

MÉTHODE DE VALIDATION DE QUESTIONNAIRE EN GRH : l'exemple du QSR en phase exploratoire - Questionnaire de Satisfaction à l'égard de la rémunération -

Patrice ROUSSEL

Université Toulouse III

RESUME

L'objet de la communication vise à exposer une méthode de validation de questionnaire. Cette méthodologie s'appuie sur les travaux de la psychométrie et de la recherche en marketing. Il s'agit de transposer des méthodes venant d'autres disciplines des sciences sociales à la recherche en GRH. Le développement du questionnaire intitulé QSR, Questionnaire de Satisfaction à l'égard de la Rémunération, suit la démarche méthodologique connue sous le nom de paradigme de Churchill. L'exposé explicite les étapes de la phase exploratoire du paradigme de Churchill à partir de l'exemple du QSR.

Cette étude présente les résultats de la première étape de la validation d'un questionnaire, étape dite de phase exploratoire. Le questionnaire utilisé dans le cadre d'une recherche en cours comprend trois séries d'échelles, en l'occurrence :

- l'échelle de satisfaction au travail (20 items) : MSQ (Minnesota Satisfaction Questionnaire)

- les échelles du Questionnaire de Satisfaction à l'égard de la Rémunération (43 items) : QSR

- les échelles du Questionnaire de Rémunération et de Motivation au Travail (22 items) : QRMT

Le MSQ, le QSR et le QRMT sont trois questionnaires à part entière. Des échelles simples sont également utilisées dans cette étude pour évaluer ces construits (9 items). Seul le QSR sera exposé dans ce document.

La démarche méthodologique utilisée pour développer le QSR s'appuie sur le paradigme de Churchill (1979). Il s'agit d'un ensemble complet de méthodes utilisées non seulement dans le domaine du marketing (Evrard et alii., 1993 ; Perrien et alii., 1984 ; Peter, 1981), mais aussi en psychologie (Nunnally, 1978 ; Blau et alii., 1993),

et en gestion des ressources humaines (Schmitt et Klimoski, 1991) pour valider un questionnaire à échelles multiples. Après avoir exposé succinctement ce paradigme, les différentes étapes de la phase exploratoire sont développées de manière chronologique. Cependant, le paradigme de Churchill n'est pas un cadre rigide, il est flexible et tolère des aménagements. Ainsi, les premières étapes de l'estimation de la validité sont introduites dès la phase exploratoire.

MÉTHODE DE RÉFÉRENCE : LE PARADIGME DE CHURCHILL

La démarche de Churchill (1979) s'inscrit dans la théorie de la mesure qui vise à tester la qualité des instruments de mesure. Elle est fondée sur le modèle de la vraie valeur (Evrard et alii., 1993, p.277-278).

L'objectif assigné à un instrument de mesure tel que le questionnaire est de tendre vers l'obtention d'une mesure parfaite du phénomène étudié (vraie valeur). Cette quête s'avère difficile lorsque le domaine étudié porte sur des attitudes. Aussi, les différentes étapes proposées dans le paradigme de Churchill visent à réduire deux types d'erreur de mesure.

D'abord, la phase exploratoire tente de réduire l'erreur aléatoire, c'est-à-dire l'exposition de l'instrument aux aléas tels que les circonstances, l'humeur des personnes interrogées... (Evrard et alii, 1993, p.278). Ensuite, la phase de validation essaie de réduire non seulement l'erreur aléatoire,

mais aussi l'erreur systématique, ou biais, liée à la conception de l'instrument. Dans la figure 1, la phase exploratoire comprend les quatre premières étapes alors que la phase de validation regroupe les quatre dernières séquences.

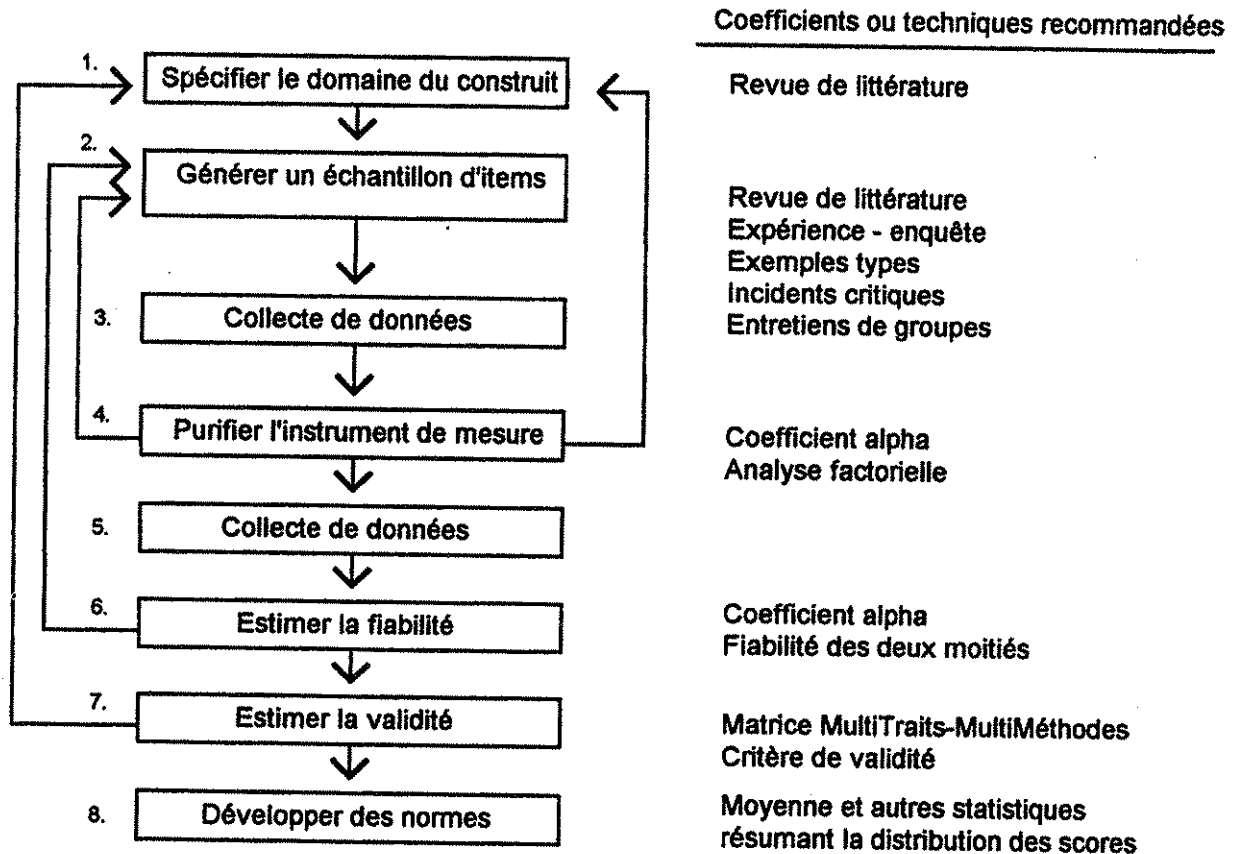


Figure 1 : Procédure proposée pour développer de meilleures mesures (G.A. Churchill, 1979, p.64)

Cette démarche s'applique seulement au processus de création et de développement des échelles multiples. Elle est utilisée en marketing (Amine, 1993 ; D'Astous et alii., 1989 ; Laurent et Kapferer, 1986 ; Parasuraman et alii., 1990), mais s'appuie sur les travaux de la psychométrie réalisés par Ghiselli en 1964 et Nunnally, en 1967 puis 1978. Aussi, bien que le paradigme de Churchill ne soit pas cité dans les recherches en psychologie du travail exploitées plus loin dans ce document, la même démarche méthodologique est employée.

LANCEMENT DE LA PHASE EXPLORATOIRE

Cette phase comprend quatre étapes. La première consiste à spécifier le domaine du construit. Celle-ci a fait l'objet d'une étude pré-

sentant l'état de l'art des modèles de la satisfaction à l'égard de la rémunération (Roussel, 1992). Cette recherche a conclu sur l'intérêt d'adopter une approche multidimensionnelle de la satisfaction à l'égard de la rémunération. Les salariés éprouvent des sentiments distincts par rapport à quatre aspects de la rétribution. Dès lors, la seconde étape du paradigme de Churchill pouvait être mise en oeuvre.

En fonction de cette seconde étape, un ensemble d'items a été généré pour chacune des quatre facettes de la rémunération par rapport auxquelles les salariés éprouvent de la satisfaction. Ainsi, le questionnaire se compose de quatre échelles correspondant à autant de dimensions de la satisfaction à l'égard de la rémunération : (1) la satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe, (2) la satisfaction à l'égard de la

structure et de la gestion des rémunérations, (3) la satisfaction à l'égard du montant et de la gestion des augmentations, et (4) la satisfaction à l'égard du niveau et de la gestion des avantages divers.

La mise en place des deux dernières étapes de la phase exploratoire, c'est-à-dire la collecte des données et la purification de l'instrument de mesure, sont retardées à ce stade de la recherche en raison d'une première estimation de la validité jugée nécessaire.

En effet, selon le problème étudié et le contexte de l'enquête, des adaptations peuvent être opérées dans la méthodologie proposée par Churchill. Cette modification revient à commencer certaines procédures de validation au cours de la phase exploratoire. Ce choix est rendu possible par le fait que dans la pratique, les phases exploratoires et de validation ne sont pas séquentielles mais consistent en des séquences itératives (par exemple : Parasuraman et alii., 1990). Dans l'étude présente, deux séquences de validation interviennent au moment de la phase exploratoire. Il s'agit des estimations de la validité faciale ou de contenu, et, de la validité de trait ou de construit. Le but, en procédant ainsi, est d'améliorer l'instrument de mesure afin de mieux préparer l'étape confirmatoire et le test des hypothèses de la recherche. Cette amélioration consiste à épurer le questionnaire des énoncés les moins pertinents. Chronologiquement, la validité faciale a d'abord été traitée, alors que la validité de construit fut analysée en fin d'étude exploratoire, celle-ci fera l'objet d'un traitement détaillé plus loin.

La validité faciale ou de contenu

Il s'agit de soumettre le questionnaire aux chercheurs de la communauté scientifique afin qu'ils puissent juger de la capacité de l'instrument de mesure à capturer les différents aspects du phénomène étudié. Les items doivent offrir un haut degré de représentation du domaine étudié.

Cette démarche a été effectuée en deux temps. D'abord, les échelles ont été soumises à l'appréciation des pairs et des experts au sein de l'atelier doctoral en GRH de l'Université de Toulouse I. Puis, une seconde évaluation a été opérée seulement par les experts.

Au cours de cette étape, le questionnaire (MSQ, QSR et QRMT) a été épuré et ramené de 108 items à 94. D'autre part, de nombreux énoncés ont été modifiés afin d'améliorer leur compréhensibilité et leur capacité à capturer les variables devant être évaluées.

Cette phase a été complétée pour le QSR par des entretiens individuels afin de modifier la rédaction des énoncés mal compris par un échantillon hétérogène de dix salariés non-experts.

L'ensemble de ces procédures représente un travail long et très important pour l'amélioration du questionnaire mettant ainsi en avant le rôle primordial de la phase qualitative au commencement de l'étude. L'approche quantitative qui suit permet de confirmer ou d'invalider les énoncés des échelles.

La collecte de données

La collecte de données correspond à la troisième étape du paradigme de Churchill. Elle a été effectuée sur trois terrains différents, selon deux modes d'administration de questionnaire.

600 questionnaires ont été administrés auprès de : 158 salariés ayant participé à une enquête précédente, 344 salariés en formation continue à Toulouse et 98 salariés contactés directement par les membres du groupe de recherche en GRH de l'Université de Toulouse I.

Parmi les 600 questionnaires administrés, 158 l'ont été par voie postale à partir du fichier des participants à une première enquête et 442 l'ont été directement soit sur les lieux de formation (344 personnes), soit par contacts personnels avec les membres du groupe de recherche en GRH (98 salariés).

Le nombre de questionnaires retournés et exploitables est de 214, soit un taux de réponse de 36%. La population constituant l'échantillon est de sexe masculin à 69% et féminin à 31%. L'âge moyen des participants à l'enquête est de 34 ans. Leur ancienneté moyenne dans leur entreprise est de 7 ans. Les catégories socioprofessionnelles représentées sont : les cadres supérieurs (5%), les ingénieurs (16%), les cadres (23%), les techniciens (23%), les agents de maîtrise (7%), les employés (20%) et des ouvriers qualifiés (5%). Ces personnes travaillent dans des entreprises privées ou publiques de moins de 11 salariés (12%), de 11 à 49 (14%), de 50 à 199 (14%), de 200 à 499 (12%), de 500 à 999 (4%) et de plus de 1000 (44%). Enfin, le salaire de base mensuel moyen est de 12083 francs, et de 127795 francs en moyenne pour le salaire annuel imposable.

PURIFICATION DE L'INSTRUMENT DE MESURE¹

Les deux procédures d'analyse des données présentées dans cette partie ont pour but de

condenser les échelles multiples du questionnaire, il s'agit du test de fiabilité et de l'analyse de la structure factorielle. Le processus d'épuration du QSR a nécessité seulement deux itérations.

PREMIÈRE ITÉRATION

Le QSR est composé de quatre échelles : (1) la satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe, (2) la satisfaction à l'égard de la structure et de la gestion des rémunérations, (3) la satisfaction à l'égard du montant et de la gestion des augmentations, et (4) la satisfaction à l'égard du niveau et de la gestion des avantages divers.

Dans un premier temps, ces échelles sont soumises d'abord individuellement, puis ensemble, au test de fiabilité. Ensuite, les items de ces quatre échelles sont regroupés afin d'évaluer la structure factorielle du construit mesuré par ce questionnaire.

Fiabilité - Fidélité de chaque échelle du QSR

La fiabilité ou fidélité d'un instrument de mesure représente sa capacité à reproduire des résultats similaires s'il était administré plusieurs fois à une même population. L'objectif est de réduire l'erreur aléatoire. Pour évaluer la fiabilité des échelles du QSR, les techniques du test/retest et du split half ou des deux moitiés (Evrard et alii., 1993) ont été délaissées au profit de la plus répandue, en l'occurrence, la cohérence interne. Cette mesure de la fidélité s'applique aux échelles multiples où plusieurs énoncés sont répartis dans un questionnaire afin de mesurer une variable. Si les personnes interrogées sont cohérentes dans leurs réponses aux différents items mesurant la variable, l'échelle est fiable. L'indicateur de fidélité entre les items est appelé coefficient de fiabilité de cohérence interne (internal consistency reliability). L'instrument de mesure le plus répandu est le coefficient alpha de Cronbach ou coefficient α (Cronbach, 1951).

Ce coefficient permet de vérifier si les énoncés partagent des notions communes, c'est-à-dire si chaque item présente une cohérence avec l'ensemble des autres énoncés de l'échelle. Si une échelle a une bonne cohérence interne, alors les items qui sont censés mesurer un même phénomène, le mesurent effectivement. Si α est satisfaisant, c'est que les items sont corrélés et cohérents entre eux, ils peuvent être additionnés pour former un score d'échelle (Evrard et alii., 1993). Dans ce cas, l'instrument est consistant (ou fiable) car il limite les erreurs aléatoires.

L'interprétation du coefficient α pose problème au regard des écrits qui prennent appui sur les travaux de Nunnally (cf. Evrard et alii. 1993 ; Perrien et alii. 1984 ; Peter, 1979 ; Vernet, 1991). Afin de commenter ces désaccords, les propos de Pedhazur et Pedhazur Schmelkin au sujet des études de Nunnally sont repris (1991, p.109-110) :

...Nunnally (1967) : « Dans les premières étapes de la recherche sur les tests prédictifs ou sur les mesures d'un construit supposé, on gagne du temps et de l'énergie en travaillant avec des instruments qui n'ont qu'une fiabilité modérée, pour lesquels des objectifs de fiabilité de .60 ou .50 suffiront » (p.226). Nunnally (1978) répéta l'affirmation précédente avec une modification, à savoir « des fiabilités de .70 ou supérieures suffiront » (p.245). Puisque les chercheurs semblent ressentir le besoin de se référer à une source autorisée comme « justification » pour l'utilisation de mesures avec des coefficients de fiabilité relativement faibles, ils peuvent être enclin à se référer à la « norme » qui convient le mieux à leurs objectifs.

Cependant, les auteurs de ces propos ne se prononcent pas sur « la bonne règle ». Concernant la recherche présente, la norme la plus rigoureuse indiquée par Nunnally en 1978, soit .70 est retenue. Le test de fiabilité joue un rôle essentiel dans le processus d'épuration d'un questionnaire. Fixer un seuil à .50 ou .70 peut changer considérablement les résultats du processus de condensation, c'est-à-dire, le nombre d'items à éliminer.

L'examen de la fiabilité indique que les quatre échelles du QSR présentent les mêmes caractéristiques de cohérence interne. Seul le tableau 1 pour l'échelle de satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe est présenté à titre d'exemple.

Pour chacune des quatre échelles du QSR, un premier tableau présente les statistiques par item. Le tableau 1 indique que le coefficient alpha est en permanence supérieur à la norme de .70 quand chaque item est retiré tour à tour de l'échelle. Cette observation est valable pour les quatre échelles. 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.

Le tableau 2 présente pour chaque échelle du QSR le degré de fiabilité mesuré par le coefficient alpha de Cronbach. Il est excellent en chaque circonstance et confirme l'analyse précédente. Il

Items	Moyenne	Ecart type	Fréquence	Corrélation entre l'item et le score de l'échelle ¹	Coefficient alpha si l'item est éliminé
ITEM22	3.14976	1.00571	207	.5852	.8710
ITEM23	2.98529	.96479	204	.6094	.8694
ITEM24	2.92344	1.07143	209	.5674	.8725
ITEM25	2.87081	1.03662	209	.6703	.8645
ITEM26	2.79612	.98634	206	.5663	.8723
ITEM27	2.90594	.94425	202	.6722	.8652
ITEM28	3.30964	1.05005	197	.5407	.8743
ITEM29	2.71014	1.01112	207	.6157	.8687
ITEM30	2.59884	1.06326	172	.6102	.8692
ITEM31	2.66875	1.10870	160	.6549	.8657

¹Corrélation de l'item par rapport au score de l'échelle (Perrien et alii., 1984, p.198).

Tableau 1 : Statistiques par item pour l'échelle de satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe

Echelles	Items	Score ¹ moyen	Ecart-type des scores	Corrélation moyenne entre items	Coefficient alpha de Cronbach
Satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe	22 à 31	29.447	7.1489	.4265	.8908
Satisfaction par rapport à la gestion et à la structure des rémunérations	34 à 44	31.151	6.2470	.2945	.8163
Satisfaction par rapport au montant et à la gestion des augmentations	47 à 56	24.826	7.5445	.5016	.9093
Satisfaction par rapport au niveau et à la gestion des avantages divers	59 à 70	34.163	8.7445	.4809	.9156

¹ Réponses codées de 1 à 5 sur les échelles de satisfaction.

Tableau 2 : Statistiques des échelles du QSR et coefficients de fiabilité alpha de Cronbach

varie de 0.8163 à 0.9156 et reste toujours supérieur à la norme de 0.70 proposée par Nunnally (1978) en phase d'analyse exploratoire. Ainsi, aucun item du QSR ne doit être retiré sur la base du critère de la fiabilité de cohérence interne.

Fiabilité - Fidélité du QSR

Le QSR regroupe les quatre échelles précédentes. La fiabilité de cohérence interne est maintenant étudiée pour l'ensemble des 43 énoncés du questionnaire. La qualité de ce coefficient est une condition nécessaire pour pouvoir associer les items de ces quatre échelles au sein d'un même questionnaire afin de calculer ensuite un score global de satisfaction à l'égard de la Rémunération.

Les statistiques item par item du QSR sont excellentes puisqu'en retirant tour à tour chacun des 43 items, le coefficient alpha reste inchangé à .96. Ceci indique que tous les énoncés partagent une notion commune, c'est-à-dire que chaque item

présente une cohérence avec l'ensemble des autres énoncés du questionnaire (tableau non présenté dans ce document).

Le tableau 3 indique le niveau de la cohérence interne mesurée par le coefficient de fiabilité de la combinaison linéaire, puis par le coefficient alpha de Cronbach. Ils sont tous les deux excellents et confirment l'analyse précédente. Ils s'élèvent à 0.9669 pour le premier et à 0.9619 pour le second, ce qui est supérieur à la norme de 0.70. Ainsi, aucun item du QSR ne doit être retiré sur la base du critère de la fiabilité de cohérence interne quelle que soit la méthode de calcul utilisée.

Analyse de la structure factorielle

Objectifs

Dans cette deuxième procédure d'épuration du questionnaire, l'ensemble des items du questionnaire est soumis à une analyse factorielle. La

Nombre d'items	Score ¹ moyen	Ecart-type des scores	Corrélation moyenne entre items	Coefficient de fiabilité de la combinaison linéaire ²	Coefficient alpha de Cronbach
43	118.9462	27.2243	.3742	.9669	.9619

¹ Réponses codées de 1 à 5 sur l'échelle de satisfaction.

²Nunnally, 1978, p.248 ; Perrien et alii., 1984, p.182-183.

Tableau 3 : Statistiques des échelles du QSR et coefficients de fiabilité alpha de Cronbach

mise en oeuvre de cette procédure vise trois objectifs : (1) tester la multidimensionnalité du concept de satisfaction à l'égard de la rémunération, (2) tester l'unidimensionnalité des quatre construits composant le concept de satisfaction à l'égard de la rémunération, (3) épurer le questionnaire des items sur la base des contributions à l'explication des facteurs identifiés afin de conserver les énoncés qui discriminent le mieux les individus ayant des perceptions différentes.

Tester l'unidimensionnalité des quatre construits mesurés avec le QSR consiste à vérifier si l'échelle associée à une dimension permet d'évaluer précisément et exclusivement ce construit. C'est le test de l'homogénéité de l'échelle. Le test de la fiabilité de cohérence interne est une condition nécessaire mais pas suffisante pour apprécier l'homogénéité d'une échelle (Cortina, 1993). Il faut compléter cette première estimation par une analyse factorielle. Cette dernière doit déterminer un nombre de facteurs principaux correspondant à celui des dimensions supposées a priori.

Tester la multidimensionnalité de la satisfaction à l'égard de la rémunération globale consiste à vérifier si les quatre échelles des différentes facettes du construit permettent de l'évaluer. C'est-à-dire, l'analyse factorielle tentera d'extraire le nombre de facteurs principaux correspondant au nombre de facettes du construit étudié. Pour la satisfaction à l'égard de la rémunération globale, quatre facteurs devraient être extraits au cours de l'analyse.

Analyse factorielle

Pour l'opération d'épuration d'un questionnaire et le test de la multidimensionnalité et de l'unidimensionnalité des différents construits, l'analyse en composantes principales (ACP) est choisie (étape 4 dans la Figure 1). Pour réaliser une ACP sur le QSR à 43 items, l'échantillon de 214 personnes est suffisant (Blau et alii., 1993 ;

Nunnally, 1978 ; Parasuraman et alii., 1990 ; Pedhazur et Pedhazur Schmelkin, 1991).

L'identification des facteurs pose le problème du choix de la méthode pour déterminer le nombre de composantes principales. Les méthodes les plus répandues sont exposées succinctement :

- retenir le nombre d'axes permettant de restituer un pourcentage de variance ou d'inertie minimum (Diday et alii., 1982 ; Evrard, 1993),

- le critère des valeurs propres : généralement, sont sélectionnés les facteurs dont la valeur propre est supérieure ou égale à 1. Il s'agit d'exclure les composantes principales dont les valeurs propres sont inférieures à la moyenne, c'est-à-dire moins de un si les composantes ont été extraites de la matrice des corrélations. Cette règle fut mise en avant à l'origine par Kaiser (1958), mais Jolliffe (1972) a suggéré, sur la base de simulations, qu'une règle plus appropriée serait d'exclure les composantes dont les valeurs propres associées sont inférieures à 0.7 (Everitt et Dunn, 1991, p.50). D'autres auteurs fixent le seuil de la valeur propre à 1 ou 0.8 (Philippeau / ITCF, 1986),

- enfin, le Scree Test ou test de l'éboulis : mis au point par Cattell en 1965, cette méthode repose sur l'examen d'une courbe des valeurs propres qui ressemble aux premières pentes d'une montagne. Les valeurs propres élevées sont situées à flanc de montagne, c'est-à-dire sur la gauche du coude de la courbe (Figure 2), elles représentent la variation expliquée par les facteurs communs. Puis, les valeurs propres moins importantes, correspondant à des facteurs uniques, se situent sur l'éboulis de pierre au pied de la montagne, c'est-à-dire sur la droite du coude de la courbe (Jobson, 1992 ; Norusis/SPSS, 1992).

La revue de littérature faite pour cette recherche indique que le critère de la valeur propre supérieure ou égale à un, et le Scree Test, sont les techniques les plus souvent utilisées. Elles seront appliquées dans cette étude.

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. De plus, le nombre de facteurs identifié est de 9 en retenant la règle des valeurs propres supérieures ou égales à 1 (tableau 4). Dans ce type de situation, le recours consiste en l'utilisation du test dit du Scree Test ou test de l'éboulis (Figure 2).

Le Scree test réalisé ici (Figure 2) donne une solution à 5 facteurs. En effet, les facteurs situés à la gauche du coude de la courbe, non tracée, joignant les différents points sont au nombre de 5. L'éboulis commence à partir du sixième facteur.

Le pourcentage d'inertie que ces composantes principales restituent est de 55,9%. Les facteurs situés après le changement de concavité de la courbe des valeurs propres expliquent, individuellement, peu de variance. Leur élimination constitue une perte d'information minimum.

Le taux d'inertie de 55,9% semble convenable au regard des normes fixées dans d'autres recherches pour des échelles de plus de 40 items : 56% pour le questionnaire d'engagement dans le travail (Blau et alii., 1993), de 56% à 61,7% selon les phases itératives pour le questionnaire de perception de la qualité de service (Parasuraman et alii., 1990).

Items	Communalité	Facteur	Valeur propre	Pourcentage de Variance	Pourcentage de variance cumulé
ITEM22	.53036	1	15.23771	35.4	35.4
ITEM23	.7406	2	3.24076	7.5	43.0
ITEM24	.69019	3	2.19089	5.1	48.1
ITEM25	.74148	4	1.78330	4.1	52.2
ITEM26	.71046	5	1.60116	3.7	55.9
ITEM27	.73113	6	1.36630	3.2	59.1
ITEM28	.65889	7	1.25062	2.9	62.0
ITEM29	.70035	8	1.18050	2.7	64.8
ITEM30	.73633	9	1.07146	2.5	67.3

Tableau 4 : Communalités, valeurs propres et pourcentages de variance expliquée par les facteurs principaux (extrait du tableau pour les 9 premières lignes).

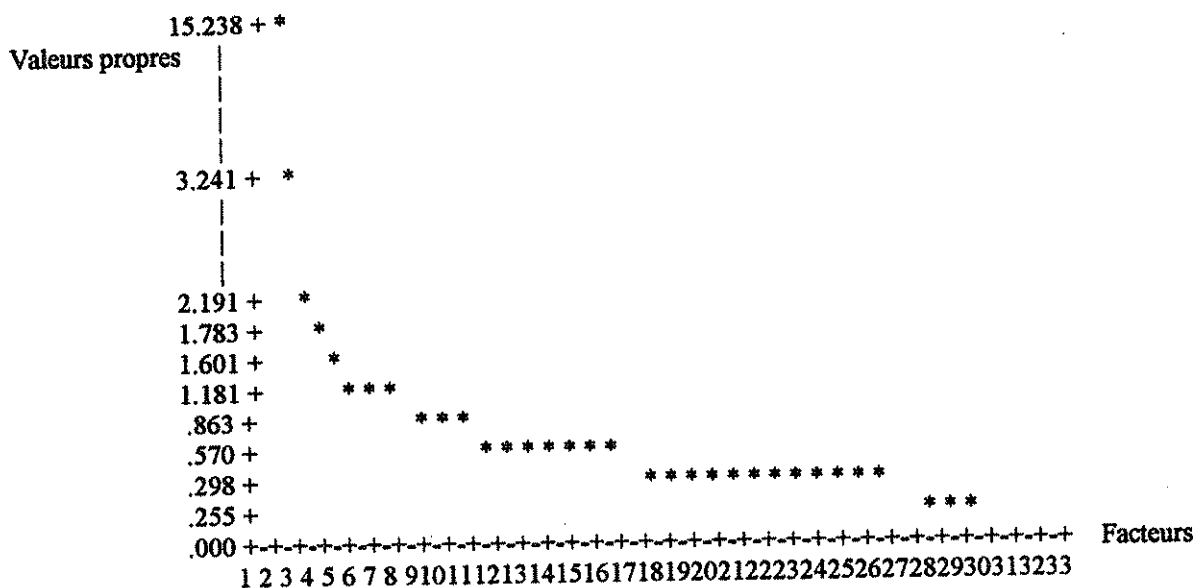


Figure 2 : Courbe des valeurs propres (extrait)

Items	FACTEUR 1	FACTEUR 2	FACTEUR 3	FACTEUR 4	FACTEUR 5
ITEM48	.74117				
ITEM47	.72576				
ITEM49	.70760				
ITEM56	.59461				
ITEM52	.47196				
ITEM50	.45534				
ITEM53	.43673				
ITEM42	.41828				.33237
ITEM55	.40235				
ITEM54	.35178				
ITEM60		.79625			
ITEM63		.73333			
ITEM62		.67153			
ITEM69		.67041			
ITEM61		.66465			
ITEM70		.63869			
ITEM59		.63360			
ITEM64		.57853			
ITEM40			-.83469		
ITEM30			-.79957		
ITEM31			-.76087		
ITEM41			-.75058		
ITEM39			-.73856		
ITEM27				-.71516	
ITEM23				-.69598	.31006
ITEM37				-.65106	
ITEM29				-.51277	
ITEM28				-.44007	
ITEM51	.36887			-.43446	
ITEM38				-.36567	
ITEM24					.72367
ITEM25					.67198
ITEM36					-.38793
ITEM35					
ITEM34					
ITEM26					.37703
ITEM43					
ITEM44					
ITEM66					
ITEM68					
ITEM67					
ITEM65		.37679			
ITEM22					

¹Toutes les contributions factorielles inférieures à 0.30 ont été retirées.

Tableau 5 : Contributions factorielles des items du QSR après une rotation oblique¹

FACTEURS	FACTEUR 1	FACTEUR 2	FACTEUR 3	FACTEUR 4	FACTEUR 5
FACTEUR 1	1.00000				
FACTEUR 2	.27444	1.00000			
FACTEUR 3	-.35282	-.38538	1.00000		
FACTEUR 4	-.28728	-.26270	.29667	1.00000	
FACTEUR 5	.27714	.10794	-.21649	-.18867	1.00000

Tableau 6 : Matrice de corrélation des facteurs

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

- l'élimination des items ayant des contributions supérieures à 0.30 sur plusieurs facteurs, ou aucune contribution atteignant ce seuil sur l'un des facteurs principaux retenus (Blau et alii., 1993),

- l'élimination des items ayant aucune contribution supérieure ou égale à 0.50 sur l'une des composantes principales identifiées (Evrard et alii., 1993 ; Scarpello et alii., 1988).

Cependant, les items ont souvent des contributions (loading) élevées sur plusieurs facteurs rendant difficile leur interprétation. Les procédures de rotation des axes sont alors rendues nécessaires. Parmi les différentes techniques de rotation proposées (Nunnally, 1978 ; Jobson, 1992), le logiciel SPSS/PC+ 5.0 utilisé dispose de quatre techniques parmi les plus éprouvées. Il s'agit des rotations orthogonales de type varimax, quartimax et equamax, ainsi que de la rotation oblique dite oblmin. Cependant, quand les différentes facettes d'un domaine étudié sont étroitement liées, pour autoriser les inter corrélations entre plusieurs dimensions, il est conseillé de choisir la rotation oblique (Evrard et alii., 1993 ; Laurent et Kapferer, 1986 ; Norusis/SPSS, 1992 ; Parasuraman et alii., 1990).

Il était anticipé un certain degré de chevauchement entre les quatre dimensions supposées de la satisfaction à l'égard de la rémunération. Compte tenu de cette hypothèse d'intercorrélation des composantes pouvant être identifiées, la rotation oblique a été préférée à toute autre (tableau 5).

Concernant le travail d'épuration du questionnaire, l'élimination des items ayant aucune contribution supérieure ou égale à 0.50 sur l'une des cinq composantes principales identifiées est l'option choisie. Elle 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 au QSR.

Enfin, les cinq facteurs identifiés, d'après les corrélations du tableau 6, sont distincts les uns des autres et vérifient l'hypothèse de la multidimensionnalité du concept de satisfaction à l'égard de la rémunération. L'interprétation de ces cinq composantes principales sera faite lors de la seconde itération.

DEUXIÈME ITÉRATION

Les analyses effectuées au cours de la première itération exigent de poursuivre l'étude exploratoire sur le Questionnaire de Satisfaction à l'égard de la Rémunération (QSR). La seconde itération consiste dans la réalisation du test de fiabilité et dans l'analyse de la structure factorielle du QSR ramené à 23 items après la première épuration (étape 4 dans la Figure 1).

La fiabilité de cohérence interne du QSR

La structure factorielle du QSR révèle cinq dimensions distinctes de la satisfaction à l'égard de la rémunération. Pour chacune d'elles, les statistiques item par item ont de nouveau été calculées. Les coefficients alpha sans l'item varient entre .75 et .88. Ceci indique 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 (tableau non présenté).

Le tableau 7 présente pour chaque échelle le degré de fiabilité mesuré par le coefficient alpha de Cronbach. Il est excellent en chaque circonstance. Il varie de 0.8057 à 0.8856 et reste toujours supérieur à la norme de 0.70 proposée par Nunnally (1978) en phase d'analyse exploratoire. Une nouvelle fois, aucun item du QSR ne doit être retiré sur la base du critère de la fiabilité de cohérence interne.

La qualité du coefficient alpha des échelles du QSR regroupées est une condition nécessaire pour pouvoir associer les items de ces cinq échelles au sein d'un même questionnaire afin de calculer un score de satisfaction à l'égard de la Rémunération (tableau 8).

Les statistiques par item du QSR, lorsque tous les énoncés sont regroupés, ont montré que le coefficient alpha sans l'item était toujours excellent puisqu'il était situé en permanence entre .92 et .93. Ceci indique que tous les énoncés partagent une notion commune, c'est-à-dire que chaque item présente une cohérence avec l'ensemble des autres énoncés du questionnaire.

D'après le tableau 8, les niveaux de la cohérence interne mesurés par le coefficient de fiabilité de la combinaison linéaire, puis par le coefficient alpha de Cronbach, sont tous les deux excellents. Ils s'élèvent à 0.9522 pour le premier et à 0.9324 pour le second, ce qui est supérieur à la norme de 0.70. Ainsi, aucun item du QSR ne doit être retiré sur la base du critère de la fiabilité de cohérence interne quelle que soit la méthode de calcul utilisée.

Echelles après la première itération	Nombre d'items	Score ¹ moyen	Ecart-type des scores	Corrélation moyenne entre items	Coefficient alpha de Cronbach
Satisfaction à l'égard du montant des augmentations	4	9.4639	3.2177	.5592	.8355
Satisfaction à l'égard du niveau et de la gestion des avantages divers	8	22.848	6.2599	.5024	.8856
Satisfaction à l'égard du montant et de la gestion de la rémunération flexible	5	13.471	3.9766	.5772	.8725
Satisfaction à l'égard du montant et de la gestion de la rémunération fixe	4	11.592	3.0576	.5540	.8310
Satisfaction à l'égard du montant de la rémunération directe	2	5.7943	1.9292	.6750	.8057

¹ Score = Réponses codées de 1 à 5 sur les échelles de satisfaction.

Tableau 7 : Statistiques des échelles du QSR et coefficients de fiabilité alpha de Cronbach

Nombre d'items	Score ¹ moyen	Ecart-type des scores	Corrélation moyenne entre items	Coefficient de fiabilité de la combinaison linéaire	Coefficient alpha de Cronbach
23	63.2500	14.7085	.3820	.9522	.9324

¹ Score = Réponses codées de 1 à 5 sur l'échelle de satisfaction.

Tableau 8 : Statistiques de l'échelle et coefficient de fiabilité alpha de Cronbach

Structure factorielle

Comme dans la première itération, la rotation orthogonale de l'analyse en composantes principales ne fait pas apparaître une structure factorielle claire car de nombreux items ont des contributions élevées sur plusieurs facteurs. Cependant, parmi tous les autres types de rotation, la méthode oblique donne la meilleure structure factorielle. Les cinq composantes principales extraites lors de la première itération sont confirmées à partir de l'analyse factorielle portant sur les 23 items sélectionnés. En effet, seulement cinq facteurs peuvent être conservés en fonction du critère de la valeur propre supérieure ou égale à 1. Ils restituent plus de 67% de la variance totale.

Les contributions des items à l'explication des facteurs prennent des valeurs élevées, toujours supérieures à 0.50 (tableau 9). D'autre part, à l'exception de l'item 29, tous les énoncés ont des contributions supérieures à 0.30 sur un seul facteur, ce qui confirme le haut degré d'homogénéité des échelles déjà observé lors de la première itération. L'item 29 contribue principalement au quatrième facteur (0.58), et de manière moins importante au premier (0.33). Toutefois, cet énoncé interroge les individus sur leur satisfaction par rapport au montant de leur rémunération fixe. Cette information étant indispensable, l'item 29 sera conservé pour l'étude confirmatoire.

La multidimensionnalité du concept de satisfaction à l'égard de la rémunération est affirmée par les corrélations modérées des cinq composantes principales identifiées (tableau 10). Ainsi, les échelles sont homogènes et indépendantes. Par conséquent, cette analyse factorielle vient en appui de l'étude de la cohérence interne pour démontrer que le QSR condensé à 23 items peut être soumis à l'analyse confirmatoire.

Résultats et discussion

Après la procédure itérative, le QSR est condensé en passant de 43 à 23 items. Il est aussi modifié dans sa structure puisque cinq dimensions ressortent de l'ACP.

Le premier facteur indique que la dimension augmentation de la rémunération correspond à une perception à part entière. Elle suscite des réactions affectives de la part des salariés indépendamment de leurs perceptions vis-à-vis d'autres aspects de la rémunération. Cependant, les items se rapportant à l'aspect gestion des augmentations (énoncés 52 et 53) contribuent marginalement à cette composante. Ainsi, cette dimension correspondra dorénavant à la satisfaction à l'égard des augmentations.

Le second facteur montre que la dimension avantages divers correspond aussi à une percep-

Items	FACTEUR 1	FACTEUR 2	FACTEUR 3	FACTEUR 4	FACTEUR 5
ITEM48	.75376	.03256	-.15589	.13741	-.10370
ITEM47	.72894	.11979	-.00366	.10949	-.01207
ITEM49	.71102	-.00435	-.11250	.12714	.01249
ITEM56	.63564	.03419	-.11223	-.05855	.24923
ITEM60	-.11094	.79334	-.09784	-.11410	.02875
ITEM61	-.21260	.76668	-.06267	.12227	-.05111
ITEM63	.28575	.76331	.06909	-.10240	-.01171
ITEM70	-.02529	.70107	-.04165	.17464	.14404
ITEM64	.22280	.69571	.04896	-.01129	.18030
ITEM69	.16111	.68378	.10870	.07926	.16429
ITEM59	.05859	.66767	-.08280	-.08054	-.05796
ITEM62	-.03401	.65570	-.09369	.16697	-.11903
ITEM30	.02419	-.02073	-.81951	-.01103	.13766
ITEM40	-.09191	.03488	-.78317	.17445	-.03328
ITEM41	.17594	-.04721	-.77741	-.12675	.03957
ITEM39	.07551	.13014	-.75675	-.04091	-.07562
ITEM31	-.01781	.06694	-.71591	.19840	.10522
ITEM37	.03862	.11234	-.09197	.75721	-.10836
ITEM27	.09549	.01456	-.10519	.75419	.03531
ITEM23	.01021	-.03514	.00275	.72922	.24148
ITEM29	.33136	-.00291	.06856	.58012	.16204
ITEM24	-.11063	.04000	-.12137	.04263	.87610
ITEM25	.12166	.05311	-.02977	.09805	.78224

Tableau 9 : Contributions factorielles des items du QSR après une rotation oblique

	FACTEUR 1	FACTEUR 2	FACTEUR 3	FACTEUR 4	FACTEUR 5
FACTEUR 1	1.00000				
FACTEUR 2	.30278	1.00000			
FACTEUR 3	-.30079	-.40649	1.00000		
FACTEUR 4	.31928	.29597	-.34672	1.00000	
FACTEUR 5	.33036	.18239	-.22981	.34419	1.00000

Tableau 10 : Matrice de corrélation des facteurs

tion à part entière. Elle engendre des réactions affectives envers le niveau des avantages divers (items 59, 60, 61, 62, 63, 64 et 69) et leur gestion (item 70). Cette facette correspond bien à la satisfaction à l'égard du niveau et de la gestion des avantages divers.

Le troisième, le quatrième et le cinquième facteurs révèlent que les dimensions montant de la rémunération directe, et, gestion et structure des rémunérations supposées au départ de l'analyse doivent être reconsidérées. L'ACP indique que ces dimensions se décomposent en trois facettes : (1) le montant et la gestion de la rémunération flexible d'une part (items 30, 31, 39, 40 et 41), (2) le montant et la gestion de la rémunération fixe (items 23, 27, 29 et 37), (3) le montant de la rémunération directe (items 24 et 25).

Ces résultats conduisent à délaisser la dimension gestion et structure des rémunérations. En effet, aucune composante principale n'a été for-

mée à partir des items proposés initialement pour évaluer cette dimension. Les problèmes de gestion ne suscitent pas de réactions affectives indépendantes, mais apparaissent en fait dans deux facettes distinctes, le montant et la gestion de la rémunération flexible, et, le montant et la gestion de la rémunération fixe.

Concernant la rémunération flexible, cette appellation est retenue ici car une composante principale regroupant les énoncés sur la rémunération variable (items 30, 39 et 41) et sur la rémunération différée (items 31 et 40) a été identifiée. Le terme générique de rémunération flexible semble le plus approprié et sera adopté pour la suite de l'étude. Cette nouvelle dimension est composée d'énoncés évaluant les aspects du montant (items 30 et 31) et de la gestion (items 39, 40 et 41) de la rémunération flexible.

La rémunération fixe, mesurée par l'item 29, donne un sens au facteur regroupant aussi les

items 23, 27 et 37. Le montant de la rémunération fixe est évalué par les items 23, 27 et 29, alors que la *gestion* l'est par l'énoncé 37.

Enfin, les items 24 et 25, comme il était prévu dès le départ, constituent la dimension montant de la rémunération directe. Cependant, la rémunération directe est composée de la rémunération fixe et de la rémunération dite flexible. Aussi, les items 24 et 25 peuvent être complétés par les énoncés 23, 27, 29, 30, 31, 37, 39, 40 et 41 pour évaluer la satisfaction à l'égard du montant et de la gestion de la rémunération directe.

La conclusion consisterait à ce stade de l'étude de proposer l'interprétation qui suit : (1) les salariés interrogés ont exprimé leur degré de satisfaction globalement par rapport au montant de la rémunération directe (items 24 et 25) ; (2) ils

ont exprimé leur degré de satisfaction par rapport à deux aspects de leur rémunération directe : le montant et la gestion de la rémunération fixe, et, le montant et la gestion de la rémunération flexible ; (3) il semble raisonnable pour le moment de regrouper ces 11 énoncés dans une dimension appelée montant et gestion de la rémunération directe dans l'attente d'une étude confirmatoire sur de nouveaux échantillons afin de tester et d'examiner la stabilité de la structure factorielle trouvée dans cette étude exploratoire. La fiabilité de cette échelle à trois composantes est excellente comme l'indique le tableau 11. D'autre part, le coefficient alpha calculé en retirant tour à tour chaque énoncé de cette échelle du QSR varie de .87 à .88 (tableau non présenté dans ce document). Ainsi, l'ensemble des énoncés du questionnaire sont cohérents entre eux.

Nombre d'items	Score ¹ moyen	Ecart-type des scores	Corrélation moyenne entre items	Coefficient de fiabilité de la combinaison linéaire	Coefficient alpha de Cronbach
11	31.0231	7.4297	.4195	.9219	.8877

¹ Score = Réponses codées de 1 à 5 sur l'échelle de satisfaction.

Tableau 11 : Statistiques de l'échelle et coefficient de fiabilité alpha de Cronbach

VALIDITÉ DE TRAIT OU DE CONSTRUIT

Cette étape de la validation des échelles a pour objectif de vérifier si les différents énoncés du questionnaire sont une bonne représentation du phénomène étudié. Il s'agit de tester la capacité d'un instrument à mesurer précisément et uniquement les construits étudiés. C'est une condition nécessaire pour apprécier la validité interne du questionnaire. Cette évaluation peut être réalisée en étudiant la validité convergente et la validité discriminante des échelles de l'instrument. Cette étape fait partie de la septième dans le paradigme de Churchill (Figure 1). Elle est réalisée dès la phase exploratoire car elle utilise des items dont certains, au nombre de neuf, seront éliminés pour l'analyse confirmatoire afin d'alléger le questionnaire final.

La validité convergente consiste à vérifier si la mesure d'un construit obtenue avec un instrument est corrélée avec celle produite par un ou plusieurs autres instruments.

La validité discriminante a pour but de vérifier si les mesures de construits différents obtenues avec un ou plusieurs instruments ne sont pas corrélées (ou le sont mais faiblement).

Une méthode peut être employée pour tester ces deux aspects de la validité de trait (figure 3), il s'agit de la matrice MTMM (MultiTraits-MultiMéthodes) de Campbell et Fiske (1959).

Méthodes de mesure :

- Méthode 1 (M1) : mesure à facettes des construits ou traits (échelles multiples ou multi-items)

- Méthode 2 (M2) : mesure globale des construits ou traits (échelle simple)

L'étude de Scarpello et Campbell (1983) conseille de confronter ces deux méthodes pour mesurer la satisfaction au travail suite aux faibles corrélations que leur expérience a révélées entre le MSQ (échelle multiple) et une mesure globale à un seul item (échelle simple).

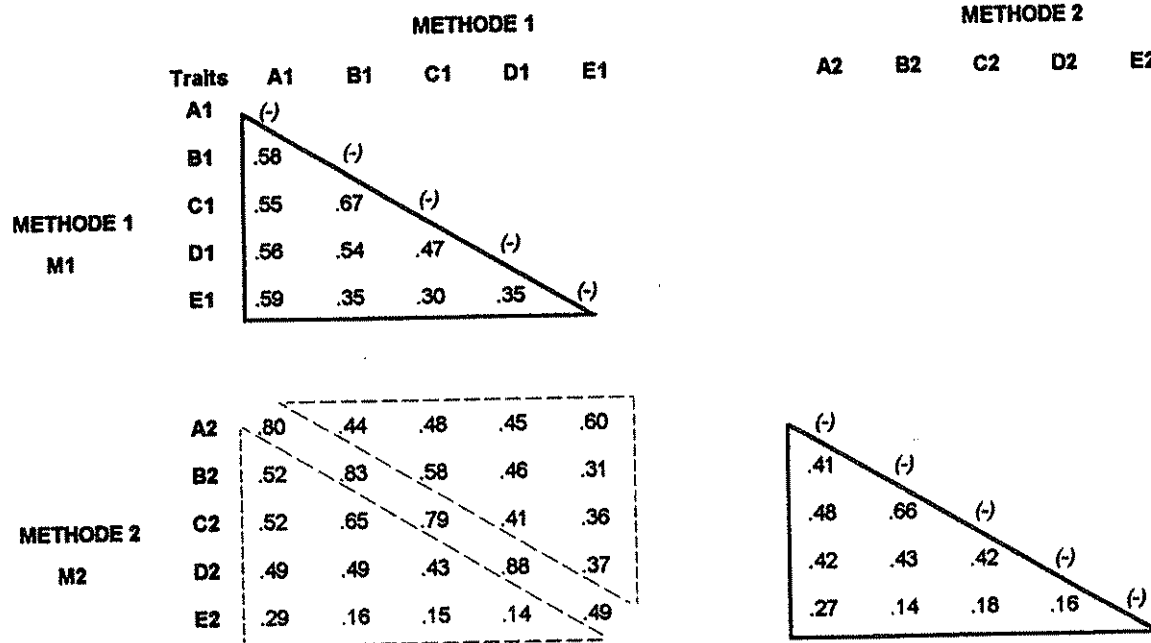


Figure 3 : Matrice MTMM (MultiTraits-MultiMéthodes)

Dans la figure 3, le construit A correspond à la satisfaction au travail (MSQ), le B au montant et à la gestion de la rémunération directe (QSR), le C aux augmentations (QSR), le D au niveau et à la gestion des avantages divers (QSR), et le E à la motivation au travail (QRMT).

- La validité convergente : elle est évaluée dans la diagonale monotrait-multiméthodes située dans le bloc M1-M2 entre les deux triangles en tirets. Elle est appelée diagonale de validité et présente les corrélations entre les mesures d'un même construit effectuées par les deux méthodes M1 et M2. La validité convergente pour A, B, C et D est excellente, elle est correcte pour le construit E. Concernant le trait E, l'item mesurant globalement l'évolution de la motivation (E2) est destiné à compléter l'échelle multiple (E1). Aussi, il était souhaité que cet énoncé ne soit pas fortement corrélié avec le score de l'échelle à quatre items afin de montrer des qualités discriminantes. La corrélation de .49 va dans le sens du compromis recherché.

- La validité discriminante : elle est évaluée de trois façons différentes et complémentaires.

(1) Il faut tout d'abord comparer les coefficients de corrélation de la diagonale de validité (bloc M1-M2) avec ceux des triangles hétérotraits-monométhode (en traits pleins dans les blocs M1-M1 et M2-M2). Les construits sont différents si la corrélation d'un trait avec lui-même mesuré par des méthodes différentes (diagonale de validité) est supérieure aux corrélations entre ces

construits mesurés par la même méthode (triangles hétérotraits-monométhode).

Les coefficients de corrélation des construits A, B, C, et D dans la diagonale de validité sont toujours supérieurs aux coefficients de corrélation entre ces construits dans les triangles hétérotraits-monométhode. Concernant le construit E, le coefficient entre E1 et E2 (.49) est une seule fois inférieur avec un des huit coefficients possibles des triangles. Il s'agit de la corrélation entre E1 et A1 (.59).

Ainsi, ces résultats sont très favorables, les construits mesurés par le questionnaire présentent une bonne validité discriminante. Concernant, l'exception de la corrélation entre E1 et A1, une analyse d'ensemble est proposée un peu plus loin.

(2) Il faut ensuite comparer les coefficients de corrélation de la diagonale de validité (bloc M1-M2) avec ceux des triangles en tirets du bloc hétérotraits-hétérométhodes (M1-M2). Les construits sont différents si la corrélation d'un trait avec lui-même mesuré par des méthodes différentes est supérieure à la corrélation entre des construits supposés être différents et mesurés par des méthodes différentes.

Les coefficients de corrélation des construits A, B, C, et D dans la diagonale de validité sont toujours supérieurs aux coefficients de corrélation entre ces construits dans les triangles hétérotraits-hétérométhodes. Concernant le construit E,

le coefficient entre E1 et E2 (.49) est une nouvelle fois inférieur avec un des huit coefficients possibles des triangles. Il s'agit de la corrélation entre E1 et A2 (.60).

Ainsi, ces résultats sont très favorables, les construits mesurés par le questionnaire présentent une bonne validité discriminante.

Concernant le cas des corrélations entre E1 et A1 (.59), et, E1 et A2 (.60), celles-ci indiquent que l'échelle de la motivation au travail E1 à quatre items est corrélée avec les échelles simples A2 et multiples A1 de la satisfaction au travail. Or, l'échelle simple de la motivation au travail E2 est faiblement corrélée avec A1 (.29) et A2 (.35). L'emploi de cette dernière est une garantie de validité discriminante vis-à-vis des échelles de satisfaction au travail A1 et A2. Aussi, elle sera utilisée de manière concomitante avec l'échelle multiple de la motivation E1.

(3) Il faut enfin comparer la structure des coefficients de corrélation des triangles en tirets du bloc hétérotraits-hétérométhodes M1-M2 avec celle des triangles hétérotraits-monométhode en traits pleins dans les blocs M1-M1 et M2-M2. Cette structure doit être assez voisine dans les triangles hétérotraits-hétérométhodes et hétérotraits-monométhode.

Cette condition de validité discriminante n'est pas vérifiée puisque les structures ne sont pas suffisamment voisines. Si les cas où les structures de corrélation divergent sont moins nombreux que ceux où elles convergent, il n'en demeure pas moins qu'ils sont assez fréquents.

En conclusion, toutes les échelles utilisées dans ce questionnaire présentent une assez bonne validité discriminante. Elle est très bonne au regard des deux premières méthodes utilisées pour évaluer la validité discriminante. Celles-ci sont les plus utilisées et soutiennent le plus souvent à elles seules l'analyse de la validité discriminante. Cette observation repose sur les exposés consacrés à la matrice MTMM (Campbell et Fiske, 1959 ; Evrard et alii., 1993 ; Perrien et alii., 1984 ; Peter, 1981 ; Schmitt et Klimoski, 1991).

Cependant, l'analyse des structures des corrélations atténue cette appréciation très positive. Cette troisième méthode de l'évaluation de l'analyse discriminante met en évidence que le niveau assez élevé des corrélations dans tous les tri-

angles de la matrice révèle un manque d'indépendance des méthodes utilisées dans l'application de cette technique (effet de méthode) et un chevauchement des différents construits étudiés déjà remarqué lors des analyses factorielles. Ainsi, les lignes des différents triangles de la matrice ont des coefficients assez élevés et voisins pour l'évaluation des traits de satisfaction (A, B, C et D). Ceci ne permet pas de retrouver en permanence les mêmes structures de corrélations.

Ainsi, les échelles composant le questionnaire présentent des garanties très favorables quant à la validité convergente des différents construits d'une part, et d'assez bonnes qualités de validité discriminante d'autre part. La validité de trait ou de construit absolue n'est jamais démontrée (Evrard et alii., 1993 ; Peter, 1981), mais l'analyse qui précède est un bon indicateur de la validité interne de l'instrument utilisé pour mesurer les construits étudiés. Les énoncés des échelles de ce questionnaire sont une bonne représentation du phénomène étudié.

CONCLUSION

A l'issue de la phase exploratoire, deux conclusions peuvent être faites. D'une part, sur la base de la cohérence interne et de l'homogénéité des items des différentes échelles du questionnaire, le QSR est ramené de 43 items à 23. D'autre part, la validité interne de ce questionnaire est en partie vérifiée au regard de la validité de construit et de la validité de contenu. Elle l'est par rapport à la validité convergente. Quant à la validité discriminante du QSR, elle est vérifiée pour deux des trois critères proposés par la matrice MTMM.

Une étude confirmatoire en cours tentera de tester de nouveau la validité discriminante du QSR. Pour mieux approfondir ce point, une analyse en composantes principales sera mise en oeuvre en fonction des recommandations de Laurent et Kapferer (1986). Par ailleurs, les résultats de nouvelles ACP seront analysés de manière à étudier la stabilité de la structure factorielle. Il en est de même pour l'analyse de la stabilité des coefficients de cohérence interne. Cette étape correspond aux étapes 5, 6 et 7 du paradigme de Churchill (figure 1). De plus, l'estimation de la validité du QSR sera prolongée par l'étude de la validité nomologique ou prédictive.

¹ Le traitement des données a été effectué à l'aide du logiciel SPSS/PC+ V.5.0, grâce à la compétence de Brigitte Rouzières (CEJEE-

BIBLIOGRAPHIE

- Amine, A. (1993). La recherche d'information par le consommateur : proposition d'une échelle de mesure. *Recherche et Applications en Marketing*, 8 (1) : 97-112.
- 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.
- Campbell, D.T. et Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the Multitrait-Multimethod Matrix. *Psychological Bulletin*, 56 : 81-103.
- Churchill, G.A. (1979). A paradigm for developing better measures of marketing constructs. *Journal of Marketing Research*, 16 : 64-73.
- Cortina, J.M. (1993). What is coefficient alpha ? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78 (1) : 98-104.
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16 (3) : 297-334.
- D'Astous, A., Valence, G. et Fortier, L. (1989). Conception et validation d'une échelle de mesure de l'achat compulsif. *Recherche et Applications en Marketing*, 4 (1) : 3-16.
- Diday, E., Lemaire, J., Pouget, J. et Testu, F. (1982). *Éléments d'analyse des données*. Paris : Dunod - Bordas.
- Everitt, B.S. et Dunn, G. (1991). *Applied multivariate data analysis*. Londres : Edward Arnold.
- Evrard, Y., Pras, B., Roux, E., Choffray, J.M. et Dussaix, A.M. (1993). *Market, études et recherches en marketing, fondements, méthodes*. Paris : Nathan, collection : Connaître et pratiquer la gestion.
- Jobson, J.D. (1992). *Applied multivariate data analysis, volume II : categorical and multivariate methods*. New York : Springer-Verlag.
- Laurent, G. et Kapferer, J.N. (1986). Les profils d'implication. *Recherche et Applications en Marketing*, 1 : 41-57.
- Norusis, M.J. et SPSS Inc. (1992). *SPSS/PC+ Professional Statistics, version 5.0*. Chicago, IL : SPSS Inc.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York : McGraw-Hill.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V.A. et Berry, L.L. (1990). SERVQUAL : une échelle multi-items de mesure des perceptions de la qualité de service par les consommateurs. *Recherche et Applications en Marketing*, 6 (2) : 19-42.
- Pedhazur, E.J. et Pedhazur Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design, and analysis, an integrated approach*. Hillsdale, N.J. : Lawrence Erlbaum.
- Perrien, J., Chéron, E.J. et Zins, M. (1984). *Recherche en marketing : méthodes et décisions*. Montréal : Gaëtan Morin éditeur.
- Peter, J.P. (1979). Reliability : a review of psychometric basics and recent marketing practices. *Journal of Marketing Research*, 16 : 6-17.
- Peter, J.P. (1981). Construct validity : a review of basic issues and marketing practices. *Journal of Marketing Research*, 18 : 133-145.
- Philippeau, G. (1986). *Comment interpréter les résultats d'une analyse en composantes principales*. Paris : ITCF.
- Roussel, P. (1992). Des modèles de la satisfaction à l'égard du salaire : les modèles de la divergence. Actes du 3ème congrès de l'AGRH, IAE de Lille.
- Scarpello, V. et Campbell, J.P. (1983). Job satisfaction : are all the parts there ? *Personnel Psychology*, 36 : 575-600.
- Scarpello, V., Huber, V. et Vandenberg, R.J. (1988). Compensation satisfaction : its measurement and dimensionality. *Journal of Applied Psychology*, 73 (2), 163-171.
- Schmitt, N.W. et Klimoski, R.J. (1991). *Research methods in human resources management*. Cincinnati : South-Western Publishing Co.
- Vernette, E. (1991). L'efficacité des instruments d'études : évaluation des échelles de mesure. *Recherche et Applications en Marketing*, 6 (2) : 43-65.