

La Mesure De La Qualité De Service Dans Les Administrations Publiques : Cas Du Maroc

Ellamrani Ben hanana¹, Souad Houfaïdi²

¹(Doctorant au Laboratoire de Mécanique, Productique et Génie Industriel (LMPGI), CED Sciences de l'ingénieur, Ecole Nationale Supérieure d'Electricité et de Mécanique (ENSEM), Hassan II University of Casablanca, Casablanca, Maroc)

²(Professeur au département génie électrique, Laboratoire de Mécanique, Productique et Génie Industriel (LMPGI), Ecole Supérieure de Technologie (ESTC), Hassan II University of Casablanca, Casablanca, Maroc)

ABSTRACT: *This article describes the development of a measurement tool to assess user perceptions of quality service in Moroccan public administrations, presenting valid psychometric qualities and satisfactory. 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.*

After presenting the conceptualization of the construct of quality service, the article describes the procedures used to construct a scale of multi-item measure of this concept. Then, based on analysis of empirical data, it sets the scale properties in terms of factor structure, reliability and validity.

Keywords: *measurement scale, public administrations, dimensions of quality service, validity of measurement scales, confirmatory factor analyzes*

I. INTRODUCTION

Dans un nombre croissant de pays, on accorde une attention de plus en plus importante au jugement des usagers sur la qualité des services publics [1]. Les réformes successives ont souligné la nécessité de mieux prendre en compte les attentes des usagers, de les replacer au centre de l'administration et de mieux servir les citoyens. L'amélioration de la qualité des services publics est devenue donc une préoccupation fondamentale et une action quotidienne des Administrations publiques.

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, mais sans aucune efficacité [2].

Le dépassement de ces maux est une condition nécessaire pour accompagner l'évolution économique et politique du pays. Cela passe notamment par la promotion du concept de la qualité des services rendus aux usagers, en vue de rendre ces administrations réactives, flexibles, de les amener à s'adapter en permanence aux changements de leur environnement, à jouer le rôle de promotion économique et à mieux répondre aux attentes des citoyens.

Pour améliorer la qualité de service dans les administrations publiques Marocaines, il est primordial que les gestionnaires et les décideurs publics aient à leur disposition des questionnaires valides et fiables servant comme une base pour proposer des remèdes afin d'améliorer la qualité de service et satisfaire au mieux leurs usagers.

Face à cet enjeu, cette recherche mettra à la disposition des chercheurs et des gestionnaires publics, 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 distincts. Cette recherche vise aussi à examiner la fiabilité et la validité des dimensions de la qualité de service, conformément aux démarches de validation d'instruments de mesure préconisées dans la littérature académique [3] [4] [5] [6] [7]. Ainsi, notre démarche s'appuiera dans un premier temps sur une revue de la littérature du concept de la qualité de service 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.

II. CADRE CONCEPTUEL

1. Qualité de service

Le construit de la qualité de service tel qu'il est conceptualisé dans la littérature concerne la qualité perçue. [8] définit la qualité perçue comme « le jugement du consommateur concernant le degré d'excellence

ou de supériorité attribué à une entité ». D'autres définitions sont basées sur le processus de formation de la qualité perçue. Pour [9], « la qualité perçue de service est le résultat d'une comparaison entre les attentes du client et ses expériences réelles d'un service ». Selon [10], la qualité de service perçue résulterait d'un processus comparatif entre ce que le client considère devoir être le service offert par une entreprise et ses perceptions de la performance de cette organisation.

2. Dimensions de la qualité de service

Les dimensions de la qualité de service sont des caractéristiques d'une expérience de service. Certains auteurs préfèrent utiliser les termes « moteurs », « déterminants », « composantes » ou « facteurs clés ».

Il existe une variété de travaux et de modèles qui visent à identifier les plus importantes dimensions de la satisfaction. Les chercheurs distinguent deux principales écoles de pensées dans ce domaine : la nordique (Nordic Perspective) et l'américaine (American Perspective) :

L'école nordique s'appuie sur la structure du service, sur ses diverses composantes afin de mesurer la qualité pour chacune d'elle. [9] par exemple, perçoit la qualité du service de manière bidimensionnelle. La dimension fonctionnelle est relative au processus de livraison du service, à la façon dont l'expérience se déroule (elle est le comment). La dimension technique a trait au résultat du processus de livraison du service (elle est le quoi).

L'école américaine (ex. [10]) conçoit plutôt la qualité du service en terme de caractéristiques qui sont directement liées aux services offerts (ex. fiabilité, empressement, empathie, assurance et valeurs matérielles).

En examinant plusieurs modèles de mesure de la qualité existant dans le service public comme : (Les citoyens d'abord 4, L'Outil de mesure commune (OMC), L'Outil québécois de mesure (OQM) ...), il ressort une multitude de dimensions qu'une organisation peut vouloir évaluer, par exemple : la courtoisie ; l'empathie ; la sécurité ; le coût ; l'empressement ; la justice ; la confidentialité ; le respect ; l'assurance du personnel ; la fiabilité des informations ; l'accessibilité du service ; la clarté des démarches ; la simplicité du langage....

3. Qualité de service et satisfaction

La littérature dans le champ des services est basée sur le paradigme de non-confirmation des attentes [11] dans lequel la satisfaction est un jugement résultant de la comparaison entre attentes du consommateur et performances du prestataire lors de l'expérience de service.

Le principal défi posé par cette approche réside dans la détermination des critères d'évaluation de l'expérience de service. En effet, le caractère particulier des services par rapport aux biens de consommations traditionnels a nécessité que l'expérience de service soit évaluée au travers des perceptions des consommateurs. Les liens entre qualité et satisfaction ont été longtemps débattus. En créant l'outil SERVQUAL, [10] expliquent que celui-ci mesure la qualité perçue (différente de la qualité objective), forme d'attitude liée à la satisfaction de telle manière que les événements agissant sur la satisfaction se traduisent avec le temps en perception au plan de la qualité de service. Peu de temps après, [12] confirmaient le lien causal – déjà proposé par [13] – faisant de la qualité de service un antécédent de la satisfaction. Ainsi que l'a noté plus récemment [14], ce lien de causalité paraît fondé théoriquement du fait que la satisfaction – état psychologique résultant de l'expérience de consommation – est plus vaste que la qualité perçue – qui n'est que partie prenante de l'expérience sur laquelle porte le jugement.

III. METHODOLOGIE

La démarche de validation de l'échelle de la qualité de service perçue par les usagers 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 ([4]; [5]; [7]). 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.

La génération d'items consiste à proposer un inventaire des énoncés qui capturent au mieux les caractéristiques du construit étudié. Selon [7], deux approches peuvent être envisagées pour générer un échantillon d'items : une approche déductive et une approche inductive. L'approche déductive s'appuie 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, consiste à s'appuyer 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 qualité de service offrant ainsi des fondements théoriques suffisamment solides pour adopter une telle approche.

Les items de l'échelle de mesure de la qualité de service ont été générés sur la base des échelles existantes dans la littérature y compris celle des articles concernant le cadre conceptuel de la qualité de service, des études de validation des échelles de mesure de la qualité de service auprès des usagers du secteur public et privé, d'une part et d'autre part sur des discussions avec les usagers et les fonctionnaires de certaines administrations au niveau de la région Casablanca-Settat, pour enrichir les critères d'évaluation issus de la revue de littérature. La combinaison des items nous a permis de retenir 56 items concernant la mesure de la qualité de service. Ensuite, ces items ainsi générés ont été soumis aux avis d'un professeur du domaine et de plusieurs usagers et fonctionnaires professionnels afin de juger leur pertinence par rapport au concept à mesurer, ce qui a permis d'écartier 11 items, ainsi que la modification de certains énoncés pour améliorer leur compréhensibilité. En total 45 items ont été retenus pour la mesure de la qualité de service.

Les critères d'évaluation de la qualité de service retenus dans le cadre de cette recherche peuvent s'articuler donc autour de 8 dimensions qui sont :

La première dimension concerne l'accessibilité (Facilité à avoir accès au service) : 09 items;

La deuxième dimension concerne la clarté et simplicité des démarches (Facilité à comprendre le langage utilisé par le personnel ou dans la documentation et simplicité des démarches pour obtenir le service) : 04 items ;

La troisième dimension concerne la tangibilité (Aspect des installations de l'équipement, du personnel et des matériaux de communication) : 06 items ;

La quatrième dimension concerne la fiabilité (Capacité à fournir un service sans erreurs, avec exactitude et à respecter ses engagements) : 07 items;

La cinquième dimension concerne l'assurance (Inspirer la confiance) : 05 items;

La sixième dimension concerne l'empathie (L'écoute et l'attention personnelle accordées à la clientèle) : 05 items ;

La septième dimension concerne la confidentialité (Le sentiment que la vie privée ou les renseignements personnels sont protégés) : 03 items ; et

La huitième dimension concerne la justice et l'égalité du traitement (Le sentiment d'être traité avec justice et sans discrimination) : 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.

1. Étude 1 : Analyse factorielle exploratoire

L'analyse du questionnaire de mesure de la qualité perçue par les usagers des administrations publiques Marocaines dans cette première étude a été effectuée dans un premier temps à travers une analyse factorielle, puis à travers les tests de fiabilité. Ce sont les deux étapes généralement préconisées par le paradigme de Churchill lors de la phase exploratoire [15].

1.1. Participants à l'enquête

La population visée par cette première enquête a été les usagers des administrations publiques Marocaines dans la région Casablanca-Settat. Notre échantillon est composé de 302 usagers.

L'opération s'est déroulée durant le mois d'Avril 2016, 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 aux usagers de notre échantillon les questionnaires, et nous avons donné suffisamment de temps pour répondre à ces questions et nous les faire retourner.

Nous avons distribué 430 questionnaires et nous avons reçu 320, soit un taux de retour de 74,42%. Puis nous avons annulé les questionnaires présentant des données manquantes qui sont en nombre de 18, ce qui nous a permis d'exploiter 302 questionnaires, soit un taux d'exploitation de 70,23%

L'échantillon de cette étude est composé de 66,2% d'hommes et 33,8% de femmes. 43,7% appartiennent à la tranche d'âge 40-60 ans. 37,1% sont des fonctionnaires, 24,2% sont des employés et 19,5% sont des étudiants. 68,9% ont un parcours domicile-collectivité de moins de 30 minutes. 46,4% des usagers arrivent à la collectivité à pied.

1.2. Procédure de traitement des données

Les données recueillies ont fait donc l'objet d'analyses exploratoires afin de déterminer la dimensionnalité de la qualité de service des usagers des administrations publiques Marocaines. En effet, l'analyse factorielles 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 [16].

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 ($p < 5\%$) [17].

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. [18]¹ propose les seuils suivants:

- variance expliquée > 0,8, la variable est très bien représentée ;
- 0,65 < variance expliquée < 0,8, la variable est bien représentée ;
- 0,40 < 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 (corrélation supérieure ou égale à 0,3), alors une rotation oblique (Oblimin) est adéquate. Dans le cas inverse, il faut s'orienter vers une rotation orthogonale (Varimax) [17].

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 [19]. 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 [20]. Selon [21], un alpha compris entre 0,6 et 0,8 est acceptable pour une étude exploratoire. Toutefois, [22] juge qu'un alpha de Cronbach est acceptable lorsqu'il est compris entre 0,6 et 0,7, pour [23], Un coefficient alpha de Cronbach supérieur à 0.70 permet de conclure une bonne consistance interne des échelles de mesure.

Selon [19], le coefficient Alpha de Cronbach (α), s'exprime par la formule suivante :

$$\alpha = \left(\frac{K}{K-1} \right) \cdot \left(1 - \frac{\sum_i \sigma_i^2}{\sum_i \sigma_i^2 + 2 \sum_{i,j} \sigma_{i,j}} \right)$$

Sachant que : **K** est Nombre de questions ou items, σ_i^2 représente la variance de l'item i et $\sigma_{i,j}$ désigne la covariance entre l'item i et l'item j.

La purification des échelles de mesure de la qualité de service perçue par les usagers des administrations publiques Marocaines a été réalisée sur SPSS version 21, et les principaux résultats seront présentés ci-dessous.

1.3. Résultats

La purification de l'échelle de mesure a nécessité la réalisation de trois 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. Tous les résultats du test KMO sont supérieurs à 0,5 ce qui est acceptable [24]. 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, ce qui permet alors de conclure que les données sont à chaque fois factorisables.

Les résultats concernant la dernière ACP sont présentés dans le tableau 1 :

1: Cité par P. Roussel (1996).

Tableau 1 Coefficient KMO et test de Bartlett

Mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser- Meyer-Olkin.		0,894
Test de sphéricité de Bartlett	Khi-deux approximé	2573,003
	ddl	120
	Signification de Bartlett	0,000

Les 3 ACP ont conduit à exclure 27 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 [25].

Les résultats de l'ACP donnent en fin une structure factorielle de 4 dimensions qui restituent 69,53% de la variance totale, pour un coefficient KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) de 0,894, et montrent que l'ensemble des items présentent une bonne qualité de représentation (> 0,50). Le premier facteur explique à lui seul 42,955 % de la variance totale des 38 variables de l'analyse. Les autres facteurs ne sont pas retenus car ils n'expliquent pas suffisamment de variance et leurs valeur propre est inférieur à 1.

Tableau 2 Echelle de la qualité de service perçue– Valeurs propres et % de variance

Facteur	Valeur propre	% de variance	% de variance cumulée
1	6,873	42,955	42,955
2	1,755	10,967	53,922
3	1,475	9,217	63,139
4	1,023	6,392	69,531

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. Le tableau 3 présente les contributions des items de chaque composante après rotation varimax.

Tableau 3 Matrice des composantes après rotation^a

	Composante			
	1	2	3	4
JUST_EGA2	,823			
JUST_EGA4	,807			
JUST_EGA1	,801			
JUST_EGA6	,715			
JUST_EGA3	,699			
CONF2		,757		
CONF3		,748		
EMPT2		,717		
ASSUR3		,696		
CSD1			,871	
CSD2			,841	
ACC1			,690	
ACC2			,632	
TANG2				,842
TANG1				,820
TANG3				,696
Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.				
Méthode de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.a				
a. La rotation a convergé en 5 itérations.				

Cette structure factorielle est claire et explique une part importante de l'information. Tous les items ont des contributions factorielles claires et supérieures à 0,50 sur chaque facteur commun. 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 4 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 4) Les indices de fiabilité des facteurs retenus dans notre étude sont largement supérieurs à la norme de 0,7. Ils sont compris entre 0,769 et 0,893. 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 [26].

Quant à l'échelle totale, elle présente une bonne fiabilité avec un alpha de Cronbach de 0,909. 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 globale de la perception de la qualité de service par les usagers des administrations publiques Marocaines.

Tableau 4 Statistiques de fiabilité

Composantes	Alpha de Cronbach	Nombre d'éléments
1	0,893	5
2	0,857	4
3	0,824	4
4	0,769	3
Echelle totale	0,909	16

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 exacte 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 : Justice et égalité de traitement (**JUST_EGA**)

Le facteur 2 représente : Confidentialité, assurance et empathie (**CONF_ASSUR_EMPT**)

Le facteur 3 représente : Accessibilité, clarté et simplicité des démarches (**ACC_CSD**)

Le facteur 4 représente : Tangibilité (**TANG**)

2. Etude 2 : 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 [27].

Nous allons maintenant nous assurer de la stabilité de la structure factorielle de notre échelle de mesure issue de l'analyse factorielle exploratoire et s'il fournira un meilleur ajustement et une bonne fiabilité de cohérence interne avec l'analyse factorielle confirmatoire, et présentera une bonne validité convergente et discriminante.

2.1. Participants à l'enquête

L'échantillon final de cette deuxième étude est composé de 470 usagers. Le questionnaire a été distribué directement durant le mois de juin 2016 à 700 usagers, nous avons reçu 500 questionnaires soit un taux de retour de 71,43 %. Ensuite nous avons éliminé 30 questionnaires incomplets, ce qui nous a permis de retenir 470 questionnaires qui seront traités pour valider notre échelle de mesure, soit un taux d'exploitation de 67,1 %.

L'échantillon de cette deuxième étude est composé de 77,2% d'hommes et 22,8% de femmes. 42,2% appartiennent à la tranche d'âge 40-60 ans. 17,2% sont des fonctionnaires, 20,9% sont des employés, 16,3% sont des étudiants et 15,9% sont sans profession. 27,4% ont un parcours domicile-collectivité de moins de 30 minutes et 42,6% ont un parcours domicile-collectivité entre 15 et 30 minutes. 65,4% des usagers arrivent à la collectivité à pied.

Nous pouvons 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.

2.2. Procédure de traitement des données

Dans un premier temps, nous allons réaliser une deuxième analyse factorielle exploratoire sur un échantillon de 470 usagers à fin de s'assurer de la stabilité de la structure factorielle de l'échelle de la qualité perçue émergée de la première étude. Puis nous allons réaliser une analyse factorielle confirmatoire à l'aide du logiciel AMOS .21, 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) » [28]. 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 » [28].

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, Selon [29], le test d'asymétrie est acceptable si la valeur du critère de Skewness est inférieure en valeur absolue à 1,96 (par excès à 2). Le test d'aplatissement, quant à lui, doit être aussi inférieure en valeur absolue à 1,96. Pour [5], 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 ([4]; [7]). 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 ([5]; [7]).

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 [30], du GFI et de l'AGFI dont la valeur seuil est de 0,90 [31], 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 [7]. 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 [31]. 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. Le tableau suivant présente les valeurs des tests en analyse factorielle confirmatoire.

Tableau 5 Synthèse des principaux indices de la qualité d'ajustement d'un modèle théorique (Adapté de [5])

Indice	Valeur seuil	Observations sur l'interprétation
Indices absolus		
χ^2	La plus petite possible - voir toujours p associée	p doit être >0,05 pour ne pas rejeter le modèle
GFI, AGFI	>0,9	
RMR et SRMR	Le plus proche de 0 (<0,08 pour un ajustement acceptable)	RMR si matrice de corrélations utilisée ; Utiliser SRMR avec maximum de vraisemblance
RMSEA	<0,08 et si possible <0,06	Peu sensible à la taille de l'échantillon
Indices incrémentaux		
NFI et RFI	>0,9	
TLI et IFI	>0,9	Seuil plus rigoureux de 0,95 (TLI)
CFI	>0,9	Indice recommandé actuellement
Indice de parcimonie		
χ^2 normé	<1 -seuil cible <2 -seuil généralement admis <3 -seuil acceptable	Valeur de la probabilité associée élevée

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 de mesure ainsi que de ses dimensions respectives.

2.3. 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 [32] qui est jugé plus fiable que l'alpha de Cronbach car moins sensible au nombre d'items de l'échelle ([33]; [34]).

Selon [5], ce coefficient est plus précis que celui d'Alpha de Cronbach, puisqu'il intègre les termes d'erreurs. Il devrait avoir une valeur importante supérieure ou égale à 0,7 pour justifier sa fiabilité. En outre, ces auteurs ont indiqué que le Rhô de Jöreskog s'exprime comme suit :

$$\rho_A = \frac{\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i \right]^2}{\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i \right]^2 + \sum_{i=1}^n Var(\epsilon_i)}$$

Avec : A : Le construit à tester (variable latente), λ_i : Loading, n : Nombre de variables observables, ϵ_i : Erreur de mesure, ρ : Coefficient de fiabilité Rhô de Jöreskog. Dans le cadre d'une analyse confirmatoire, ce coefficient doit être supérieur au seuil de 0.70 [35].

2.4. La validité du construit

Selon [36], 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.

2.4.1. la validité convergente

La validité convergente représente le degré de convergence entre de multiples tentatives de mesurer le même concept avec des méthodes différentes [36]. 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) [35]. On appelle ce ratio Average Variance Extracted (AVE) ou Rhô de la validité convergente (pVC). Selon [35], la validité convergente est vérifiée lorsque pvc est supérieur ou égal à 0,5. S'il est inférieur à 0,5 cela signifie que la variance due aux erreurs de mesure est supérieure à celle expliquée par le concept lui-même. Selon ces auteurs, l'expression de la validité convergente se présente comme suit :

$$\rho_{vc(\eta)} = \frac{\sum_{i=1}^P \lambda_i^2}{\sum_{i=1}^P \lambda_i^2 + \sum_{i=1}^P Var(\epsilon_i)}$$

Avec : η : variable latente ou dimension, λ_i : Contribution factorielle (Loading), P : Nombre de variables observables ou indicateurs de mesure, ϵ_i : Erreur de mesure, $\rho_{vc}(\eta)$: Indice de validité convergente de la variable latente η .

2.4.2. 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 [36]. 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) [35].

2.5. Résultats

Nous avons procédé à une deuxième analyse factorielle exploratoire pour épurer notre échelle de mesure sur un deuxième échantillon composé de 470 usagers, cela nous a permis de supprimer 3 items :

CONF_ASSUR_EMPT4, ACC_CSD3 et ACC_CSD4, car ils ont des contributions factorielles supérieures à 0,3 sur plusieurs facteurs. Après épuration, l'analyse en composantes principales a fait apparaître une structure factorielle composée de quatre facteurs, expliquant ainsi 80.05 % de la variance totale pour un coefficient KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) de 0,897(Tableau 6), et montrent que l'ensemble des items présentent une bonne qualité de représentation (> 0,50).

Tableau 6 Echelle de la qualité de service perçue– Valeurs propres et % de variance

Facteur	Valeur propre	% de variance	% de variance cumulée
1	6,827	52,518	52,518
2	1,440	11,075	63,593
3	1,133	8,719	72,312
4	1,006	7,742	80,053

Le tableau 7 présente les contributions des items de chaque composante après rotation varimax.

Tableau 7 Matrice des composantes après rotation^a

	Composante			
	1	2	3	4
JUST_EGA2	,825			
JUST_EGA6	,793			
JUST_EGA4	,785			
JUST_EGA1	,783			
JUST_EGA3	,590			
CONF_ASSUR_EMPT1		,870		
CONF_ASSUR_EMPT2		,833		
CONF_ASSUR_EMPT3		,817		
TANG1			,885	
TANG2			,861	
TANG3			,742	
ACC_CSD2				,901
ACC_CSD1				,831
Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthode de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.				
a. La rotation a convergé en 5 itérations.				

La structure factorielle émergée de la première étude, a été confirmée. Elle compte 13 items au lieu de 16 inclus au départ de cette deuxième analyse factorielle.

A l'issue de cette deuxième étude, nous pouvons conclure que cette phase de validation au sens de Churchill (1979) nous a permis de confirmer la stabilité de la structure factorielle de la première étude de l'échelle de la qualité de service perçue par les usagers des administrations publiques Marocaines.

Concernant les résultats de notre analyse factorielle confirmatoire sous le logiciel Amos.21 pour tester notre modèle sur un échantillon finale de 470 usagers, nous nous assurerons tout d'abord de la distribution normale des variables.

Comme cité précédemment, pour qu'une distribution soit normale, il faut qu'elle réponde à deux conditions nécessaires : l'asymétrie et la non aplatissement ; en effet le test d'asymétrie et d'aplatissement sont acceptables car les valeurs des critères de Skewness et de Kurtosis sont inférieures en valeur absolue à 1.96. [29]

Les statistiques de symétrie (Skewness) et d'aplatissement (Kurtosis) ne violent pas l'hypothèse de normalité et présente des valeurs acceptables. En d'autres termes, toutes les réponses sont réparties d'une manière équitable et toutes les variables suivent la loi normale. Les valeurs de Skewness et Kurtosis pour chaque variable figurent dans le tableau 8

Tableau 8 Valeurs des coefficients de symétrie (skewness) et d'aplatissement (Kurtosis)

Variable	min	max	skew	c.r.	kurtosis	c.r.
TANG3	1,000	5,000	,159	1,407	-,799	-3,535
TANG2	1,000	5,000	-,063	-,558	-1,067	-4,722
TANG1	1,000	5,000	,059	,526	-,911	-4,032
ACC_CSD2	1,000	5,000	,234	2,070	-,829	-3,669
ACC_CSD1	1,000	5,000	,080	,706	-,746	-3,302
CONF_ASSUR_EMPT3	1,000	5,000	,012	,110	-1,124	-4,976
CONF_ASSUR_EMPT2	1,000	5,000	,034	,299	-1,111	-4,917
CONF_ASSUR_EMPT1	1,000	5,000	,022	,198	-1,037	-4,588
JUST_EGA6	1,000	5,000	,076	,676	-1,025	-4,535
JUST_EGA4	1,000	5,000	-,009	-,075	-,937	-4,145
JUST_EGA3	1,000	5,000	-,028	-,252	-,903	-3,994
JUST_EGA2	1,000	5,000	,294	2,601	-,734	-3,247
JUST_EGA1	1,000	5,000	,011	,097	-1,093	-4,837
Multivariate					18,864	10,354

De plus il convient de vérifier la multi normalité des variables. Pour ce faire, la méthode la plus utilisée est le test de Mardia [37], ce test permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle la valeur du coefficient de Mardia est égale à zéro, ce qui se traduit par une présence de multi normalité.

En général l'hypothèse de la multi normalité est satisfaite lorsque le coefficient Mardia a une valeur inférieure à 3 ([38], cité par [5]). Ce coefficient est aussi acceptable s'il ne dépasse pas 10 [39], ce qui n'est pas notre cas puisqu'il atteint 18,864.

Dans ce cas le logiciel AMOS.21 permet de détecter les observations déviantes ou aberrantes, c'est-à-dire celles qui présentent des valeurs extrêmes et qu'on doit éliminer pour corriger la déviation par rapport à la loi normale [29], le nombre des observations que nous éliminons ne doit pas dépasser 2% du nombre total des observations [40]

Les résultats du test de Mardia après élimination de quelques observations déviantes montrent un coefficient acceptable égale à 9,59 qui est inférieur à 10. Cela nous amène à confirmer la multi normalité pour l'échelle de mesure la qualité perçue par les usagers des administrations publiques Marocaines.

Selon [33], il est préférable de tester plus d'un modèle. Par conséquent, nous allons tester trois modèles dans notre étude:

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

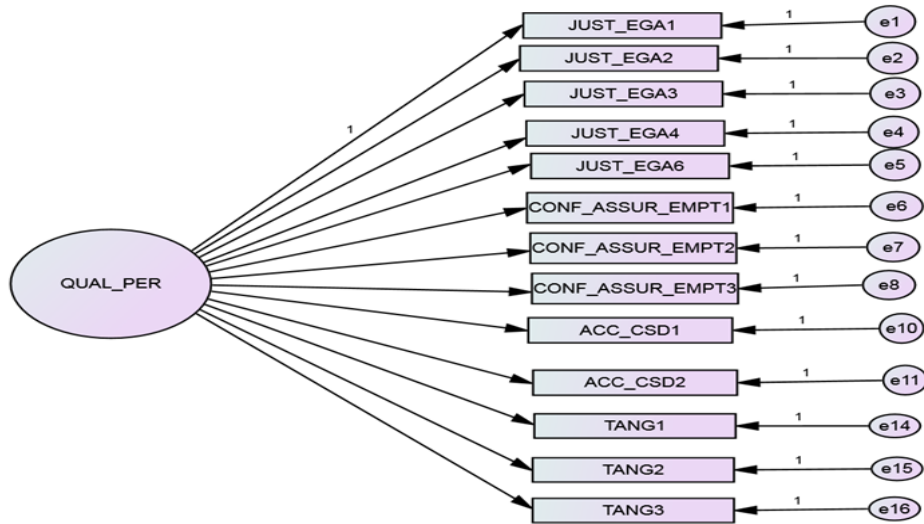


Figure 1 : Modèle unidimensionnel (M1)

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

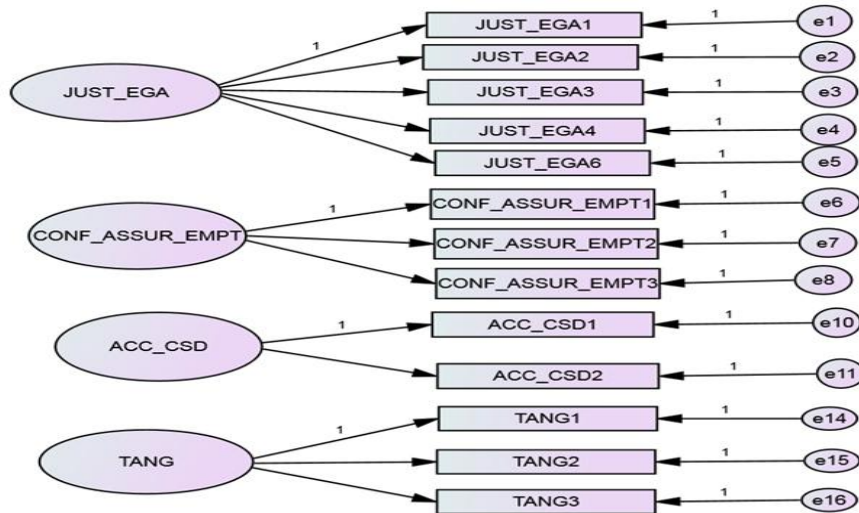


Figure 2 : Modèle de premier ordre avec quatre facteurs non corrélés (M2)

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

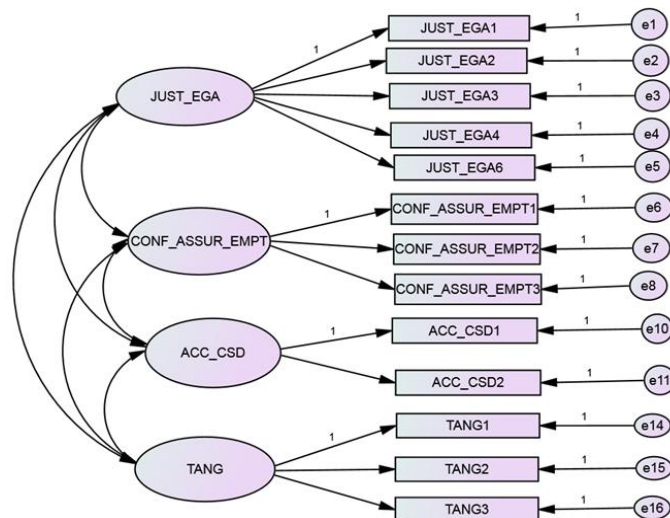


Figure 3 : Modèle de premier ordre avec quatre facteurs corrélés (M3)

Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire comparant les trois modèles proposés, sont représentés dans le tableau suivant (Tableau 9) (Résultats obtenus via le logiciel AMOS21).

Tableau 9 Résultats de l'analyse confirmatoire, comparant les trois modèles alternatifs.

MODELES	KHI 2	χ^2/ddL	GGFI	AGFI	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
M1	1470,266	22,619	0,664	0,529	0,217	0,674	0,609	0,683	1522,266
M2	819,532	819,532	0,775	0,704	0,154	0,818	0,795	0,831	863,532
M3	180,630	2,867	0,944	0,919	0,064	0,960	0,950	0,973	236,630
NORMES	-	<5	>,90		<,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 (180,630). Il présente également le meilleur Khi2 rapporté à son degré de liberté χ^2/ddl (2,867), ce ratio est satisfaisant puisqu'il est inférieur à 3. 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 = 0,944 et AGFI = 0,919 sont également très satisfaisants car supérieurs à la norme communément admise (0,90). Les indices de mesures incrémentaux NFI = 0,960, RFI = 0,950 et CFI = 0,973 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 [5]; [30] ; [31].

Etant donné que le modèle à quatre 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 [41]. Pour améliorer la qualité du modèle, le logiciel AMOS nous suggère de corrélérer certaines erreurs de mesure, notamment celle d'e1 et e2 ainsi que celle d'e3 et e7. (Figure 4)

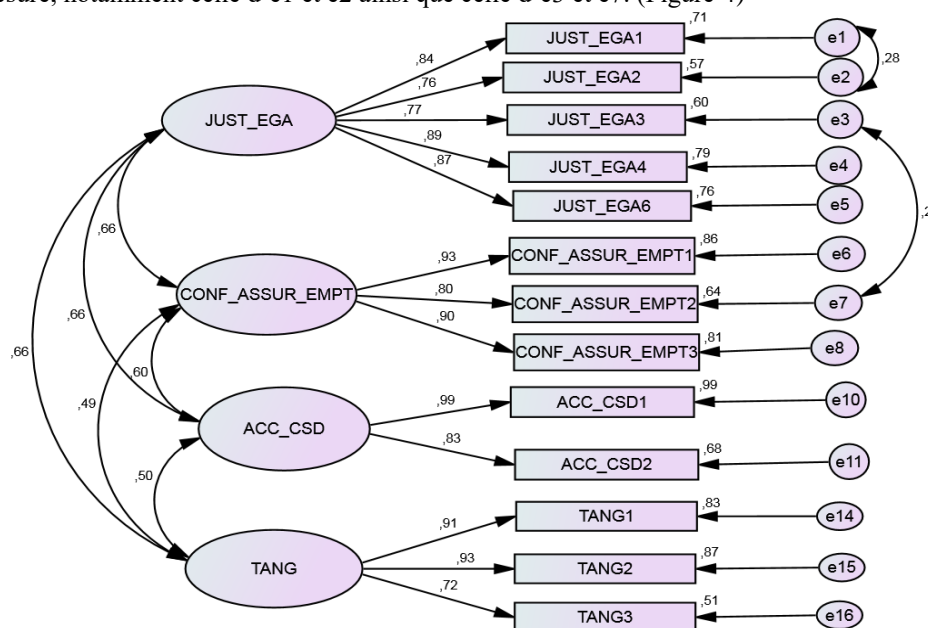


Figure 4 : Le modèle de mesure à quatre facteurs corrélés de la qualité perçue avec des liens de covariance entre les erreurs

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 10

Tableau 10 Comparaison entre le modèle M3 et M3 amélioré

MODELES	KHI 2	χ^2/ddL	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
M3	180,630	2,867	0,944	0,919	0,064	0,960	0,950	0,973	236,630
M3 (amélioré)	139,708	2,290	0,956	0,934	0,053	0,969	0,960	0,982	199,708
NORMES	-	<5	>,90		<,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 de mesure, 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 rhô de Jöreskog [32]. Il est présenté comme étant moins dépendant du nombre d'items et plus robuste que le coefficient alpha de Cronbach [27]. Un seuil d'acceptation de 0,70 peut être retenu pour ce coefficient [35], bien qu'il n'existe pas de règles précises d'interprétation de ce résultat [42].

Tableau 11 Fiabilité des dimensions de l'échelle de la qualité perçue

Dimensions de l'échelle	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
JUST_EGA	0,913	0,916
CONF_ASSUR_EMPT	0,900	0,908
ACC_CSD	0,894	0,908
TANG	0,867	0,892

Les coefficients rhô de Jöreskog pour chacune des dimensions de notre échelle de mesure, varient entre 0,892 et 0,916. 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 12 nous présente les résultats selon la méthode de [35].

Tableau 12 Validité de construit de l'échelle de mesure de la qualité perçue

	JUST_EGA	CONF_ASSUR_EMPT	ACC_CSD	TANG
pVC	0,687	0,767	0,833	0,736
R²_{ij} JUST_EGA	1			
R²_{ij} CONF_ASSUR_EMPT	0,44	1		
R²_{ij} ACC_CSD	0,44	0,36	1	
R²_{ij} TANG	0,43	0,24	0,25	1

Les échelles des dimensions de la qualité perçue respectent les critères de validité convergente et discriminante préconisés par [35].

- 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 qualité perçue au sens de [35] sont donc établies.

2.6. Analyse factorielle confirmatoire du second ordre

Dans cette phase nous supposons l'existence d'un facteur de second ordre de la qualité perçue. Le recours à un facteur de second ordre permet de s'assurer que les dimensions estimées par les facteurs de premier ordre définissent bien un construit plus large et plus abstrait de la qualité perçue, estimé par le facteur de second ordre [5]. La création d'un facteur de second ordre traduit la covariance et donc le co-alignement entre les facteurs de premier ordre [43].

Globalement, pour admettre l'existence d'un modèle de second ordre, trois conditions doivent être remplies [44]:

- (1) les indices de qualité de l'ajustement de la structure factorielle de second ordre [45];
- (2) les contributions factorielles du facteur de second ordre doivent être statistiquement significatives [35] [46]); et
- (3) le coefficient cible T (Target coefficient) de [47] 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 ([47]).

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

Si ce rapport est supérieur à 0.9, cela signifie que le facteur de second ordre explique effectivement la covariance entre les facteurs [47] et on doit dans ce cas opter pour le modèle de second ordre.

En se basant sur les résultats du tableau 13, les indices d'ajustement du modèle de second ordre sont jugés très acceptables et respectent les normes préconisées. Le ratio χ^2/dll (2,359) est inférieur au seuil

préconisé. La valeur de RMESA (0, 054) 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 13 Comparaison entre les indices d'ajustement du modèle de premier et second ordre

MODELES	KHI 2	χ^2/ddl	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	RFI	CFI	AIC
Premier ordre	139,708	2,290	0,956	0,934	0,053	0,969	0,960	0,982	199,708
Second ordre	139,708	2,359	0,956	0,932	0,054	0,969	0,959	0,982	203,208
NORMES	-	<5	>,90		<,08	>,90			Le plus faible

La figure 5 montre que toutes les contributions factorielles du facteur de second ordre sont supérieures ou égales à 0.67, elles sont supérieures au seuil exigé 0.40 ([3]; [22]; [48]).

De plus les contributions factorielles du facteur de second ordre sont statistiquement significatives [35] [49]);

Ces résultats indiquent que le facteur de second ordre entraîne les quatre facteurs de premier ordre et explique leur covariance ([42]; [49]).

De plus les deux modèles comparés présentent le même KHI 2 ce qui signifie que le coefficient cible est égale à 1, donc les trois conditions citées précédemment sont remplies.

Cela nous amène à choisir le modèle de second ordre à quatre facteurs pour mesurer qualité perçue. Cette structure servira de base lors de l'établissement du modèle causal de notre future recherche.

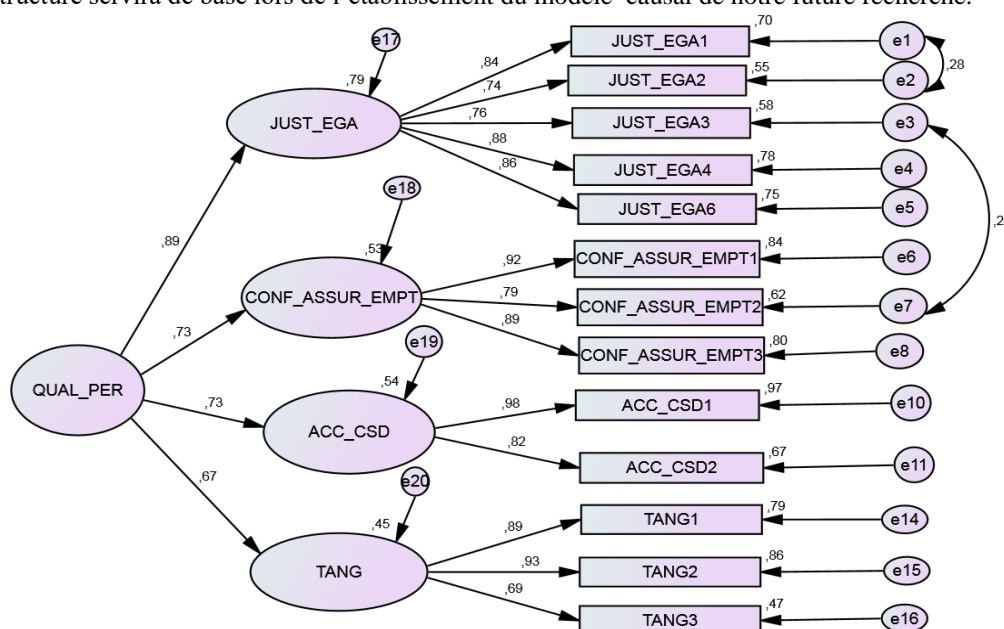


Figure 5 : Modèle de second ordre de la qualité perçue

IV. DISCUSSION DES RESULTATS ET CONCLUSION

L'objectif de cette recherche était de proposer une échelle de mesure de la qualité de service perçue par les usagers des administrations publiques Marocaines, fiable et présentant des qualités psychométriques valides et satisfaisantes, aidant ainsi les gestionnaires et les décideurs publics à mesurer la qualité perçue de leurs usagers.

L'élaboration de cette échelle de mesure a été basée sur un état des lieux des instruments de mesure existants, et des discussions avec des usagers et des fonctionnaires professionnels dans un souci d'intégrer les principales dimensions pouvant expliquer 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 et discriminante. La structure factorielle à quatre 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 la qualité perçue 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 qualité perçue 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 managérial cette recherche met à la disposition des gestionnaires et des décideurs publics un instrument de mesure fiable et valide de la qualité perçue qui servira comme une base pour connaître plus précisément la perception de la qualité des usagers et de proposer des remèdes afin de les satisfaire au mieux et par conséquent améliorer la qualité de service rendu.

De plus, cet instrument de mesure offre la possibilité de poursuivre les études empiriques sur les conséquences de la qualité perçue, notamment dans le contexte des administrations publiques Marocaines. Les différents liens établis dans la littérature entre la qualité perçue, la satisfaction, la confiance, la réclamation..., peuvent désormais être statistiquement vérifiés.

Cet instrument peut être utilisé comme outil de diagnostic et de mesure de la qualité perçue. Il permet d'évaluer avec précision le niveau perçu de la qualité de service. 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 les usagers au niveau de la région Casablanca-Settat, il faut élargir le champ d'étude incluant d'autres régions afin de confirmer les résultats obtenus. De plus la taille de l'échantillon (n=470 usagers), nous paraît insuffisante pour bien confirmer nos résultats obtenus, et pour traiter les analyses sur un échantillon représentatif de la population étudiée vue le grand nombre d'usagers fréquentant les administrations publiques Marocaines. Une grande taille peut mener à des résultats plus précis, et les tendances statistiques pourraient devenir plus significatives.

Nous souhaitons à cet égard accroître la taille de l'échantillon et élargir le champ d'investigation à d'autres administrations publiques.

REFERENCES

- [1]. Mayers R. et Lacey R. (1996), Satisfaction du consommateur, performance et responsabilité au sein du secteur public, *Revue Internationale des Sciences Administratives*, 3, 395-419.
- [2]. Benhanana .E, Houfaïdi. S, (2014), Application du modèle qualité (CAF) dans les administrations publiques: cas du Maroc, *ScienceLib Editions Mersenne*, 6, N ° 141114.
- [3]. Churchill G.A. (1979), A paradigm for developing better measures or marketing constructs, *Journal of Marketing Research*, 16, 1 64 – 73.
- [4]. 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
- [5]. Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., & El Akremi, A. (2002). *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et applications en gestion*. Paris: Economica
- [6]. 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.;
- [7]. 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)
- [8]. Zeithaml V. (1981), How consumer evaluation processes differ between goods and services, *AMA Proceedings*, 186-190.
- [9]. Grönroos C. (1984), A Service Quality Model and its Marketing Implications, *European Journal of Marketing*, 18, 4, 37-44.
- [10]. Parasuraman A., Zeithaml V., Berry L. (1988), SERVQUAL: A Multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality, *Journal of Retailing*, Spring, 64, 1, 12-40.
- [11]. Oliver R. L. (1980), A Cognitive Model of the Antecedents and Consequences of Satisfaction Decisions, *Journal of Marketing Research*, 17, November, 460-469.
- [12]. Cronin J.J. et Taylor S.A. (1992), Measuring service quality: A Reexamination and Extention, *Journal of Marketing*, 56, 1, 55-68.
- [13]. Labarbera P. et Mazursky D. (1983), A Longitudinal Assessment of Consumer Satisfaction /insatisfaction : The Dynamic Aspect of the Cognitive Process, *Journal of Marketing Research*, 20, 4, 393-404.
- [14]. Vanhamme J. (2002), La satisfaction des consommateurs spécifique à une transaction : définition, antécédents, mesures et modes, *Recherche et applications en Marketing*, 17, 2, 55-85.
- [15]. 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.
- [16]. Field A. (2009), *Discovering statistics using SPSS Third edition*, SAGE Publication, London.
- [17]. 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.
- [18]. Philippeau, G. Comment interpréter les résultats d'une analyse en composantes principales. Paris : ITCF.
- [19]. Evrard Y., Pras B., Roux E. (2003), *Market Etudes et recherches en marketing*, 3ème édition, Dunos.
- [20]. 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.
- [21]. EVRARD Y., Pras B. et Roux E. ; 1997 ; *Market – Etudes et recherches en marketing* (2ième édition) ; Paris : Nathan
- [22]. Nunnally J.C. (1978), *Psychometric theory*, New York, Mac Graw-Hill
- [23]. Fayers, P.M. et D. Machin. *Quality of life. Assessment, analysis and interpretation*, Chickester, John Wiley & Sons Ltd, 2000, 404p
- [24]. Kaiser H., Rice J. (1974), « Little Jiffy Mark 4 », *Educational and Psychological Measurement*, n°34, p. 111-117.
- [25]. Jolibert A., Jourdan P. (2006), *Marketing research, Méthodes de recherche et d'études en marketing*, Dunod, Paris.
- [26]. Evrard Y., Pras B. et Roux E. (1993), *Market : Etudes et Recherches en Marketing*, Paris, Nathan.
- [27]. Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research*, 21(2), 99–116.
- [28]. Evrard Y., Pras B. et Roux E. (2000), *Market : Etudes et recherches en marketing*, Dunod.
- [29]. AKROUT F. (2010), *Les méthodes des équations structurelles*, Imprimerie Coopi, 1ère édition, Tunis, 148,274 p.

- [30]. Pedhazur, E. J., & Pedhazur Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: LEA.
- [31]. 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.
- [32]. Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis of sets of congeneric tests. *Psychometric*, 36(2), 109–133.
- [33]. 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.
- [34]. 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.
- [35]. Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 48(1), 39–50
- [36]. Evrard, Y., Pras, B. et Roux, E. 2009. «Market: Fondements et méthodes des recherches en marketing», Dunod, Paris.
- [37]. MARDIA K. V. (1970), « Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications », *Biometrika* , 57, pp. 519-530
- [38]. ROMEU J.L. et OZTURK A. (1993), « A comparative study of goodness-of-fit tests for multivariate normality », *Journal of Multivariate Analysis*, 46, pp. 309-334
- [39]. KLINE R. B. (2005), *Principles and practice of structural equation modelling*, 2ème édition, Guilford Press, New York, 366 pages.
- [40]. KUNNAN A. J. (1998), « An introduction to structural equation modelling for language assessment research », *Language Testing*, vol. 15, n°3, pp. 295-332.
- [41]. 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.
- [42]. 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).
- [43]. 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.
- [44]. Tanriverdi, H. et Uysal, V .B. 2011. «Measurement properties of the cross-business IT integration construct», *Online Supplement for ISR*.
- [45]. Tippins, M.J. et Sohi, R.S. 2003. «T competency and firm performance: Is Organizational
- [46]. Venkatraman, N. 1990. «Performance implications of strategic coalignment: A methodological perspective», *Journal of Management Studies*, Vol. 27, p 19-41
- [47]. 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.
- [48]. HAIR J.F., ANDERSON R.E., TATHAM R.L. et BLACK W.C. (2006), *Multivariate Data Analysis*, 4e Ed., Prentice Hall International, New Jersey.
- [49]. Venkatraman, N. 1990. «Performance implications of strategic coalignment: A methodological perspective», *Journal of Management Studies*, Vol. 27, p 19-41