,076 / 1$ , non significatif,  $p < 0,05$ ). Puisqu'il n'y a pas d'équivalence des moyennes des facteurs pour l'échelle de la PSO, nous reprenons  $M_3$  comme base de comparaison pour la suite des tests. Ces tests montrent que d'une période à l'autre il y a non-équivalence des variances des facteurs ( $M_5$ ) et équivalence de la variance unique ( $M_7$ ). La séquence  $M_5$ - $M_7$  indique quant à elle non seulement qu'il y a homogénéité des erreurs (si seul  $M_7$  était validé), mais également qu'il y a invariance de la fiabilité des indicateurs ( $M_5$ - $M_7$  sont validés).

Pour l'échelle de l'implication affective, les tests montrent que d'une période à l'autre il y a équivalence des variances des facteurs ( $M_5$ ) et non-équivalence de la variance unique ( $M_7$ ).

### **3. 2. 2. L'analyse LMACS multi-groupe**

L'analyse multi-groupe LMACS est employée pour établir l'invariance de la mesure et identifier les limites pour de possibles différences de forme de trajectoires de changement pour deux groupes sexués. Les modèles sont ajustés simultanément aux données des deux périodes relatives à la mesure de la PSO pour les hommes et les femmes. Le modèle MF1 fournit un bon ajustement indiquant une égalité des modèles factoriels entre les groupes. Donc les groupes, hommes et femmes, sont bien représentés par des mesures de la PSO et de l'implication affective dans l'organisation avec un modèle à un facteur à chaque période. Le modèle MF2 est identique au premier, excepté le fait que les contributions factorielles des individus sont contraintes à l'égalité. La différence d'ajustement du modèle n'est pas significative. Cette réduction non significative de l'ajustement est la preuve d'une égalité des contributions factorielles entre les groupes. Selon le principe de parcimonie, le modèle 2 est préféré au modèle 1. En utilisant le critère standard d'égalité des contributions factorielles l'invariance des mesures entre les groupes est établie.

Contrairement à l'évaluation de l'égalité des variances des erreurs dans le temps pour un seul groupe dans un modèle LMACS uni groupe, l'évaluation de l'égalité des variances des erreurs dans un modèle LMACS multi-groupe fournit un test plus strict de l'invariance de la mesure entre les groupes. Le modèle 3 qui spécifie une égalité des contributions factorielles et une égalité des variances des erreurs apporte une diminution significative de l'ajustement par rapport au modèle 2, ce qui indique une égalité des variances des erreurs associée à des indicateurs identiques selon les groupes. Le modèle 2 est préféré au modèle 3 et l'invariance de la mesure n'est pas établie selon le critère strict de l'égalité des contributions factorielles et des variances des erreurs pour les deux mesures.

L'invariance de la mesure pour la PSO et l'implication affective dans l'organisation n'est pas établie.

**Tableau 4 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles LMACS multi-groupes de la PSO et des groupes hommes et femmes pour les 2 périodes (avant et après) (N = 289)**

Modèle	Base de compar.	$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	ddl	Sign.	NNFI	CFI	RMSEA
MF1		952,111	490				0,955	0,977	0,057
MF2	MF2-MF1	968,842	511	16,731	21	NS	0,954	0,978	0,056
MF3	MF3-MF2	1007,888	535	39,046	24	S	0,952	0,977	0,055
MF4	MF4-MF2	1018,417	537	49,575	26	S	0,952	0,977	0,056
MF5	MF5-MF2	1020,476	544	51,634	33	NS	0,952	0,977	0,055

Notes : LMACS = longitudinal mean and covariance structures analysis

MF1 = structure factorielle + contributions factorielles, variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ; MF2 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles + variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ; MF3 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles et des erreurs des variances + moyennes des facteurs, des variances et covariances entre facteurs libres ; MF4 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des variances des erreurs et des moyennes des facteurs + variances des facteurs et covariances entre facteurs libres ; MF5 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, variances des erreurs, des variances des facteurs et des covariances + moyennes des facteurs libres





MF3 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles et des erreurs des variances + moyennes des facteurs, des variances et covariances entre facteurs libres ; MF4 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des variances des erreurs et des moyennes des facteurs + variances des facteurs et covariances entre facteurs libres ; MF5 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, variances des erreurs, des variances des facteurs et des covariances + moyennes des facteurs libres

MF1 = structure factorielle + contributions factorielles, variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ; MF2 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles + variances des facteurs et des erreurs, moyennes des facteurs et des indicateurs et covariances entre facteurs libres ; MF3 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles et des erreurs des variances + moyennes des facteurs, des variances et covariances entre facteurs libres ; MF4 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, des variances des erreurs et des moyennes des facteurs + variances des facteurs et covariances entre facteurs libres ; MF5 = structure factorielle + égalité des contributions factorielles, variances des erreurs, des variances des facteurs et des covariances + moyennes des facteurs libres

**Tableau 5 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles LMACS multi-groupes de l'implication affective dans l'organisation et des groupes hommes et femmes pour les 2 périodes (avant et après) (N = 289)**

Modèle	Base de compar.	$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	Sign.	NNFI	CFI	RMSEA
MF1		209,895	96				0,978	0,988	0,064
MF2	MF2-MF1	217,303	106	7,41	10	NS	0,977	0,988	0,060
MF3	MF3-MF2	256,847	118	39,54	22	S	0,973	0,985	0,064
MF4	MF4-MF2	265,510	120	47,21	14	S	0,973	0,985	0,065
MF5	MF5-MF2	276,605	126	59,30	20	S	0,973	0,984	0,065

L'étape suivante est d'identifier les limites pour de possibles différences dans les courbes de trajectoires de croissance. Une comparaison des moyennes des facteurs entre les groupes montre que à chaque période la moyenne des facteurs pour les hommes est supérieure à celle des femmes. La significativité statistique des différences entre les groupes dans les moyennes des facteurs est testée en comparant un modèle LMACS multi-groupe supplémentaire.

Le modèle MF4 qui contraint toutes les moyennes des facteurs à égalité entre les groupes conduit à une diminution significative de l'ajustement par rapport au modèle MF2. Le modèle MF2 est préféré au modèle MF4 suggérant que les hommes et les femmes diffèrent dans la moyenne des facteurs. Les moyennes des facteurs du modèle MF2 montrent que la diminution de la moyenne des facteurs de la PSO à chaque intervalle de temps concerne aussi bien les hommes que les femmes, mais que celle-ci est plus forte pour les femmes que pour les hommes.

S'agissant de l'implication affective dans l'organisation on constate des différences de changement entre les sexes : une diminution pour les hommes (de 3,774 à 3,626) et une augmentation pour les femmes (de 3,507 à 3,597). Par conséquent ces résultats peuvent suggérer que le changement intra-individuel de la PSO pour les hommes et les femmes peut être décrit par une trajectoire linéaire décroissante, mais avec des taux de changement différents (hommes : de 2,904 à 2,799; femmes : de 2,659 à 2,497). Pour l'implication affective, les hommes et les femmes n'ont pas la même trajectoire de changement : linéaire décroissante pour les hommes et linéaire croissante pour les femmes. En résumé, la comparaison des modèles MF3 et MF4 et l'examen des moyennes des facteurs dans le modèle MF2 aide à identifier les limites pour de possibles différences dans la nature des trajectoires de changement intra-individuel entre les groupes. La nature précise de ces différences sera directement testée et modélisée par des analyses MLGM multi-groupes.

Le modèle MF5 est identique au modèle MF3 excepté que les variances des facteurs sont librement estimées dans chaque groupe, mais contrainte à égalité entre les groupes. Le modèle plus contraint ne montra pas une diminution significative de l'ajustement par rapport au modèle MF2 pour la PSO. Le modèle MF5 est préféré au modèle MF2. À l'inverse, on observe une diminution significative de l'ajustement pour la mesure de l'implication affective. Le modèle MF2 est préféré au modèle MF5. Rappelons que dans l'analyse LMACS, les variances des facteurs reflètent des différences interindividuelles dans les vrais scores et les covariances des facteurs fournissent des indices de ces différences entre les périodes.

### **3. 3. Deuxième étape des méthodes avancées : les modèles MLGM**

Nous présenterons les modèles uni-groupe avant de nous intéresser aux modèles multi-groupes.

---

Saut de page

#### **3.3.1. Les modèles de croissance uni-groupe (analyse MLGM uni- groupe)**

Nous étudions l'évolution de deux variables entre deux périodes : soutien organisationnel perçu et implication organisationnelle affective. Dans tous les cas, nous avons vérifié l'invariance de chacune des mesures avant et après le passage aux 35 heures, donc l'absence de changement gamma et de changement bêta. Nous nous intéressons maintenant à l'existence d'un changement alpha et, le cas échéant, à sa nature (Golembiewski, 1986; 1989).

Pour vérifier si un modèle de croissance est plausible nous suivons la même stratégie que celle qui est adoptée pour l'établissement d'invariance de mesure avec les modèles LMACS en comparant les modèles nichés, mais dans l'ordre inverse. Le premier modèle, utilisé comme modèle de référence, assure qu'il n'y a pas de croissance dans le temps (stricte stabilité). Cela signifie qu'il y a seulement un facteur latent de second ordre, la valeur initiale (Stoolmiller *et al.*, 1995).

Le second modèle présume un modèle de croissance linéaire, avec des coefficients de régression du facteur changement fixé linéairement. Contrairement au test d'invariance de la mesure, le premier modèle est ici testé en second, puisque c'est un modèle plus contraint. On peut imaginer un troisième modèle avec une forme quadratique, ou toute autre forme de changement, qui intégrerait les modèles 1 et 2. Compte tenu du fait que nous avons seulement deux variables mesurées à deux périodes, les modèles 2 et 3 sont exactement les mêmes. Ainsi une différence du Chi-2 significative (au regard de la différence des degrés de liberté) indique l'existence d'un effet de croissance.

Pour les deux échelles, sur la population totale, les hommes et les femmes, le modèle 2 non seulement ajuste les données correctement, mais aussi représente une amélioration significative de l'ajustement (c'est-à-dire réduction du Chi-2). La moyenne de la valeur initiale indique qu'en moyenne un individu commence à la période 1 avec un score de 2,870 (PSO) et 3,651 (IOA). La seule moyenne significativement positive du changement, qui indique qu'en moyenne les individus augmentent les facteurs latents de 0.072 entre les deux périodes, est celle du PSO pour l'échantillon total et pour celui des femmes.

=====Saut de section (page suivante)=====

**Tableau 6 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles MLGM pour les échelles du soutien organisationnel perçu et de l'implication organisationnelle affective (N = 289)**

<b>Modèle</b>		<b>Base de compar*</b>	$\chi^2$	<b>Ddl</b>	$\Delta\chi^2$	$\square_{dd}$ <b>1</b>	<b>NNFI</b>	<b>CFI</b>	<b>RMSEA</b>
<b>Perception du soutien organisationnel (PSO)</b>									
Aucune croissance	M1		1307,733	282			0,937	0,950	0,112
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	683,993	279	623,74	3	0,967	0,980	0,071
<b>Perception du soutien organisationnel (PSO) (DES HOMMES)</b>									
Aucune croissance	M1		796,190	282			0,930	0,954	0,109
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	504,451	279	291,739	3	0,956	0,980	0,072
<b>Perception du soutien organisationnel (PSO) (DES FEMMES)</b>									
Aucune croissance	M1		878,261	282			0,909	0,936	0,126
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	527,852	279	350,409	3	0,945	0,973	0,082
<b>Implication organisationnelle affective (IO)</b>									
Aucune croissance	M1		203,158	65			0,079	0,985	0,086
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	106,921	63	96,237	2	0,989	0,995	0,049
<b>Implication organisationnelle affective (IO) (DES HOMMES)</b>									
Aucune croissance	M1		207,926	65			0,942	0,973	0,119
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	103,328	63	104,598	2	0,982	0,993	0,064
<b>Implication organisationnelle affective (IO) (DES FEMMES)</b>									
Aucune croissance	M1		105,031	65			0,975	0,990	0,068
Croissance positive linéaire	M2	<b>M1-M2</b>	94,639	63	10,3922	2	0,977	0,992	0,061

Notes : MLGM = multiple indicator latent growth modeling.

NNFI = non normed fit index (Bentler and Bonnett, 1980) ; CFI = comparative fit index (Bentler, 1990) ; RMSEA = root mean square error of approximation (Steiger, 1990).

\* : Différence de Chi-2 avec  $p < 0,05$ .

De plus la variance de chaque valeur initiale est toujours significative (0,444 pour le soutien et 0,379 pour l'implication affective), comme la variance de chaque changement (0,276 pour le soutien et 0,173 pour l'implication affective). Cela indique qu'il y a des différences entre les individus entre le niveau initial et les taux d'augmentation du soutien et de l'implication affective (tableau 15).

Nous pouvons conclure qu'entre les deux périodes il y a eu un changement positif significatif du soutien pour la population totale, résultat qui est confirmé dans le groupe des femmes, mais pas dans le groupe des hommes; à l'inverse il n'y a aucun changement de l'implication affective. L'hypothèse 2 est validée, mais pas l'hypothèse 1.

**Tableau 7 :**  
**Moyenne de la valeur initiale et du changement pour les échelles du soutien organisationnel perçu et de l'implication organisationnelle affective (N = 289)**

Variable	Moyenne valeur initiale		Moyenne changement		Covariance des moyennes		Variance valeur initiale		Variance Changement	
	Moy	Sign	Moy	Sign	Cov	Sign	Moy	Sign	Moy	Sign
PSO	2,870	59,328	0,072	2,098	-0,125	-4,580	0,444	8,325	0,276	7,633
PSO (hommes)	3,007	45,322	0,064	1,339	-0,126	-3,319	0,443	6,033	0,280	5,480
PSO (femmes)	2,712	39,295	0,082	1,673	-0,120	-3,199	0,415	5,658	0,266	5,275
IOA	3,651	67,554	-0,034	-1,206	-0,070	-2,876	0,379	6,346	0,173	5,510
IOA (hommes)	3,735	51,516	-0,071	-1,343	-0,109	-2,572	0,444	5,398	0,298	4,978
IOA (femmes)	3,557	44,172	-0,010	-0,280	-0,038	-1,518	0,299	3,507	0,064	2,401

### 3.3.2. Les modèles de croissance multi-groupe (analyse MLGM multi-groupe) :

Le but de l'analyse multi-groupe MLGM est d'obtenir un modèle de croissance multi-groupe qui décrit fidèlement et avec parcimonie la forme du changement dans le temps et les différences intra-individuelles dans le changement pour les deux groupes.

Pour les deux variables, le modèle M2 s'ajuste bien aux données au regard de la différence du Chi-2 et des degrés de liberté et des indices NFI, CFI et RMSEA.

La moyenne du changement n'est significative que pour la PSO des femmes. Cependant les moyennes et les variances des valeurs initiales et les variances du changement sont toutes significatives, quels que soient les variables et les groupes.

Les résultats conduisent à conclure à une différence de changement entre les hommes et les femmes uniquement pour la variable de PSO et une absence de changement entre ces deux groupes pour l'implication affective. Ces nouveaux tests confirment la validation de l'hypothèse 2, mais pas de l'hypothèse 1.

**Tableau 8 :**  
**Indices d'ajustement et comparaisons des modèles MLGM multi-groupe (selon le sexe) pour les échelles du soutien organisationnel perçu et de l'implication organisationnelle affective (N = 289)**

Modèle	Base de compar*		$\chi^2$	ddl	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	NNFI	CFI	RMSEA
<b>Soutien organisationnel perçu (SOP)</b>									
Aucune croissance	M1		1718,623	598			0,919	0,945	0,081
Croissance positive linéaire	M2	M1-M2	1095,374	592	623,249	6	0,948	0,975	0,054
<b>Implication organisationnelle affective (IO)</b>									
Aucune croissance	M1		350,116	147			0,964	0,979	0,069
Croissance positive linéaire	M2	M1-M2	246,905	142	103,211	5	0,974	0,989	0,051

Notes : MLGM = multiple indicator latent growth modeling.  
 NNFI = non normed fit index (Bentler and Bonnett, 1980) ; CFI = comparative fit index (Bentler, 1990) ; RMSEA = root mean square error of approximation (Steiger, 1990).

\* : Différence de Chi-2 avec  $p < 0,05$ .

**Tableau 9 :**  
**Moyenne de la valeur initiale et du changement pour les échelles du soutien organisationnel perçu et de l'implication organisationnelle affective (N = 289)**

Variable	Moyenne valeur initiale	Moyenne changement	Covariance des moyennes	Variance valeur initiale	Variance Changement
----------	-------------------------	--------------------	-------------------------	--------------------------	---------------------

	Moy	Sign	Moy	Sign	Cov	Sign	Var	Sign	Var	Sign
<b>PSO</b>										
Hommes (Groupe 1)	2,953	50,262	0,058	1,300	-0,110	-3,387	0,392	6,790	0,247	6,063
Femmes (Groupe 2)	2,775	40,864	0,087	1,649	-0,139	-3,292	0,487	6,523	0,309	5,932
<b>IOA</b>										
Hommes (Groupe 1)	3,762	67,885	-0,067	-1,353	-0,086	-2,386	0,361	5,473	0,250	4,908
Femmes (Groupe 2)	3,521	50,548	-0,008	-0,195	-9,052	-1,721	0,386	5,279	0,093	3,135

### 3. 4. Étude de l'impact du changement

Lorsque chaque variable a en moyenne changé entre les périodes 1 et 2, nous pouvons tester les relations entre leur niveau initial respectif et leur changement. Il convient alors de tester un modèle spécifiant une relation entre le niveau initial du soutien organisationnel et le niveau initial et le changement de l'implication organisationnelle affective, et une relation entre le changement du soutien organisationnel et le changement de l'implication organisationnelle affective.

Les résultats précédents indiquent que la PSO pour les femmes est l'unique moyenne du changement significative. Puisqu'aucun changement de l'implication affective n'a été mesuré, alors que celui-ci était une hypothèse de l'étude (hypothèse 3), aucun modèle n'est testé.

Selon Gouldner (1960), chaque attitude au travail renvoie aux expériences avec l'entreprise et est régie par la norme de réciprocité (voir Wayne, Shore, Liden, 1997; Settoon, Bennett, Liden, 1996). Les travaux de Eisenberger *et al.* (1990) soutiennent cette notion de réciprocité. Ils montrent une relation positive entre le fait d'être valorisé par l'organisation et l'attachement affectif à cette même organisation. De tels avantages peuvent venir symboliser le traitement de l'individu par la compagnie. Toutes ces explications reposent sur le processus d'échange. Les résultats de McFarlane, Shore et Tetrick (1991) confirment que la perception du soutien organisationnel est fortement corrélée à l'implication affective, comme cela était attendu sur la base de la théorie de l'échange social exprimée par Eisenberger *et al.* (1986; 1990).

Ce mécanisme d'influence n'est pas validé par l'étude (H3 non validé). Il faut cependant noter que si l'implication affective n'augmente pas, elle ne diminue pas non plus.

CONCLUSION

L'objectif de la communication était de présenter une méthode avancée d'analyse du changement décrite par Chan (1998) et d'en faire une application. L'emploi d'une méthode robuste et rigoureuse d'analyse des données longitudinales est préconisé. Nous constatons que les résultats sont différents de ceux issus des t-test basés sur les différences de moyennes.

Sur le plan conceptuel, la revue de littérature a montré l'intérêt d'utiliser le concept d'implication dans l'organisation et de perception de soutien organisationnel. Ces deux concepts sont d'une grande richesse et ont été utilisés dans de nombreuses recherches anglo-saxonnes. Il aurait été intéressant d'étudier l'influence de ces deux variables et de l'ARTT sur les comportements au travail, en particulier ceux de retrait : l'absentéisme et l'intention de démission. Du point de vue méthodologique, pour évaluer un processus il faut plusieurs périodes. Un recueil régulier, tous les deux ou trois mois, permettrait alors de suivre l'évolution des attitudes des individus dans le temps. Une réflexion approfondie doit porter sur les étapes ou stades du changement, afin de fixer de façon précise les moments d'évaluation. Ils doivent être espacés dans le temps et correspondre à des hypothèses précises sur le sens et l'importance du changement.

Les modèles de croissance s'appliquent aux études ayant au minimum trois temps de mesure, condition qui n'est pas vérifiée dans notre cas d'application. Cette recherche contribue à démontrer que la gestion de l'interface travail / hors travail des personnes constitue une occasion pour les organisations d'influencer la PSO dans une direction positive. Notons que, comme les résultats de Goff *et al* (1990) l'indiquent, le soutien de l'entreprise commence avec la hiérarchie immédiate. Le message de considération et de respect pour les domaines du non-travail doit être fort et refléter quotidiennement des interactions supérieurs-subordonnés. D'autres recherches francophones devraient prolonger ces perspectives.

---

Saut de page

#### RÉFÉRENCES

**Alis D.** et **M. Dumas**, 2003. « 35 heures, soutien organisationnel perçu et harmonisation vie familiale et vie professionnelle », *Revue de Gestion des ressources Humaines*, n° 50, oct-nov-déc, p. 37-56

**Anxo D.** *et al.* 1988 « Recomposition du temps de travail, rythmes sociaux et modes de vie, une comparaison France - Suède », *Travail et Emploi*, n° 74, janvier 1998, p. 5-20

**Bagozzi R.** 1982. "A field investigation of causal relations among cognitions, affect, intentions and behavior", *Journal of Marketing Research*, vol. 19 p. 562-584

**Blau G.** 1964. *Exchange and power in social life*, New York : Wiley.



- Chan D.** 1998. "The conceptualization and analysis of change over time : An integrative approach incorporating longitudinal mean and covariance structures analysis (LMACS) and multiple indicator latent growth modeling (MLGM)", *Organizational Research Methods*, vol. 1,N) 4, octobre, p. 421-483
- Cropanzano R. et al.** 1997. "The relationship of organizational politics and support to work behaviors, attitudes, and stress", *Journal of Organizational Behavior*, vol. 18, p. 159-180
- Eisenberger R. et al.** 1986. "Perceived organizational support", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 71, n° 3, p. 500-507
- Eisenberger R., P. Fasolo et V. Davis-Lamastro**, 1990. "Perceived organizational support and employee diligence, commitment, and innovation" *Journal of Applied Psychology*, vol. 75, n° 1, p. 51-59
- Dumas M.** 2002. « L'implication organisationnelle des salariés passant à temps partiel : une analyse longitudinale », *Revue de Gestion des ressources Humaines*, n° 44, avril-mai-juin, p. 20-34
- Ferris G.R. et al.** 1994. "Perceptions of organizational politics: predictions, stress-related implications, and outcomes", *Human Relations*, vol. 48, p. 49-82
- Gavini C.** 2001. *La métamorphose du travail : gagnants et perdants des 35 heures*, éditions Liaisons sociales.
- Goff S.J., M.K. Mount et R.L. Jamison**, 1990. "Employer supported child care, work/family conflict, and absenteeism : a field study", *Personnel Psychology*, vol. 43, p. 793-809
- Golembiewski, R.T.** 1986. "Contours in social change: Elemental graphics and a surrogate variable for gamma change", *Academy of Management Review*, 3, 550-566.
- Golembiewski, R.T.** 1989. "The alpha, beta, gamma change typology. Perspectives on acceptance as well as resistance", *Group & Organization Studies*, 14, 150-154.
- Gouldner A.W.** 1960. "The norm of reciprocity", *American Sociological Review*, vol. 25, n° 2, avril, p. 161-178
- Greenberg J.** 1990. "Organizational justice: yesterday, today, and tomorrow", *Journal of Management*, vol. 16, p. 399-432
- Grover S.L.** 1991. "Predicting the perceived fairness of parental leave policies", *Journal of Applied Psychology*, vol. 76, n° 2, p. 247-255
- Grover S.L. et K.J. Crooker**, 1995. "Who appreciates family-responsive human resource policies: the impact of family-friendly policies on the organizational attachment of parents and non-parents", *Personnel Psychology*, vol. 48, p. 271-288
- Guzzo R.A. et K.A. Noonan**, 1994. "Human Resource Practices as communications and the psychological contract", *Human Resource Management*, vol. 33, n° 3, p. 447-462
- Hochwaere W.A. et al.** 2003. "Perceived organizational support as a mediator of the relationship between politics perceptions and work outcomes", *Journal of Vocational Behavior*
- Igalens J. et P. Roussel**, 1998. *Méthodes de recherche en Gestion des ressources Humaines*, Economica.

- Johnston M.W.** et al. 1990. "A longitudinal assessment of the impact of selected organizational influences on salespeople's organizational commitment during early employment", *Journal of Marketing Research*, vol. 27, août, p. 333-344
- Higgins C.** et al. 1994. "Impact of life-cycle stage and gender on the ability to balance work and family responsibilities", *Family Relations*, vol. 43, n° 2, avril, p. 144-150
- Karasek R.** 1979. "Job demands, job decision latitude and mental strain: Implications for job redesign", *Administrative Science Quarterly*, vol. 24, p. 285-307
- Kossek E.E.** et **C. Ozeki**, 1998. "Work-family conflict, policies, and the job-life satisfaction relationship: A review and directions for organizational behavior-human resources research", *Journal of Applied Psychology*, vol. 83, n° 2, p. 139-149
- Lallement M.** 2002, « Sacré travail », revue *Culture en Mouvement*, septembre, n°50
- Lambert S.J.** 2000. "Added benefits : The link between work-life benefits and organizational citizenship behavior", *Academy of Management Journal*, vol. 43, n° 5, p. 801-815
- Lind E.A.** et **T.R. Tyler**, 1988. *The social psychology of procedural justice*, New-York : Pelnum.
- Martin C.L.** et **N. Bennett**, 1996. "The role of justice judgments in explaining the relationship between job satisfaction and organizational commitment", *Group & Organization Management*, vol. 21, n° 1, mars, p. 84-104
- Mathieu J.E.** et **D.M. Zajac**, 1990. "A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment", *Psychological Bulletin*, vol. 108, n° 2, p. 171-194
- McFarlane Shore L.** et **L. Tetrick**, 1991. "A construct validity study of the survey of perceived organizational support", *Journal of applied psychology*, vol. 76, n° 5, p. 637-643
- McFarlin D.B.** et **P.D. Sweeney**, 1992. Distributive and procedural justice as predictors of satisfaction with personal and organizational outcomes, *Academy of Management Journal*, vol. 35, n° 3, p. 626-637
- Meredith W.** et **J. Tisak**, 1990. "Latent curve analysis", *Psychometrika*, 55, p. 107-122
- Meyer J.P.** et **N.J. Allen**, 1991. "Development of organizational commitment during the first year of employment : A longitudinal study of pre- and post-entry influences", *Journal of Management*, vol. 17, n° 4, p. 717-733
- Morris J.H.** et **D. Sherman**, 1981. "Generalizability of an organizational commitment model", *Academy of Management Journal*, vol. 24, n° 3, p. 512-526
- Mossholder K.W.**, **A.G. Bedeian** et **A.A. Armenakis**, 1981. "Role perceptions, satisfaction, and performance: moderating effects of self-esteem and organizational level", *Organizational Behavior and Human Performance*, vol. 28, p. 224-234
- Muthen B.** 1991. "Multilevel factor analysis of class and student achievement components". *Journal of Educational Measurement*, 28, p. 338-354
- Neveu J.P.** et **M. Thévenet** (dir.), 2002. *L'implication au travail*, Editions Vuibert, Collection institut Vital Roux.
- Pleck J.H.** 1977. "The work-family role system", *Social Problems*, n° 24, p. 417-427
- Pronovost G.** 1996, *Sociologie du temps*, Editions de Boeck université.

- Randall D.M.** 1988. "Multiple roles and organizational commitment", *Journal of Organizational Behavior*, vol. 9, p. 309-317
- Roussel P. et al.** 2002. *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et application en gestion*. Ed. Economica, 274 pages
- Rhoades L. et R. Eisenberger**, 2002. "Perceived organizational support : A review of the literature", *Journal of applied Psychology*, 87, p. 698-714
- Scandura T.A. et M.J. Lankau**, 1997. "Relationships of gender, family responsibility and flexible work hours to organizational commitment and job satisfaction", *Journal of Organizational Behavior*, vol. 18, p. 377-391
- Seifert H.** 1997. "Conséquences d'une réduction massive du temps de travail sur la division sexuée du travail familial : le cas de Volkswagen", *Les cahiers du mage*, 2.
- Settoon R.P., N. Bennett et R.C. Liden**, 1996. "Social exchange in organizations: Perceived Organizational Support, leader-member exchange, and employee reciprocity", *Journal of Applied Psychology*, vol. 81, n° 3, p. 219-227
- Steers R.M.** 1977. "Antecedents and outcomes of organizational commitment", *Administrative Science Quarterly*, vol. 22, p. 46-56
- Stoolmiller M., T.E. Duncan et G.E. Patterson**, 1995. "Predictors of change in antisocial behavior during elementary school for boys". In *Structural equation modeling : concepts, issues, and applications*, R.H. Hoyle (ed) , Thousand Oaks, CA, Sage, 236-253.
- Stoolmiller M.** 1994. "Antisocial behavior, delinquent peer association, and unsupervised wandering for boys : Growth and change from childhood to early adolescence", *Multivariate Behavior Research*, 29, p. 263-288
- Sue R.** 1994. *Temps et ordre social*, PUF
- Thévenet M.** 1992. *Impliquer les personnes dans l'entreprise*, Editions Liaisons, Collection Option-Gestion.
- Thévenet M.** 2000. *Le plaisir de travailler. Favoriser l'implication des personnes*, Editions d'organisation, Collection de l'Institut Manpower.
- Vandenberg, R.J. et C.E. Lance**, 2000. "A review and synthesis of the measurement invariance literature : suggestions, practices, and recommendations for organizational research". *Organizational Research Methods*, 3, 4-69.
- Van de Ven A.H. et G.P. Huber**, 1990. "Longitudinal field research methods for studying processes of organizational change", *Organization Science*, vol. 1, n° 3, août, p. 267-292
- Wayne S.J., L.M. Shore et R.C. Liden**, 1997. "Perceived organizational support and leader-member exchange: A social exchange perspective", *Academy of Management Journal*, Vol. 40, n° 1, p. 82-111
- Willett, J.B. et A.G. Sayer**, 1994. "Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time", *Psychological Bulletin*, 116, 363-381.