



HAL
open science

Proximité et réduction du risque perçu dans le cas de l'achat de vin : De l'intérêt théorique à la proposition d'une échelle de mesure

Paul-Emmanuel Pichon, Denis Bories, Christian Laborde

► **To cite this version:**

Paul-Emmanuel Pichon, Denis Bories, Christian Laborde. Proximité et réduction du risque perçu dans le cas de l'achat de vin : De l'intérêt théorique à la proposition d'une échelle de mesure. Workshop In Vino Varietas "Vin, innovation et mondialisation : enjeux et perspectives", Jun 2014, Toulouse, France. hal-04170008

HAL Id: hal-04170008

<https://univ-tlse2.hal.science/hal-04170008>

Submitted on 25 Jul 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Proximité et réduction du risque perçu dans le cas de l'achat de vin : De l'intérêt théorique à la proposition d'une échelle de mesure

Bories D.^a, Pichon P.^b, Laborde C.^c

^a Laboratoire LRPmip, Université Toulouse Jean Jaurès – Campus de Figeac, Avenue de Nayrac, 46100 Figeac, France

^{b,c} Laboratoire CERTOP-EAST-UMR-CNRS 5044, Université Toulouse Jean Jaurès, 5 Allée Antonio Machado, 31100 Toulouse, France

Mots clés : comportement du consommateur, risque, réducteurs de risque, proximité

Introduction

Depuis les années 50¹, les gouvernements français successifs ont mis en place des actions ayant pour objet de lutter contre l'alcoolisme en sensibilisant les français quant au danger potentiel que représente la consommation d'alcool, et notamment de vin, pour la santé. Si l'effet de la consommation d'alcool sur la santé n'est plus à démontrer, les consommateurs français ont une représentation du vin qui fait aussi que « *goûter le vin, c'est stimuler son système sensoriel et éprouver du plaisir, mais beaucoup plus encore* » (Aron, 1999).

Dans le prolongement des travaux qui ont investigué à la perception des risques liés à l'achat de produits alimentaires (Mitchell, 1999; Muraro-Cochard, 2000 et 2003; Yeung et Morris, 2001; Pichon, 2006), les auteurs de cette communication se sont intéressés à la perception du risque dans le contexte de l'achat de vin (Bories, Pichon, Laborde, 2014). Les résultats de leurs travaux ont mis en évidence que le risque physique, qu'il soit à court ou à long terme, n'est que très faiblement perçu par les consommateurs. *A contrario*, les risques financier, de performance gustative et psychosocial d'image de soi sont présents dans les actes d'achat des consommateurs. Afin de les rassurer dans leurs choix, ces derniers mobilisent la notion de proximité (Damperat, 2006; Bergadaa et Del Bucchia, 2009; Hérault-Fournier et al., 2012, 2014), sous toutes ses facettes (proximité d'accès, proximité relationnelle, proximité identitaire, proximité processuelle, proximité fonctionnelle).

Cette recherche vise tout d'abord à définir la notion de proximité et à souligner son intérêt en tant que réducteur de risque dans le cadre de l'achat de vin avant d'en proposer une échelle de mesure.

La première section de cette communication sera consacrée à une revue de littérature sur le risque alimentaire et la notion de proximité. La section suivante présentera la méthodologie mise en œuvre dans le cadre de cette recherche. Les résultats obtenus seront ensuite détaillés, puis discutés. Pour conclure, les implications théoriques qu'offre ce travail, les limites et voies de recherche seront ensuite exposées.

¹ Institut national de la santé et de la recherche médicale (France). Alcool : dommages sociaux, abus et dépendance. Paris : Inserm, 2003.

Cadre théorique

Cette première section est consacrée à une revue de littérature sur le risque alimentaire et la notion de proximité.

Le risque alimentaire

Les peurs liées à l'alimentation ne datent pas d'aujourd'hui. Chiva (1998) rappelle que « *de tout temps, l'homme a dû envisager la conduite alimentaire comme une prise de risque* ». De même Apfelbaum (1998) estime que « *le risque alimentaire n'est jamais nul et il n'est pas aisément quantifiable* ».

Les chercheurs expliquent cette prise de risque continuelle par le principe d'incorporation (Corbeau, in Corbeau et Poulain, 2002). Antoine (1997, cité par Marouseau, 2001) décrivant les futures tendances de la consommation, estime que « *le nouveau consommateur est probablement un mythe : le consommateur peureux, sûrement une réalité* ».

La notion de risque est omniprésente dans le marketing alimentaire et de nombreux chercheurs ont tenté de répertorier les différents types de risques existants (Kapferer, 1998 ; Guillon, 1998 ; Brunel, 2002).

Ainsi, pour Brunel (2002), le risque est multidimensionnel et recouvre le risque de performance, le risque financier, le risque physique à court terme, le risque physique à long terme, les risques psychosociaux (peur de grossir et estime de soi), le risque sociétal (conséquences socio-économiques et écologiques induites par la consommation du produit).

En vertu du principe d'incorporation, le risque physique ou sanitaire est le risque majeur en consommation alimentaire (Müller, 1985 ; Kapferer, 1998 ; Dandouau, 1999, Brunel, 2000 ; Poulain, 2002 ; Gallen et Cases, 2003 ; Muraro-Cochart, 2003 ; Pichon, 2006).

La notion de risque est toutefois difficilement quantifiable (Khan, 1998) et le risque alimentaire est en réalité moins important aujourd'hui qu'il y a trente ans (Apfelbaum, 1998 ; Duby, 1998 ; Gurviez et al., 2003). Ainsi, selon la littérature, si le risque (objectif) alimentaire a fortement diminué ces dernières années, sa perception se serait fortement modifiée et accentuée.

En outre, si les consommateurs perçoivent des risques, cela implique qu'ils doivent tenter de les réduire s'ils souhaitent acquérir le produit ou le service (Bettman, 1973 ; Ingene et Hugues, 1985).

La recherche d'informations constitue un moyen pour réduire le risque perçu (Dowling et Staelin, 1994, Volle, 1995). Locander et Hermann (1979) classent les réducteurs de risque en fonction de la source d'informations et en distinguent cinq familles :

- les sources impersonnelles non désintéressées (la publicité télévisée, radio, écrite et sur le lieu de vente),
- les sources impersonnelles indépendantes (une notice technique du produit, les associations de consommateurs),
- les sources personnelles non-désintéressées (les conseils du vendeur ou du producteur), les sources personnelles indépendantes (les conseils des amis, de la famille, des voisins),
- les sources résultant de l'expérience directe et de l'observation (l'essai du produit avant achat, une information sur l'emballage, une démonstration d'utilisation du produit).

La notion de proximité

Le terme proximité est issu du latin *proximitas*, signifiant « voisinage ». Selon Ollivier-Yaniv, « *c'est au XVIème siècle que proximité désigne le caractère de ce qui est proche de quelque chose (dans l'espace)* », avant d'être utilisé pour mettre en évidence une « ressemblance ».

Dans le contexte de prise de risque continue exposé précédemment et en prenant en compte le principe d'incorporation selon lequel le mangeur va ingérer un corps étranger susceptible de le mettre en danger (Corbeau, in Corbeau et Poulain, 2002), les travaux antérieurs des auteurs montrent que la proximité peut être envisagée comme un réducteur de risque majeur dans le cas de l'achat de produits alimentaires.

Ce besoin de proximité peut s'expliquer par le fait que l'industrialisation de la production et de la transformation alimentaire ont fait apparaître de nouveaux produits manquant d'identité (Poulain, 2002). De plus, la complexité perçue de la filière agroalimentaire et l'apparition de nouvelles technologies alimentaires (Kreziak, 2000) accroissent la distance entre l'aliment et le consommateur. On est loin du temps où l'aliment était clairement et affectivement identifié, un temps où le mangeur connaissait personnellement et intimement celui qui avait cuisiné le produit qu'il avait dans son assiette : les conserves de la tante, la salade du jardin, etc. (Poulain, 1996). Ainsi, face à cette distance qui éloigne le consommateur des produits alimentaires, il semble légitime qu'il soit à la recherche de tous les éléments susceptibles de minimiser cet éloignement.

Bergadaà et Del Bucchia (2009) ont identifié cinq dimensions de la proximité entre un consommateur et un point de vente (cf. Tableau 1) :

- La proximité d'accès : elle fait référence à la proximité géographique.
- La proximité identitaire : elle se rapproche de la proximité de similitude qui renvoie, selon Rallet et Torre, 2005) à « un lien créé par le partage d'un même système de représentations et de croyances ».
- La proximité relationnelle : elle correspond aux relations directes entre le consommateur et le personnel de l'enseigne
- Proximité de processus : elle fait référence à la connaissance du fonctionnement interne du point de vente qui garantit la qualité des produits.
- Proximité fonctionnelle : elle vise l'efficacité des achats et est caractérisée par une volonté d'optimisation du temps assurée par la certitude de trouver, dans le lieu de vente, le produit qui convient.

Proximité d'accès	Facilité pour le consommateur de se rendre au magasin (distance, temps, commodité d'accès).
Proximité identitaire	Relation qu'entretient le consommateur avec le magasin et les valeurs qu'il représente.
Proximité relationnelle	Rencontres physiques, relations directes entre le personnel en contact et le consommateur.
Proximité de processus	Importance accordée par le consommateur au fonctionnement interne du magasin : qualité et provenance des produits, modes de préparation et de distribution.
Proximité fonctionnelle	Recherche de l'efficacité par rapport à l'activité : trouver facilement les produits, ne pas attendre en caisse, avoir un large choix de produits...

Tableau 1 – Les dimensions de la proximité entre un consommateur et un point de vente (Bergadaà et Del Bucchia, 2009)

De nos jours, le terme de proximité est de plus en plus mobilisé par les organisations commerciales soucieuses d'instaurer des relations qualifiées de « proximité » avec leur clientèle et d'être perçues par celle-ci comme étant « proche de ses clients ».

En effet, dans le cadre des activités commerciales, la proximité perçue par un consommateur à l'égard d'une enseigne influence positivement son degré de satisfaction (Barnes, 1997) et, selon Dampérat (2006), sa fidélité.

Toutefois, jusqu'à présent, la notion de proximité a principalement été mobilisée pour étudier son influence sur la confiance des consommateurs à l'égard d'un point de vente (Héroult-Fournier et al., 2012, 2014) et jamais à l'égard d'un produit.

Or les résultats de recherches menées par les auteurs montrent que les proximités à l'égard des produits alimentaires, des intervenants des filières, ou tout autre élément susceptible d'être mobilisé de la conception à la commercialisation du produit, sont des réducteurs de risque majeurs.

En effet, appliqués au contexte de l'achat de vin, ces travaux montrent que la recherche de proximité du consommateur se manifeste notamment par une attention particulière accordée à la provenance du produit (proximité d'accès), aux relations qui se nouent avec les acteurs de la filière vin et notamment avec les cavistes (proximité relationnelle), à la défense d'un terroir (proximité identitaire), à la connaissance des méthodes de fabrication du vin (proximité de processus) et par la recherche d'un vin qui aura bon goût et avec lequel on se fera plaisir (proximité fonctionnelle).

Ainsi, suivant les souhaits de Bergadaà et Del Bucchia (2009), la suite de ce travail consiste à tester une échelle de mesure de la proximité appliquée au cas du vin. Il faut noter ici que cette échelle ne vise pas à identifier la proximité avec un point de vente mais avec un produit.

Méthodologie

Une revue de littérature consacrée au concept de proximité a permis d'identifier une échelle de mesure de la proximité à l'égard d'une enseigne commerciale mise en œuvre par Hérault-Fournier et al. (2012, 2014).

Dans le cadre de cette recherche exploratoire, il a tout d'abord été procédé à une adaptation des items de l'échelle initiale au cas du vin et au contexte de l'achat de vin. Cette adaptation a été réalisée en s'appuyant sur les résultats obtenus lors de recherches précédente mobilisant une approche qualitative. Ainsi, les verbatim recueillis ont facilité le travail d'adaptation de l'outil de mesure. L'échelle ainsi obtenue comptait 20 items.

Une étude quantitative a été menée auprès de 590 individus âgés de 18 à plus de 64 ans. L'échantillon ainsi obtenu se compose comme suit :

- Femme : 55,1% (325 individus) ; Hommes : 44,8% (265 individus)

	Effectifs	%	% cumulé
18-24 ans	66	11,2	11,2
25-29 ans	61	10,3	21,5
30-34 ans	64	10,8	32,3
35-39 ans	60	10,2	42,5
40-44 ans	76	12,9	55,3
45-49 ans	64	10,8	66,2
50-54 ans	74	12,5	78,7
55-59 ans	67	11,3	90,0
60-64 ans	49	8,3	98,3
+ 64 ans	10	1,7	100,0
Total	591	100,0	

Tableau 2 – Répartition des individus de l'échantillon par sexe

	Effectifs	%	% cumulé
Lot	240	40,6%	40,6%
Haute-Garonne	111	18,8%	59,4%
Aveyron	100	16,9%	76,3%
Autres	67	11,3%	87,6%
Corrèze	23	3,9%	91,5%
Dordogne	16	2,7%	94,2%
Hérault	12	2,0%	96,3%
Gironde	11	1,9%	98,1%
Tarn	10	1,7%	99,8%
Syst. manquant	1	0,2%	100,0%
Total	591	100,00%	

Tableau 3 – Répartition des individus de l'échantillon par département

Suivant le paradigme de Churchill (1979), les données recueillies ont ensuite fait l'objet d'une analyse factorielle exploratoire sous SPSS, qui, après épuration des items, avait pour objectif de vérifier la structure factorielle de l'échelle et de confirmer ou non la décomposition du construit de proximité en cinq dimensions.

Il a ensuite été procédé à une analyse factorielle confirmatoire à l'aide du logiciel AMOS 20 afin de déterminer si la mesure fait apparaître un construit de premier ou de second ordre.

Résultats

La méthodologie d'épuration et de validation des échelles de mesure utilisées dans cette recherche s'est déroulée en trois étapes.

Une première étape d'analyse factorielle exploratoire a permis de faire émerger des dimensions (Churchill, 1979).

La deuxième étape, une fois que les dimensions ont été suggérées par l'analyse factorielle, consiste à étudier la fiabilité et la validité du construit.

La troisième étape consiste à procéder à une analyse factorielle confirmatoire afin de vérifier l'unidimensionnalité ou la multidimensionnalité du construit (Gerbing et Anderson, 1988).

Résultats de l'analyse factorielle exploratoire

L'analyse factorielle exploratoire est une technique préliminaire lors de « *la construction d'une échelle de mesure* » (Gerbing et Anderson, 1988, p. 189). Elle permet avant tout d'identifier et d'interpréter les dimensions sous-jacentes du construit. Pour mettre en oeuvre ce type d'analyse, un certain nombre de points doit être vérifié : l'adéquation des données à l'analyse factorielle, le dénombrement des dimensions et le choix de la rotation, dans le cas où le concept étudié possède plusieurs dimensions sous-jacentes, et enfin la condensation des échelles.

La vérification de l'adéquation des données est nécessaire afin de s'assurer de la possibilité de procéder à une analyse factorielle sur les données collectées. Deux tests présentés par Stewart (1981) permettent de supposer que les données peuvent faire l'objet d'une analyse factorielle :

- Le test de sphéricité de Barlett⁴ est une statistique qui suit une loi de Khi-deux avec $1/2P(P-1)$ degrés de liberté. Il pose comme hypothèse nulle l'orthogonalité des variables. Ainsi, le rejet de cette hypothèse signifie qu'il existe une association entre les variables et que les données sont appropriées pour une analyse factorielle. Toutefois, Stewart (1981) nuance la portée de ce test car, selon lui, il conduit presque systématiquement à un rejet de H_0 , même dans des conditions douteuses d'associations entre les variables.
- Le test MSA de Kaiser, Meyer et Olkin (ou test KMO) fournit un critère de décision plus clair et facilement interprétable sous la forme d'un indice compris entre 0 et 1. Le test MSA indique si les données sont cohérentes ensemble et adéquates pour une analyse factorielle. La valeur 0 indique que la matrice des covariances est égale à la matrice identité. Plus ce l'indicateur de ce test est proche de 1, plus les covariances sont élevées et plus les données sont factorisables. Stewart (1981) présente une calibration de ce test² réalisée par Kaiser et Rice (1974). Une limite inférieure de 0,7 voire 0,8 est généralement prescrite.

Les résultats de l'analyse factorielle exploratoire réalisée sur 17 items, après épuration, montrent que l'hypothèse nulle du test de sphéricité de Barlett est rejetée et une valeur d'indice KMO de 0,860. Ces éléments confirment la possibilité de factorisation des données analysées (Tableau 4).

² MSA > 0,90 : Merveilleux - MSA > 0,80 : Méritoire - MSA > 0,70 : Moyen - MSA > 0,60 : Médiocre - MSA > 0,50 : Misérable - MSA ≤ 0,50 : Inacceptable

Mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin.		,860
	Khi-deux approximé	5087,371
Test de sphéricité de Bartlett	Ddl	120
	Signification de Bartlett	,000

Tableau 4 - Indice KMO et test de Bartlett

Après avoir vérifié que les données sont effectivement factorisables, il est maintenant possible d'identifier le nombre de facteurs issus de l'analyse.

Le test le plus utilisé comme règle statistique pour déterminer le nombre de facteurs à extraire est le critère de Kaiser (Malhotra et al., 2011). Ce critère conduit à ne garder que les facteurs dont les valeurs propres sont supérieures à 1. En complément au critère de Kaiser, le « test du coude » a été suggéré par Cattell (1966). Cette méthode consiste à faire une représentation graphique des valeurs propres des facteurs et à éliminer les facteurs qui se trouvent après un point d'inflexion sur la courbe. Les facteurs éliminés seront ceux qui arriveront après ce point d'inflexion. Le test du coude et de Kaiser conforme l'existence de cinq dimensions restituant 73% de la variance.

Il est nécessaire de s'interroger sur la nécessité ou non de réaliser une rotation sur les données recueillies. Lorsque la revue de littérature sur le concept étudié fait ressortir un construit unidimensionnel, il n'est pas nécessaire de réaliser une rotation lors de l'analyse factorielle.

Si, au contraire, le concept étudié est multidimensionnel, il peut être pertinent de procéder à une rotation dans le but de faciliter l'interprétation des facteurs suggérés par l'analyse en composantes principales.

La rotation repose sur le principe d'augmentation artificielle des corrélations entre les items et les différents facteurs. Il existe deux types de rotation : rotation orthogonale et rotation oblique.

Plusieurs types de rotations sont possibles parmi les rotations orthogonales qui préservent l'orthogonalité des axes (Varimax, Quartimax, Equamax). Les rotations Oblimin et Promax font partie des rotations obliques qui autorisant la violation d'orthogonalité des facteurs.

Si Iacobucci et al. (2001) préconisent l'utilisation d'une rotation oblique contre une rotation orthogonale lorsque la corrélation est faible entre les facteurs, il faut noter ici que l'utilisation d'analyses factorielles dans le but de créer des variables composites utilisées par la suite dans des modèles de régressions multiples pousse à retenir une rotation orthogonale pour éliminer le problème de la multicolinéarité (Iacobucci et al., 2001).

Après la mise en œuvre d'une rotation orthogonale de type Varimax, la structure factorielle en cinq facteurs se décompose comme suit (Tableau 5) :

- Facteur 1 : ce facteur correspond à la proximité relationnelle entre les consommateurs et les viticulteurs.
- Facteur 2 : ce facteur correspond à la proximité de processus.
- Facteur 3 : ce facteur regroupe les items relatifs à la proximité d'accès des vins.
- Facteur 4 : ce facteur présente les items correspondant à la proximité identitaire
- Facteur 5 : ce facteur regroupe les items représentant la proximité fonctionnelle

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Sommes des carrés des facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de variance	% cumulés	Total	% de variance	% cumulés	Total	% de variance	% cumulés
1	5,865	34,497	34,497	5,865	34,497	34,497	3,123	18,370	18,370
2	2,508	14,753	49,250	2,508	14,753	49,250	2,982	17,540	35,910
3	1,676	9,861	59,110	1,676	9,861	59,110	2,284	13,436	49,346
4	1,279	7,521	66,631	1,279	7,521	66,631	2,222	13,068	62,415
5	1,166	6,861	73,492	1,166	6,861	73,492	1,883	11,078	73,492
6	,643	3,780	77,272						
7	,562	3,305	80,577						
8	,506	2,977	83,554						
9	,488	2,868	86,421						
10	,412	2,426	88,847						
11	,369	2,171	91,019						
12	,339	1,993	93,012						
13	,322	1,895	94,907						
14	,300	1,764	96,671						
15	,244	1,436	98,106						
16	,167	,979	99,086						
17	,155	,914	100,000						

Tableau 5 - Variance totale expliquée

Après avoir vérifié la structure factorielle de l'échelle proposée pour mesurer la proximité, il convient d'évaluer la fiabilité de cet outil de mesure. Pour se faire, le coefficient alpha de Cronbach (1951) sera calculé pour chaque dimension de l'échelle ainsi que pour l'échelle dans son ensemble.

La formule du coefficient alpha la plus souvent citée dans la littérature marketing pour évaluer la fiabilité d'une échelle de mesure est celle de l'alpha de Cronbach (1951) :

$$\alpha = \left(\frac{n}{n-1} \right) \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^n V_i}{V_t} \right)$$

où

- n est le nombre d'items composant l'instrument de mesure
- V_i est la variance de l'item i
- V_t est la variance totale de l'instrument

La valeur du coefficient alpha de Cronbach est normalement comprise entre 0 et 1, un coefficient de 0 représentant une fiabilité nulle et un coefficient de 1 traduisant une fiabilité parfaite.

Les travaux de Nunnally (1967, 1978) ainsi que ceux de Peterson (1994) sont souvent cités comme source de valeurs critiques permettant d'évaluer la fiabilité d'un outil de mesure.

Contrairement aux propositions de Nunnally (1967, 1978) dont les seuils proposés manquent de justifications quant aux seuils proposés, ceux de Peterson (1994) sont basées sur une méta-analyse ayant pour objectif de vérifier empiriquement les coefficients obtenus dans les études expérimentales dans le champ du marketing. Le tableau ci-après présente l'ensemble des seuils mis en évidence par ces deux chercheurs.

	Nunnally (1967) 1 ^{ère} édition	Nunnally (1978) 2 ^d édition	Peterson (1994)
Préliminaire	0,50 – 0,60	0,70	> à 0,70
Fondamentale	0,80	0,80	> à 0,80
Appliquée	0,90 – 0,95	0,90 – 0,95	> à 0,90

Tableau 6 – Seuils de fiabilité basés sur l'alpha de Cronbach identifiés par Nunnally (1967, 1978) et Peterson (1994) d'après Peterson (1994)

Les valeurs de l'Alpha de Cronbach (1951) montrent une bonne cohérence interne pour chacune des cinq dimensions ainsi que pour l'échelle dans son ensemble.

L'échelle proposée correspond aux postulats théoriques et est susceptible d'être retenue pour mesurer la proximité d'un consommateur à l'égard d'un vin.

Le coefficient alpha ne fournissant pas assez d'informations sur l'homogénéité des données (Gerbing et Anderson, 1988), il est nécessaire de conduire une analyse factorielle confirmatoire pour vérifier si les construits analysés sont unidimensionnels ou multidimensionnels.

Résultats des analyses factorielles confirmatoires

L'analyse factorielle exploratoire a permis de suggérer les dimensions du construit. Il s'agit maintenant de déterminer si le construit est unidimensionnel ou multidimensionnel. Ceci sera fait par l'intermédiaire d'une analyse factorielle confirmatoire mobilisant des modèles d'équations structurelles (Fornell et Larcker, 1981).

En effet, pour Gerbing et Anderson (1988), l'analyse factorielle exploratoire tout comme la corrélation entre les items ou le coefficient alpha n'est pas capable de donner une information sur l'homogénéité de l'instrument de mesure. Or, ainsi que le note Korchia (2001), quand un chercheur présente un concept, il est important de préciser et de justifier la dimensionnalité de celui-ci. L'utilisation des modèles à équations structurelles se généralisant dans l'étude de construits latents, non observables par nature, les chercheurs se trouvent presque contraints d'utiliser des concepts unidimensionnels au contenu très étroit afin de satisfaire aux tests statistiques plus rigoureux que les méthodes classiques d'analyse factorielle.

Sans entrer dans le détail, les modèles d'équations structurelles reposent sur les notions de variables non observées (dites latentes) et d'erreurs de mesure. Les variables latentes correspondent aux construits théoriques, elles ne sont pas directement observées et leur mesure est basée sur l'observation d'un ensemble d'indicateurs.

Roussel et al. (2002) détaillent un classement en trois catégories de ces indices :

- **Les indices absolus** qui permettent d'estimer à quel point un modèle théorique posé a priori reproduit correctement les données collectées.

Parmi les indices absolus, le Chi-deux est l'indice le plus fréquemment utilisé. De plus, c'est le seul indice dont la distribution est connue et qui dispose d'un test statistique. Néanmoins, il est important de noter que cet indice est sensible à la taille de l'échantillon et plus le Chi-Deux augmente, plus la valeur p associée est petite. Afin de répondre à ce biais et d'avoir une meilleure représentativité du degré d'ajustement du modèle, d'autres indices ont été proposés tels que le RMSEA et le SRMR.

Le RMSEA est indépendant de la taille de l'échantillon et de la complexité du modèle. Il représente la différence moyenne, par degré de liberté, attendue dans la population totale et non dans l'échantillon.

Le SRMR est la version standardisée du RMR qui représente l'appréciation moyenne des résidus. Il n'est utilisable que si la matrice utilisée est celle des corrélations.

- **Les indices incrémentaux** qui mesurent l'amélioration de l'ajustement en comparant le modèle posé à un modèle nul dans lequel les variables ne sont corrélés entre elles.

Les indices incrémentaux peuvent être classés en trois catégories : indices de type 1, type 2 et type 3 en fonction du type d'information à laquelle ils ont recours (Hu et Bentler, 1995). Roussel et al. (2002) décrivent les indices de type 1 comme n'utilisant que l'information issue de la statistique optimisée calculée pour ajuster le modèle de base au modèle testé alors que selon eux, les indices de type 2 utilisent l'information de la valeur attendue de la statistique du modèle testé qui suit la distribution centrée du Chi-Deux.

Les auteurs différencient ces deux indices de ceux de type 3 qui utilisent pour leur part l'information des indices de types 1 mais aussi l'information des valeurs attendues de la statistique du modèle testé et/ou de celle du modèle de base qui suivent une distribution non centrale du Chi-Deux. Parmi les indices incrémentaux, les plus utilisés sont le NFI, le NNFI et le CFI.

Le NFI, indice de type 1, représente la proportion de la variance totale entre les variables expliquées par le modèle testé, lorsque le modèle nul est pris comme référence. Le NNFI, indice de type 2, compare le manque d'ajustement du modèle à tester à celui du modèle de base. Le CFI, indice de type 3, mesure la diminution relative du manque d'ajustement.

- **Les indices de parcimonie** permettent de vérifier que l'ajustement du modèle n'est pas surévalué par le biais d'ajout exagéré de paramètres. En effet, plus le nombre de degrés de liberté diminue, plus le modèle tend vers l'ajustement parfait. Néanmoins, ces indices permettent aussi de détecter le cas opposé de la sous-évaluation du modèle. Un des indices de parcimonie parmi les plus fréquemment utilisés est l'AIC. L'AIC est quant à lui peu sensible à la taille de l'échantillon et visent à pénaliser les modèles complexes.

Les indices utilisés dans le cadre de cette recherche ainsi que leurs valeurs sont présentés dans le tableau suivant.

Groupe d'indices	Indice	Valeur critique ou indication
indices absolus	Chi deux	Le plus proche possible de zéro
	RMSEA	< 0,05 satisfaisant < 0,08 tolérable < 0,10 à peine tolérable
	SRMR	Le plus proche de zéro possible
Indices incrémentaux	NFI	> 0,9
	NNFI	> 0,9
	CFI	> 0,95
Indices de parcimonie	Chi deux/dl	Le plus faible possible. Ne doit pas dépasser 3 mais certains auteurs autorisent 5
	AIC	< AIC du modèle saturé

Tableau 7 – Les indices d'ajustement choisis et leurs valeurs seuil

L'ajustement de l'échelle aux données empiriques a enfin été testé en utilisant cette méthode avec le logiciel Amos 20.

Il a tout d'abord été procédé à une analyse factorielle confirmatoire envisageant la mesure d'un construit de premier ordre unidimensionnel puis multidimensionnel (cf. annexe 2). Dans un second temps, la conceptualisation d'un construit de second ordre a été testée (cf. annexe 3).

L'examen des indices d'ajustement, présentés dans le tableau 8, permet d'attester l'adéquation de cette structure aux données collectées pour les mesures multidimensionnelles de 1^{er} ordre et de 2^d ordre.

Modèle	Chi2	Chi2/dl	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	AIC modèle saturé	AIC modèle testé
Echelle unidimensionnel	25583,502	21,710	0,187	0,524	0,399	0,532	340	2685,502
Echelle multidimensionnelle (1 ^{er} ordre)	353,668	3,245	0,062	0,935	0,935	0,954	340	475,668
Echelle multidimensionnelle (2 nd ordre)	417,778	3,665	0,067	0,923	0,923	0,942	340	529,778

Tableau 8 - Indices d'ajustement de l'échelle de proximité par thème et globale

Selon Roussel et al. (2002), l'étude des facteurs de second-ordre doit reposer sur deux arguments :

- Le premier est d'ordre théorique et doit justifier la pertinence d'un construit de second-ordre
- Le second doit découler de l'analyse factorielle confirmatoire de premier ordre. Ainsi, selon Roussel et al. (2002), les facteurs du premier ordre doivent être suffisamment bien corrélés pour converger vers un facteur de second ordre avec pour seuil empirique une corrélation de 0,60 à 0,70.

Les indices d'ajustement du modèle de mesure aux données collectées sont généralement proches des critères d'acceptation, à l'exception du modèle unidimensionnel. Les indices laissent augurer d'une meilleure qualité de l'outil de mesure lorsque celui-ci est envisagé sous une forme multidimensionnelle de 1^{er} ordre.

En suivant ce critère, l'échelle de mesure de la proximité analysée dans le cadre de ce travail ne peut être envisagée comme un construit de second ordre.

Selon Fornell et Larcker (1981), avant de se lancer dans un test d'hypothèses, il est nécessaire de démontrer que les mesures utilisées par le chercheur ont un niveau satisfaisant de fiabilité et de validité.

Le rhô de Jöreskog a l'avantage d'être moins dépendant du nombre d'items et est considéré comme étant un meilleur indicateur de cohérence interne que l'alpha de Cronbach (Gerbing et Anderson, 1988 ; Roehrich, 1994). Son comportement étant proche de celui de l'alpha de Cronbach, le seuil classiquement admis pour attester de la fiabilité d'un construit est identique (supérieur ou égal à 0,7). Le rhô est préféré à l'alpha de Cronbach dans le cas des analyses confirmatoires.

L'analyse de la validité convergente repose sur le calcul du rhô de validité convergente du construit calculé par la formule suivante (Fornell et Larcker, 1981, p.46) :

$$R_{w(\eta)} = \frac{\sum_{i=1}^p \lambda_{\eta i}^2}{\sum_{i=1}^p \lambda_{\eta i}^2 + \sum_{i=1}^p Var(\varepsilon_i)}$$

Selon Fornell et Larcker (1981) si le ρ est inférieur à 0,50, cela signifie que la variance due aux erreurs de mesure est supérieure à la variance capturée par le construit. En d'autres termes, cela signifie que la validité des indicateurs individuels ainsi que celle du construit est remise en question.

Construit	Construit 1 ^{er} ordre					Construit 2 ^d ordre
	Proximité d'accès	Proximité relationnelle	Proximité identitaire	Proximité de processus	Proximité fonctionnelle	
Rho de validité convergente	0,536	0,487	0,535	0,679	0,430	0,359
Rho de Jöreskog	0,755	0,738	0,821	0,893	0,692	0,713

Tableau 9 – Valeur des coefficients ρ

Les valeurs du ρ de Jöreskog (Tableau 9) sont supérieures ou très proches du seuil de 0,50. Ainsi, il est possible de conclure à la fiabilité de l'outil de mesure proposé.

Conclusion, limites et voies de recherche

Ce travail de recherche a permis de tester une échelle de mesure de la proximité décomposée en 5 dimensions. Les analyses factorielles réalisées confirment la multidimensionnalité du construit ainsi que la fiabilité de l'outil de mesure proposé.

Ce travail confirme l'intérêt à apporter au concept de proximité et à son opérationnalisation. En effet, si l'examen des fondements théoriques de la proximité reste à poursuivre, l'étude empirique de l'influence de la proximité dans le contexte du comportement du consommateur ne pourra se faire qu'à partir du moment où les outils de mesure adéquats auront été développés, rejoignant ainsi les souhaits de Bergadaà et Del Bucchia (2009).

Si l'échelle de mesure proposée dans ce travail constitue un outil utilisable pour de futures recherches, il n'en reste pas moins que celle-ci reste à améliorer.

Ainsi, l'adaptation de l'échelle de Hérault-Fournier et al. (2002) présente quelques limites, notamment pour ce qui concerne la dimension proximité fonctionnelle.

En accord avec Hérault-Fournier et al. (2012), il semble que la dimension de proximité fonctionnelle se rapproche plus de la valeur utilitaire que d'une réelle composante de la proximité. Il semble donc indispensable de clarifier les liens entre la « proximité fonctionnelle » et la valeur utilitaire.

Par ailleurs, l'opérationnalisation de la proximité d'accès semble difficile car les moyens modernes de mise à disposition de l'offre auprès des consommateurs rendent disponibles des produits de toutes les régions dans tous les supermarchés de France.

Enfin, les travaux de recherche futurs devront se concentrer sur la recherche de tous les facteurs qui contribuent à réduire la distance entre le consommateur et les produits alimentaires.

Bibliographie de l'abstract

Antoine J. (1997), Le mythe du nouveau consommateur, in Sociétal, n°4, p. 39-44.

Apfelbaum M. (1998), Risques et peurs alimentaires, Paris, O. Jacob.

Bergadaa M. et Del Bucchia C. (2009), La recherche de proximité par le client dans le secteur de la grande consommation alimentaire, Management et Avenir, 21, 121-135.

Bettman J.R. (1973), Perceived Risk and Its Components : A Model and Empirical Test, Journal of Marketing Research, 10, 2, p. 184-190.

Bories D., Pichon P.-E, Laborde Ch., Pichon F. (2014), What types of risks do French consumers perceive when purchasing wine ? An exploratory study, 5th Asia-Euro Tourism, Hospitality and Gastronomy Conference, Kuala-Lumpur, Malaisie.

Bories D., Pichon P.-E, Laborde Ch., Pichon F. (2014), How do consumers feel about wine consumption and the related perceived risk ? A quantitative study, 12th APacCHRIE Conference, Kuala-Lumpur, Malaisie.

Brunel O. (2000b), La perception du risque alimentaire, pour une vision pluridisciplinaire du mangeur, in les Actes des liers ateliers de recherche de l'AFM, « Percevoir, identifier et gérer le risque en marketing », La Sorbonne, Paris, p. 185-197.

Brunel O. (2002), Les Stratégies d'ajustement au risque alimentaire : modèle théorique et test empirique, Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, IAE, Université Lyon 3.

Chiva M. (1998), Les risques alimentaires : approches culturelles ou dimensions universelles ?, in Apfelbaum M., Risques et peurs alimentaires, Paris, O.Jacob, p. 125-134.

Churchill G.A. (1979), A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs, Journal of Marketing Research, Février, 16, p. 64-73.

Corbeau J.-P. (1992), Rituels alimentaires et représentations sociales, in Cahiers internationaux de sociologie, Volume XCII, PUF.

Corbeau J.-P. et Poulain J.-P. (2002), Penser l'alimentation, entre imaginaire et rationalité, Editions Privat.

Cronbach L; J. (1951), Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests, Psychometrika, 16, 3, 297-334.

Damperat M. (2006). Vers un renforcement de la proximité des relations client, Revue Française de Gestion, 32, 162, 115-125.

Dandouau J.C. (1999), Le besoin d'information en situation d'achat et le comportement d'information face au rayon : utilisation des effets du média de communication interactive électronique, Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université de Bourgogne.

Dowling G.R., Staelin R (1994), A Model of Perceived Risk and Intended Risk-Handling Activity, Journal of Consumer Research, 21, 1, p. 119-134.

Duby J.-J. (1998), Risque alimentaire et désinformation, in Apfelbaum M., Risques et peurs alimentaires, Paris, O.Jacob, p. 159-165.

Fornell C. and Larcker D.F. (1981), "Structural equation models with unobservable variables and measurement error : algebra and statistics," Journal of Marketing Research, 18(3), 382-8.

Gallen C. (2000), La dissonance cognitive et le risqué perçu dans la consommation alimentaire : le rôle des signes de qualité, in les Actes des liers ateliers de recherche de l'AFM, « Percevoir, identifier et gérer le risque en marketing », La Sorbonne, Paris, p. 100-115

- Gerbing D.W., Anderson J.C. (1988), An Updated Paradigm for Scale Development Incorporating Unidimensionality and Its Assessment, *Journal of Marketing Research*, 25, p. 186-192.
- Guillon F. (1998), Notre système économique alimentaire est-il facteur de risque ou de sécurité sanitaire ?, in Apfelbaum M., Risques et peurs alimentaires, Paris, O.Jacob, p. 169-177.
- Héroult-Fournier C., Merle A. and Prigent-Simonin A.H. (2012), Comment les consommateurs perçoivent-ils la proximité à l'égard d'un circuit court alimentaire ?, *Management & Avenir*, 53, 16-33.
- Héroult-Fournier C., Merle A. and Prigent-Simonin A.-H. (2014), Diagnostiquer la proximité perçue en vente directe de produits alimentaires, *Décisions Marketing*, Janvier-Mars n°73.
- Hu L. and Bentler P.M. (1995), "Evaluating model fit," in *Structural equation modelling : concepts, issues, and applications* Thousands Oaks, CA: Sage, 76-99.
- Iacobucci D., Barnes J., Cot'e J., Cudeck R., Malthouse E., Stewart D. (2001), Factor Analysis, *Journal of Consumer Psychology*, 10, 6, p. 75-82.
- Ingene C.A., Hughes M.A. (1985), Risk Management By Consumers, *Research in Consumer Behavior*, 1, JAI Press, p. 103-158.
- Kapferer J.-N. (1998), Les marques, base de la confiance ?, in Apfelbaum M., Risques et peurs alimentaires, Paris, O. Jacob, p. 203-210.
- Korchia M. (2001), "Connaissances des marques stockées en mémoire par les consommateurs : modèle théorique et test empirique," Université de Droit, d'Economie et des Sciences d'Aix-Marseille III - Ecole doctorale de Sciences Economiques et de Gestion d'Aix-Marseille.
- Kreziak D. (2000), Organismes Génétiquement Modifiés : une étude exploratoire des perceptions des consommateurs, in *Les Actes du 16ème Congrès de l'AFM*, Volume 16, tome 1, Montréal.
- Locander W.B., Hermann P.W. (1979), The effect of Self-Confidence and Anxiety on Information Seeking in Consumer Risk Reduction, *Journal of Marketing Research*, 16 , 2, p. 268-274.
- Malhotra N., Décaudin J-M, Bouguerra A., Bories D. (2011), *Etudes Marketing*, 6^{ème} édition, Pearson Education.
- Marouseau G. (2001), Le marché est-il sûr ? Examen de l'organisation de la filière « viande bovine » face à l'impératif de sécurité, in *Marché(s) et Hiérarchie(s)*, Colloque Histoire, Gestion, Organisations, n°10, Institut d'administration des Entreprises de Toulouse.
- Mitchell V-W. (1999), "Consumer perceived risk: conceptualisations and models", *European Journal of Marketing*, Vol. 33 Iss: 1 pp. 163 – 195.
- Müller J. (1985), *Théorie du risque perçu et comportement du consommateur : Proposition d'un modèle*, Thèse de 3ème Cycle, Lille.
- Muraro-Cochart M. (2000), Contribution à l'étude de la relation entre le risque de santé perçu, l'implication durable et le comportement du consommateur dans un contexte de crise alimentaire, 9^{ème} Journée de Recherche en Marketing de Bourgogne, Dijon, Actes en ligne.
- Muraro-Cochart M. (2003), La perception du risque de santé alimentaire : approfondissement conceptuel et perspectives managériales, in *3ème Congrès International des Tendances du Marketing*, Venise.
- Nunnally J.C. (1967), *Psychometric theory*. New York.
- Nunnally J.C. (1982), *Psychometric Theory*, New-York : Mac Graw-Hill.
- Ollivier-Yanic C. (2007), Proximité, in *Quaderni*, n°63, Printemps, Nouveaux mots du pouvoir : fragments d'un abécédaire, p. 76-77.

Peterson R. A. (1994), A Meta-Analysis of Crobach's Coefficient Alpha, *Journal of Consumer Research*, 21, 2, 381-391.

Pichon P-E. (2006), Perception et réduction du risque lors de l'achat de produits alimentaires en grande distribution : facteurs d'influence et rôle de la confiance, Thèse de doctorat en sciences de gestion, Université des sciences sociales de Toulouse, 140, 238, 312, 490, 491-493.

Poulain J.-P. (2002), *Sociologies de l'alimentation*, Editions PUF.

Poulain J.-P. (1996), *Les nouvelles pratiques alimentaires, entre commensalisme et vagabondage*, Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation, Programme de Recherche Aliments Demain, février, Paris.

Rallet A. et Torre A. (2005), Proximity and localization », *Regional Studies*, Col. 39, n°1, p. 47-60.

Roerich G. (1994), "Innovativité hédoniste et sociale : proposition d'une échelle de mesure," *Recherche et Applications en Marketing*, 9 19-42.

Roussel P., Durrieu E., Campoy E., and El Akremi A. (2002), *Méthodes d'équations structurelles et recherche en gestion*. Paris.

Stewart D. W. (1981), The Application and Misapplication of Factor Analysis in Marketing Research, *Journal of Marketing Research*, 18, 1, 51-62.

Volle P. (1995), Le concept de risque perçu en psychologie du consommateur : antécédents et statuts théoriques, *Recherche et Applications en Marketing*, 10, 1, p. 39-54.

Yeung R.M.W. et Morris J. (2001), Consumer perception of food in risk in chicken meat, *Nutrition & Food Science*, Vol. 31, n° 6, 270-278.

Annexe 1 : Résultats de l'analyse factorielle exploratoire

		Facteur					
		1	2	3	4	5	
Proximité d'accès	Q53	Je trouve facilement du vin de cette région dans le commerce			,885		
	Q54	Le vin de cette région est toujours en rayon à l'endroit où j'achète habituellement mon vin			,878		
	Q55	Je peux me rendre très facilement dans un point de vente qui propose du vin de cette région			,820		
Proximité identitaire	Q58	Je partage complètement la vision de la viticulture prônée par les viticulteurs qui fabriquent le vin de cette région				,726	
	Q60	Mes valeurs personnelles et celles de cette région viticole sont très semblables				,822	
	Q61	Les valeurs défendues par les viticulteurs de cette région sont très importantes pour moi				,818	
Proximité relationnelle	Q62	J'ai des relations d'amitié avec les viticulteurs de cette région viticole	,816				
	Q63	Je passe beaucoup de temps à échanger avec des viticulteurs sur les vins de cette région	,838				
	Q64	Je passe beaucoup de temps à échanger avec les viticulteurs de cette région sur d'autres thématiques que celles liées au vin	,861				
	Q65	Je connais personnellement des viticulteurs de cette région	,802				
Proximité de processus	Q66	Je sais exactement comment sont fabriqués les vins de cette région		,701			
	Q68	Je connais très bien les règles de fonctionnement et d'organisation des viticulteurs de cette région		,836			
	Q69	Je connais très bien les méthodes de production utilisées par les viticulteurs qui fabriquent le vin de cette région		,884			
	Q72	Je sais très bien comment travaillent les viticulteurs qui vendent les vins de cette région		,787			
Proximité fonctionnelle	Q67	Je suis certain de ne pas être déçu en achetant un vin de cette région					,762
	Q71	Je sais que les vins de cette région ont bon goût					,814
	Q74	Cela me fait plaisir d'acheter un vin de cette région					,700
Variance expliquée par dimension		18,370	17,540	13,436	13,068	11,078	
Variance expliquée totale (%)		73,492					
Alpha de Cronbach par dimension		0,896	0,887	0,836	0,800	0,686	
Alpha de Cronbach de l'échelle (17 items)		0,872					

Tableau 1 - Structure factorielle et fiabilité de l'échelle (les valeurs inférieures à 0,4 ont été omises)

Annexe 2 : Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire pour une mesure de 1^{er} ordre

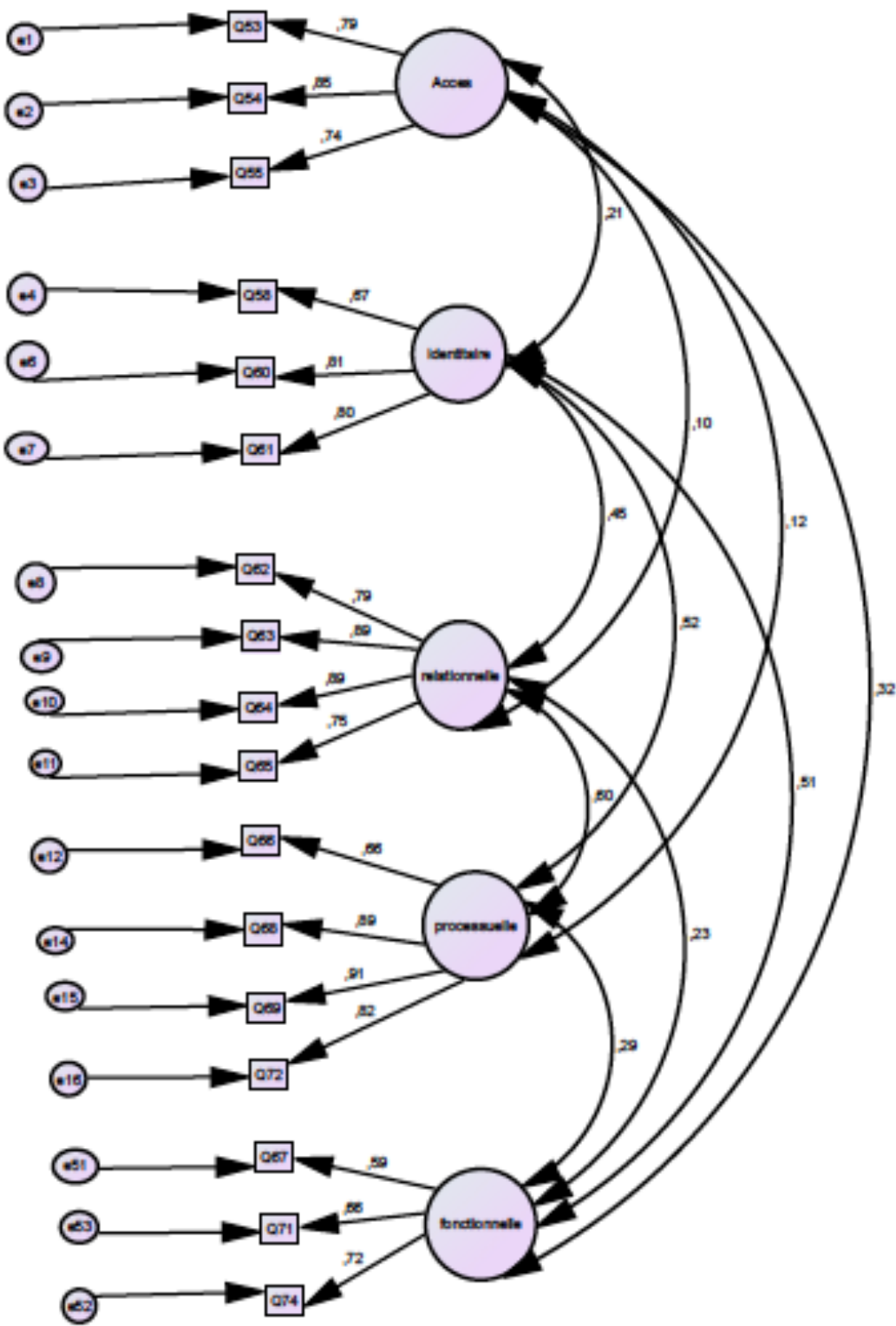


Figure 1 – Modèle de mesure de la proximité de 1^{er} ordre

Annexe 3 : Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire pour une mesure de 2^d ordre

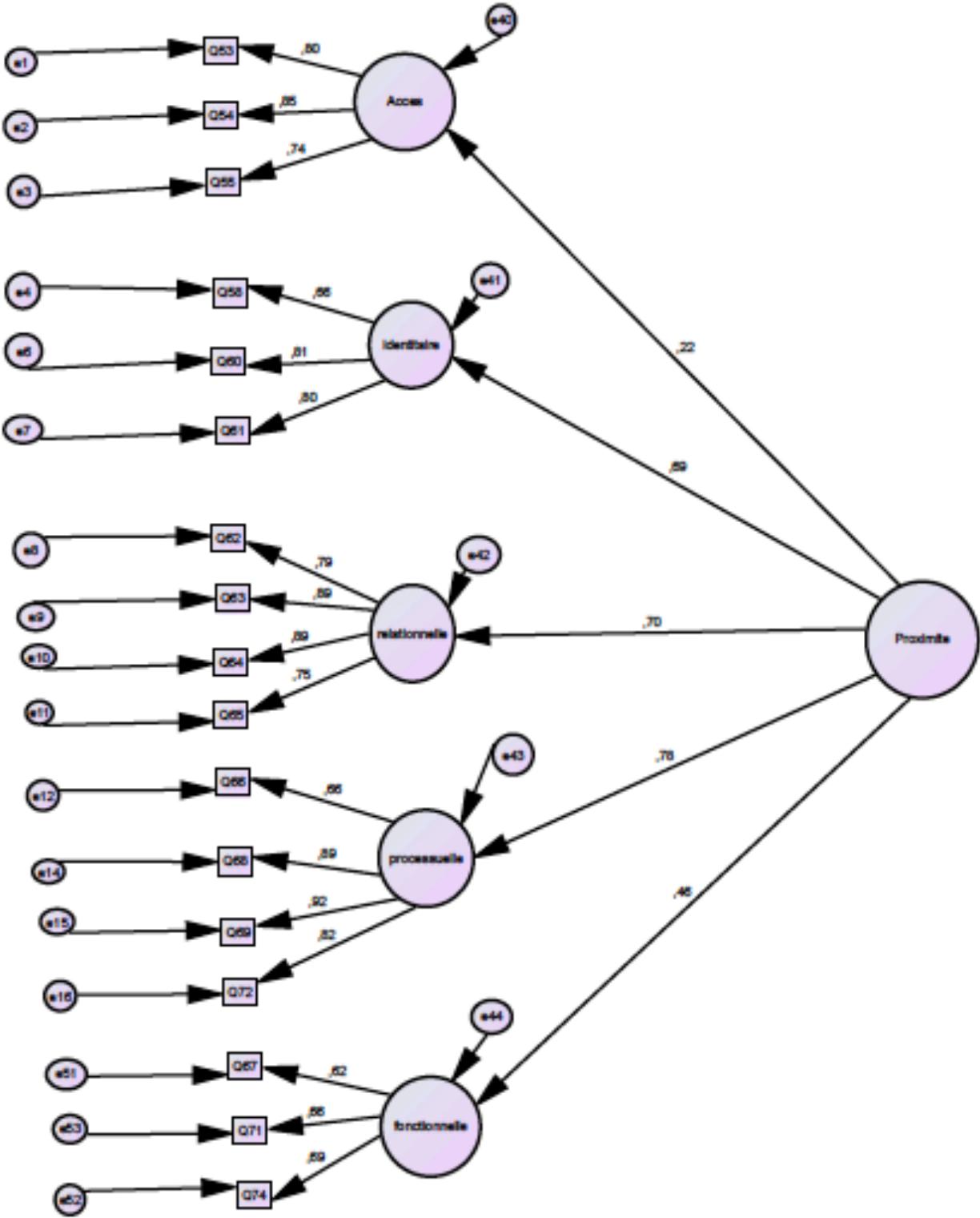


Figure 1 – Modèle de mesure de la proximité de 2^d ordre