

Satisfaction du personnel: validation d'une échelle de mesure dans le contexte des administrations publiques Marocaines

[People satisfaction: Validation of a measuring scale in the context of Moroccan public administrations]

ellamrani Ben Hanana¹ and Souad Houfai²

¹Doctorant en Génie Industriel, Université Hassan II, Ecole Nationale Supérieure d'Electricité et de Mécanique (ENSEM), Casablanca, Maroc

²Department of Mechanical Engineering, Université Hassan II, Ecole Supérieure de Technologie (EST), Laboratoire de Mécanique, Productique et Génie Industriel (LMPGI), Casablanca, Maroc

Copyright © 2016 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: The objective of this research is to propose a measuring scale of people satisfaction in Moroccan public administrations showing valid and satisfactory psychometric properties. The methodology is based on the steps recommended by the paradigm of Churchill (1979), which allows to build rigorous instruments standard questionnaire measuring multiple scales.

Measurements were constructed from two surveys of officials at the Casablanca-Settat region.

The processing and analysis of data collected by questionnaire was made using the SPSS 21 for exploratory factor analysis and AMOS 21 for confirmatory factor analyzes.

The results demonstrate the existence of five factors of personnel satisfaction need to be considered: Compensation and career management, Information on work, relationship at work, choice of work and service and working conditions.

This research proposes a validated measurement instrument according to the most rigorous validation methods and the latest methodological advances, in particular by confirmatory factor analyzes has then been created.

KEYWORDS: satisfaction, measurement scale, public administrations, dimensions of satisfaction, validity of measurement scales, confirmatory factor analyzes.

RESUME: L'objectif de cette recherche est de proposer une échelle de mesure de la satisfaction du personnel des administrations publiques Marocaines présentant des qualités psychométriques valides et satisfaisantes. La méthodologie adoptée repose sur les étapes préconisées par le paradigme de Churchill (1979), qui permet de construire avec rigueur des instruments de mesure de type questionnaire à échelles multiples.

Les mesures ont été construites à partir de deux enquêtes menées auprès des fonctionnaires au niveau de la région du Casablanca-Settat.

Le traitement et l'analyse de données collectées par questionnaire a été réalisé via les logiciels SPSS 21 pour les analyses factorielles exploratoires et AMOS 21 pour les analyses factorielles confirmatoires.

Les résultats démontrent l'existence de cinq facteurs de la satisfaction du personnel qu'il faut prendre en considération : Rémunération et Gestion de carrière, Information sur le travail, Relation dans le travail, Choix du travail et du service, et Conditions de travail.

Cette recherche propose un instrument de mesure validé selon les méthodes de validation les plus rigoureuses et les dernières avancées méthodologiques, notamment par des analyses factorielles confirmatoires.

MOTS-CLEFS: satisfaction du personnel, échelle de mesure, administrations publiques, dimensions de satisfaction, validité des échelles de mesure, analyses factorielles confirmatoires.

1 INTRODUCTION

L'administration publique Marocaine, à l'instar des administrations publiques des pays en voie de développement souffre de nombreuses faiblesses et dysfonctionnements qui sont liés à la rigidité, à la lenteur et à la bureaucratie et créent un malaise affectant la relation des Administrations publiques avec les citoyens. Elle n'est pas restée inactive devant cette situation, elle a tenté plusieurs démarches d'amélioration et de modernisation qui n'ont été d'aucune efficacité [1]. Elle est donc appelée à repenser son rôle, à moderniser ses techniques de gestion et à s'adapter aux changements qui s'opèrent autour d'elle afin de relever les défis du développement.

Les recherches sur la satisfaction du personnel qui sont réalisées surtout dans le secteur privé, intéressent de plus en plus le secteur public. En effet, l'enjeu de la qualité des services est au cœur des préoccupations des organisations gouvernementales qui doivent conserver dans leurs rangs une main-d'œuvre non seulement compétente, mais aussi mobilisée face aux objectifs organisationnels et à la qualité des services qu'elle offre pour faire face aux exigences croissantes de la clientèle.

Face à cet enjeu, cette recherche mettra à la disposition des chercheurs et praticiens, un instrument de mesure fiable, dont la validation est réalisée à l'issue d'une série d'analyses factorielles exploratoires et confirmatoires sur des échantillons indépendants et bien distincts. Cette recherche vise aussi à examiner la fiabilité et la validité des dimensions de la satisfaction au travail, conformément aux démarches de validation d'instruments de mesure préconisées dans la littérature académique [2] [3] [4] [5] [6]. Ainsi, notre démarche s'appuiera dans un premier temps sur une revue de la littérature du concept de la satisfaction au travail ainsi que les mesures existantes. Puis, elle exposera la démarche de validation permettant de vérifier les qualités psychométriques de l'instrument de mesure. Enfin, les résultats des différents tests réalisés sur cet instrument seront présentés et les apports discutés.

2 REVUE DE LITTÉRATURE

« Le salarié doit être considéré, dans une approche client-fournisseur, comme un client interne dont la satisfaction est essentielle à la réussite de l'entreprise. Il faut connaître ses attentes et, en particulier aujourd'hui, ses besoins d'équité, d'employabilité, d'épanouissement, d'éthique et d'écoute. [...] La motivation et l'implication des salariés, le développement et la mobilisation des ressources, compétences et habiletés qu'ils possèdent contribuent à la création de valeurs. » [7].

Les recherches sur la satisfaction au travail sont de plus en plus populaires au sein des départements de ressources humaines de toutes les organisations. Ce sujet prend une place importante parmi les préoccupations de gestion de la fonction publique.

Les dirigeants souhaitent améliorer les services aux citoyens, tout en misant sur leurs employés [8]. Il en découle plusieurs stratégies et plans de gestion des ressources humaines visant à rendre les organisations plus efficaces et, ainsi, à augmenter la qualité des services offerts aux citoyens.

2.1 DEFINITION DU CONCEPT DE LA SATISFACTION AU TRAVAIL

Selon Locke [5], la satisfaction au travail est un « état émotionnel résultant de l'estimation de la mesure dans laquelle le travail permet à l'individu d'atteindre ou de faciliter l'atteinte des valeurs qu'il place dans le travail. Le sentiment de satisfaction est ainsi fonction de la relation perçue entre ce que l'individu veut retirer de son travail et ce que son travail lui offre » [9] cité par [6]. La satisfaction au travail est l'expression la plus utilisée et le phénomène le plus étudié dans la littérature portant sur le comportement organisationnel [10]. La définition de ce concept est similaire chez les différents auteurs. Celle de Locke, mentionnée précédemment, est la plus utilisée. En général, la satisfaction au travail découle d'un état subjectif, propre à chaque individu, qui analyse son emploi comme étant (ou non) satisfaisant et lui apportant (ou non) une relation positive. Ce phénomène est analysé selon un angle affectif ou cognitif [11]. Il s'agit d'un idéal de préférences que l'employé se fixe, en fonction de son expérience et de ses valeurs. Ce dernier compare donc ce qu'il a déjà eu, ce qu'il a pour le moment et ce qu'il pourrait éventuellement obtenir [12]. De plus, selon la littérature étudiée, la satisfaction au travail est considérée comme un des moteurs de la performance organisationnelle depuis longtemps [10].

2.2 LES MESURES DE LA SATISFACTION AU TRAVAIL

L'usage de méthodes quantitatives pour mesurer la satisfaction au travail est largement répandu. Deux méthodes sont alors classiquement utilisées :

Les mesures globales de la satisfaction au travail, en un ou plusieurs items, mesurent la satisfaction générale vis-à-vis du travail, sans référence à des aspects particuliers. Nous citons en langue anglaise la Job in General Scale (JGS, [13]) ou encore l'échelle de mesure de la satisfaction au travail en un item de [14] et en langue française l'Échelle de Satisfaction de Vie Professionnelle (ESVP, [15]). Les échelles globales validées en langue française sont peu nombreuses, par rapport au grand nombre d'études et d'enquêtes réalisées sur la satisfaction au travail. Il est en effet normal que les chercheurs, créent et utilisent leur propre échelle pour mesurer la satisfaction globale.

Les mesures dites à facettes ou composites, mesurent la satisfaction vis-à-vis des différents aspects (facettes) du travail. Nous citons parmi ce type d'outils en langue anglaise le Minnesota Satisfaction Questionnaire (MSQ, [16]), le Job Descriptive Index (JDI, [17]) ou encore le Job Diagnostic Survey (JDS, [18]). Ce type de questionnaire peut être utilisé pour diagnostiquer la satisfaction vis-à-vis de différents aspects du travail, sans faire le lien avec le niveau de satisfaction global. Nous parlons de mesures à facettes lorsque les outils sont utilisés de cette manière. Le JDI et le JDS ont été construits dans cette optique. Mais ces mêmes questionnaires peuvent aussi être utilisés pour mesurer la satisfaction globale, à partir de la satisfaction sur les différents déterminants. Nous parlerons alors de mesures composites. Dans ce cas nous considérons que la satisfaction globale est la somme de la satisfaction sur les différentes facettes, et nous obtenons ainsi un score global de satisfaction au travail par addition des scores des différentes échelles. Le poids relatif des différents déterminants dans la satisfaction globale est déterminé par le nombre d'échelles qui leur sont réservées, mais le choix est généralement fait de donner le même poids à chacun des déterminants inclus dans l'analyse. En bref, si les mesures à facettes peuvent mesurer la satisfaction vis-à-vis de différents aspects du travail, les mesures composites doivent mesurer la satisfaction vis-à-vis des différents aspects du travail. Le MSQ est considéré par ses auteurs comme une mesure composite : à la différence des auteurs du JDI ou du JDS, ils préconisent le calcul d'un score global de satisfaction au travail à partir de la somme des scores obtenus sur les différentes facettes incluses dans le questionnaire.

Les mesures globales de satisfaction conduisent à une perte importante d'informations par rapport à l'analyse qualitative ou aux mesures à facettes car elles ne permettent pas d'identifier les aspects du travail sources de satisfaction ou d'insatisfaction qui sont à l'origine du niveau de satisfaction recueilli. A l'inverse, les mesures à facettes permettent d'affiner la mesure de la satisfaction au travail en identifiant les facteurs sources de satisfaction ou d'insatisfaction. Le travail est un objet complexe et multidimensionnel dont chacune des dimensions peut avoir un impact spécifique sur la satisfaction ; les mesures à facettes sont en ce sens beaucoup plus complètes que les mesures globales pour rendre compte de cette réalité complexe car elles permettent notamment d'identifier directement les aspects du travail qui sont sources d'insatisfaction. Centrer l'analyse sur les différents déterminants ou aspects du travail permet d'anticiper les conséquences d'un changement précis dans la situation de travail sur les attitudes des personnes. Mais c'est surtout en tant que mesure composite, quand elles visent à faire le lien entre la satisfaction globale et la satisfaction sur les différentes facettes, à prédire la satisfaction globale à partir de la satisfaction sur les différents déterminants, que ces échelles peuvent être les plus utiles. Elles peuvent permettre d'améliorer les possibilités de compréhension et d'analyse du niveau de satisfaction globale et, partant, d'améliorer les pistes de remédiation de l'insatisfaction au travail.

3 METHODOLOGIE

La démarche de validation de l'échelle de satisfaction du personnel des administrations publiques Marocaines repose sur l'utilisation simultanée d'analyses factorielles exploratoires et confirmatoires. Il s'agit d'une démarche basée en partie sur le paradigme de Churchill (1979) et sur les dernières avancées méthodologiques en termes de validation d'échelle de mesure ([3]; [4]; [6]). Après avoir décrit la phase de génération des items, nous présenterons les résultats de l'analyse factorielle exploratoire résultant de la première étude, puis ceux de l'analyse factorielle confirmatoire du premier et second ordre résultant de la deuxième étude.

3.1 GENERATION DES ITEMS

La génération d'items consiste à proposer un inventaire des énoncés qui capturent au mieux les caractéristiques du construit étudié. Selon [6], deux approches peuvent être envisagées pour générer un échantillon d'items : une approche déductive et une approche inductive. L'approche déductive consiste à s'appuyer sur les connaissances que procurent les travaux théoriques sur le phénomène étudié, connaissances qui doivent être intellectuellement cohérentes et empiriquement pertinentes. L'approche inductive, quant à elle, s'appuie sur l'insuffisance de fondements théoriques et une incompréhension du phénomène étudié. Elle nécessite d'interroger des répondants appartenant à la population concernée par le phénomène étudié.

Dans notre cas de figure, nous avons privilégiée l'approche déductive en raison de l'abondance de la littérature sur la satisfaction au travail qui offre des fondements théoriques suffisamment solides pour adopter une telle approche.

Les items de l'échelle de mesure de la satisfaction du personnel ont été générés sur la base des échelles existantes dans la littérature compris celle des articles concernant le cadre conceptuel de la satisfaction au travail, des études de validation des questionnaires de satisfaction auprès du personnel du secteur public et privé, d'une part et des discussions avec les fonctionnaires de certaines administrations au niveau de la région du Casablanca-Settat, dans un souci d'enrichir les critères d'évaluation issus de la revue de littérature, d'autre part. Une combinaison des items nous a conduit à proposer un questionnaire initial de 52 items concernant la mesure de la satisfaction du personnel. Ensuite, ces items ainsi générés ont été soumis aux avis d'un professeur du domaine et de plusieurs fonctionnaires professionnels afin de juger leur pertinence par rapport au concept à mesurer, ce qui nous a permis d'écarter 14 items, ainsi que modifier certains énoncés afin d'améliorer leur compréhensibilité. En total 38 items ont été retenus pour l'évaluation de la satisfaction du personnel. Ils sont répartis sur 5 dimensions:

- La première dimension concerne les conditions, l'organisation et le contenu du travail (09 items);
- La deuxième dimension concerne la rémunération, la gestion de carrière et les connaissances sur les réglementations (09 items);
- La troisième dimension concerne l'information et la communication (08 items);
- La quatrième dimension concerne la formation et les compétences (06 items); et
- La cinquième dimension concerne les relations de travail (06 items).

Les items correspondant à chaque dimension ont été mesurés par des échelles du type Likert à cinq degrés :

- Le premier degré correspond à : Pas du tout d'accord ;
- Le deuxième degré correspond à : Pas d'accord ;
- Le troisième degré correspond à : Un peu d'accord ;
- Le quatrième degré correspond à : D'accord ; et
- Le cinquième degré correspond à : Tout à fait d'accord.

Le principe de ces échelles multiples consiste à proposer un ensemble d'énoncés qui sont supposés caractériser le construit. Chaque énoncé affirmatif est suivi de l'indication par le répondant de son degré d'accord ou de désaccord avec le jugement proposé.

3.2 ÉTUDE 1

3.2.1 ANALYSE FACTORIELLE EXPLORATOIRE

Dans cette première étude, l'analyse du questionnaire de satisfaction du personnel a été effectuée d'abord à travers une analyse factorielle et ensuite à travers les tests de fiabilité. Ce sont les deux étapes généralement préconisées par le paradigme de Churchill lors de la phase exploratoire [19].

3.2.2 PARTICIPANTS À L'ENQUÊTE

La population visée par cette enquête était le personnel des administrations publiques de la région du Casablanca-Settat. Nous avons pris un échantillon de certaines administrations composé de 190 fonctionnaires.

L'opération s'est déroulée durant le mois de juillet 2015, nous avons essayé de faciliter l'énoncé des questions, d'informer sur le but de la recherche et de donner des explications de certains items lors de la distribution de ce questionnaire tout en insistant sur l'anonymat et la confidentialité de toutes les informations fournies. Nous avons distribué directement au personnel de l'échantillon les questionnaires, et nous avons donné suffisamment de temps pour répondre à ces questions et nous les faire retourner.

Nous avons distribué 237 questionnaires et nous avons reçu 207, soit un taux de retour de 87,34%. Puis nous avons annulé les questionnaires présentant des données manquantes qui sont en nombre de 17, ce qui nous a permis d'exploiter 190 questionnaires, soit un taux d'exploitation de 80,17%.

L'échantillon de cette première étude est composé de 58,4% d'hommes et 41,6% de femmes. 73,1% appartiennent à la tranche d'âge 40-60 ans. 72,1% sont mariés. 46,8% ayant 1 à 3 personnes en charge. 58,9% ont accédé à la fonction publique par voie de concours contre 41,1% par recrutement direct. 27,9% sont des cadres supérieurs, 42,1% des cadres moyens et 30% des Agents. 91,6% sont titulaires et 8,4% sont temporaires, et 74,2% ont une ancienneté dans l'administration de plus de 10 ans.

3.2.3 PROCÉDURE DE TRAITEMENT DES DONNÉES

Les données recueillies ont fait donc l'objet d'analyses exploratoires afin de déterminer la dimensionnalité de la satisfaction du personnel des administrations publiques Marocaines. En effet, l'analyse factorielle en composantes principales (ACP) est la méthode la plus pertinente pour synthétiser l'information et découvrir la structure sous-jacente d'un concept puisqu'il s'agit d'une méthode d'analyse des données multi-variées qui permet d'explorer simultanément les relations qui existent entre plusieurs variables [20].

Nous avons utilisé le test de Kayser Meyer Olkin (KMO) et le test de sphéricité de Bartlett Pour apprécier l'efficacité éventuelle de l'ACP. Le test KMO doit être supérieur à 0,5 et celui de Bartlett doit être significatif pour qu'une analyse factorielle soit réalisable ($p < 5\%$) [21].

L'ACP permet de vérifier si l'échelle utilisée est uni ou multi dimensionnelle et détermine le nombre de dimensions composant cette échelle. Cette analyse est réalisée en appliquant notamment le critère de Kaiser selon lequel il est recommandé de garder les facteurs qui disposent d'une valeur propre (Eigenvalue) supérieure ou égale à 1. Ces facteurs doivent avoir un pourcentage de variance expliquée minimal pour être retenus. [22]¹ propose les seuils suivants :

- variance expliquée $> 0,8$, la variable est très bien représentée ;
- $0,65 < \text{variance expliquée} < 0,8$, la variable est bien représentée ;
- $0,40 < \text{variance expliquée} < 0,65$, la variable est moyennement représentée.»

L'ultime étape de l'analyse factorielle consiste à tester la stabilité de la structure des facteurs obtenue par l'examen de la matrice des corrélations. Si les facteurs sont fortement corrélés (corrélations supérieures ou égales à 0,3), alors une rotation oblique (Oblimin) est adéquate. Dans le cas inverse, il faut s'orienter vers une rotation orthogonale (Varimax) [21]. Nous avons choisi cette dernière méthode qui est utilisée très régulièrement dans la pratique du fait de l'absence d'une forte corrélation entre les facteurs.

L'analyse factorielle sera complétée par l'estimation de la fiabilité. Cette dernière constitue le critère utilisé pour juger de la qualité de la mesure [23]. La fiabilité d'un instrument de mesure représente sa capacité à reproduire des résultats similaires s'il était administré plusieurs fois à une même population [24]. Selon [25], un alpha compris entre 0,6 et 0,8 est acceptable pour une étude exploratoire. Toutefois, [26] juge qu'un alpha de Cronbach est acceptable lorsqu'il est compris entre 0,6 et 0,7, pour [27] Un coefficient alpha de Cronbach supérieur à 0.70 permet de conclure une bonne consistance interne des échelles

La purification des échelles de mesure de la satisfaction du personnel a été réalisée sur SPSS version 21, et les principaux résultats seront présentés ci-dessous.

3.2.4 RÉSULTATS

L'analyse factorielle exploratoire a été réalisée à l'aide du logiciel SPSS 21 sur l'ensemble des 38 items qui composent le questionnaire initial, sans préciser le nombre de facteurs. La méthode d'extraction choisie pour déterminer le nombre de facteurs est l'analyse en composantes principales (ACP).

La purification de l'échelle de mesure a nécessité la réalisation de 8 ACP successives. A chaque étape nous avons vérifié la pertinence d'une factorisation des données dès lors que nous retirions une variable de l'analyse (tableau 1).

Les résultats du test KMO sont supérieurs à 0,5 ce qui est acceptable [28]. Les tests de sphéricité de Bartlett indiquent à chaque fois un score élevé avec une significativité ($P < 0,001$) ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse d'absence de corrélation. Donc les corrélations ne sont donc pas toutes égales à zéro. Cela justifie donc l'utilisation de l'analyse en composantes principales, qui permet d'expliquer une grande partie de la variance avec un minimum de facteurs. Ces résultats permettent alors de conclure que les données sont à chaque fois factorisables.

Les 8 ACP ont conduit à exclure 24 items soit parce qu'ils étaient mal expliqués par les facteurs retenus du fait d'un score de communalité inférieur à 0,5, soit parce qu'ils étaient fortement et également chargés sur plusieurs facteurs [29].

¹ Cité par P. Roussel (1996).

Tableau 1. Conditions de validité pour chaque ACP

		ACP1	ACP2	ACP3	ACP4	ACP5	ACP6	ACP7	ACP8
Mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin.		0,875	0,864	0,847	0,840	0,834	0,834	0,798	0,768
Test de sphéricité de Bartlett	Khi-deux approximé	4429,764	3305,087	2863,346	2698,715	2475,804	2475,804	2069,494	1533,591
	ddl	703	406	300	253	210	210	153	91
	Signification de Bartlett	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Pour choisir le nombre de facteurs à extraire, nous avons analysé le tableau de la variance totale expliquée. 11 facteurs (ou composantes) ont une valeur propre supérieure à 1. Nous les conservons donc pour l'analyse. Le premier facteur explique à lui seul 31,522 % de la variance totale des 38 variables de l'analyse. Mis en communs, les onze facteurs permettent d'expliquer 72,734 % de la variance. Les autres facteurs (12 à 38) ne sont pas retenus car ils n'expliquent pas suffisamment de variance et leurs valeur propre est inférieur à 1.

L'analyse en composantes principales, dans un premier temps, ne fait pas apparaître une structure factorielle claire car de nombreux items ont des contributions élevées sur plusieurs facteurs.

Pour procéder à l'épuration des échelles de mesure, deux règles reposant sur l'importance des variables initiales dans la formation des facteurs, apparaissent fréquemment dans les travaux de validation de questionnaires à échelles multiples:

- L'élimination des items ayant des contributions supérieures à 0,3 sur plusieurs facteurs, ou aucune contribution atteignant ce seuil sur l'un des facteurs principaux retenus [25].
- L'élimination des items n'ayant aucune contribution supérieure ou égale à 0,50 sur l'une des composantes principales identifiées [30]. Cette élimination permet de conserver les items qui rendent compte de l'information la plus importante possible tout en condensant au mieux l'échelle. Ce dernier aspect vise à fournir un questionnaire allégé afin d'améliorer les taux de réponse du Questionnaire.

Au départ, l'ACP ne fait pas apparaître une structure factorielle claire. Aussi l'examen des contributions factorielles de chaque item sur les facteurs permet d'identifier les items qui sont mal représentés par les facteurs et qui doivent être éliminés.

Ensuite une deuxième itération a été réalisée par une analyse factorielle en composantes principales avec rotation varimax sur les items restants. Ce processus itératif a été reproduit jusqu'à l'identification d'une structure factorielle plus claire, c'est-à-dire que la procédure est arrêtée lorsqu'aucun item n'est à éliminer. Celle-ci a pris fin à la huitième itération.

Les résultats de l'ACP à la fin de la huitième itération donnent une structure factorielle à 5 dimensions qui restituent 80,25% de la variance totale, pour un coefficient KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) de 0,768, et montrent que l'ensemble des items présentent une bonne qualité de représentation (> 0,50).

Tableau 2. Variance totale expliquée

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Sommes des carrés des facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	4,669	33,351	33,351	4,669	33,351	33,351	2,772	19,799	19,799
2	2,207	15,764	49,115	2,207	15,764	49,115	2,682	19,157	38,957
3	1,982	14,159	63,274	1,982	14,159	63,274	2,518	17,987	56,944
4	1,225	8,753	72,027	1,225	8,753	72,027	1,729	12,353	69,297
5	1,151	8,222	80,249	1,151	8,222	80,249	1,533	10,952	80,249
6	,611	4,366	84,615						
7	,470	3,360	87,975						
8	,397	2,838	90,813						
9	,338	2,415	93,228						
10	,268	1,911	95,139						
11	,219	1,565	96,704						
12	,171	1,219	97,923						
13	,153	1,095	99,018						
14	,138	,982	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

Cette structure factorielle est claire et explique une part importante de l'information. Chaque item associé à un facteur a une saturation forte sur ce seul axe factoriel. Ensuite, le processus d'épuration a été poursuivi par l'examen de la fiabilité des 5 dimensions dégagées par l'ACP.

La fiabilité de l'échelle de mesure est vérifiée en calculant l'alpha de Cronbach pour chaque facteur retenu et pour l'ensemble de l'échelle. (Tableau 3)

Les indices de fiabilité des facteurs retenus dans notre étude sont largement supérieurs à la norme de 0,6. Ils sont compris entre 0,681 et 0,931. L'alpha de Cronbach est satisfaisant, donc les items sont corrélés et cohérents entre eux, ils peuvent être additionnés pour former un score d'échelle [31].

Quant à l'échelle totale, elle présente une bonne fiabilité avec un alpha de Cronbach de 0,842.

La qualité de ce coefficient est une condition nécessaire pour pouvoir associer les items de ces cinq échelles au sein d'un même questionnaire afin de calculer ensuite un score globale de satisfaction à l'égard de la satisfaction du personnel

TABLEAU 3. STATISTIQUES DE FIABILITE

	Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
Composante 1	0,841	0,842	4
Composante 2	0,931	0,931	3
Composante 3	0,900	0,900	3
Composante 4	0,681	0,681	2
Composante 5	0,852	0,852	2
Echelle totale	0,844	0,844	14

Ainsi, il devient possible de conclure que tous les énoncés partagent une notion commune, c'est-à-dire que chaque item présente une cohérence avec l'ensemble des autres énoncés de l'échelle à laquelle il appartient.

Une fois que les poids ont été bien identifiés dans la matrice, la structure des facteurs est établie à partir des variables qui ont un poids significatif à l'intérieur de la colonne de chacun de ceux-ci. À l'aide du questionnaire et du libellé exact des items, on doit regarder les variables associées et tenter de nommer le construit latent mesuré par le facteur. Ainsi cette nomination se présente comme suit :

- Le facteur 1 représente : Rémunération et Gestion de carrière
- Le facteur 2 représente : Information sur le travail
- Le facteur 3 représente : Relation dans le travail
- Le facteur 4 représente : Choix du travail et du service
- Le facteur 5 représente : Conditions de travail

3.3 ÉTUDE 2

3.3.1 ANALYSE FACTORIELLE CONFIRMATOIRE DU PREMIER ORDRE

Cette deuxième étude vise de confirmer la qualité de la structure factorielle de l'échelle issue de l'analyse factorielle exploratoire. Elle tente à vérifier la validité convergente et discriminante de l'échelle, ainsi qu'à réévaluer sa fiabilité par l'examen du Rho de Jöreskog jugé plus robuste que l'alpha de Cronbach [32].

Nous allons voir si le modèle à cinq facteurs retenu à la suite de l'analyse factorielle exploratoire fournira un meilleur ajustement et une fiabilité de cohérence interne avec l'analyse confirmatoire, et présentera une bonne validité convergente et discriminante.

3.3.2 PARTICIPANTS À L'ENQUÊTE

L'échantillon final de cette deuxième étude est composé de 590 fonctionnaires. Le questionnaire a été distribué directement au personnel durant le mois de février 2016.

L'échantillon de cette deuxième étude est composé de 62% d'hommes et 48% de femmes. 46% appartiennent à la tranche d'âge 40-60 ans. 73% sont mariés. 52% ayant 1 à 3 personnes en charge. 51% ont accédé à la fonction publique par voie de concours contre 49% par recrutement direct. 26% sont des cadres supérieurs, 51% des cadres moyens et 23% des Agents. 97% sont titulaires et 3% sont temporaires, et 84% ont une ancienneté dans l'administration de plus de 10 ans.

On peut constater que les caractéristiques de ce deuxième échantillon sont différentes de celles du premier échantillon. Cette différence de population permettra de bien pouvoir vérifier la stabilité de structure factorielle de l'échelle sur un autre échantillon.

3.3.3 PROCÉDURE DE TRAITEMENT DES DONNÉES

Nous allons réaliser dans un premier temps une deuxième analyse factorielle exploratoire sur un échantillon de 300 fonctionnaires à fin de s'assurer de la stabilité de la structure factorielle de l'échelle de la satisfaction du personnel émergee de la première étude. Puis nous allons réaliser une analyse factorielle confirmatoire à l'aide du logiciel AMOS .21 sur un échantillon finale de 590 fonctionnaires selon la méthode du maximum de vraisemblance (ML) qui nécessite une multi normalité des variables de mesure. Il faut donc vérifier la normalité des variables avant que les échelles fassent objet d'une analyse factorielle confirmatoire.

Dans la littérature deux indicateurs sont proposés, ils comparent la distribution observée à celle de la loi normale ou courbe de Gauss. Il s'agit du coefficient de symétrie (Skewness) et du coefficient d'aplatissement (Kurtosis). Le coefficient de symétrie « indique si les observations sont réparties équitablement autour de la moyenne (le coefficient est alors nul) ou si elles sont plutôt concentrées vers les valeurs les plus faibles (coefficient positif) ou si elles sont plutôt concentrées vers les valeurs les plus élevées (coefficient négatif) » [33]. Le coefficient de concentration quant à lui, compare « la forme de la courbe de distribution des observations à celle de la loi normale : un coefficient positif indique une plus forte concentration des observations alors qu'un coefficient négatif indique une courbe plus aplatie » [33].

Pour être considérée comme normale, la valeur de ces indicateurs doit se rapprocher de 0 pour la symétrie (skewness) et de 3 pour la concentration (Kurtosis), ce qui est rarement le cas dans la pratique. Plusieurs seuils sont avancés dans la littérature. Par exemple, [34] précisent que le coefficient « skewness » ne doit pas être supérieur à 3 en valeur absolue alors que le coefficient « Kurtosis » ne doit pas excéder 8 en valeur absolue.

Le recours à l'analyse factorielle confirmatoire est nécessaire. Elle vise avant tout, à vérifier l'ajustement de l'échelle retenue aux données collectées. L'analyse confirmatoire permet aussi d'identifier parmi plusieurs modèles alternatifs, celui qui s'ajuste le mieux aux données et qui doit en conséquence être préféré ([3]; [6]). Les critères permettant d'interpréter les résultats d'une analyse factorielle confirmatoire sont nombreux, mais les indicateurs les plus couramment retenus sont de trois types. Ils sont généralement utilisés pour juger de l'ajustement du modèle testé aux données empiriques ([34]; [6]).

Il s'agit des indices d'ajustement absolus qui permettent d'évaluer dans quelle mesure le modèle théorique reproduit correctement les données collectées. C'est notamment le cas de l'indice de parcimonie χ^2/ddl , dont la valeur doit être inférieure à 5, si possible à 3 [35], du GFI et de l'AGFI dont la valeur seuil est de 0,90 [36], du SRMR dont la valeur doit être inférieure à 0,05 et du RMSEA dont la valeur doit être inférieure à 0,08 et si possible, à 0,05 [6]. Ensuite, viennent les indices incrémentaux qui sont utilisés pour évaluer l'amélioration de l'ajustement du modèle qui est testé par comparaison à un modèle de référence plus restrictif. Il s'agit plus précisément du NFI, du NNFI et du CFI dont la valeur seuil est de 0,90 [36]. Et enfin, viennent les indices de parcimonie qui indiquent dans quelle mesure le modèle présente un bon ajustement pour chaque coefficient estimé. Les deux indices les plus utilisés pour la parcimonie sont l'AIC et le CAIC qui permettent de déterminer parmi plusieurs modèles alternatifs le plus parcimonieux. Le meilleur modèle est celui qui présente l'AIC le plus faible possible.

L'analyse confirmatoire offre également un ensemble d'indicateurs, qui permettent d'attester de la fiabilité et des validités convergentes et discriminantes d'une échelle ainsi que de ses dimensions respectives.

3.3.3.1 FIABILITÉ

Les estimations fournies par les analyses factorielles confirmatoires permettent de compléter l'étude de la fidélité de l'échelle de mesure par le calcul du ρ de Jöreskog (1971) [37] qui est jugé plus fiable que l'alpha de Cronbach car moins sensible au nombre d'items de l'échelle ([38]; [39]).

La formule du ρ de Jöreskog est la suivante :

$$\rho_{\xi} = \frac{\left[\sum_{i=1}^p \lambda_i \right]^2 \text{var}(\xi)}{\left[\sum_{i=1}^p \lambda_i \right]^2 + \sum_{i=1}^p \text{var}(\sigma_i)}$$

Avec :

ρ_{ξ} = Fiabilité de la mesure de la variable théorique ξ

λ_i = Corrélations (« loading ») de l'indicateur i sur sa variable théorique, issu d'une analyse factorielle confirmatoire. Les λ_i sont les coefficients standardisés des variables et indiquent les corrélations avec les facteurs latents ; si les variables sont standardisées, $\text{var}(\xi)=1$.

$\text{var}(\sigma_i) = 1 - \lambda_i^2$ Variance résiduelle de l'indicateur i

Dans le cadre d'une analyse confirmatoire, ce coefficient doit être supérieur au seuil de 0.70 [40].

3.3.3.2 LA VALIDITÉ DU CONSTRUIT

Selon [41], cette étape consiste à vérifier si les indicateurs censés mesurer le même phénomène sont suffisamment corrélés (validité convergente) et s'ils se distinguent des indicateurs censés mesurer des phénomènes différents (validité discriminante). La validité d'un concept représente la mesure dans laquelle une opérationnalisation reflète le concept qu'elle est censée mesurer. La validité est d'autant plus forte que l'erreur de mesure est faible.

Le test de validité du construit repose sur les critères de validité convergente et discriminante.

3.3.3.2.1 LA VALIDITÉ CONVERGENTE

La validité convergente représente le degré de convergence entre de multiples tentatives de mesurer le même concept avec des méthodes différentes [41]. Elle correspond au rapport entre la variance des indicateurs de mesure (ou variables manifestes) expliquée par le concept latent et la variance totale incluant les erreurs de mesure (erreur aléatoire et erreur systématique) [40]. On appelle ce ratio Average Variance Extracted (AVE) ou ρ^2 de la validité convergente (pVC). S'il est inférieur à 50%, cela signifie que la variance due aux erreurs de mesure est supérieure à celle expliquée par le concept lui-même.

L'indice de la validité convergente est mesuré à l'aide de la formule suivante de [40]:

$$\rho_{VC} = \frac{\sum(\lambda_i^2)}{\sum(\lambda_i^2) + \sum(\delta_i^2)}$$

3.3.3.2 LA VALIDITÉ DISCRIMINANTE

En ce qui concerne la validité discriminante, elle est destinée à s'assurer que les indicateurs de mesure d'un construit sont faiblement corrélés aux indicateurs de mesure d'autres construits [41]. Elle est satisfaisante lorsque les carrés des corrélations entre deux concepts quelconques sont inférieurs à chacune des «variances extraites moyennes», autrement dit lorsque la variance partagée par deux quelconques concepts différents est inférieure à la variance partagée par ces concepts et leurs indicateurs (variables manifestes) [40].

La validité discriminante est également satisfaisante lorsque les corrélations entre les concepts sont différentes significativement de l'unité.

3.3.4 RÉSULTATS

Nous avons procédé à une deuxième analyse factorielle exploratoire pour épurer notre échelle de mesure sur un deuxième échantillon composé de 300 fonctionnaires, ce qui nous a permis de supprimer l'item REM_GEST_CAR4 car il a des contributions supérieures à 0,3 sur plusieurs facteurs.

Après épuration, l'analyse en composantes principales a fait apparaître une structure factorielle composée de cinq facteurs, expliquant 85.45 % de la variance totale.

La structure factorielle émergée de la première étude, a été confirmée. Elle compte 13 items au lieu des 14 items inclus au départ de cette deuxième analyse factorielle.

A l'issue de cette deuxième étude, on peut conclure que cette phase de validation au sens de Churchill (1979) nous a permis de confirmer la stabilité de la structure factorielle de l'échelle de la satisfaction du personnel de la première étude.

Concernant les résultats de notre analyse factorielle confirmatoire sous le logiciel Amos.21 pour tester notre modèle sur un échantillon finale de 590 fonctionnaires, nous nous assurerons tout d'abord de la distribution normale des variables. Les valeurs des coefficients de symétrie (skewness) et d'aplatissement (Kurtosis) sont correctes, comme indiqué dans le tableau suivant.

Tableau 4. Valeurs des coefficients de symétrie (skewness) et d'aplatissement (Kurtosis)

Variables	skewness	kurtosis
COND_TRAV2	-0,136	-1,234
COND_TRAV1	-0,043	-1,332
CHOIX_TRA_SER2	0,485	-0,702
CHOIX_TRA_SER1	0,571	-0,601
RELATION_TRAV3	-0,268	-0,987
RELATION_TRAV2	-0,088	-0,954
RELATION_TRAV1	-0,181	-0,923
INFORMATION3	0,156	-0,766
INFORMATION2	0,449	-0,159
INFORMATION1	0,321	-0,312
REM_GEST_CAR3	0,277	-0,726
REM_GEST_CAR2	0,451	-0,095
REM_GEST_CAR1	0,39	-0,396

Selon [38], il est préférable de tester plus d'un modèle. Par conséquent, l'étude teste trois modèles :

Le premier modèle (M 1) teste la possibilité du concept de satisfaction du personnel soit unidimensionnel. (Figure 1)

Le deuxième modèle (M2) de premier ordre teste la validité des cinq facteurs sans corrélation entre eux. (Figure 2)

Enfin, le troisième modèle (M3) de premier ordre évalue les facteurs avec corrélation. (Figure 3)

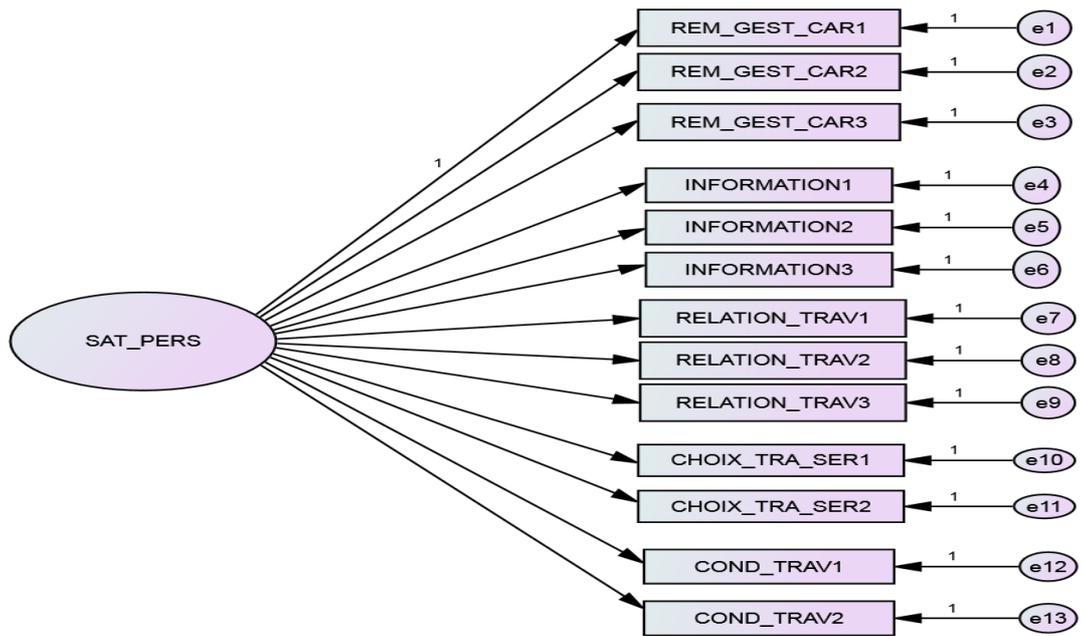


Fig. 1. Modèle unidimensionnel (M1)

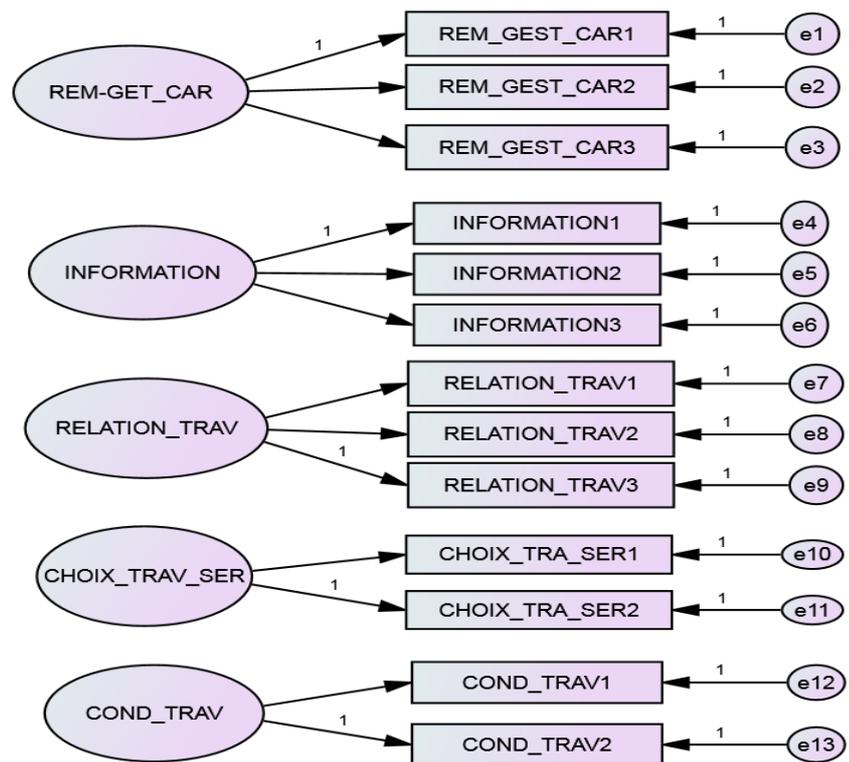


Fig. 2. Modèle de premier ordre avec cinq facteurs non corrélés (M2)

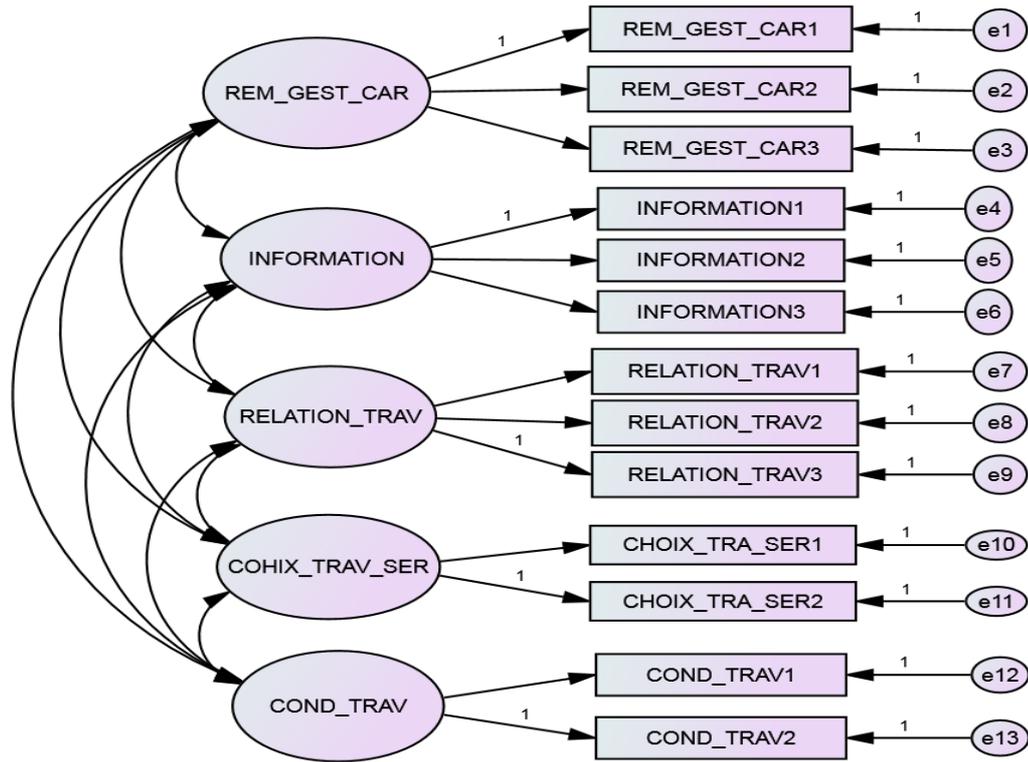


Fig. 3. Modèle de premier ordre avec cinq facteurs corrélés (M3)

Les résultats de l’analyse factorielle confirmatoire comparant les trois modèles proposés, qui sont obtenus via le logiciel AMOS21, sont représentés dans le tableau 5

Le Tableau 5. Résultats de l’analyse confirmatoire, comparant les trois modèles alternatifs.

MODELES	KHI 2	χ^2/ddL	GFI	AGFI	RMR	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
M1	2067,925	31,814	0,547	0,366	0,228	0,278	0,384	0,261	0,389	2119,925
M2	438,005	6,257	0,843	0,796	0,264	0,115	0,87	0,855	0,888	480,005
M3	185,947	3,381	0,953	0,922	0,046	0,064	0,961	0,939	0,945	257,947
NORMES	-	<5	> ,90		Proche de 0	< ,08	>,90			Le plus faible

Ces résultats montrent que le modèle (M3) est celui qui s’ajuste le mieux aux données. Comparé aux autres modèles alternatifs, il présente le plus faible indice de mesures de parcimonie AIC (257,947). Il présente aussi le meilleur Khi2 rapporté à son degré de liberté χ^2/ddl (3.381). Ce ratio est satisfaisant puisqu’il est inférieur à 5. L’indice RMR est égal à 0,046 qui est inférieur à 0,08. En règle générale, il est couramment admis que plus l’indice RMR est proche de zéro, meilleur est l’ajustement [34]. Par ailleurs, l’indice RMSEA est égal à 0,064. Cet indice doit être inférieur à 0,08 pour informer sur un meilleur ajustement. Les autres indices de mesure absolus GFI = 0,953 et AGFI = 0,922 sont également très satisfaisants car supérieurs à la norme communément admise (0,90). Les indices de mesures incrémentaux NFI = 0,961, RFI = 0,939 et CFI = 0,960 atteignent aussi les valeurs admises pour offrir un très bon ajustement. Le modèle 3 résultant de l’analyse factorielle exploratoire respecte ainsi les normes recommandées et atteint les normes les plus rigoureuses de qualité d’ajustement [36]; [35] ; [34].

Etant donné que le modèle à cinq facteurs corrélés présente les meilleures qualités d'ajustement, nous allons essayer de l'améliorer en rajoutant des liens de covariance entre les erreurs pour améliorer son ajustement [42].

Pour améliorer la qualité du modèle, le logiciel AMOS nous suggère de corrélérer certaines erreurs de mesure, notamment celles des items 4,6, 10 et 12. (figure 4)

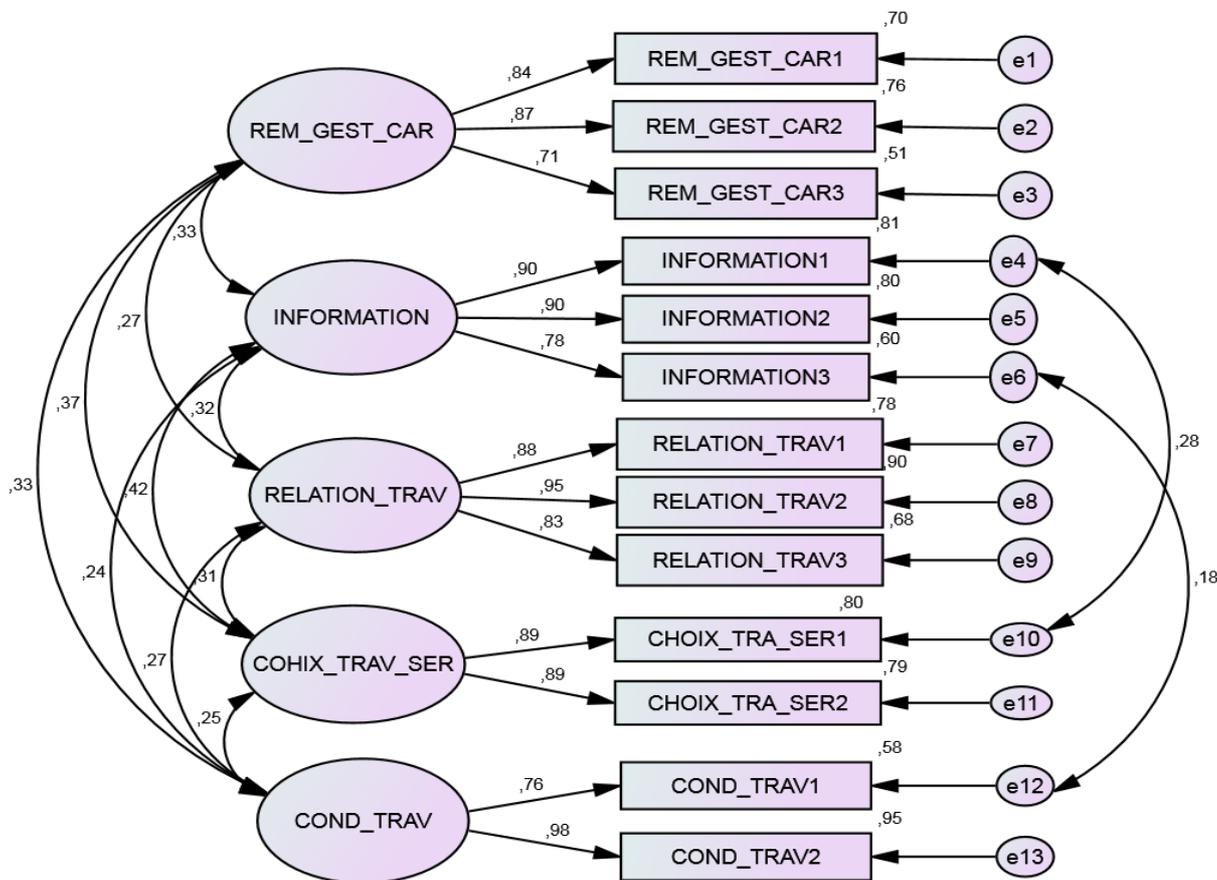


Figure 4. Le modèle de mesure à cinq facteurs corrélés de la satisfaction du personnel avec des liens de covariance entre les erreurs

L'exécution de cette opération améliore sensiblement la valeur des indicateurs d'ajustement du modèle avec des loading satisfaisants pour tous les items.

Les résultats obtenus sont représentés dans le tableau 6

Tableau 6. Comparaison entre le modèle M3 et M3 amélioré

MODELES	KHI 2	χ^2/ddL	GFI	AGFI	RMR	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
M3	185,947	3,381	0,953	0,922	0,046	0,064	0,961	0,939	0,945	257,947
M3 (amélioré)	155,134	2,927	0,961	0,933	0,043	0,057	0,968	0,952	0,978	231,134
NORMES	-	<5	> ,90		Proche de 0	< ,08	> ,90		Le plus faible	

D'après les résultats obtenus nous constatons que l'ajustement du modèle selon la méthode du maximum de vraisemblance est très satisfaisant ce qui indique une bonne adéquation de notre modèle aux données empiriques. La fiabilité de cohérence interne et la validité de construit peuvent être examinées.

Afin de confirmer les propriétés psychométriques de l'échelle, il conviendra de réexaminer sa fiabilité et de vérifier sa validité convergente, discriminante. Comme souligné précédemment, la fiabilité de cohérence interne est vérifiée dans l'analyse confirmatoire, à travers l'examen du coefficient ρ de Jöreskog [37]. Il est présenté comme étant moins dépendant du nombre d'items et plus robuste que le coefficient alpha de Cronbach [32]. Un seuil d'acceptation de 0,70 peut être retenu pour ce coefficient [40], bien qu'il n'existe pas de règles précises d'interprétation de ce résultat [43].

Tableau 7. Fiabilité des dimensions de l'échelle de la satisfaction du personnel

Dimensions de l'échelle	Alpha de Cronbach	Rh ρ de Jöreskog
REM_GEST_CAR	0,846	0,852
INFORMATION	0,888	0,893
RELATION_TRAV	0,914	0,917
CHOIX_TRA_SER	0,886	0,887
COND_TRAV	0,856	0,865

Les coefficients ρ de Jöreskog pour chacune des dimensions de notre échelle de mesure, varient entre 0,852 et 0,917. Ces coefficients sont satisfaisants et supérieurs à 0,70. Nous pouvons donc conclure que notre échelle est fiable.

Concernant la validité de construit (convergente et divergente), le tableau 8 nous présente les résultats selon la méthode de [40].

Tableau 8. Validité de construit de l'échelle de mesure de la satisfaction du personnel

	REM_GEST_CAR	INFORMATION	RELATION_TRAV	CHOIX_TRA_SER	COND_TRAV
pVC	0,659	0,737	0,788	0,796	0,765
R ² _{ij} REM_GEST_CAR	1				
R ² _{ij} INFORMATION	0,11	1			
R ² _{ij} RELATION_TRAV	0,07	0,10	1		
R ² _{ij} CHOIX_TRA_SER	0,14	0,18	0,10	1	
R ² _{ij} COND_TRAV	0,11	0,08	0,07	0,06	1

Les échelles des dimensions de la satisfaction du personnel respectent les critères de validité convergente et discriminante préconisés par [40].

- l'indice pvc pour toutes les dimensions est supérieur à 0.50. Cela signifie que la variance expliquée par les items est plus importante que celle due aux erreurs de mesure.
- le test de Student est significatif pour l'ensemble des contributions factorielles au seuil de signification de 5%.
- La variance partagée entre les dimensions (calculée sur la base du carré de leurs corrélations) est inférieure à la variance partagée entre chaque dimension et sa mesure.

Les trois conditions sont remplies. Les validités convergente et discriminante de l'échelle de la satisfaction du personnel au sens de [40]) sont donc établies.

3.3.4.1 ANALYSE FACTORIELLE CONFIRMATOIRE DU SECOND ORDRE

Dans cette phase nous supposons l'existence d'un facteur de second ordre de satisfaction du personnel. Le recours à un facteur de second ordre permet de s'assurer que les dimensions estimées par les facteurs de premier ordre définissent bien le construit plus large et plus abstrait de satisfaction du personnel, estimé par le facteur de second ordre [34].

La création d'un facteur de second ordre traduit la covariance et donc le co-alignement entre les facteurs de premier ordre [44].

Globalement, pour admettre l'existence d'un modèle de second ordre, trois conditions doivent être remplies [45]:

- (1) les indices de qualité de l'ajustement de la structure factorielle de second ordre [46];
- (2) les contributions factorielles du facteur de second ordre doivent être statistiquement significatives [40] [47]); et
- (3) le coefficient cible T (Target coefficient) de [48] devrait être proche de 1. Le coefficient cible Test le rapport entre le khi-deux du modèle du premier ordre et celui du modèle plus restrictif, c'est-à-dire du modèle de second ordre. Le coefficient cible T est compris entre 0 et 1 ([48]).

$$TCI = \frac{\text{Chi-deux du modèle de premier ordre}}{\text{Chi-deux du modèle de second ordre}}$$

Si ce rapport est supérieur à 0.9, cela signifie que le facteur de second ordre explique effectivement la covariance entre les facteurs [48] et on doit dans ce cas opter pour le modèle de second ordre.

En se basant sur les résultats du tableau 9, les indices d'ajustement du modèle de second ordre sont jugés très acceptables. Le ratio χ^2/dll (3.927) est inférieur au seuil préconisé. La valeur de RMSEA (0.070) est satisfaisante. Les autres indices absolus et incrémentaux de qualité d'ajustement (NNFI, CFI, GFI et AGF1) sont très satisfaisants, tous sont supérieurs à la norme exigée.

Tableau 9. Comparaison entre les indices d'ajustement du modèle de premier et second ordre

MODELES	KHI 2	χ^2/dL	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
Premier ordre	155,134	2,927	0,942	0,910	0,057	0,968	0,952	0,978	231,134
Second ordre	231,666	3,927	0,961	0,933	0,070	0,952	0,936	0,942	295,666
NORMES	-	<5	>,90		<,08		>,90		Le plus faible

La figure 5 montre que trois contributions factorielles du facteur de second ordre sont supérieures ou égales à 0.60, et deux contributions sont supérieures à 0,50, mais supérieures au seuil exigé 0.40 ([2]; [49]; [26]).

Toutefois, pour [50], un poids factoriel supérieur ou égal à 0.38 est considéré comme étant significatif, donc nous considérons que toutes les contributions sont acceptables. De plus, toutes ces contributions sont très significatives.

Ces résultats indiquent que le facteur de second ordre entraîne les cinq facteurs de premier ordre et explique leur covariance ([43]; [47]).

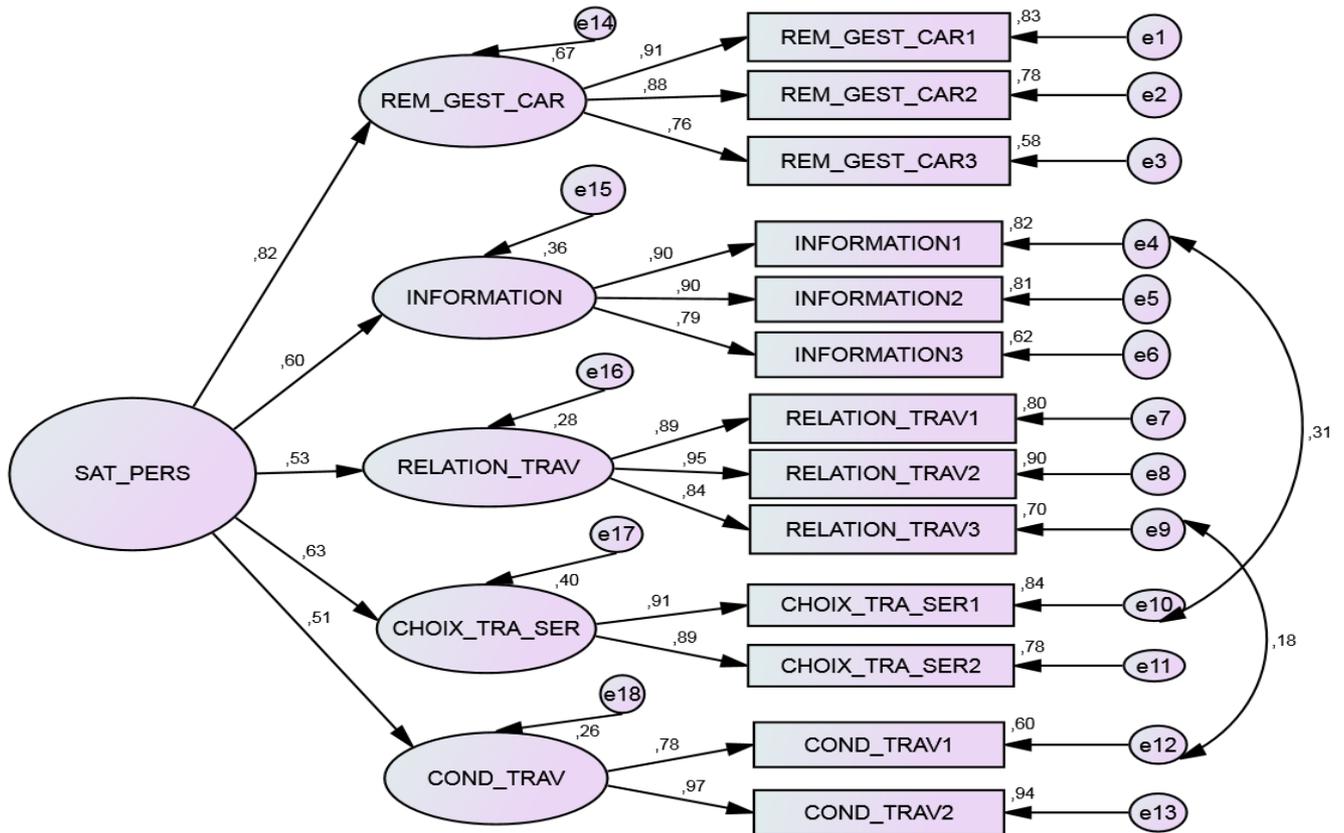


Figure 5. Modèle de second ordre de la satisfaction du personnel

D’après le tableau 9, le modèle à cinq facteurs présente de meilleurs indices d’ajustement que le modèle de second ordre. Pour trancher entre les deux, nous allons calculer le coefficient cible T. Ce dernier est égal à $0,67 < 0,9$ ($T = 155,13 \setminus 231,66$), indique que le facteur de second ordre explique 67% de la covariance entre les facteurs de premier ordre [48], ce qui implique que les relations parmi les construits de premier ordre ne sont pas suffisamment capturées par leur construit de second ordre [51]. Donc la troisième condition n’est pas remplie.

Cela nous amène à choisir le modèle de premier ordre à cinq facteurs pour mesurer la satisfaction du personnel, car il présente de meilleurs indices d’ajustement.

4 DISCUSSION DES RESULTATS ET CONCLUSION

L’objectif de cette recherche était de proposer une échelle de mesure de la satisfaction du personnel des administrations publiques Marocaines, fiable et présentant des qualités psychométriques scientifiquement valides et satisfaisantes, qui aide les gestionnaires publics à mesurer la satisfaction de leur personnel.

En se basant sur un état des lieux des instruments de mesure existant, nous avons élaboré cette échelle intégrant les principales dimensions de ce concept.

Les résultats confirment ainsi que la fiabilité et la validité de l’instrument de mesure sont correctes. En effet, les résultats montrent non seulement ses qualités d’ajustement aux données mais aussi sa fiabilité de cohérence interne, sa validité convergente, discriminante. La structure factorielle à cinq dimensions générée par l’analyse exploratoire dans la première étude s’est révélée très stable à travers la deuxième étude confirmatoire. Donc, quelle que soient les caractéristiques de l’échantillon observé, et quelle que soit la taille de l’échantillon, l’échelle de satisfaction du personnel présente une excellente stabilité, confirmant ainsi ses qualités psychométriques satisfaisantes.

Comme toute recherche empirique, cette étude fournit des contributions théoriques et des implications managériales. D’abord, d’un point de vue théorique, nos résultats confirment la multi-dimensionnalité du concept de la satisfaction au travail dans le contexte des administrations publiques Marocaines. Elle contribue à approfondir les connaissances relatives à ce concept et y apporter un éclairage en proposant un instrument de mesure mieux adapté à ce contexte.

Ensuite, d'un point de vue managerial cette recherche met à la disposition des gestionnaires publics un instrument de mesure de fiable et valide de la satisfaction du personnel qui sert comme une base pour connaître plus précisément les facteurs de satisfaction et d'insatisfaction et de proposer des remèdes afin de satisfaire au mieux leur personnel et par conséquent améliorer la qualité de service rendu aux usagers.

De plus, cet instrument de mesure offre la possibilité de poursuivre les études empiriques sur les conséquences de la satisfaction du personnel, notamment dans le contexte des administrations publiques Marocaine. Les différents liens établis dans la littérature entre la satisfaction, la motivation au travail, l'engagement organisationnel ou encore la fidélisation du personnel peuvent désormais être statistiquement vérifiés.

Cet instrument peut être utilisé comme outil de diagnostic de la satisfaction au travail. Il permet d'évaluer avec précision le niveau perçu de satisfaction du personnel. Ainsi, même si les résultats obtenus sont encourageants, une réévaluation des propriétés psychométriques de l'échelle, effectuée dans d'autres administrations permettrait une validation définitive de l'instrument.

Comme toute recherche à ses limites, La mienne a concerné seulement le personnel au niveau de la région du grand Casablanca-Settat, il faut élargir le champ d'étude incluant d'autres régions afin de confirmer les résultats obtenus.

Nous souhaitons à cet égard élargir le champ d'investigation à d'autres administrations publiques.

REFERENCES

- [1] Benhanana .E, Houfaïdi. S, (2014), Application du modèle qualité (CAF) dans les administrations publiques: cas du Maroc, ScienceLib Editions Mersenne, 6, N ° 141114.
- [2] Churchill G.A. (1979), A paradigm for developing better measures or marketing constructs, *Journal of Marketing Research*, 16, 1 64 – 73.
- [3] Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., Mac Callum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299
- [4] Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., & El Akremi, A. (2002). *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et applications en gestion*. Paris: Economica
- [5] Conway, J. M., & Huffcutt, A. I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods*,6(2), 147–168.;
- [6] Roussel, P. (2005). Méthodes de développement d'échelles pour questionnaires d'enquête (chapitre 9). In P. Roussel, & F. Wacheux (Eds.), *Management des ressources humaines : Méthodes de recherche en sciences humaines et sociales* (pp.245–276)
- [7] Peretti, Jean-Marie, 2002. « Ressources humaines », Librairie Vuibert, Paris.
- [8] Vallée, Geneviève, 2007. « La gestion de l'attraction et de la rétention de la main-d'oeuvre au sein de la fonction publique québécoise », Document de recherche réalisé pour l'ARUC, innovations, travail et emploi, document no 2007-004.
- [9] Locke E.A. (1976), "The Nature and Causes of Job Satisfaction", dans Dunnette M.D. (ed), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Chicago, Rand McNally, 1297-1349.A. R. Jennings, *Financial Accounting*, Cengage Learning EMEA, 2001.
- [10] Durrieu, François, 2000. Un Modèle Globale de la Satisfaction au Travail : Différence de Perception entre Commerciaux et Dirigeants », Document de travail, Université Ca' Foscari, Venezia, 24 novembre 2000.
- [11] Brief, Arthur P. et M. Weiss, 2002. "Organizational Behavior: Affect in the Workplace", *Annual Review of Psychology*, vol. 53, p. 279-307.
- [12] Lévy-Garboua, L., Montmarquette, C., & Simonnet, V. (2007), "Job satisfaction and Quits", *Labour Economics*, no 14, p. 251-268.
- [13] Ironson, G. H., Smith, P. C., Brannick, M. T., Gibson, W. M. & Paul, K. B. (1989). Construction of a Job in General Scale: A comparison of global, composite and specific measures. *Journal of Applied Psychology*, 74(2), 193–200.
- [14] Van de Ven, A. & Ferry, D. (1980). *Measuring and assessing organizations*. New York: Wiley.
- [15] Fouquereau, E. & Rioux, L. (2002). Elaboration de l'Echelle de Satisfaction de Vie Professionnelle (ESVP) en langue française : une démarche exploratoire. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 34(3), 210-215.
- [16] Weiss, D.J., Dawis, R.V. & England, G.W. & Lofquist, L.H. (1967). *Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire*. Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- [17] Smith, P. C., Kendall, L. M. & Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement: A strategy for the study of attitudes*. Chicago, IL: Rand McNally.

- [18] Hackman, J. & Oldham, G. (1975). Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159-170.
- [19] Galtier V. (2005), Comment mesurer l'apprentissage de groupe ? Construction d'une échelle de mesure bi-dimensionnelle, Cahier n°348, Université Paris IX Dauphine, Centre de recherche DMSP.
- [20] Field A. (2009), *Discovering statistics using SPSS Third edition*, SAGE Publication, London.
- [21] Galtier V. (2003), Proposition d'une échelle de mesure contextualisée de l'apprentissage d'équipe : Une analyse exploratoire, Cahier n°321, Université Paris IX Dauphine, Centre de recherche DMSP.
- [22] Philippeau, G. Comment interpréter les résultats d'une analyse en composantes principales. Paris : ITCF.
- [23] Evrard Y., Pras B., Roux E. (2003), *Market Etudes et recherches en marketing*, 3ème édition, Dunos.
- [24] Roussel, P. (1996), « Application de l'analyse factorielle confirmatoire sous Lisrel à la validation d'un questionnaire », Actes de la XIIIème Journées Nationales des IAE, tome 2.
- [25] EVRARD Y., Pras B. et Roux E. ; 1997 ; *Market – Etudes et recherches en marketing (2ième édition)* ; Paris : Nathan
- [26] Nunnally J.C. (1978), *Psychometric theory*, New York, Mac Graw-Hill
- [27] Fayers, P.M. et D. Machin. *Quality of life. Assessment, analysis and interpretation*, Chickester, John Wiley & Sons Ltd, 2000, 404p.
- [28] Kaiser H., Rice J. (1974), « Little Jiffy Mark 4 », *Educational and Psychological Measurement*, n°34, p. 111-117.
- [29] Jolibert A., Jourdan P. (2006), *Marketing research, Méthodes de recherche et d'études en marketing*, Dunod, Paris.
- [30] Blau, G., Paul, A. et St. John, N.(1993). On developing a general index of work commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 42(3): 298-314.
- [31] Scarpello, V., Huber, V. et Vandenberg, R.J. (1988). Compensation satisfaction: its measurement and dimensionality. *Journal of Applied Psychology*, 73(2), 163-171.
- [32] Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research*, 21(2), 99–116.
- [33] Evrard Y., Pras B. et Roux E. (2000), *Market : Etudes et recherches en marketing*, Dunod.
- [34] Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., & El Akremi, A. (2002). *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et applications en gestion*
- [35] Pedhazur, E. J., & Pedhazur Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: LEA.
- [36] Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–600.
- [37] Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis of sets of congeneric tests. *Psychometric*, 36(2), 109–133.
- [38] Gerbing, D.W., Anderson, J.C. (1988). An updated paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment, *Journal of Marketing Research*, 25(May), 186-192.
- [39] Didellon L. et Valette-Florence P. (1996), L'Utilisation des Indices d'Ajustement dans les Modèles d'Equations Structurelles : Présentation et Recommandations d'Usage, Actes des XIIèmes Journées Nationales des IAE, Toulouse, 111-125.
- [40] Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 48(1), 39–50
- [41] Evrard, Y., Pras, B. et Roux, E. 2009. «Market: Fondements et méthodes des recherches en marketing», Dunod, Paris.
- [42] WOLFLE L. M. et ETHINGTON C. A. (1986), « Within-Variable, Between-Occasion Error Covariances in Models of Educational Achievement », *Educational and Psychological Measurement* , vol. 46, n°3, pp. 571-583.
- [43] Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., & El Akremi, A. (2005). Analyse des effets linéaires par modèles d'équations structurelles (chapitre 11). In P. Roussel, & F. Wacheux (Eds.), *Management des ressources humaines : Méthodes de recherche en sciences humaines et sociales* (pp. 297–324).
- [44] Venkatraman, N. 1989. «The concept of fit in strategy research: Toward verbal and statistical correspondence», *The Academy of Management Review*, Vol. 14, p. 423-444.
- [45] Tanriverdi, H. et Uysal, V .B. 2011. «Measurement properties of the cross-business IT integration construct», *Online Supplement for ISR*.
- [46] Tippins, M.J. et Sohi, R.S. 2003. «IT competency and firm performance: Is Organizational
- [47] Venkatraman, N. 1990. «Performance implications of strategic coalignment: A methodological perspective», *Journal of Management Studies*, Vol. 27, p 19-41
- [48] Marsh, H. W. et Hocevar, D. 1985. «Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept», *Psychological Bulletin*, Vol. 97, p. 562-582.
- [49] HAIR J.F., ANDERSON R.E., TATHAM R.L. et BLACK W.C. (2006), *Multivariate Data Analysis*, 4e Ed., Prentice Hall International, New Jersey.
- [50] Harman, H. 1976. «Modern factor analysis», 3'd, Chicago: University of Chicago Press.
- [51] Stewart, K.A. et Segars, A.H. 2002. «An Empirical Examination of the Concern for Information Privacy Instrument», *Information Systems Research*, Vol. 13, No. 1, p 36-49.