Le choix des produits, marques, stimuli et des échelles de mesure

2.1.1 Sélection des produits

Il a été nécessaire de retenir les catégories de produits en fonction du différentiel au niveau de l'implication, car nous avons introduit l'implication envers la catégorie du produit comme variable modératrice dans notre modèle conceptuel. Notre choix final a été fixé sur les boissons gazeuses et le voitures.

2.1.2 Sélection des marques

Puisque la familiarité à la marque est l'une de nos variables modératrices, il nous fallait des marques connues et d'autres inconnues pour notre cible. Concernant les marques connues, nous nous sommes basés sur les résultats du test de notoriété spontanée qui se trouve en annexe 7. Les marques qui se situaient au premier rang de citation ont été sélectionnées. Ainsi pour les boissons gazeuses le choix s'est porté sur la marque Coca Cola, en outre la marque Peugeot a été sélectionnée pour les voitures.

En ce qui concerne les marques inconnues, nous avons opté pour la marque Lorina pour les boissons gazeuses et Maybach pour les voitures. Afin de s'assurer que notre cible ne connait pas ces marques, nous avons testé la familiarité avec ces marques

auprès de 40 personnes (20 hommes et 20 femmes), les résultats confirment nos propos et indiquent en effet que Lorina et Maybach sont inconnues en Algérie.

2.1.3 Sélection des célébrités

Notre expérimentation nécessite l'utilisation de célébrité ayant une forte notoriété donc nous avons procéder dans une première étape à un test de notoriété spontanée puis dans une deuxième étape à test de notoriété assistée (les questionnaires se trouvent en annexe 1 et 2). Dans un premier temps, nous avons demandé à 70 personnes (35 hommes et 35 femmes) de nous citer les noms de célébrité qui les connaissent. Ensuite nous avons pris les noms des célébrités les plus cités et on les a introduits dans un second questionnaire où on a demandé aux répondants de sélectionner une célébrité pour représenter les boissons gazeuses et les voitures.
Le choix final des célébrités était porté sur l'acteur KivanTutlang (connu par Mohaned) pour les voitures, et Nanci Ajram pour les boissons gazeuses.

2.1.4 Réalisation des annonces

Nous avons utilisé des annonces imprimées. Ainsi, pour chaque marque utilisée, deux annonces ont été créées. Elles varient selon leur caractère informatif (avec ou sans arguments) et la présence versus l'absence de la célébrité.

Mise à part une annonce réelle de la marque Coca Cola avec célébrité[503], toutes les autres annonces ont été réalisées avec photoshop 7 (voir annexe 3).

2.1.5 Sélection des échelles

Tout d'abord il fallait sélectionner parmi les échelles de (Likert, sémantique différentielle Thurstone etc…) celle qui conviendrait au mieux pour notre étude. Puis fixer le nombre d'échelons. Et enfin nous devions choisir les échelles de mesure des différents construits utilisés dans notre modèle conceptuel.

2.1.5.1 Choix des échelles et du nombre d'échelons.

Nous avons retenu deux types d'échelle dans le cadre de notre recherche :

[503]NanciAjram est l'une des célébrités qu'utilise la marque Coca Cola dans ces publicités destinées au monde arabe, de ce fait on a utilisé une annonce réelle de la marque Coca Cola avec NanciAjram.

- L'échelle de Likert : C'est l'échelle la plus commune, elle est largement utilisée dans les recherches en marketing.
- Une mesure probabiliste pour la mesure de l'intention d'achat.

Concernant le nombre d'échelons, les chercheurs s'accordent sur une fourchette de sept échelons plus ou moins deux. D'après Cox (1980)[504], les réponses peuvent être faussées si les propositions sont plus ou moins d'un certain seuil.

Nous avons préféré cinq échelons surtout que la population interrogée n'est pas familiarisée avec le sujet de la recherche et ne pourra pas nous fournir des réponses affinées.

Le questionnaire comportait par conséquent une échelle de Likert en cinq points allant de 1 à 5 de comme suit:

Tout à fait d'accord	Plutôt d'accord	Ni d'accord ni pas d'accord	Plutôt pas d'accord	Pas du tout d'accord
1	2	3	4	5

2.1.5.2. La sélection des construits de mesure

2.1.5.2.1 L'échelle de l'attitude envers l'annonce

Selon Le Roux (1998)[505], les mesures de l'attitude envers la publicité peuvent être classées en 3 types :

- **Les protocoles issus de la psychologie cognitive** : ceux-ci sont constitués de questions ouvertes portant sur les différentes réactions des individus envers le message publicitaire que çà soit sur le contenu ou la forme. L'évaluation globale de publicité représente le solde net positif ou négatif pour chaque réaction.
- **Les jugements globaux de la publicité**. Ces échelles se composent généralement d'items bi-polaires (par exemple: favorables/défavorables ;

[504] Cox, E.P. (1980), *The optimal number of response alternative for a scale : a review*, Journal of Marketing Research, 17, p.407-422.

[505] Le Roux A. (1998), *l'attitude envers la publicité : Facteurs explicatifs et rôle dans le processus de persuasion*, WP N°536 IAE Aix en Provence

bonnes/ mauvaises ; positive/ négative ; plaisante/déplaisante ; intéressante/inintéressante ; irritante/non irritante). La mesure de l'attitude envers la publicité est le score total ou moyen de l'individu des différents d'items.

- **Les listes d'adjectifs.** Cette méthode utilise une liste d'adjectifs dont le but est l'identification des dimensions. Des analyses factorielles seront ensuite utilisées pour évaluer le message.

De nombreuses échelles ont été conçues pour mesurer l'Aad ex : l'échelle de Mitchell et Olson (1981), l'échelle de Gardner (1985), l'échelle d'Homer (1990) et l'échelle de Madden et Ajzen (1991), etc.

Notre choix s'est porté sur l'échelle de Mitchell et Olson (1981)[506] traduite en langue française dont les items la constituant sont :

Codage	Formulation de l'item	Pas du tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
Aad1	J'aime beaucoup cette annonce	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Aad2	Cette annonce est très bien	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Aad3	Cette annonce est très irritante	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Aad4	Cette annonce est très intéressante	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

1.5.2.2. L'attitude envers la marque

L'attitude envers la marque a fait également l'objet de nombreux travaux. Plusieurs échelles ont ainsi émergé.

Dans le cadre de notre recherche, nous avons choisi la version française de l'échelle de Grossbart et al. (1986)[507].

L'échelle a été présentée comme ci-après :

[506] Mitchell et Olson (1981), op, cit.

[507] Grossbart S., Muehling Darrel D.,and Kangun N. (1986),*Vebal and visual preferences to competition in comparative advertising*, Journal of Advertising, 15(1), p. 10-23.

Codage	Formulation de l'item	Pas du Tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
Ab1	J'ai une attitude positive envers la marque « ***Marque*** »	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Ab2	J'ai une attitude favorable envers la marque « ***Marque*** »	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
Ab3	Je pense que « ***Marque*** » est une bonne marque	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

1.5.2.1 3. L'échelle de mesure de l'intention d'achat

D'après Galan (2003)[508], l'intention d'achat exprime à quel degré les clients sont engagés envers la maque. Les chances d'un comportement futur sont plus grandes d'autant plus que l'intention est forte. Nous avons préféré la mesure probabiliste de Juster (1966)

Selon Brennan (1995)[509], cette échelle est un bon indicateur du comportement futur. La personne questionnée exprime la probabilité qu'elle adopte un comportement donné, sur une échelle en 11 points présentée ci-dessous.

Codage	Formulation de l'item		
PI	**Cochez la réponse qui traduit le mieux votre intention d'achat.**	J'en suis certain(e), ou pratiquement certain(e)	(99/100) ☐
		J'en suis presque sûr(e)	(9/10) ☐
		C'est plus que probable	(8/10) ☐
		C'est très probable	(7/10) ☐
		Il y a de grandes chances	(6/10) ☐
		Il y a d'assez grandes chances	(5/10) ☐
		Il y a une chance	(4/10) ☐
		Il y a peu de chances	(3/10) ☐
		Il y a très peu de chances	(2/10) ☐
		Les chances sont très faibles	(1/10) ☐
		Il n'y a aucune chance, ou pratiquement aucune	(1/100) ☐

[508] Galan J.-Ph. (2003), Musique et réponses à la publicité : Effets des caractéristiques, de la préférence et de la congruence musicales, Thèse de doctorat en Sciences de Gestion, Université des Sciences Sociales de Toulouse, Centre de Recherche en Gestion (CRG, EA 792), p.131.

[509] M. Brennan (1995), *Constructing demand curves from purchase probability data: an application of the Juster Scale*, Marketing Bulletin, May, 6, p.51-58.

1.2.2.4 La familiarité

Dans la plus part des travaux de recherche, la familiarité a été considérée comme un concept unidimensionnel mis à part quelques auteurs tels que Alba et Hutchinson (1987)[510] qui la considèrent comme un phénomène multidimensionnel. Dans le cadre de notre recherche, la familiarité a fait l'objet d'une mesure mono-item explicite qui teste le niveau de la familiarité de la marque par le répondant comme ci-après

Codage	Formulation des items	Pas du Tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
FAM	« ***Marque*** » est une marque qui m'est familière	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

1.2.2.5 Echelle d'implication envers la catégorie du produit.

L'implication envers la catégorie produit est largement utilisée comme modérateur dans les travaux de la persuasion publicitaire.

L'implication est considérée comme un concept multidimensionnel néanmoins il n'y pas de consensus sur les dimensions à prendre en compte. Dans le tableau ci-dessous Mayol (2001), propose une synthèse des différentes échelles proposées pour mesurer l'implication envers la catégorie du produit.

Tableau II.3 : Les principales échelles de mesure de l'implication envers la catégorie du produit

Echelles	Description	Observations
PIA Pertinence – Intérêt – Attrait **Strazzieri** – 1994b	*6 items* - 2 items pour Pertinence - 2 items pour Intérêt - 2 items pour Attrait Unidimensionalité démontrée *Très bonne cohérence interne.*	L'échelle est fondée sur une conception durable de l'implication.
PII Personal Involvement Inventory	20 items bipolaires Unidimensionalité Validation très approfondie	L'unidimensionalité de l'échelle est contestée par Mittal (1990), Roehrich et Jolibert (1993).

[510] Alba et Hutchinson (1987), op, cit.

Zaichkowski- 1985	Très bonne cohérence interne	La validité convergente n'a pas été démontrée.

Echelles	Description	Observations
RPII Revised Product Involvement Inventory **McQuarrie et Munson**- 1992	10 items Bidimensionalité de l'échelle: - importance - intérêt	Echelle dérivée de l'échelle PII C ette échelle semble mieux prédire la recherche et le traitement de l'information (McQuarrie et Munson, 1992)
Childers- 1986	7 items Bonne cohérence pour l'échelle épurée à 6 items (Childers)	Echelle dérivée de l'échelle de King et Summers (1970)
CIP Consumer Involvement Profiles **Laurent et Kapferer** - 1986	16 items Echelle multidimensionnelle 5 facettes de l'implication : intérêt, plaisir, signe, importance du risque, probabilité d'erreur.	Certains auteurs considèrent qu'elle mesure davantage des profils d'implication que l'implication à proprement parlé.

Mayol (2001), op, cit, p.182.

L'échelle PIA (Pertinence – Intérêt – Attrait) de Strazzieri, (1994)[511] a été sélectionnée car elle est largement utilisée et présente une bonne fiabilité. Pour la boisson gazeuse, l'échelle était présentée comme suit :

Codage	Formulation des items	Pas du Tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
IMPCR1	La boisson gazeuse est un produit qui compte vraiment beaucoup pour moi	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR2	Le seul fait de me renseigner sur la boisson gazeuse pour en acheter est un plaisir	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR3	On peut dire que la boisson gazeuse est un produit qui m'intéresse	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR4	Je me sens particulièrement attiré(e) par la boisson gazeuse	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR5	La boisson gazeuse est un produit auquel j'accorde une importance particulière	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR6	J'aime particulièrement parler de la boisson gazeuse	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

[511] Strazzieri, (1994), op, cit.

Concernant les voitures, l'échelle été proposée comme suit :

Codage	Formulation des items	Pas du Tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
IMPCR1	La voiture est un produit qui compte vraiment beaucoup pour moi	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR2	Le seul fait de me renseigner sur la voiture pour en acheter est un plaisir	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR3	On peut dire que la voiture est un produit qui m'intéresse	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR4	Je me sens particulièrement attiré(e) par la voiture	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR5	La voiture est un produit auquel j'accorde une importance particulière	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
IMPCR6	J'aime particulièrement parler des voitures	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

1.2.2.6 L'implication vis-à-vis de l'annonce

Pour vérifier la manipulation concernant le facteur implication (les scénarios), nous avons utilisé une mesure inspirée d'une étude réalisée par Mittal (1990)[512].

Veuillez indiquer votre degré d'accord avec l'affirmation suivante :

Codage	Formulation des items	Pas du Tout d'accord	Plutôt pas d'accord	Ni d'accord Ni pas d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
IMPCAN	J'ai examiné la publicité de manière attentive	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**

1.2.2.7 La mesure de la personnalité de la marque

Si le concept de la personnalité de la marque existe depuis longtemps, son opérationnalisation a été abordée un peu tard. En fait, c'est le travail pionnier d'Aaker (1997)[513] qui a bouleversé la démarche scientifique de mesure du construit[514].

[512] Mittal B. (1990), *The relative roles of brand beliefs and attitude toward the ad as mediators of brand attitude: a second look*, Journal of Marketing Research, 27, 2, p.209-219.
[513] Aaker (1997), op, cit.
[514] Auparavant,les mesures utilisées étaient les techniques projectives et d'associations libres.

Aaker a transposé directement l'approche psychologique par les traits au domaine des marques en l'appliquant à un certain nombre de marques de différents secteurs d'activité. Ensuite, l'auteur a suivi la démarche classique de construction des échelles de mesure de la personnalité humaine. La première étape était consacrée à la génération d'items. L'auteur a pu identifier un ensemble de 309 traits non redondants à partir d'outils développés par des académiciens en psychologie, par exemple l'inventaire de la personnalité humaine de Goldberg (1990)[515] (le modèle des Big Five ou encore Five Factor Model) mais aussi en marketing, ou par des praticiens tels que des agences de publicité ainsi qu'à partir d'une étude qualitative menée auprès de 16 sujets utilisant la technique d'associations libres.

Dans la deuxième étape, 25 consommateurs ont évalué l'acceptabilité des 309 traits sur une échelle de 1 (non descriptif) à 7 (très descriptif)[516]. Seuls 114 traits de personnalité ont été retenus et considérés comme pertinents. Dans la troisième étape, l'auteur a évalué 37 marques de catégories de produits différentes sur les 114 traits auprès d'un échantillon de 631 répondants représentatif de la population des Etats-Unis. Après épuration de l'échelle, l'analyse en composantes principales a fait ressortir 42 items regroupés dans cinq dimensions, à savoir la sincérité, le dynamisme, la compétence, la sophistication et la rudesse. Aaker opte pour la conception hiérarchique de la structure de la personnalité comme celle de Costa et McCrae (1998)[517] pour la personnalité humaine. Chaque dimension à fait donc l'objet d'une analyse factorielle qui a permis de les organiser en 15 facettes que l'auteur appelle les « Little Fifteen », les trois traits les plus significatifs pour chaque facette sont retenus. Une autre série d'analyses en composantes principales réalisées sur 4 sous-groupes de participants (femmes, hommes, jeunes et personnes âgées) ce qui a permis de confirmer l'invariance de la structure factorielle de la personnalité de la marque. Enfin la dernière étape été consacrée à la vérification de la structure factorielle à l'aide d'une analyse factorielle confirmatoire. L'échelle a été testée et re-testée auprès d'un échantillon de convenance constitué de 180 répondants qui ont

[515] Goldberg (1990), op, cit.

[516] Aaker a expliqué cette tâche en utilisant un produit symbolique (les jeans *Wrangler*: macho, solide), un produit utilitaire (un médicament contre les maux d'estomac *PeptoBismal*: calme, doux) et un produit à la fois utilitaire et symbolique (la boisson fraîche *Dr Pepper* : individualiste, sociable).

[517] McCrae (1998), op, cit.

noté 20 marques sur les 42 traits retenus. Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire ont validé la structure de 5 dimensions, 15 facettes et 42 traits (voir tableau II.4).

Tableau II.4: L'échelle de la personnalité de la marque d'Aaker (Brand Personality Inventory BPI)

Dimensions	*Facettes*	*Items*
Sincerity	Down-to-earth, Honest Wholesome Cheerful	Down-to-earth, Family-oriented, Small-town; Honest, Sincere, Real; Wholesome, Original; Cheerful, Sentimental, Friendly.
Excitement	Daring Spirited Imaginative Up-to-date	Daring, Trendy, Exciting; Spirited, Cool, Young; Imaginative, Unique; Up-to-date, Independent, Contemporary.
Competence	Reliable Intelligent Successful	Reliable, Hard-working, Secure; Intelligent, Technical, Corporate; Successful, Leader, Confident.
Sophistication	Upper-class Charming	Upper-class, Glamorous, Good-looking; Charming, Feminine, Smooth.
Ruggedness	Outdoorsy Tough	Outdoorsy, Masculine, Western; Tough, Rugged.

Source: Aaker (1997), op, cit, p.352.

La structure de la personnalité de la marque d'Aaker correspond plus ou moins à celle du modèle Big Five puisqu'elle est également composée de cinq dimensions. Néanmoins, seules trois dimensions correspondent sémantiquement à celles de la personnalité humaine : Sincérité, Excitation et Compétence (pour une partie); les deux autres dimensions sont propres au domaine des marques (rudesse et sophistication).

Depuis ce travail original, de nombreuses échelles ont vu le jour. Toutefois, il est à noter que toutes ces échelles sont également basées sur l'approche des traits. La différence concerne les traits et les facteurs à inclure (nombre et composition) issus de l'analyse factorielle.

Ghantous (2010)[518] a récapitulé les principales échelles développées dans la littérature pour la mesure de la personnalité de la marque (voir annexe 4).

[518] Ghantous (2010), op, cit, p.200.

Parmi les différentes échelles décrites ci-dessus, c'est l'échelle d'Aaker qui a attiré notre attention. D'abord, c'est l'échelle la plus utilisée. Et puis elle a prouvé sa validité dans plusieurs contextes culturels (voir annexe 5).

1.2.2.8 L'échelle de mesure de concept de soi

Pour opérationnaliser la congruence entre la personnalité du consommateur et la personnalité de la marque, nous avons préféré la *mesure globale indirecte*[519]. Le consommateur évalue la marque globalement ainsi que son image de soi, un score de congruence est calculé sur la base des écarts entre les deux évaluations à travers les traits selon les formules basées sur le Modèle différentiel absolu suivantes :

$\Sigma|Pij - Sij|$ et $\Sigma|Pij - Iij|$ ou : Pij (personnalité de la marque (i) pour l'individu (j)), Sij (image du soi réel (i) de l'individu (j)) et Iij (image du soi idéal (i) de l'individu (j))

Cette méthode a été choisie car c'est la méthode la plus dominante dans le champ de la congruence. En plus, il est possible « *d'appréhender la personnalité du consommateur et celle de la marque selon les mêmes bases théoriques* » (Ambroise, 2005)[520].De ce fait l'échelle d'Aaker adaptée au contexte algérien sera utilisée également pour mesure la personnalité du consommateur selon deux questions relatives aux dimensions du soi (réel et idéal).

2.2 Opérationnalisation des échelles de mesure

2.2.1 Procédure du test des instruments de mesure

Les instruments de mesure que nous avons utilisés sont d'origine anglo-saxonne. Ils devront faire l'objet d'une adaptation au contexte culturel algérien ainsi que d'une validation et d'une purification. Pour ce faire, nous nous sommes inspirés des recommandations de Churchill (1979)[521] d'un coté et d'un autre coté des chercheurs

[519]D'après Sirgy (1997) quatre types de mesure existent: *Mesures globales directes et indirectes ; Mesures basées sur les dimensions directes et indirectes.*

[520] Ambroise (2005), op, cit, p.249.

[521] Churchill Gilbert A., Jr. (1979), *A paradigm for developing better measures of marketing constructs*, Journal of Marketing Research, 16(February), p.64-73.

ayant déjà transposé des échelles aux contextes culturels (Pantin -Sohier, 2004[522], Moawad 2007[523], Ghantous 2010[524]).

La démarche que nous avons entreprise suit les étapes suivantes :

Première étape : elle consiste à l'étude de la littérature portant sur les variables utilisées puis choisir l'échelle la plus appropriée (étape effectuée dans la section précédente).

Deuxième étape (Transposition des échelles au contexte algérien) : Cette étape concerne essentiellement la traduction des items constituant les échelles en question.

Troisième étape: Le test de la structure de l'échelle et son allégement. Cet allégement aura lieu grâce à des analyses exploratoires (ACP) sous le logiciel IBM SPSS 20.0.

2.2.1.1 Les analyses exploratoires (ACP)

Pour conduire une analyse exploratoire, Goldberg et Velicer (2006)[525] recommandent de suivre les étapes suivantes:

2.2.1.1.1 L'étude de l'adéquation des données à l'analyse factorielle

Il s'agit de s'assurer que les données sont factorisables c'est-à-dire « *si elles forment un ensemble suffisamment cohérent pour qu'il soit raisonnable d'identifier des dimensions communes qui aient un sens et ne soient pas des artéfacts statistiques*» (Evrard et al. ,2003)[526].

Deux tests sont utilisés pour vérifier cette condition :

2.2.1.1.1.1 Le test de sphéricité de *Bartlett:*

Il est « *Utilisé pour tester l'hypothèse nulle que les variables ne sont pas corrélées dans la population. En d'autres termes, la matrice de corrélation de la population est une matrice d'identité. Dans une matrice d'identité, chaque variable est corrélée parfaitement avec elle-même (r=1), mais il n'y a pas de corrélation avec les autres variables (r=0). Le test statistique de sphéricité est basé sur une transformation des déterminants de la matrice des corrélations*

[522] Pantin -Sohier, (2004), op, cit.
[523] Moawad Marie-Hélène (2007), Les *facteurs explicatifs de la consommation ostentatoire - le cas du liban –*, Thèse de doctorat, Université Parix XII.
[524] Ghantous (2010), op, cit.
[525] Goldberg, L. et Velicer W. (2006), *Principles of exploratory factor analysis*, in S. Strack (Ed.), Differentiating normal and abnormal personality: Second edition, NY: Springer.
[526] Evrard Y., Pras B. et Roux E.,(2003) *Market*, fondements et méthodes des recherches en marketing, 3ème éd., Paris : Dunod.

sur la base du Chi2. Une grande valeur du test favorisera le rejet de l'hypothèse nulle » (Malhotra, 1993[527]).Il teste donc l'hypothèse d'absence de corrélation dans la matrice de corrélation (Tabachnick et Fidell, 2000[528]). Pour que les données soient factorisables, cet est doit être significatif (p<0,05)[529].

2.2.1.1.2 Le test MSA (Measure of Sampling Adequacy) de Kaiser, Meyer et Olkinou test (KMO)[530]:

En s'appuyant sur l'analyse des corrélations partielles, Kaiser, Meyer et Olkin ont développé cet indice. Il permet de « *quantifier le degré de corrélations entre les variables et la pertinence de l'analyse factorielle. Cet indicateur est compris entre 0 et 1, la valeur 1 indiquant que chaque variable est expliquées ans erreur par les autres variables*» (Hair et al., 1998[531]). Une valeur acceptable du KMO doit être supérieure à 0,5 (Hair et al. 2009)[532].Ainsi des valeurs de 0,6 et plus indiquent une bonne analyse factorielle (Tabachnick et Fidell, 2000)[533].

2.2.1.1.2 le choix des méthodes d'analyse et d'extraction

L'analyse factorielle est une méthode d'analyse des données dont l'objectif est de résumer l'information contenu dans une plage de donnée, extraire des facteurs à partir de l'ensemble des variables et réduire le nombre des variables initiales (Evrard et al., 2003)[534]. L'ACP (Analyse en composantes principales) est sans doute l'analyse la plus utilisée. Il s'agit «*d'une procédure de calcul pour extraire des facteurs exprimés comme des combinaisons linéaires exactes des variables* » (Mayol, 2001[535]).Elle retient le minimum de facteurs avec un maximum de pourcentage de la variance expliquée.

2.2.1.1.3 Le choix du nombre de facteurs à extraire

[527] Malhotra N.K. (1993), *Marketing Research: An Applied Orientation*, Prendice Hall, p.621.
[528] Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2000), *Using Multivariate Statistics*, Fourth Edition. United States of America: Allyn and Bacon, p.589.
[529] D'après Evrard etal. (2003), ce test a l'inconvénient d'être toujours satisfaisant dans le cas des échantillons de grande taille.
[530] Appellation tirée des noms de ses auteurs Kaiser, Meyer et Olkin.
[531] Hair Joseph F., Jr., Anderson Rolph E., Tatham Ronald L. & Black William C. (1998), *Multivariate data analysis*, Fifth Edition, Prentice-Hall International Inc., Upper Sadle River, New Jersey, p.99.
[532] Hair J., Black W., Babin B. et Anderson R. (2009), *Multivariate data analysis: A global perspective*, 7th Edition, NJ: Pearson.
[533] Tabachnick et Fidell (2000), op, cit.
[534] Evrard et al., (2003), op, cit.
[535] Mayol (2001), op, cit, p611.

De nombreuses méthodes ont été proposées pour choisir le nombre de facteurs à retenir (Scree test, Pourcentage de variance, Critère de Kaiser, Test de Horn, Test MAP, etc.), nous utiliserons les deux méthodes suivantes :

2.2.1.1.3.1 Le Critère de Kaiser

Ce critère est utilisé pour examiner les valeurs propres. La règle est de retenir que les facteurs retenus dont la valeur propre est supérieure à 1, le logiciel SPSS a l'avantage de retenir par défaut les axes dont la valeur propre est supérieure à 1.

2.2.1.1.3.2 Le pourcentage de variance expliqué

Le seuil de variance totale restitué et accepté en Sciences sociales est de 60% (Hair et al., 1998)[536].

2.2.1.1.4 Le choix du type de rotation

Lorsque les construits sont supposés multidimensionnelle, il est des fois difficile d'interpréter la solution factorielle dégagée. Il est donc nécessaire d'appliqueR une rotation des facteurs. La rotation peut « *augmenter artificiellement la valeur des coefficients de corrélation de certaines variables avec les nouveaux axes de représentation* ». (Evrard et al., 1993)[537]. Et permet de ce fait une meilleure lisibilité des résultats. Ils existent deux types de rotations :

- ✓ *La rotation orthogonale* (comme la rotation Varimax, Equimax, Quartimax) : Les axes après rotation sont orthogonaux. De ce fait, les facteurs doivent être indépendants les uns des autres.
- ✓ *La rotation oblique* (comme la rotation Promax, Obliminou Orthoblique) : Il est possible que les facteurs soient corrélés.

Donc pour choisir un type de rotation, il est faut d'abord vérifier la corrélation entre les axes. Si la corrélation entre les facteurs est forte (supérieur à 0,3), la rotation oblique est préconisée, dans le cas inverse, c'est la rotation orthogonale. Néanmoins, d'après Brown (2006)[538], la rotation oblique serait plus réaliste car rien nous dit que

[536] Hair et al. (1998), op, cit.
[537] Evrard et al., (2003), op, cit.
[538] Brown, T. A. (2006), *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, New York: Guilford Press, p.31.

les facteurs sont complètement indépendants. Yela (1965)[539] a d'ailleurs confirmer que dans les modèles de la personnalité, « *les facteurs ne sont ni tout à fait simples, ni absolument indépendants* ».

Les rotations les plus couramment utilisées sont Promax et Varimax. Dans le cadre de notre recherche, nous appliquerons la rotation Varimax pour les échelles unidimensionnelles, et la rotation Promax pour celles qui sont multidimensionnelles et dont les facteurs sont corrélés.

2.2.1.1.5 L'épuration et interprétation des facteurs.

Les critères selon lesquels on peut interpréter les facteurs sont :

- ✓ La «communauté» des variables (ou qualité de représentation) : C'est un indicateur de qualité. Elle représente le pourcentage de variance de la variable qui est pris en compte par la solution factorielle. C'est-à-dire elle exprime à quel point la variable est expliquée par les facteurs. Toutes les variables dont la qualité de représentation est inférieure à 0,5 doivent être exclues de l'analyse (Evrard et al, 2003)[540].
- ✓ Le poids factoriel ou (loading) : Il représente la corrélation entre la variable et le facteur. Il est donc compris entre –1 et +1. On élimine les items qui corrèlent faiblement avec tous les facteurs ou qui corrèlent fortement avec plus d'un seul facteur. Hair et al. (2009) ont proposé un seuil de significativité en fonction de la taille de l'échantillon (voir tableau II.5).

Tableau II.5 : Taille de l'échantillon et loading significatif à 5%

Loading	0,3	0,35	0,4	0,45	0,5	0,55	0,6	0,65	0,7	0,75
N	350	250	200	150	120	100	5	70	60	50

Source : (adapté de Hair et al. 2009)

Quatrième étape: La validation de la structure de l'échelle allégée avec des analyses confirmatoires et le calcul des indices de fiabilité.

2.2.1.2 Les analyses confirmatoires et le calcul des indices de fiabilité.

[539] Yela (1965), cité dans Ambroise (2005), op, cit, p.44.
[540] Evrard et al., (2003), op, cit.

D'après Vernette (1991)[541] l'étude de fiabilité et de validité permet de s'assurer des qualités psychométriques des instruments de mesure.

C'est en fait grâce à l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) qu'on pourra valider la structure des échelles définie à partir de la revue de littérature et de l'analyse en composantes principales. Pour ce faire, nous avons eu recours au logiciel IBM AMOS 20. caractérisé par sa simplicité mais également parce qu'il prend en charge les échelles ayant des structures de second ordre comme le cas de l'échelle de personnalité de la marque.

« *L'analyse factorielle confirmatoire permet, par l'analyse des matrices de covariance, de confirmer la structure des échelles, et d'en étudier la fiabilité et la validité. En ce qui concerne l'étude des relations entre les variables, l'apport de l'analyse des structures de covariance est double: d'une part elle permet de vérifier si les corrélations mises en évidence correspondent à des liens de causalité significative. D'autre part elle montre l'enchaînement des relations entre les différentes variables* » (Sirieix, 1996)[542].

La mise en œuvre d'une analyse factorielle confirmatoire doit respecter quatre étapes selon (Baumgartner et Homburg, 1996)[543]:

2.2.1.2.1 La vérification préalable à la réalisation d'une analyse factorielle confirmatoire

Il s'agit d'analyser les valeurs manquantes et de vérifier si l'échantillon est grand (200 au minimum). Dans le cas où la taille de l'échantillon n'est pas suffisante, nous utiliserons une procédure de type bootstrap.

Le Bootstrapping est une méthode statistique crée par Efron (1979, 1982) puis développée par Kotz and Johnson en 1992. C'est une technique de ré-échantillonnage qui consiste à « *faire de l'inférence statistique sur de nouveaux échantillon tirés à partir d'un échantillon initial* » (Huber, 2006)[544]. En d'autres termes, il s'agit d'une génération aléatoire de N échantillons avec remplacement à partir de

[541] Vernette E, (1991), *L'efficacité des instruments d'études : évaluation des échelles de mesure*, Recherche et Applications en Marketing, 6(2), p.43-66.
[542] Sirieix, L. (1996), *Apports des méthodes d'équations structurelles aux sciences de gestion: une étude empirique du comportement du consommateur*, Actes de la XIIIème Journées Nationales des IAE, tome 2.
[543] Baumgartner Hans & Homburg Christian (1996), *Applications of structural equation modeling in marketing and consumer research: a review*, International Journal of Research in Marketing, 13(2), p.139-161.
[544] Huber C(2006), *Une méthode de rééchantillonnage : le Bootstrap*, note de cours, p.2.

l'échantillon initial. « *Une distribution empirique est estimée à partir de là, en contraste avec la distribution théorique de la loi normale* » (Ghantous, 2010)[545]. Le calcul des paramètres d'estimation du modèle et leurs intervalles de confiance n'est pas basé sur les écarts-types de la loi normale, mais ils sont estimés sur ceux générés par le ré-échantillonnage. Ceci permet d'éviter les problèmes de non-normalité des données (Preacher et Hayes 2008[546], Byrne 2001)[547].

2.2.1.2.2 La spécification du modèle

La spécification du modèle correspond à la détermination des différents concepts du modèle qu'on appelle variables latentes et la composition de ces facteurs latents en termes des variables observées (indicateurs) sur la base de la revue de la littérature et l'analyse factorielle exploratoire. Dans l'AFC chaque variable observée est corrélée à un seul facteur latent mais tous les facteurs latents peuvent corréler les uns avec les autres (Kline, 2011)[548]. Il faut également fixer le poids factoriel de l'un des indicateurs à l'unité ou la variance de la variable latente à une valeur donnée du fait que les variables latentes ne sont pas mesurées par rapport à une métrique(Brown, 2006)[549].

Les termes d'erreurs ne corrèlent pas généralement.

2.2.1.2.3 L'identification du modèle

L'identification « *consiste à préciser les paramètres estimés et de comparer leur nombre aux données disponibles* » (Evrard, 1985)[550]. Il faut :

- ✓ Fixer à 1 un des indicateurs de la variable latente est à 0 les variances des indicateurs représentant l'unique mesure d'une variable latente ;
- ✓ Nommer les paramètres non observés du modèle ;

[545] Ghantous (2010), op, cit, p.235.
[546] Preacher K. et Hayes A. (2008), *Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models*, Behavior Research Methods, 40, p.879-891.
[547] Byrne B. (2001), *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications and programming*, NJ: Lawrence Erlbaum.
[548] Kline R. (2011), *Principles and practices of structural equation modeling*, 3rd edition, London: The Guilford Press.
[549] Brown T. (2006), op, cit
[550] Evrard Yves (1985), *Validité des mesures et causalités en marketing*, Revue Française du Marketing, 101, p.17-32.

✓ Qu'il y aient au moins autant de paramètres observés que de paramètres à estimer[551]. Si le ddl est supérieur à 0 Le modèle est alors dit « sur-identifié », lorsque le ddl est égal à 0 le modèle est dit « juste identifié ». Sinon, le modèle est « sous-identifié » (Kline, 2011)[552].

✓ Que le modèle soit *empiriquement identifié* (Un modèle de mesure avec un seul facteur latent, nécessite trois indicateurs pour qu'il soit juste-identifié, et au moins quatre indicateurs pour qu'il soit sur-identifié, si par contre le modèle comprenait plus d'un facteur latent, il faut qu'il y ai au moins deux indicateurs par facteur, et au moins une corrélation entre deux facteurs (Brown, 2006)[553].

2.2.1.2.4 L'estimation du modèle

Elle comprend le choix de la matrice de données de départ (nous avons choisi la matrice de corrélation) et la méthode d'estimation (nous avons opté pour la méthode (Maximum Likelihood « ML »[554]). Cette méthode implique un échantillon de 100 à 150 au minimum mais idéalement çà peut aller jusqu'à 500. Nous utiliserons la procédure du bootstrap avec tirage de 1000 sous échantillons avec intervalle de confiance à 95% quand c'est nécessaire.

2.2.1.2.5 Le test de la qualité d'ajustement du modèle *de mesure*

Trois catégories d'indices permettent d'évaluer la qualité d'un modèle d'équations structurelles (qu'il s'agit d'un modèle de mesure ou d'un modèle structurel) :

2.2.1.2.5.1 Les indices absolus

Ils représentent à quel point le modèle posé théoriquement reproduit bien les données (Roussel et al. 2002)[555]. Les indices les plus utilisés sont :

- Le χ^2: Qui teste l'hypothèse non nulle selon qui stipule que la matrice de variance estimée est différente de la matrice de covariance statistiquement[556].

[551] L'écart entre ces deux types de paramètres correspond aux degrés de liberté (ddl) du modèle.
[552] Kline, (2011), op, cit.
[553] Brown T. (2006), *op, cit*.
[554] C'est la méthode la plus répandue
[555] Roussel P., Durrieu F., Campoy E. et El Akremi A. (2002), *Méthodes d'équations structurelles: recherche et applications en gestion*, Paris : Economica, p.62.
[556] Cet indice est très sensible à la taille de l'échantillon surtout lorsque l'échantillon est grand (Kline 2005, Roussel *et* al. (2002), op, cit..

- Le GFI (*Goodnessof Fit Index*): Il évalue la part relative de variances-covariances qui se trouve dans la matrice d'échantillons S prédite par la matrice théorique Σ.
- L'AGFI (*Adjusted Goodness of Fit Index*): c'est l'indice ajusté du GFI. La prédiction est ajustée en fonction des degrés de liberté et la taille de l'échantillon[557].
- Le RMR ou RMSR (*Root Mean Square Residual*): cet indice est formulé selon l'étude des résidus. Il permet d'estimer les écarts entre les résultats calculés et les données.
- Enfin le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*): formulé également sur la base des résidus. Il indique comment le modèle est approximatif de la matrice de covariance de la population par degré de liberté.[558]

2.2.1.2.5.2 Les indices de parcimonie

Ils donnent une indication sur la qualité relative pour chaque coefficient estimé. Nous pouvons ainsi juger si l'ajustement est bon ou mauvais. On trouve :

- Le Chi-deux normé, c'est le résultat du Chi-deux divisé par le degré de liberté (χ^2/ddl).
- AIC (Akaike Information Criterion), en fonction de la théorie de l'information, il permet de comparer les modèles entre eux.

2.2.1.2.5.3 Les indices incrémentaux

En comparant le modèle supposé avec le modèle de base nul ou saturé, ces indices permettent de mesurer l'amélioration de l'ajustement. Parmi ces indices, nous citons :

- Le TLI, En se basant sur les degrés de liberté, il nous permet d'apprécier si le modèle théorique s'est amélioré par rapport au modèle indépendant.
- Le CFI au contraire estime la diminution relative dans le manque d'ajustement.

Roussel et al. (2002)[559] recommandent d'utiliser au moins un indice par catégorie. Le tableau ci-dessous récapitule les indices choisis avec leurs valeurs seuil.

[557] L'AGFI et GFI sont sensibles à la complexité des modèles (Kline 2005).
[558] le RMSEA et le RMR n'ont pas la lacune des indices présenté précédemment.
[559] Roussel et al. (2002), op, cit.

Tableau II.6 : Valeurs seuils des indices d'ajustement sélectionnés

Catégorie d'indices	Indices retenus	Valeur acceptable	Valeur souhaitable
Indices absolus	**RMSEA**	< 0.08	<0.05
	GFI	>0.9	>0.95
Indices incrémentaux	**CFI**	>0.9	>0.95
	TLI	>0.9	>0.95
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	<5	<3

Korchia (2001)[560], recommande d'apprécier la qualité des indices dans leur ensemble.

2.2.1.2.6 Respécification du modèle de mesure

Si le test du modèle relève de mauvais indices d'ajustement, il faudra penser à le *respécifier*.

2.2.1.3 La fiabilité

Une échelle est dite fiable si elle produit les mêmes résultats quand on l'utilise plusieurs fois pour mesurer un même phénomène (Mayol, 2001)[561]. La fiabilité fait donc référence au « *degré de reproductibilité des résultats lorsqu'on applique une nouvelle fois l'instrument dans des conditions identiques* » (Vernette, 1991)[562].

Nous utiliserons deux indices pour apprécier la consistance interne de nos échelles :

- L'alpha de Cronbach (α)[563] (1951) : il est largement utilisé dans les études marketing dans le cadre de l'analyse factorielle exploratoire (Peterson, 1995)[564]. Lorsque sa valeur est proche de 1, on pourra dire que l'instrument de mesure a une bonne cohérence interne et les items le composant mesurent bien le même phénomène. Hair

[560] Korchia (2001), op, cit.
[561] Mayol (2001), op, cit.
[562] Vernette (1991), op, cit.
[563] Cronbach L.J. (1951), *Coefficient alpha and the internal structure of tests*, Psychometrika, 16, p.297-334.
[564] Peterson R. (1994), *A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha*, Journal of Consumer Research, 21(2), p.381–391.

et al., 1998[565] fixent un seuil minimum de 0,60 s'il s'agit d'une étude exploratoire. Par contre pour une étude fondamentale le seuil de 0,7 est exigé (Peter, 1979)[566].

Après la vérification de la fiabilité, les scores des items mesurant le même concept pourront être additionnés.

- Le Rhô de Jöreskog (ρ) (1971) : Le Rhô de Jöreskog est quant à lui plus adapté aux méthodes d'équations structurelles (Hair et al., 2009)[567].Rhô de Jöreskog a l'avantage par rapport à l'alpha de Cronbach de ne pas dépendre du nombre d'items de l'échelle (Moawad, 2007)[568]. Un seuil de 0,7 est considéré comme acceptable (Didellon et Valette-Florence, 1996[569], Hair et al. 2009[570], Roussel et al. 2002[571]).

Le Rhô de Jöreskog n'est pas fourni par Spss ou Amos mais se calcule comme suit :

$$\rho = \frac{(\sum_{i=1}^{n} \lambda i)^2}{(\sum_{i=1}^{n} \lambda i)^2 + \sum_{i=1}^{n} Var(\varepsilon i)}$$

Avec

n : le nombre d'items du facteur latent,

λi : le coefficient standardisé de l'item i,

εi : le terme d'erreur associé à la mesure de i.

2.2.1.4 La validité

Une fois la fiabilité de l'instrument de mesure est examinée, il est important maintenant de vérifier si de ce dernier mesure réellement ce que l'on cherche à mesurer (Churchill, 1979)[572]. Il s'agit de la validité. Selon (Evrard *et al.* 2009)[573] **trois** composantes de la validité existent:

[565] Hair et al. (1998), op, cit.
[566] Peter J.P. (1979), *Reliability: A review of psychometric basics and recent marketing practices*, Journal of Marketing Research, 16(1), p.6–17.
[567] Hair et al. (2009), op, cit.
[568] Moawad (2007), op, cit.
[569] Didellon L. et Valette-Florence P. (1996), *L'utilisation des indices d'ajustement dans les modèles d'équations structurelles : présentation et recommandations d'usage*, Actes des XIIèmes journées des IAE, p.111-125.
[570] Hair et al. (2009), op, cit.
[571] Roussel et al. (2002), op, cit.
[572] Churchill (1979), op, cit.

2.2.1.4.1 La validité de contenu (*validité « faciale »)* : Elle consiste à évaluer la capacité des items qui composent une échelle à bien représenter le construit et son domaine tel qu'il est jugé par la communauté scientifique de référence (Jolibert et Jourdan 2006[574]). Il s'agit, en fait, de vérifier l'adéquation sémantique entre les items et le concept à mesurer (Mayol, 2001[575]). Aucun indice n'a été conçu pour mesurer la validité de contenu (Korchia, 2000[576]).

Dans le cas de notre étude, tous les construits utilisés sont adaptés à la mesure de nos variables et issus de la littérature. Et évidemment, ils ont été validés par la communauté scientifique.

2.2.1.4.2 La validité de construit (ou validité de « trait ») : La validité de construit est très difficile à établir (Mayol, 2001)[577]. Elle permet de *« s'assurer que l'instrument mesure parfaitement et uniquement le construit considéré »* (Jolibert et Jourdan (2006)[578].

Pour ce faire deux types de validité doivent être examinés : **Validité convergente et discriminante**

2.1.4.2.1 Validité convergente : Elle indique si les items censés mesurer un même phénomène sont corrélés entres eux.

Fornell et Larcker (1981) estiment que Validité convergente est confirmer si :

- les λ (poids factoriels de chaque item) sont non nuls et leurs SMC (r2) est supérieurs à 0,5 ;
- la variance de l'échelle est davantage expliquée par ses indicateurs que par l'erreur. Elle est évaluée par la variance moyenne extraite que nous fournissent les auteurs calculée selon la formule suivante :

[573] Evrard *et al. (*2009), op, cit.
[574] Jolibert A. et Jourdan P. (2006), *Marketing research, méthodes de recherche et d'études en marketing*, Dunod : Paris, p.186.
[575] Mayol (2001), op, cit, p.191.
[576] Korchia (2001), op, cit, p.211.
[577] Mayol (2001), op, cit, p.192.
[578] Jolibert et Jourdan (2006), op, cit.

$$pvc(\xi) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \lambda i^2}{\sum_{i=1}^{n} \lambda i^2 + \sum_{i=1}^{n} \mathrm{Var}(\varepsilon i)}$$

Ils recommandent une valeur minimale de 0.5 pour établir la validité convergente.

2.2.1.4.2.2 Validité discriminante : La validité discriminante par contre est établie lorsque la corrélation des indicateurs mesurant des construits différents soit faible. Cette validité peut être également avec le p_{VC} : Si on considère A et B deux variables latentes différentes, il faut que $p_{VC}(A)>\gamma^2$ et $p_{VC}(B)>\gamma^2$, où γ est la corrélation standardisées entre A et B.

2.2.1.4.3 Validité nomologique ou prédictive: «*concerne la liaison entre les concepts. Il s'agit de savoir si les relations entre les mesures d'un concept et celles d'autres concepts sont ou non en conformité avec les prédictions issues de la théorie fondée sur les recherches précédentes*» (Evrard et al. 2003)[579].La validité nomologique établit si les relations entre les construits sont conformes ou non aux prédictions de la théorie sous-jacente. D'après Roehrich (1993)[580], « *que ce soit sur le plan pratique ou sur le plan théorique, il n'est pas facile de distinguer la validité prédictive de la validité nomologique […]. Sur le plan pratique, en effet, elles utilisent toutes les deux la corrélation ; sur le plan théorique, il paraît difficile qu'une mesure soit liée à un critère sans que la théorie puisse justifier cette relation*».cette validité sera testée donc lors du test des hypothèses.

2.2.2 Résultats des pré-tests sur les échelles

2.2.2.1 Résultats des pré-tests sur l'échelle de la personnalité de la marque

Pour adapter l'échelle BPI d'Aaker (1999)[581] au contexte algérien, nous avons suivi les étapes suivantes :

[579] Evrard et al., (2003), op, cit, p.312.
[580] Roehrich G. (1993), *Les consommateurs innovateurs: un essai d'identification*, Thèse pour le Doctorat d'Etat en Sciences de Gestion, Ecole Supérieure des Affaires de Grenoble.
[581] Aaker (1999), op, cit.

2.2.2.1.1 ***Première étape*** : **Transposition de l'échelle d'Aaker au contexte algérien**

2.2.2.1.1.1 Technique retenue pour la traduction de l'échelle de la personnalité de la marque

Nous avons choisi la technique de la rétro-traduction[582] qui d'après Usunier (1992)[583], est «*la technique la plus utilisée pour essayer d'atteindre l'équivalence lexicale en recherche cross-culturelle* ».Elle consiste à traduire une étude par un traducteur natif de la langue cible, la version obtenue sera soumise à un traducteur natif de la langue source. Ce qui permet de détecter d'éventuelles erreurs.

Les items issus du BIP d'Aaker ont fait l'objet d'une traduction et d'une rétro traduction.

Dans un premier temps, 3 personnes ont été contactées pour traduire cette échelle indépendamment:

- un citoyen britannique, résidant depuis 25 ans en France, et ayant une bonne connaissance de la langue française qui était de passage en Algérie.
- Un professeur d'anglais algérien dans l'enseignement supérieur qui a fait ses études en Angleterre.
- une personne algérienne, professeur d'anglais dans l'enseignement supérieur.

Nous avons ensuite réuni les trois traducteurs pour comparer les traductions de chaque item pour aboutir enfin à une traduction optimale.

Dans un second temps, nous avons demandé à une quatrième personne (professeur français de l'université aux Etats-Unis) de rétro-traduire l'échelle. Les différentes traductions figurent en annexe 6.

2.2.2.1.2 ***Deuxième étape*** **: Le test de la structure de l'échelle et son allégement.**

2.2.2.1.2.1 Catégories de produits et marques

Afin de pouvoir généraliser nos résultats, nous avons retenu plusieurs catégories de produits.

[582] Recommandée par Forgues B. (1995), *La traduction des questionnaires*, rubrique « débats », AFM Nouvelles du marketing, n°34.
[583] Usunier Jean-Claude (1996), *Marketing across cultures*, Second Edition, London: Prentice Hall.

La sélection des catégories des produits a été effectuée selon la classification des produits de consommation finale (produits périssables, semi-périssables, durable et services)

Ainsi nous avons retenu les classes de produits et services suivantes: Voiture, Electroménager, Chaussures de sport, Parfum**,** Détergents, Sodas, yahourt, site web, banques et compagnies de téléphonie mobile.

En ce qui concerne le choix des marques au sein de la catégorie, nous avons voulu choisir des marques à forte notoriété. Pour ce faire, nous avons procédé à un test de notoriété spontanée ou on a demandé à 60 personnes soit 30 hommes et 30 femmes de citer le plus de marques dans chaque catégorie de produits retenue et ce dans un laps de temps d'une minute. Les résultats figurent en annexe 7.

Nous avons choisi les marques qui se situent au 1er et 2ème rang de citation. Le tableau suivant donne les détails des catégories de produit et des marques retenues.

Tableau II.7: Catégorie de produits et services

Catégorie de produits et services	**Marques retenues**
Voiture	Peugeot, Renault
Electroménager	Samsung, Sony
Chaussures de sport	Nike, Adidas
Détergents	Isis, Ariel
Sodas	Coca cola, Pepsi
Yahourt	Danone, Soumame
compagnies de téléphonie mobile	Djezzy, Mobilis

2.2.2.1.2.2 Echantillon

Notre étude a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif de la wilaya de Tlemcen de 850 individus âgés de plus de 17 ans. Nous avons accordé un soin particulier à l'échantillonnage de notre recherche exploratoire, en étant conscient que la représentativité de ce dernier est un critère important pour sa validité (Grawitz,

1990)[584]. Cependant nous avons utilisé la méthode des quotas pour construire notre échantillon. Nous nous sommes basé sur le RGPH 2008 en prenant en considération deux critères principaux: L'âge (de 17 à 69 ans) et le genre (voir tableau II.8).

Nous avons réalisé deux versions du questionnaire. Chaque individu est appelé a évaluer six marques au lieu de 12 pour qu'il ne se lasse pas. Les deux versions se trouvent en annexe 8.

Tableau II.8 : Répartition des répondants en fonction de l'âge et le genre

Tranche d'âge	Masculin	Féminin	Total
17-19 ans	56	54	110
20-24 ans	62	59	121
25-29 ans	63	58	121
30-34 ans	53	50	103
35-39 ans	46	44	89
40-44 ans	40	39	79
45-49 ans	32	31	63
50-54ans	30	29	59
55-59 ans	25	22	47
60-64 ans	15	16	31
65-69 ans	13	14	27
Total	**435**	**415**	**850**

L'administration du questionnaire a eu lieu au début du mois de Mars 2009. Le recueil des données s'est effectué par questionnaires face à face.

Les 42 items de l'échelle d'Aaker ont été soumis à une analyse factorielle en composantes principales. Les premiers résultats indiquent que :

- ✓ l'échantillon est adéquat pour effectuer une analyse factorielle (le test de sphéricité de Bartlett est significatif, le KMO est de 0.82).
- ✓ 12 facteurs dont la valeur propre est supérieure à 1, restituant près de 65, 22% de la variance totale ont ainsi émergé.

[584] Grawitz M. (1990), *Méthodes des sciences sociales*, Paris, Dalloz, p.725.

✓ Les communautés de plusieurs items sont par contre très faibles et l'examen des corrélations des items avec les facteurs montre que certains items ont une corrélation supérieure à 0.3 avec plus d'un seul facteur. Il est donc nécessaire de procéder à une épuration itérative de l'échelle.

✓ Nous avons également remarqué quelques corrélations significatives entre les facteurs. C'est la raison pour laquelle nous optons pour la rotation Promax.

Plusieurs ACP successives ont été menés sur l'échelle globale et sur l'échelle de chaque marque séparée. Une solution satisfaisante a été obtenue constituée de cinq facteurs et 20 items expliquant 70,634%. Le test de sphéricité de Bartlett est significatif, le KMO est de 0.805). Concernant les communautés, nous remarquons qu'elles sont toutes en dessus de 0,5.La résultats sur l'échelle sont présentés dans le tableau II.10. Les axes ne présentent pas de corrélations fortes (voir tableau II.9).

Tableau II.9 : Matrice de corrélation des facteurs

Composante	Dynamisme	Sincérité	Sophistication	Compétence	Masculinité
Dynamisme	1				
Sincérité	0,22	1			
Sophistication	0,14	0,13	1		
Compétence	0,46	0,18	0,41	1	
Masculinité	0,08	0,13	0,031	0,14	1

Tableau II.10: Les résultats de l'analyse exploratoire

		Composante				
Codage	**Item**	**Dynamisme**	**Sincérité**	**Sophistication**	**Compétence**	**Masculinité**
DYNAM1	Contemporaine	0,79* (0,77**)				
DYNAM2	Ajour	0,73*(0,68**)				
DYNAM3	Cool	0,68*(0,65**)				
SINCER1	Réaliste		0,73* (0,57**)			
SINCER2	Sincère		0,69*(0,63**)			
SINCER3	Honnête		0,69*(0,69**)			
SINCER4	Joyeuse		0,68*(0,70**)			
SOPHI1	Belle			0,76*(0,71**)		
SOPHI2	Douce			0,76*(0,65**)		
SOPHI3	Fascinante			0,75*(0,76**)		
SOPHI4	Féminine			0,70*(0,63**)		
SOPHI5	Classe supérieure			0,54*(0,60**)		
COMPET1	Sûre				0,687*(0,77**)	
COMPET2	Travailleuse				0,676*(0,73**)	
COMPET3	Fiable				0,67*(0,57**)	
COMPET4	Leader				0,807*(0,73**)	
COMPET5	Organisée				0,80*(0,77*)	
COMPET6	Réussie				0,68*(0,71**)	
MASCU1	Rude					0,97*(0,86**)
MASCU2	Dure					0,92*(0,90**)
Variance expliquée		7,616	8,026	11,301	37,775	5,917
Valeurs propres		1,52	1,6	2,26	7,55	1,18
KMO		0,805				
Test de sphéricité de Bartlett		p=0,000				

**Le poids factoriel*

***La qualité de représentation des items*

2.2.2.1.3 *Troisième étape* : La validation de la structure de l'échelle allégée.

2.2.2.1.3.1 La fiabilité

Les résultats présents dans le tableau ci-dessous indiquent que :

- ✓ L'alpha de Cronbach de l'échelle globale est excellent (0,9) et révèle donc une bonne cohérence interne de l'échelle les alphas de chaque facteur sont également bons (varient entre 0,892 et 0,984).
- ✓ Les valeurs du Rhô de Jöreskog sont toutes supérieures à 0,7. Ils confirment les résultats obtenus avec l'alpha de Cronbach.

Tableau II.11: Résultats de la fiabilité de l'échelle de la personnalité de la marque

Variables	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
Dynamisme	0,892	0,778
Sincérité	0,902	0,806
Sophistication	0,921	0,842
Compétence	0,928	0,866
Masculinité	0,984	0,922
Echelle globale	0,900	0,789

2.2.2.1.3.2 La qualité d'ajustement du modèle

L'analyse confirmatoire fait ressortir des paramètres internes satisfaisants (voir tableau II.12) ainsi que de bons indicateurs. La qualité d'ajustement du modèle est donc satisfaisante (voir tableau II.13).

Tableau II.12: Paramètres estimés par l'analyse factorielle confirmatoire pour la personnalité de la marque

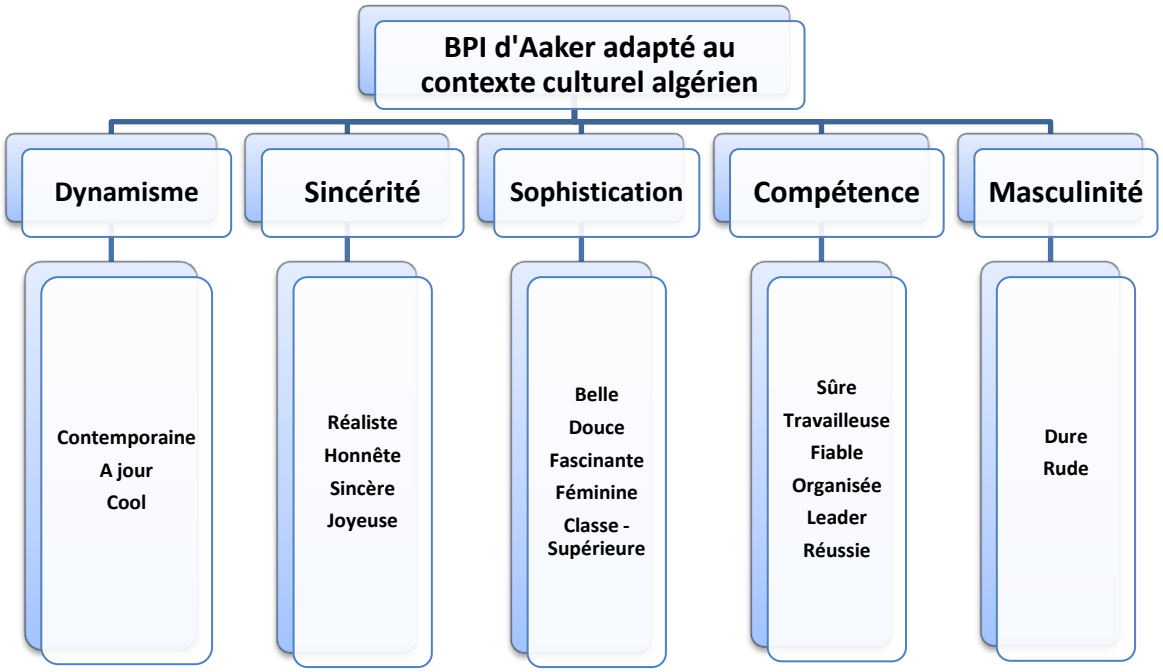
	Paramètre d'estimation λ i	Erreur Type	Valeur. T	SMC	P
(DYNAM)>[DYNAM1]	0,779	0,056	13,91	0,61	0,00
(DYNAM)>[DYNAM2]	0,922	0,045	20,49	0,85	0,00
(DYNAM)>[DYNAM3]	0,707	0,033	21,42	0,5	0,00
(SINCER)>[SINCER1]	0,765	0,052	14,71	0,59	0,00
(SINCER)>[SINCER2]	0,822	0,035	23,49	0,68	0,00
(SINCER)>[SINCER3]	0,811	0,036	22,53	0,66	0,00
(SINCER)>[SINCER4]	0,739	0,047	15,72	0,55	0,00
(SOPHI)>[SOPHI1]	0,763	0,043	17,74	0,58	0,00
(SOPHI)>[SOPHI2]	0,814	0,032	25,44	0,66	0,00
(SOPHI)>[SOPHI3]	0,785	0,034	23,09	0,62	0,00
(SOPHI)>[SOPHI4]	0,838	0,045	18,62	0,7	0,00
(SOPHI)>[SOPHI5]	0,882	0,042	21,00	0,78	0,00
(COMPET)>[COMPET1]	0,771	0,042	18,36	0,59	0,00
(COMPET)>[COMPET2]	0,841	0,029	29,00	0,71	0,00
(COMPET)>[COMPET3]	0,79	0,033	23,94	0,62	0,00
(COMPET)>[COMPET4]	0,865	0,05	17,30	0,75	0,00
(COMPET)>[COMPET5]	0,726	0,046	15,78	0,53	0,00
(COMPET)>[COMPET6]	0,71	0,057	12,46	0,5	0,00
(MASCU)>[MASCU1]	0,798	0,024	33,25	0,64	0,00
(MASCU)>[MASCU2]	0,887	0,039	22,74	0,79	0,00

Tableau II.13 : Indices d'ajustement de l'analyse factorielle confirmatoire de l'échelle de la personnalité de la marque

Catégorie d'indices	Indices retenus	Valeurs
Indices absolus	**RMSEA**	0,052
	GFI	0,948
Indices incrémentaux	**CFI**	0,984
	TLI	0,961
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	2.9

La structure du Brand Personality Inventory (BPI) d'Aaker adapté au contexte culturel algérien est représentée dans la figure ci-dessous

Figure II.8 : Structure du BIP d'Aaker adapté au contexte culturel algérien



L'échelle obtenue sera appliqué également pour mesurer les personnalités réelle, et idéale des consommateurs.

Une deuxième collecte de données a été effectuée pour nous permettre de pré-tester le reste des construits utilisés. L'échantillon est composé de 230 personnes (100 hommes et 130 femmes, âge moyen=31 ans). Les résultats sont présentés ci-après.

2.2.2.2 Résultats des pré-tests sur l'échelle Aad

L'analyse factorielle avec rotation varimax démontre l'adéquation des données à l'analyse factorielle (KMO=0.681 et le test de sphéricité de Bartlett est significatif). Le construit est unidimensionnel. Le facteur explique 62,238 % de la variance. La qualité de représentation d'Aad3 est néanmoins médiocre (voir tableau II.14).

Tableau II.14: Les résultats de l'analyse exploratoire du premier pré-test sur l'Aad

Item+	Qualité de représentation	Poids factoriel	Variance expliquée	Alpha de Cronbach	KMO	Test de sphéricité de Bartlett
Aad1	0,735	0,857	62,238	0,681	p=0,00	2,490
Aad2	0,738	0,859				
Aad3	0,416	0,645				
Aad4	0,600	0,775				

Concernant la fiabilité, le construit offre une bonne cohérence interne (Alpha de Cronbach>0,5 et Rhô de Jöreskog>0,7) (voir tableau II.15).

Tableau II.15: Les résultats de l'analyse de la fiabilité du premier pré-test sur l'Aad

Variable	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
Aad	0,793	0,867

Une analyse confirmatoire est tout de même envisagée. Les résultats figurant dans les tableaux IV.16 et IV.17 indiquent que mise à part le RMSEA, tous les autres indices de validité du modèle sont mauvais. Les paramètres d'estimation λ i sont par contre bons, les SMC d'Aad3 et d'Aad4 ne sont pas acceptables. Nous décidons en conséquence de supprimer seulement Aad3.

Tableau II.16 : Indices d'ajustement de l'analyse factorielle confirmatoire du premier pré-test sur l'échelle de l'Aad

	Paramètre d'estimation λ i	Erreur Type	Stat. T	SMC	P
(Aad) >[Aad 1]	0,892	0,061	14,535	0,795	0,000
(Aad) >[Aad 2]	0,865	0,065	13,260	0,748	0,000
(Aad) >[Aad 3]	0,630	0,112	5,653	0,397	0,000
(Aad) >[Aad 4]	0,679	0,101	6,706	0,462	0,000

Tableau II.17: Paramètres estimés par l'analyse factorielle confirmatoire du premier pré-test sur l'échelle de l'Aad

Catégorie d'indices	**Indices retenus**	**Valeurs**
Indices absolus	**RMSEA**	0,07
	GFI	0,700
Indices incrémentaux	**CFI**	0,891
	TLI	0,805
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	4,6

Une seconde analyse exploratoire a été lancée sur les trois items qui restent. Les résultats montrent également que les données sont factorisables. Ils relèvent l'unidimensionnalité de l'échelle. Le facteur extrait restitue 73,024% de la variance. Tous les items ont une bonne qualité de représentation (communauté>0,5) et des poids factoriels qui dépassent 0.5 (voir Tableau II.18).

La fiabilité de l'échelle est très satisfaisante (voir Tableau II.19).

Tableau II.18: Les résultats de l'analyse exploratoire du deuxième pré-test sur l'Aad

Item	Qualité de représentation	Poids factoriel	Variance expliquée	Alpha de Cronbach	KMO	Test de sphéricité de Bartlett	Valeur propre
Aad1	,767	,878	73,024	0,814	0,70	p=0,0000	2,191
Aad2	,791	,897					
Aad4	,616	,701					

Tableau II.19: Les résultats de l'analyse de la fiabilité du premier pré-test sur l'Aad

Variable	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
Aad	0,814	0,868

L'analyse confirmatoire peut être désormais entreprise. Les résultats sont présentés dans les tableaux ci-dessous :

Tableau II.20 : Indices d'ajustement de l'analyse factorielle confirmatoire du deuxième pré-test sur l'échelle de l'Aad

Catégorie d'indices	Indices retenus	Valeurs
Indices absolus	**RMSEA**	0,027
	GFI	0,986
Indices incrémentaux	**CFI**	0,982
	TLI	0,987
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	2

Tableau II.21: Paramètres estimés par l'analyse factorielle confirmatoire du deuxième pré-test sur l'échelle de l'Aad

	Paramètre d'estimation λ i	Erreur Type	Stat. T	SMC	Niveau Proba
(Aad) 1>[Aad 1]	0,907	0,074	12,252	0,823	0,000
(Aad) >[Aad 2]	0,857	0,078	10,989	0,734	0,000
(Aad) >[Aad 4]	0,664	0,106	6,287	0,441	0,000

Les résultats sont meilleurs. L'approche confirmatoire nous offre de bons indicateurs. Seul l'item Aad4 pose un léger problème car son SMC est de 0,441. Nous décidons de retenir cette nouvelle échelle avec les trois items.

2.2.2.3 Résultats des pré-tests sur l'échelle Ab

Suite à l'ACP réalisée avec rotation varimax (voir Tableau II.22), une solution unidimensionnelle a émergée. Un KMO de 0,759 et un test de sphéricité de Bartlett significatif confirment l'adéquation des données à la factorisation. Le facteur explique 73,580% de la variance. Les communautés et les poids factoriels des items sont élevés (>0,5).

Tableau II.22: Les résultats de l'analyse exploratoire

Item	Qualité de représentation	Poids factoriel	Variance expliquée	Alpha de Cronbach	KMO	Test de sphéricité de Bartlett	Valeur propre
Ab1	,750	,814	73,580	0,914	0,759	p=0,0000	2,172
Ab2	,860	,899					
Ab3	,690	,802					

L'alpha de Cronbach est excellent et le Rhô de Jöreskog est très satisfaisant. Ils indiquent une bonne cohérence interne de l'échelle (voir Tableau II.23). L'analyse confirmatoire peut être lancée.

Tableau II.23: Les résultats de l'analyse de la fiabilité de l'Ab

Variable	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
Ab	0,914	0,877

Les tableaux ci-dessous relève une très bonne qualité d'ajustement du modèle ainsi que de bons paramètres d'estimation interne. Nous conservons donc cette échelle en sa version originale.

Tableau II.24 : Indices d'ajustement de l'analyse factorielle confirmatoire de l'échelle de l'ab

Catégorie d'indices	Indices retenus	Valeurs
Indices absolus	**RMSEA**	0,042
	GFI	0,997
Indices incrémentaux	**CFI**	0,998
	TLI	0,922
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	3,1

Tableau II.25: Paramètres estimés par l'analyse factorielle confirmatoire du pré-test sur l'échelle de l'Ab

	Paramètre d'estimation λ i	Erreur Type	Stat. T	SMC	P
(Ab)>[Ab1]	0,893	0,014	63,79	0,797	0,000
(Ab)>[Ab2]	0,981	0,055	17,84	0,963	0,000
(Ab)>[Ab3]	0,753	0,148	5,09	0,567	0,048

2.2.2.4 Résultats des pré-tests sur l'échelle de l'implication envers la catégorie du produit

Le tableau (II.26) montre que les données sont factorisables, l'échelle est unidimensionnelle et le pourcentage de la variance restitué est seulement de 50,463. Il indique également que la qualité de représentation et le poids factoriel des items IMPCPR4 et IMPCPR6 ne sont pas satisfaisants.

Tableau II.26: Les résultats de l'analyse exploratoire

Item	Qualité de représentation	Poids factoriels	Variance expliquée	Alpha de Cronbach	KMO	Test de sphéricité de Bartlett	Valeur propre
IMPCPR1	0,535	0,731	50,463	0,753	0,757	p=0,0000	3,028
IMPCPR2	0,500	0,678					
IMPCPR3	0,655	0,810					
IMPCPR4	0,293	0,442					
IMPCPR5	0,643	0,802					
IMPCPR6	0,341	0,478					

Si l'alpha de Cronbach relève la cohérence interne de l'échelle, ce n'est pas le cas du Rhô de Jöreskog (valeur< 0,7) (voir tableau II.27). Nous réaliserons donc une autre ACP sans les items IMPCPR4 et IMPCPR6.

Tableau II.27: Les résultats de l'analyse de la fiabilité

Variable	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
IMPCPR	0,753	0,666

Les résultats de la seconde ACP mentionnés dans le tableau II.28 indiquent qu'un seul facteur a été extrait, il explique 69,802% de la variance. La qualité de représentation de tous les items est bonne et tous les poids factoriels sont supérieurs à 0,7. En ce qui concerne la cohérence interne de cette échelle, l'Alpha de Cronbach (0,887) ainsi que le Rhô de Jöreskog sont satisfaisants (voir Tableau II.29).

Tableau II.28: Les résultats de l'analyse exploratoire

Item	Qualité de représentation	Poids factoriel	Variance expliquée	Alpha de Cronbach	KMO	Test de sphéricité de Bartlett	Valeur propre
IMPCPR1	0,691	0,799	69,802	0,887	0,7254	p=0,0000	2,459
IMPCPR3	0,721	0,861					
IMPCPR5	0,685	0,700					
IMPCPR2	0,593	0,709					

Tableau II.29: Les résultats de l'analyse de la fiabilité

Variable	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog
IMPCPR	0,887	0,853

Suite à l'analyse des résultats de l'analyse confirmatoire présentés dans le tableau ci-dessous, nous constatons que l'ensemble des indices de validité sont très satisfaisants. Les indices de validité, les loading et SMC peuvent être considérés comme bons (voir tableaux II.30 et II.31).

Tableau II.30: Paramètres estimés par l'analyse factorielle confirmatoire

	Paramètre d'estimation λ i	Erreur Type	Stat. T	SMC	Niveau Proba
(IMPCPR)>[IMPCPR 1]	0,878	0,069	12,771	0,771	0,000
(IMPCPR)>[IMPCPR 2]	0,718	0,091	7,911	0,516	0,000
(IMPCPR)>[IMPCPR 3]	0,909	0,066	13,820	0,826	0,000
(IMPCPR)>[IMPCPR 5]	0,724	0,090	8,083	0,524	0,000

Tableau II.31: Indices d'ajustement de l'analyse factorielle confirmatoire de l'échelle de l'implication envers la catégorie du produit

Catégorie d'indices	Indices retenus	Valeurs
Indices absolus	**RMSEA**	0,02
	GFI	0, 96
Indices incrémentaux	**CFI**	0,900
	TLI	0,892
Indices de parcimonie	**χ^2/ddl**	3,5

2.2.2.5 Résultats des pré-tests sur les échelles de mesure du soi réel et idéal

Ces échelles ne feront pas objet d'analyses exploratoires et confirmatoire dans ce chapitre car l'échelle de la personnalité de la marque pré-testée précédemment a été appliquée pour l'évaluation de la personnalité du consommateur.

2.2.2.6 La validité des construits

Les résultats obtenus lors des analyses confirmatoires indiquent que pour l'ensemble des échelles tous les λ des items, les SMC (r2) sont supérieurs à 0,5. En plus le tableau ci-dessous montre que les p_{vc} sont supérieurs à 0,5 d'une part et d'autre part les λ^2(Représentant la *corrélation* au carré *entre les dimensions)* sont inférieurs au p_{VC}.

La validité convergente et discriminante des construits sont en conséquence vérifiées.