

Variété et performance des assortiments

Effet taille, effet d'enseigne

Sylvain Willart
LaRGE, Strasbourg
CREER, Mons

Ainsi que l'a souligné Aurier (1991), la recherche de variété est un « concept majeur de la théorie marketing ». Elle guide en effet une part importante du comportement du consommateur et a fait à ce titre l'objet de nombreuses recherches et modélisations (cf. revue de Aurier, 1991). En termes de politique de produit, l'importance de ce facteur dans le choix des consommateurs amène les entreprises productrices à adopter des stratégies de différenciation. Du côté de la distribution, la recherche de variété guide les politiques d'assortiment. C'est à ce dernier secteur que nous nous intéressons.

La recherche de variété guide en partie le choix des magasins par les consommateurs. Ces derniers valorisent en effet pour cette décision les prix, l'emplacement, et la variété (Amine et Cadenat, 1995). Kahn et Lehman (1991) indiquent que cette recherche de variété dans les assortiments répond à l'incertitude des consommateurs quant à leurs préférences futures. Indécis au moment de se rendre dans un magasin, ils préfèrent visiter celui qui offrira l'assortiment le plus varié où ils pourront le plus probablement trouver le produit qui leur convient et qu'ils ne connaissent pas encore. Plusieurs études ont ainsi relevé que les consommateurs éprouvent une satisfaction plus grande lorsqu'ils ont accès à un ensemble de produits plus varié, celui-ci pouvant même les amener à acheter plus d'articles (Simonson et Winer, 1992, Kahn et Wansink, 2004).

Pourtant, quelques limites existent à la transposition de ces résultats aux politiques d'assortiment. La première tient à la relation entre variété réelle et variété perçue. Kahn et Wansink (2004) indiquent que c'est la perception de la variété par le consommateur qui influence son comportement; et bien qu'il existe un lien entre variétés réelle et perçue, celui-ci n'est pas forcément direct, ni monotone. Bronyarczyk et al. (1998) notent ainsi qu'une diminution de la variété réelle peut ne pas être suivie d'effet en termes de perception pour peu que les consommateurs puissent toujours trouver leur produit préféré et que l'espace occupé par la catégorie de produits reste constant. La seconde limite tient aux possibles effets négatifs de la variété (Gourville et Sonan, 2005), lorsque celle-ci rend le choix trop complexe et décourage l'achat. Si cette hypothèse est peu développée dans la littérature relative au comportement du consommateur, on ne peut s'empêcher de la considérer sérieusement lorsqu'on s'intéresse à la gestion de catégories qui comportent parfois plus d'une centaine d'articles différents. La troisième limite est liée aux précédentes; c'est le problème de la mesure de la variété. La gestion de la variété des assortiments doit en effet s'effectuer au travers d'une mesure qui reflète la capacité des-dits assortiments à satisfaire les attentes des consommateurs. Un simple comptage des articles est par exemple insuffisant, le nombre d'articles étant une condition nécessaire mais non suffisante de la variété. Une mesure adéquate devrait permettre de palier aux deux limites évoquées précédemment en reflétant la variété perçue et en prenant en compte l'éventuelle difficulté du choix. Le « concept majeur » qu'est la recherche de variété peut, à cette condition, trouver écho dans la gestion des assortiments.

Enfin, les attentes quant à la variété, et donc l'impact de celle-ci sur les ventes, ne peuvent être supposées identiques dans un grand hypermarché péri-urbain et un petit supermarché de centre ville. De la même façon, les consommateurs, souvent clients de plusieurs enseignes peuvent avoir des attentes différentes en termes de variété d'assortiments selon l'enseigne qu'ils visitent ; de telles différences pouvant être liées aux politiques d'assortiment des enseignes. Ces effets de formats et d'enseigne concernent tous deux des groupes de magasins. Formulé autrement, chaque magasin appartient à un format, à une enseigne. Cette dimension hiérarchique doit également être prise en compte, et nous utilisons pour cela un modèle multiniveau (niveau 1 : magasin, niveau 2 : enseigne ou format). Cette méthodologie (Goldstein, 1999) a été développée pour analyser des taux de réussites aux examens. L'idée était de prendre en compte que les élèves passant ces examens étaient influencés par leur classe, les classes étant elles-mêmes influencés par l'école. Cette structure hiérarchique se retrouve dans de nombreux types de données, notamment les données de panel. L'utilisation parcimonieuse de cette méthode permet notamment d'expliquer l'effet de chaque niveau hiérarchique et d'indiquer comment les coefficients donnés par l'analyse économétrique peuvent varier selon ces niveaux. Pour cette raison, on parle parfois de modèles à coefficients aléatoires.

Cette méthode nous permet ici d'apporter quelques éléments de réponse à la question de savoir si les préférences des consommateurs en termes de variété et l'effet consécutif sur les ventes varient significativement selon les formats de magasin et les enseignes.

Nous présenterons donc en première partie le problème de la mesure de la variété des assortiments et proposerons une solution originale. En seconde partie, nous analyserons l'effet de cette variété sur les performances des assortiments en nous arrêtant particulièrement sur la question de savoir si les consommateurs recherchent la même variété dans les différents formats et enseignes de la grande distribution.

Mesure de la variété

Aperçu de la littérature

Kahn et Lehman (1991), dans le but de modéliser le choix entre différents assortiments, proposent une mesure de la variété fondée sur les préférences des consommateurs. Celle-ci se décompose en trois éléments. Le nombre d'articles; l'utilité marginale de chaque article pour le consommateur ; et un indice de dissimilitude des articles entre eux. Ce dernier indice est calculé à partir d'une matrice de substituabilité des articles établie selon les jugements des consommateurs (substituabilité déclarative).

L'avantage de cette mesure est qu'elle est très proche du concept de variété perçue puisque largement fondée sur les jugements des consommateurs. En revanche, ce caractère la rend difficile à mettre en oeuvre pour la gestion des assortiments puisqu'elle suppose une connaissance fine des préférences de chaque consommateur. Elle est d'autre part limitée, selon les auteurs, à des assortiments assez étroits (du fait de la difficulté d'établir la matrice de substituabilité).

Dans un article de 1999, Hoch, Bradlow et Wansink proposent une mesure de la variété réelle et modélisent à partir de celle-ci la variété perçue des assortiments. Cette mesure est fondée sur la comparaison deux à deux des produits de l'assortiment. Les auteurs proposent de

calculer la similitude entre deux produits en s'appuyant sur le nombre d'attributs pour lesquels ils ont des modalités communes. Par exemple, deux articles A et B définis par les attributs x et y, de modalités $\{x_1, x_2\}$ et $\{y_1, y_2\}$ respectivement, seront d'autant plus dissemblables qu'ils auront de modalités différentes. Les auteurs utilisent la distance de Hamming (somme de variables indicatrices). Ainsi, si l'on a $\{Ax_1, Ay_1\}$; $\{Bx_1, By_2\}$, la distance de Hamming vaudra $H_{\{AB\}} = 1 (Ax_1 \neq Bx_1) + 1 (Ay_1 \neq By_2) = 0 + 1 = 1$. Moins les produits ont de modalités communes, plus la distance H est forte, et plus ils sont différenciés. La mesure de la variété de l'assortiment total est alors la somme des distances de Hamming relatives à chaque paire de l'assortiment. La variété perçue est une fonction Ψ de cette mesure, dont les paramètres sont estimés à l'aide d'une expérimentation.

La principale limite de cette approche, relevée par VanHerpen et Pieters (2002), est son orientation « produit », ce qui la rend fort sensible au nombre de produits présents dans l'assortiment (l'ajout d'un produit augmentant fortement le nombre de paires). VanHerpen et Pieters (2002) ont ainsi proposé une approche concurrente orientée « attributs ». Il s'agit ici de mesurer la variété offerte par un assortiment en termes de modalité pour chaque attribut. Les auteurs proposent d'utiliser une mesure d'entropie afin d'estimer la dispersion des modalités. Celle-ci dépend, pour chaque attribut, du nombre de modalités ($m = 1 \dots M$) et du nombre d'articles pour chaque modalités : P_m . Soit, pour l'attribut z :

$$Entropie_z = - \sum_{m=1}^M \frac{P_m}{P} \cdot \ln\left(\frac{P_m}{P}\right),$$

avec P le nombre total d'articles dans la catégorie. L'entropie est maximale lorsque tous les articles ont une modalité différente pour l'attribut considéré. Elle vaut alors $\ln(P)$. Si l'on reprend les produits A et B définis plus haut, on a alors : $Entropie_x = - (2/2 * \ln(2/2) + 0 = 0)$ et $Entropie_y = - (1/2 * \ln(1/2) + (1/2) * \ln(1/2) = \ln(2)$. VanHerpen et Pieters associent à l'entropie de chaque attribut une mesure de l'association des attributs deux à deux afin de prendre en compte le fait qu'une modalité d'un attribut peut être souvent associée à une modalité d'un autre attribut (par exemple prix et qualité sont fortement associés dans le sens où une qualité élevée appelle un prix élevé). Plus l'association est importante et plus l'entropie est faible, moins l'assortiment est varié, et moindre est la variété perçue.

Outre le fait de ne pas être corrélée avec le nombre d'articles, la mesure de VanHerpen et Pieters a pour avantage de considérer l'assortiment comme un tout, et non comme une juxtaposition de produits. En revanche, cette mesure, comme les autres décrites jusqu'ici omet un aspect important du comportement du consommateur : le caractère hiérarchique de la prise de décision. Face à un assortiment large, les consommateurs ont, en effet, tendance à adopter des règles simplificatrices de choix, et nombre de celles-ci sont fondées sur un processus attribut par attribut (élimination par aspect par exemple). C'est à ce manquement que nous essayons de palier ici.

Proposition d'une nouvelle mesure

Supposons que le consommateur effectue son choix de façon séquentielle, considérant les attributs les uns à la suite des autres. La variété perçue se trouve alors influencée par le nombre d'articles encore présents à la suite de ce processus hiérarchique. Si, par exemple, un consommateur recherche un yaourt aux fruits rouges entre 1 et 2 euros, la variété perçue de l'assortiment auquel il fait face sera influencée par le nombre d'articles remplissant ces deux critères (nombre de yaourts aux fruits rouges entre 1 et 2 euros). La présence de yaourts naturels, ou de yaourts aux fruits rouges à 4 euros, n'augmentera pas ses possibilités de choix et risque même de le décourager dans sa recherche de son produit idéal. C'est sur cette idée, proche de la notion d'ensemble considéré, que nous fondons notre analyse.

Si l'on retient l'approche utilisée pour les modèles de type EBA (*Elimination by Aspects*) ou, plus généralement, hiérarchiques, on peut adopter une description hiérarchique du choix du consommateur dans les assortiments (Figure 1).

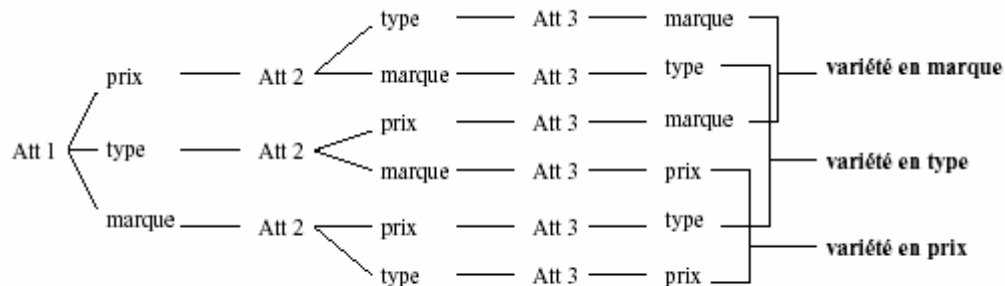


FIG. 1 – Arbre de décision

Lors de ce processus de choix, deux cas de figure sont envisageables. En effet, en procédant par élimination, le consommateur isole un ensemble de produits; cet ensemble peut soit être vide, soit comporter un certain nombre de produits. Dans le premier cas, le consommateur annule ou reporte son achat. Dans le second, il évalue les éléments de cet ensemble afin d'en choisir éventuellement un ou plusieurs.

Du point de vue du consommateur, on peut donc suggérer que la variété de l'assortiment est ressentie différemment au cours, ou au terme du processus de choix. Au cours du processus, la variété a pour fonction de permettre d'éliminer des produits sans obtenir un ensemble final réduit à zéro. En revanche, à l'issue du processus, la variété devient une caractéristique de l'ensemble retenu. Cette variété « résiduelle » est celle dont le consommateur dispose au moment de la décision d'achat. Elle est variable selon le processus hiérarchique qu'il a suivi. Notons toutefois qu'il existe, dans le schéma proposé (Figure 1), une équivalence entre certains processus pris deux à deux.

La mesure de variété que nous proposons ici se focalise sur cette « variété résiduelle ». Elle n'est pas unique mais composée de plusieurs indicateurs décrivant l'ensemble de produits issu des différents processus évoqués ci-avant (Figure 1). L'objectif est de décrire la latitude restant au consommateur pour son choix dans l'ensemble élaboré par ses éliminations successives.

Si l'on considère des assortiments de la grande distribution, il existe plusieurs attributs-clés sur lesquels s'appuie le consommateur lors de son choix. Au nombre de ceux-ci, on peut citer le prix, le type de produit, et le type de marque. Ainsi, un assortiment offre différents types de produits (pour les yaourts : naturels, naturels sucrés, aux fruits rouges, jaunes ...), différents types de marques (nationales, de distributeur *premium*, de distributeur premiers prix, régionales ...), et différents niveaux de prix (plus ou moins élevés).

On peut ainsi matérialiser un assortiment de façon tri-dimensionnelle selon ces trois attributs. Pour chaque triplet de modalités (exemple : yaourts fruits rouges, MDD premiers prix, 1 à 2 euros), on trouve un certain nombre d'articles (nombre qui peut être égal à zéro). Le consommateur, s'il procède par attribut va restreindre cet assortiment en fixant une modalité pour un des attributs, le type de marque par exemple. Face à un assortiment bi-dimensionnel, il peut encore réduire son ensemble de choix en fixant une modalité précise pour le type de

produit. Il a alors face à lui un ensemble d'articles différenciés selon le prix, dernier attribut, au regard duquel il fera son choix, et appréciera la variété de l'assortiment. Selon la séquence adoptée par le consommateur, on peut donc distinguer la variété en prix, en marque, en type (Figure 1).

La perception de la variété peut donc être influencée par le nombre de modalités qui lui sont offertes pour le dernier attribut de la séquence de choix. En suivant notre exemple, si un niveau de prix compte zéro articles au regard des modalités fixées auparavant, les possibilités de choix seront restreintes (l'une des modalités étant inaccessible) et la variété perçue faible. Dans une moindre mesure, si une modalité comporte très peu d'articles, le choix est également relativement contraint. Au contraire, si chaque modalité offre un nombre important et équivalent d'articles, les possibilités de choix sont maximales (toutes les modalités sont accessibles et comportent chacune beaucoup d'articles) et la variété perçue devrait être importante. D'un point de vue statistique, ce sont autant les fréquences absolues (nombre d'articles par modalités) que leur uniformité (d'une modalité à l'autre) qui sont ici en jeu. On peut calculer ces fréquences, puis mesurer leur uniformité à l'aide d'un coefficient de variation.

La figure (2) suivante résume la démarche proposée :

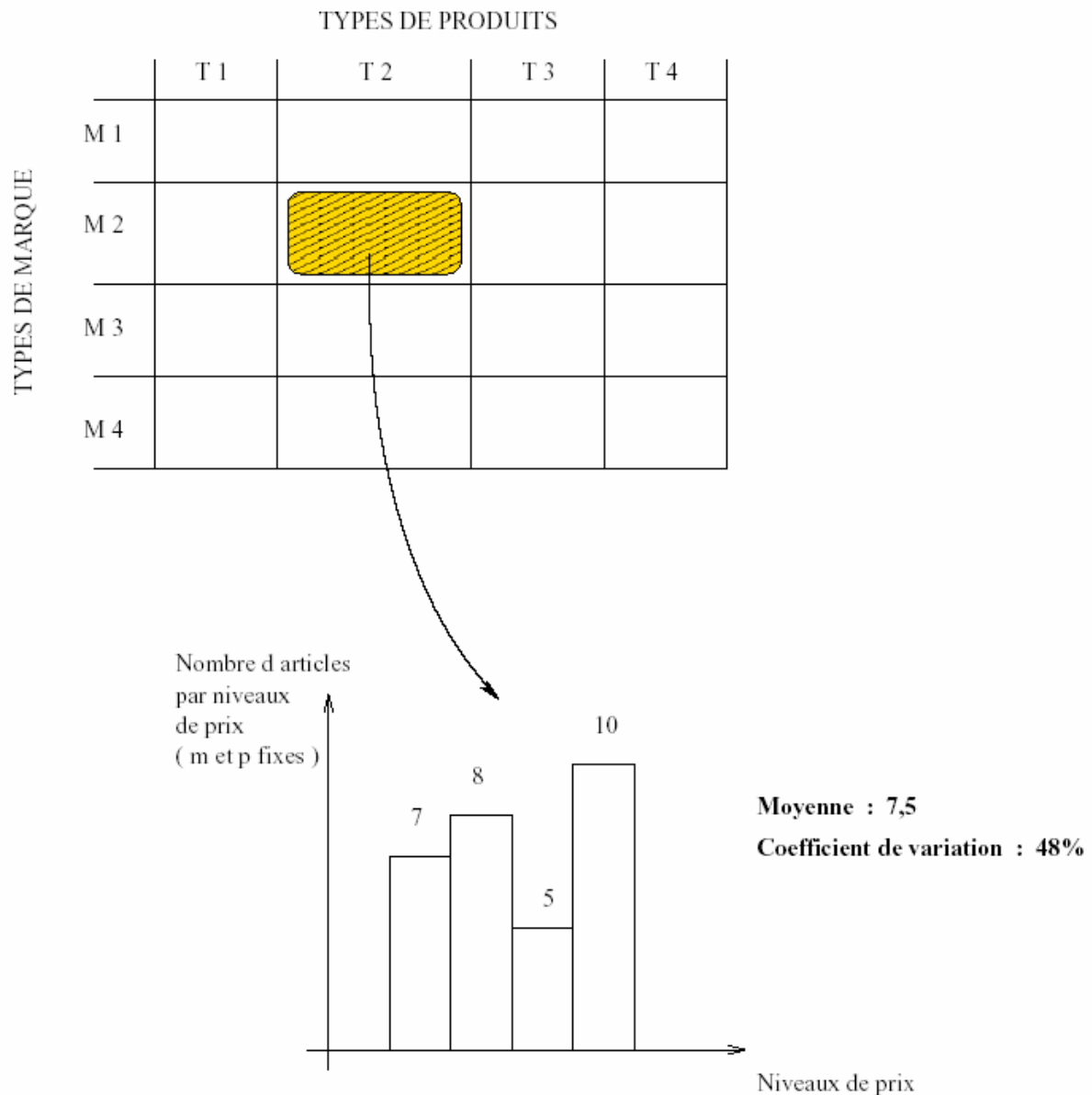


FIG. 2 – mesure de la variété

Dans l'exemple présenté sur la Figure 2, trois éléments sont donc retenus pour mesurer la variété : le nombre de niveaux de prix proposés (ici 4), le nombre moyen d'articles par niveaux (7,5), et le coefficient de variation du nombre d'articles dans chaque niveau (48%).

Analyse de la performance des assortiments

Données : description et organisation

Les données disponibles sont issues du panel distributeur de la société IRI-France. Elles concernent les ventes (volume, unitaires, et valeur) de 24 catégories de produits pendant 52 semaines au niveau de chaque EAN. Le panel compte 480 magasins répartis par circuit (Petits

supermarchés, Grands supermarchés, Petits hypermarchés, Grands hypermarchés) et par enseigne (18 enseignes anonymisées).

Agrégation temporelle

Afin de faciliter cette première analyse essentiellement exploratoire de l'effet de la variété, il convient de simplifier la base de données disponible. Mais cette simplification doit être menée sans porter trop atteinte à l'information pertinente livrée par les données. Il convient, par exemple, de garder le niveau le plus désagrégué possible pour les articles afin de connaître exactement la composition des assortiments. En revanche, la variété des assortiments (et certainement plus encore sa perception) ayant une faible variance temporelle, il peut être judicieux de travailler sur des données agrégées sur l'année.

Plusieurs variables sont ainsi agrégées, de façon plus ou moins directe, sur l'année au niveau de chaque article. Le type de produit par exemple reste inchangé au long des 52 semaines. Il est fondé sur la classification utilisée par l'IRI qui ne varie qu'occasionnellement en cas de lancements de plusieurs nouveaux produits dans une catégorie donnée. Le prix par contre, est soumis à des variations temporelles notamment dues aux promotions. Celles-ci correspondent à des *outliers* dans la série temporelle des prix, qui font dévier fortement le prix moyen annuel. Pour cette raison, nous utilisons une valeur répandue dans la littérature sur les promotions : le prix médian annuel. Pour les mêmes raisons, on calcule pour chaque marque la médiane annuelle de sa distribution numérique.

Classification des articles des assortiments

Le caractère désagrégué des données permet une grande précision dans la description de la variété des assortiments: les informations au niveau de chaque EAN permettent de classer les différents articles selon leur type, leur prix, et la nature de la marque sous laquelle ils sont vendus. Cette classification constitue la première étape de notre analyse.

Pour l'attribut **type de produits**, la classification adoptée est celle livrée par l'IRI. Elle peut être discutable et pourrait notamment être améliorée par le calcul d'élasticité croisée, mais elle a l'avantage d'être le fruit du compromis et de l'expérience croisée des fournisseurs et des distributeurs.

Pour le **prix**, nous devons adopter une classification par classe de prix afin de pouvoir le traiter comme un attribut discret¹. Pour chaque catégorie, on divise en 5 classes² les prix de l'ensemble des magasins. Ainsi, un magasin proposant des prix élevés n'offrira des produits que dans les deux ou trois classes les plus hautes. Cette méthode met en relief les différences entre les stratégies prix des magasins. Celles-ci reflètent *in fine* les stratégies d'offre de variété sur l'attribut prix.

Pour le **type de marque** enfin, nous utilisons un faisceau de variables. Les marques de distributeurs sont identifiées comme telles dans la base de données. Est également signalé leur niveau de qualité permettant de distinguer les MDD *premium* des MDD premiers prix. On peut également classer dans les MPP les marques dont le prix est inférieur au premier quartile des prix proposés dans l'assortiment. Beaucoup de ces marques se trouvent d'ailleurs être des MDD premiers prix. On distingue ensuite les marques nationales (MNA) selon leur

¹ Le traitement du prix comme variable continue constitue l'une de nos importantes voies de recherche.

² de 20% chacune.

distribution numérique (DN supérieure à 80 pour cent en médiane annuelle). Les marques restantes forment un groupe relativement hétérogène composé de marques à faible DN et prix élevés. Ce sont principalement des marques régionales, ou secondaires (MSE).

MPP	MDD	MNA	MSE
MDD premiers prix prix inférieur à Q1	MDD <i>premium</i>	DN supérieure à 80	autres

TAB. 1 – Tableau récapitulatif des types de marque

Cette classification en trois attributs (type, prix, marque) permet une description succincte de l'assortiment tout en conservant les quelques variables clés décrivant la variété offerte. La variété est calculée en fonction de chacun des processus de choix (Figure 1). Chacun de ces trois cas de figure ($X = P, M, T$) donne lieu à trois indicateurs de variété³ : le nombre de modalités offertes du dernier attribut (lvX), le nombre moyen d'articles par modalités ($meanX$), et le coefficient de variation du nombre d'articles par modalités (cvX).

Analyse empirique

L'objectif de l'analyse empirique est d'isoler un éventuel effet de l'enseigne, du format de magasin, ou de la catégorie sur la relation entre les ventes des assortiments et la variété. La méthode utilisée est la régression à coefficients aléatoires (modèles hiérarchiques). Celle-ci permet de prendre en compte la structure hiérarchique des données. Les magasins étudiés peuvent, en effet, être regroupés par enseigne, ou par format⁴; de même que les ventes des magasins peuvent être regroupées par catégories.

Réduction de la multicollinéarité

Un des principaux problèmes lié à cette analyse, quelque soit la méthode économétrique utilisée, est la corrélation existante entre les différents indices décrivant la variété. Celle-ci apparaît dans le Tableau 2. La multicollinéarité peut avoir des effets négatifs sur les résultats des régressions, notamment en termes de coefficient R^2 et de coefficient de significativité des paramètres. Il est donc impossible, si l'on cherche une explication robuste de l'effet de la variété, d'utiliser dans une régression l'ensemble des indicateurs de variété décrits auparavant. Le problème s'amplifie encore si l'on autorise les effets quadratiques⁵. Il existe par exemple une corrélation naturelle entre le nombre de modalités (lvX) et le coefficient de variation du nombre d'articles par modalités (cvX) ; le coefficient de variation ayant d'autant plus de chances d'être élevé si le nombre de modalités (lvX) est important. Il est donc judicieux d'utiliser également le ratio de ces deux variables ($hmgX = cvX / lvX$) qui indique si les articles sont répartis de manière uniforme entre les différentes modalités offertes.

³ décrits à la Figure 2

⁴ Les enseignes sont numérotées, et les formats correspondent à la distinction supers / hypers tant sur la surface des magasins que sur leur concept.

⁵ L'utilisation d'une mesure de variété élevée au carré permet pourtant de prendre en compte les théories selon lesquelles un excès de variété peut avoir un effet négatif sur les ventes.

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 11493										
	lvlP	meanP	cvP	lvlM	meanM	cvM	lvlT	meanT	cvT	NbEAN
lvlP	1	0,35	0,65	0,42	0,34	0,54	0,19	0,31	0,27	0,39
meanP	0,35	1	0,45	0,07	0,95	0,42	0,05	0,96	0,56	0,59
cvP	0,65	0,45	1	0,25	0,40	0,41	0,04	0,40	0,34	0,27
lvlM	0,42	0,07	0,25	1	0,07	0,79	-0,04	0,09	-0,03	0,17
meanM	0,34	0,95	0,40	0,07	1	0,42	0,05	0,97	0,54	0,59
cvM	0,54	0,42	0,41	0,79	0,42	1	0,01	0,43	0,19	0,40
lvlT	0,19	0,05	0,04	-0,04	0,05	0,01	1	0,00	0,55	0,76
meanT	0,31	0,96	0,40	0,09	0,97	0,43	0,00	1	0,52	0,55
cvT	0,27	0,56	0,34	-0,03	0,54	0,19	0,55	0,52	1	0,69
NbEAN	0,39	0,59	0,27	0,17	0,59	0,40	0,76	0,55	0,69	1

TAB. 2 – Coefficients de corrélation des indices de variété

Afin de sélectionner les indicateurs pertinents et de limiter l'effet de la colinéarité sur la robustesse des régressions, on peut procéder à une analyse préparatoire. Celle-ci a pour objectif de déterminer, pour chaque catégorie de produits, quels sont les indicateurs de variété les plus significatifs et les moins corrélés. Cette étape est réalisée en utilisant une régression « pas à pas » (*stepwise*) qui sélectionne justement les variables selon leur significativité et leur contribution au R². Les résultats de cette analyse par catégorie sont reportés dans le Tableau 9 en fin de document. On peut noter que les résultats diffèrent selon les catégories (mis à part la présence des variables de contrôle de surface du magasin et de nombre d'EAN dans l'assortiment) Ce résultat a déjà été mis en évidence dans la littérature (Dhar et al, 2001). Les indicateurs les plus significatifs sont ainsi choisis empiriquement sans faire d'hypothèses sur les préférences catégorielles des consommateurs.

Cette méthode n'est pas en soi une solution au problème de la multicolinéarité, mais elle constitue dans notre analyse un moyen de l'éviter. La vérification *a posteriori* des facteurs d'inflation de variance (VIF) indique en effet que la multicolinéarité est évitée dans 23 des 24 catégories. A l'exception des colas, aucune catégorie ne comporte de VIF supérieur à 20, le seuil acceptable variant selon les ouvrages entre 30 et 100.

Modèle économétrique et résultats

Une fois ces variables sélectionnées pour chaque catégorie, elles sont réintroduites dans un modèle hiérarchique regroupant les magasins soit par enseigne, soit par catégorie. L'objectif ici est de déterminer si, pour chaque catégorie, et pour les variables pertinentes, il existe une variabilité dans les paramètres estimés qui pourrait être due à des effets de format ou d'enseigne.

On estime donc le modèle hiérarchique suivant en regroupant les magasins successivement par enseigne et par format :

$$Y_{i,j} = \pi_{0,j} + \pi_{1,j} \times X_{1,j} + \pi_{k,j} \times X_{k,j} + r_{i,j} \quad (1)$$

$$\pi_{0,j} = \beta_{0,0} + u_{0,j} \quad (2)$$

$$\pi_{1,j} = \beta_{1,0} + u_{1,j} \quad (3)$$

où :

$$r_{i,j} \rightsquigarrow N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

$$\begin{pmatrix} u_{0,j} \\ u_{1,j} \end{pmatrix} \rightsquigarrow \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \tau_{0,0} & \tau_{0,1} \\ \tau_{1,0} & \tau_{1,1} \end{pmatrix} \right] \quad (5)$$

Avec :

$Y_{i,j}$: Les ventes en volume de l'assortiment du magasin i de la classe (enseigne ou format) j

$X_{1,j}$: L'indicateur de variété le plus significatif pour la catégorie

$X_{k,j} \quad k = 2 \dots K$: Les autres indicateurs de variété et les variables de contrôle (surface et nombre d'EAN)

$\tau_{0,0}$: La variance de l'ordonnée à l'origine

$\tau_{1,1}$: La variance du paramètre de variété

Notons que ce modèle n'est pas aussi complet qu'il pourrait l'être puisque seuls les paramètres d'ordonnée à l'origine ($\pi(0,j)$) et de l'indicateur le plus significatif ($\pi(1,j)$) comportent des effets aléatoires. Cette limite est essentiellement technique⁶ et assure la convergence rapide du critère d'estimation.

Les paramètres qui nous intéressent ici sont les variances $\tau(0,0)$ et $\tau(1,1)$ et leurs estimations. Les variances estimées indiquent l'importance des différences en termes d'effet de la variété entre les enseignes dans le premier modèle, et entre les formats dans le second. Les valeurs de ces estimateurs sont reportées dans les Tableaux 3 pour l'effet enseigne et 4 pour l'effet format.

enseigne	UN(1,1)		UN(2,2)	
	Estimate	Pr Z	Estimate	Pr Z
produits coiffants	0,29	0,12	0,10	0,21
riz	0,53	0,08	0,05	0,10
desserts frais	0,65	0,06	0,48	0,09
yaourts	0,08	0,32	0,12	0,21
lessive	0,14	0,21	0,04	0,35
couches	0,19	0,16	0,00	0,48
déodorants	0,94	0,03	0,29	0,02
assouplissants	0,17	0,33	0,09	0,30
fromages	pâte			
molle				
	0,37	0,17	0,02	0,23

⁶ due notamment au temps de calcul important requis par ce type de modèle.

entrées surgelées	0,12	0,06	0,70	0,14
soins du visage	0,01	0,10	0,21	0,01
pâtes fraîches	0,15	0,02	0,01	0,04
café torréfié	0,45	0,08	0,61	0,12
aliments pour chat	0,92	0,06	1,00	0,09
colas	0,38	0,03	1,39	0,02
bières de luxe	0,37	0,11	0,54	0,21
shampoings	0,11	0,04	1,52	0,02
céréales	0,21	0,02	0,00	
eaux plates natures	0,33	0,11	0,54	0,19
whiskies	0,08	0,19	0,00	
jambon cuit épaule	0,47	0,02	0,55	0,10
légumes surgelés	0,62	0,07	0,40	0,10
soupes et potages	0,01	0,48	0,00	
tablettes de				
chocolat	0,19	0,04	0,00	

Tableau 3

circuit	UN(1,1)		UN(2,2)	
	Estimate	Pr Z	Estimate	Pr Z
produits coiffants	0,52	0,16	0,27	0,16
riz	0,04	0,32	0,01	0,26
desserts frais	0,18		0,11	
yaourts	0,18		0,15	
lessive	0,23		0,09	
couches	0,96	0,22	0,52	0,24
déodorants	0,00		0,00	
assouplissants	0,19		0,03	
fromages pâte				
molle	0,42	0,17	0,03	0,17
entrées surgelées	0,11	0,17	0,68	0,16
soins du visage	0,06	0,17	0,14	0,15
pâtes fraîches	0,03	0,26	0,01	0,15
café torréfié	0,38		0,76	
aliments pour chat	0,08	0,24	0,15	0,23
colas	0,13		0,34	
bières de luxe	0,02	0,44	0,00	
shampoings	0,00		0,20	0,27
céréales	0,20	0,20	0,23	0,19
eaux plates natures	0,16		0,65	
whiskies	0,10	0,26	0,06	0,30
jambon cuit épaule	0,06	0,30	0,16	0,26
légumes surgelés	0,04	0,25	0,02	0,26
soupes et potages	2,15	0,16	0,15	0,16
tablettes de				
chocolat	0,08	0,32	0,00	

Tableau 4

Note : Les valeurs manquantes correspondent au cas où l'estimation n'a pu être complète et reflètent le manque d'hétérogénéité entre les différentes enseignes et différents formats.

Il apparaît dans ces résultats que l'effet recherché est inexistant pour les formats⁷ mais probant pour les enseignes dans 9 des 23 catégories étudiées (hors colas, au seuil de 10%)⁸.

Ainsi, l'impact de la variété sur les ventes des assortiments varie en fonction des enseignes pour certaines catégories. Ceci peut refléter des différences dans les attentes des consommateurs quant à la variété offerte par telle ou telle chaîne de magasins.

Retour sur l'effet catégorie

Au cours de cette analyse, nous avons pu remarquer qu'il existe une certaine hétérogénéité entre les catégories. Déjà signalée dans la littérature, celle-ci touche ici à la fois les variables pertinentes pour décrire la variété, et également l'importance de l'effet enseigne mis en évidence. Aussi convient-il d'analyser plus avant ces différences catégorielles.

Les modèles multiniveaux offrent deux approches possibles. La première serait de rajouter un niveau hiérarchique en regroupant les ventes de chaque article d'abord par catégorie, puis par magasin, et enfin par enseigne. La seconde approche serait de regrouper les ventes uniquement par catégorie sans prendre en compte les niveaux magasin et enseigne. La première approche est évidemment plus précise, mais présente l'inconvénient de ne pouvoir tirer des conclusions générales au niveau catégorie. On ne pourrait en effet comparer deux catégories identiques regroupées dans des enseignes différentes, mais seulement deux catégories différentes de la même enseigne. Pour obtenir des conclusions générales sur les catégories, il convient donc d'utiliser la seconde approche. Afin de contrôler une partie de l'effet des magasins, on peut toutefois inclure comme variables de contrôle la surface de ceux-ci et le nombre d'EAN qu'ils offrent dans chacune de leurs catégories.

Si l'on s'intéresse directement aux catégories, le problème de la multicollinéarité ne peut, en revanche, plus être traité de la même manière. Il convient donc de ne pas estimer en même temps les indices calculés de variété. Pour cette raison, nous estimons séparément chaque type d'indice (le nombre de modalités offertes du dernier attribut: lv_l , le nombre moyen d'articles par modalités: $mean$, et le coefficient de variation du nombre d'articles par modalités: cv) en incluant ses valeurs pour les trois attributs considérés (prix, marque, type). Soit quatre modèles :

$$Y_{i,j} = \pi_{0,j} + \pi_{1,j} \times IndP_{1,j} + \pi_{2,j} \times IndM_{2,j} \quad (6)$$

$$+ \pi_{3,j} \times IndT_{3,j} + \pi_{1,j} \times VC_{i,j} + r_{i,j} \quad (7)$$

$$\pi_{0,j} = \beta_{0,0} + u_{0,j} \quad (8)$$

$$\pi_{1,j} = \beta_{1,0} + u_{1,j} \quad (9)$$

$$\pi_{2,j} = \beta_{2,0} + u_{2,j} \quad (10)$$

$$\pi_{3,j} = \beta_{3,0} + u_{3,j} \quad (11)$$

où :

⁷ Ceci peut sans doute être dû à la prise en compte de la surface comme variable de contrôle. Mais au-delà de ce constat, cela semble montrer qu'il n'existe pas de lien entre la perception de la variété et le concept de magasin hyper / super en dehors du simple effet surface.

⁸ riz, desserts frais, déodorants, soins du visage, pâtes fraîches, aliments pour chat, (colas), shampoings, jambon cuit, et légumes surgelés.

$$r_{i,j} \rightsquigarrow N(0, \sigma^2) \quad (12)$$

$$\begin{pmatrix} u_{0,j} \\ u_{1,j} \\ u_{2,j} \\ u_{3,j} \end{pmatrix} \rightsquigarrow \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \tau_{0,0} & \tau_{0,1} & \dots & \ddots \\ \tau_{1,0} & \tau_{1,1} & \ddots & \dots \\ \vdots & \ddots & \tau_{2,2} & \vdots \\ \ddots & \dots & \dots & \tau_{3,3} \end{pmatrix} \right] \quad (13)$$

Avec :

$Y(i,j)$: Les ventes en volume de l'assortiment du magasin i de la classe (catégorie) j

$\text{IndP}(1,j)$: L'indicateur de variété ($\text{Ind} = \text{lvl}$, mean, cv, hmg) relatif au prix

$\text{IndM}(1,j)$: L'indicateur de variété relatif au type de marque

$\text{IndP}(1,j)$: L'indicateur de variété relatif au type de produit

$\text{VC}(i,j)$: Variables de contrôle (surface et nombre d'EAN)

$\tau(0,0)$: La variance de l'ordonnée à l'origine

$\tau(1,1)$: La variance du paramètre de variété en prix

$\tau(2,2)$: La variance du paramètre de variété en marque

$\tau(3,3)$: La variance du paramètre de variété en type

Les résultats de ces estimations, variances et paramètres, sont reportés dans les Tableaux 5, 6, 7, et 8, relativement aux indices de lvl, mean, cv et Hmg.

Log Lik.	AIC	Nb Obs	Pr > Khi 2		
14710,70	14732,70	11493,00	<,0001		
Covariance Parameter Estimates					
	Sujet	Estim.	Std Err	Z	Pr Z
UN(1,1)	categ	1,89	0,56	3,35	0,00
UN(2,2)	categ	0,36	0,12	3,10	0,00
UN(3,3)	categ	0,44	0,14	3,09	0,00
UN(4,4)	categ	0,48	0,16	2,90	0,00
Residual		0,20	0,00	75,47	<,0001
Solution pour effets aléatoires					
	Estim.	Std Err	DF	t values	Pr t
Intercept	-3,79	0,29	23,00	-13,30	<,0001
lsurface	0,71	0,01	11000,00	107,83	<,0001
lmnbean	1,11	0,02	11000,00	55,52	<,0001
llvlVarP	0,32	0,13	11000,00	2,52	0,01
llvlVarM	-0,01	0,14	11000,00	-0,04	0,97
llvlVarT	-0,01	0,15	11000,00	-0,08	0,94

Tableau 5

Log Lik.	AIC	Nb Obs	Pr > Khi 2		
14773,50	14795,50	11493,00	<,0001		
Covariance Parameter Estimates					
	Sujet	Estim.	Std Err	Z	Pr Z
UN(1,1)	categ	1,95	0,58	3,36	0,00
UN(2,2)	categ	0,83	0,27	3,05	0,00
UN(3,3)	categ	0,64	0,21	3,00	0,00
UN(4,4)	categ	0,69	0,23	2,93	0,00
Residual		0,20	0,00	75,48	<,0001
Solution pour effets aléatoires					
	Estim.	Std Err	DF	t values	Pr t
Intercept	-3,79	0,29	23,00	-13,06	<,0001
Isurface	0,72	0,01	11000,00	111,14	<,0001
Imnbean	1,09	0,02	11000,00	56,34	<,0001
ImeanVarP	0,25	0,19	11000,00	1,28	0,20
ImeanVarM	-0,23	0,17	11000,00	-1,35	0,18
ImeanVarT	0,21	0,18	11000,00	1,16	0,25

Tableau 6

Log Lik.	AIC	Nb Obs	Pr > Khi 2		
14980,90	15002,90	11493,00	<,0001		
Covariance Parameter Estimates					
	Sujet	Estim.	Std Err	Z	Pr Z
UN(1,1)	categ	2,14	0,65	3,30	0,00
UN(2,2)	categ	0,03	0,01	3,01	0,00
UN(3,3)	categ	0,01	0,00	2,70	0,00
UN(4,4)	categ	0,02	0,01	2,56	0,01
Residual		0,21	0,00	75,45	<,0001
Solution pour effets aléatoires					
	Estim.	Std Err	DF	t values	Pr t
Intercept	-3,96	0,30	23,00	-13,02	<,0001
Isurface	0,71	0,01	11000,00	110,14	<,0001
Imnbean	1,11	0,02	11000,00	55,33	<,0001
IcvVarP	0,06	0,04	11000,00	1,55	0,12
IcvVarM	0,02	0,02	11000,00	0,85	0,39
IcvVarT	0,02	0,03	11000,00	0,57	0,57

Tableau 7

Log Lik.	AIC	Nb Obs	Pr > Khi 2		
15089,10	15111,10	11493,00	<,0001		
Covariance Parameter Estimates					
	Sujet	Estim.	Std Err	Z	Pr Z
UN(1,1)	categ	2,16	0,65	3,31	0,00
UN(2,2)	categ	0,04	0,01	2,94	0,00
UN(3,3)	categ	0,01	0,01	2,44	0,01

UN(4,4)	categ	0,01	0,00	2,68	0,00
Residual		0,21	0,00	75,46	<,0001
Solution pour effets aléatoires					
	Estim.	Std Err	DF	t values	Pr t
Intercept	-3,94	0,31	23,00	-12,90	<,0001
Isurface	0,72	0,01	11000,00	110,87	<,0001
Imnbean	1,12	0,02	11000,00	60,31	<,0001
IHmgP	0,04	0,04	11000,00	0,98	0,33
IHmgT	0,01	0,03	11000,00	0,40	0,69
IHmgM	0,02	0,02	11000,00	0,86	0,39

Tableau 8

On peut noter que, dans les quatre cas présentés, l'hétérogénéité entre les catégories est toujours très significative, ce qui confirme les observations précédentes. D'autre part, si tous les paramètres ne sont pas toujours significatifs, on peut relever que c'est souvent l'attribut prix qui a l'effet le plus net et le plus significatif (pour le nombre de niveau notamment). L'offre prix des magasins semble donc avoir une certaine importance dans la relation entre ventes et variété. Cela appelle de nouvelles recherches en ce sens, l'attribut prix n'étant pas toujours pris explicitement en compte dans la littérature sur la variété. De plus, cet attribut étant par nature plus continu que discret, des analyses plus fines qu'une simple classification pourraient être envisagées.

Conclusion

L'analyse exploratoire de l'effet de la variété sur les ventes des assortiments a permis de dégager quelques résultats. Tout d'abord, la variété a un effet non négligeable sur les ventes, même lorsque l'on contrôle l'effet de la surface des magasins et du nombre d'articles dans l'assortiment. C'est donc bien la composition de l'assortiment qui est importante et non seulement sa taille.

Nous avons pu mettre en évidence également que cet effet de la variété est variable d'une enseigne à l'autre. Ceci peut avoir des implications pour le management du référencement au niveau des enseignes. En effet, les enseignes les plus sensibles à la variété se doivent de prendre des décisions réfléchies quant à la composition de leurs assortiments.

D'autre part, la dimension catégorielle est fort importante. Il semble exister quelques catégories clés pour lesquelles la variété a un fort impact sur les ventes. L'élasticité à la variété étant forte dans certaines catégories, on peut en conclure que les consommateurs remarquent et réagissent aux différences d'offres pour ces catégories. L'identification et le management de ces catégories peut ainsi se révéler crucial pour l'image du magasin en termes de variété. Rappelons ici que la variété est un critère important du choix des magasins.

Enfin, la stratégie d'offre prix semble compter pour une grande partie dans l'effet de la variété sur les ventes. Le management des gammes de prix dans l'assortiment apparaît donc comme un domaine critique et une voie de recherche importante comme l'a déjà souligné Ladwein (1995).

Une autre voie de recherche pourrait amener à rendre plus pertinente notre analyse: l'amélioration de la mesure de variété. Il serait judicieux de dégager un indice plus synthétique afin d'éviter la multiplication des variables explicatives dans les estimations et les problèmes de multicollinéarité que cela engendre. D'autre part, on pourrait limiter la mesure de la variété à une seule des séquences de choix présentées. En effet, une étude approfondie de l'organisation des rayons (planogrammes) pourrait fournir des renseignements sur la façon dont les articles sont regroupés. Plusieurs études (cf. les travaux de Bettman) ont démontré qu'il existait un lien direct entre la façon dont les articles sont disposés (i.e. dont l'information est présentée) et la séquence de choix des consommateurs. Ainsi, en maîtrisant cet aspect, il serait envisageable pour les distributeurs d'orienter le choix des consommateurs vers la séquence dans laquelle les distributeurs offrent une plus grande variété.

Bibliographie

Amine, A. & Cadenat, S. (1995), 'Comment les consommateurs évaluent-ils le choix proposé en magasin ?', *Revue Française du Marketing* **152**(2), 59 - 68.

Aurier, P. (1991), 'Recherche de variété : un concept majeur de la théorie en marketing', *Recherche et Applications en Marketing* **6**(1), 85-106.

Bettman, J. (1975), 'Issues in designing consumer information environments', *Journal of Consumer Research* **2**, 169-177.

Bettman, J.R.; Luce, M.F. & Payne, J. (1998), 'Constructive consumer choice processes', *Journal of Consumer Research* **25**, 187-217.

Broniarczyk, S.; Hoyer, W. & McAlister, L. (1998), 'Consumers' perceptions of the assortment offered in a grocery category : the impact of item reduction', *Journal of Marketing Research* **35**, 166-176.

Dhar, S.; Hoch, S. & Kumar, N. (2001), 'Effective category management depends on the role of the category', *Journal of Retailing* **77**, 165-184.

Goldstein, H., ed. (1999), *Multilevel Statistical Models*, Chapman & Hall.

Gourville, J. & Sonan, D. (2005), 'Overchoice and assortment type : when and why variety backfires', *Management Science* **24**(3), 382-395.

Hoch, S.; Bradlow, E. & Wansink, B. (2002), 'Rejoinder to : "The variety of an assortment : an extension to the attribute-based approach"', *Marketing Science* **21**(3), 342-346.

Hoch, S.; Bradlow, E. & Wansink, B. (1999), 'The variety of an assortment', *Marketing Science* **18**, 527-546.

Kahn, B. & Lehmann, D. (1991), 'Modeling choice among assortments', *Journal of Retailing* **67**(3), 274-299.

Kahn, B. & Wansink, B. (2004), 'The influence of assortment structure on perceived variety and consumption quantities', *Journal of Consumer Research* **30**, 519-533.

Kim, J.; Allenby, G. & Rossi, P. (2002), 'Modeling consumer demand for variety', *Marketing Science* **21**(3), 229-250.

Kleinmuntz, D. & Schkade, D. (1993), 'Information displays and decision processes', *Psychological Science* **4**(4), 221-227.

Ladwein, R. (1995), 'Gammes de produits, gammes de prix et image-prix', *Décisions Marketing* **6**, 103 - 109.

Leeftang, P.; Wittink, D.; Wedel, M. & Naert, P. ISQM, ed. (2000), *Building models for marketing decisions*, KAP.

Oppewal, H. & Koelemeijer, K. (2005), 'More choice is better : effects of assortment size and composition on assortment evaluation', *International Journal of Research in Marketing* **22**, 45-60.

Simonson, I. (1999), 'The effects of product assortment on buyer preferences', *Journal of Retailing* **75**(3), 347 - 370.

Simonson, I. & Winer, R. (1992), 'The influence of purchase quantity and display format on consumer preference for variety', *Journal of Consumer Research* **19**, 133-138.

Singer, J. (1998), 'Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual models', *Journal of Educational and Behavioral Statistics* **24**(4), 323-355.

	Variable	Résultat estimé	Erreur Std	Pr > F	R carré
produits coiffants	Intercept	-5,91	0,20	<,0001	
	surface	0,70	0,02	<,0001	0,74
	NbEAN	1,24	0,12	<,0001	0,88
	meanM	1,06	0,20	<,0001	0,89
	lvIM ²	-0,53	0,12	<,0001	0,89
	meanT ²	-0,53	0,10	<,0001	0,90
	cvT ²	-0,06	0,02	0,02	0,90
	HmgP	-0,11	0,05	0,02	0,90
riz	Intercept	-4,80	0,33	<,0001	
	surface	0,70	0,04	<,0001	0,74
	NbEAN	1,24	0,17	<,0001	0,83
	cvM	-0,16	0,04	<,0001	0,83
	lvIM ²	0,63	0,13	<,0001	0,84
	meanT ²	0,26	0,11	0,02	0,84
	cvT ²	0,05	0,02	0,02	0,84
desserts frais	Intercept	-5,72	0,37	<,0001	
	surface	0,67	0,03	<,0001	0,84
	NbEAN	1,82	0,17	<,0001	0,88
	meanP	0,26	0,16	0,10	0,89
	lvIM ²	-0,41	0,10	0,00	0,89

yaourts	Intercept	-3,14	0,29	<,0001	
	surface	0,66	0,03	<,0001	0,81
	NbEAN	1,04	0,11	<,0001	0,87
	meanP	0,37	0,11	0,00	0,87
lessive	Intercept	-2,28	0,38	<,0001	
	surface	0,79	0,04	<,0001	0,82
	NbEAN	0,64	0,19	0,00	0,90
	meanP	-0,71	0,21	0,00	0,91
	lvIM	0,78	0,32	0,02	0,91
	lvIT	0,82	0,31	0,01	0,92
	lvIP ²	-0,30	0,10	0,00	0,92
	meanM ²	0,45	0,12	0,00	0,92
	HmgM	0,11	0,05	0,02	0,92
couches	Intercept	-0,56	0,40	0,16	
	surface	0,89	0,04	<,0001	0,84
	NbEAN	0,79	0,17	<,0001	0,90
	lvIT	-0,72	0,26	0,01	0,91
	meanP ²	0,46	0,19	0,02	0,92
	lvIM ²	0,72	0,13	<,0001	0,92
	meanM ²	0,92	0,14	<,0001	0,92
	meanT ²	-0,93	0,20	<,0001	0,93
	HmgT	-0,26	0,07	0,00	0,93
	HmgM ²	-0,06	0,03	0,03	0,93
déodorants	Intercept	-3,12	0,19	<,0001	
	surface	0,52	0,03	<,0001	0,76
	NbEAN	1,11	0,11	<,0001	0,90
	meanM	0,67	0,21	0,00	0,90
	meanT	-1,32	0,25	<,0001	0,90
	cvT	-0,22	0,06	0,00	0,90
	lvIP ²	-0,39	0,09	<,0001	0,91
	meanP ²	0,39	0,09	<,0001	0,91
	lvIT ²	0,38	0,12	0,00	0,91
	HmgP ²	0,09	0,03	0,00	0,91
fromages pâte molle	Intercept	-2,99	0,25	<,0001	
	surface	0,82	0,04	<,0001	0,82
	NbEAN	1,03	0,09	<,0001	0,89
	meanM	-0,59	0,31	0,06	0,89
	meanT	1,71	0,27	<,0001	0,90
	meanP ²	-0,77	0,13	<,0001	0,90
	cvP ²	-0,05	0,02	0,02	0,90
entrées surgelées	Intercept	-5,16	0,23	<,0001	
	surface	0,56	0,03	<,0001	0,68
	NbEAN	1,88	0,12	<,0001	0,83
	cvP	0,16	0,05	0,00	0,83
	HmgM	-0,08	0,04	0,05	0,84
	Intercept	-3,42	0,23	<,0001	
	surface	0,58	0,03	<,0001	0,74
	NbEAN	0,88	0,13	<,0001	0,84
	lvIM	0,36	0,23	0,12	0,86
	meanP ²	0,51	0,07	<,0001	0,86

	cvP ²	-0,04	0,02	0,04	0,86
soins du visage	Intercept	-1,57	0,13	<,0001	
	surface	0,29	0,02	<,0001	0,90
	NbEAN	0,92	0,06	<,0001	0,94
	meanM	0,88	0,19	<,0001	0,95
	lvIP ²	0,26	0,05	<,0001	0,95
	meanP ²	-0,32	0,09	0,00	0,95
	lvIM ²	0,15	0,07	0,03	0,95
	HmgP ²	-0,03	0,01	0,00	0,95
pâtes fraîches	Intercept	-3,69	0,20	<,0001	
	surface	0,61	0,03	<,0001	0,69
	NbEAN	1,24	0,07	<,0001	0,83
	cvM	0,06	0,03	0,02	0,84
	lvIT	-0,69	0,19	0,00	0,85
	meanT ²	0,26	0,07	0,00	0,85
café torréfié	Intercept	-2,52	0,29	<,0001	
	surface	0,89	0,02	<,0001	0,79
	lvIP	0,96	0,16	<,0001	0,83
	meanT	0,84	0,24	0,00	0,84
	lvIM ²	-0,69	0,14	<,0001	0,84
	meanM ²	0,19	0,12	0,10	0,85
	HmgP	-0,42	0,08	<,0001	0,85
	HmgM	0,46	0,09	<,0001	0,85
aliments pour chat	Intercept	-1,85	0,39	<,0001	
	surface	0,73	0,03	<,0001	0,80
	NbEAN	-0,25	0,14	0,08	0,85
	lvIP	1,03	0,17	<,0001	0,85
	meanT	0,92	0,17	<,0001	0,86
	HmgT	0,27	0,06	<,0001	0,86
	HmgM	0,37	0,10	0,00	0,86
colas	Intercept	-1,18	0,46	0,01	
	surface	1,00	0,04	<,0001	0,84
	NbEAN	-0,33	0,23	0,15	0,86
	meanT	-1,15	0,46	0,01	0,87
	cvT	0,18	0,08	0,03	0,87
	lvIP ²	0,33	0,14	0,02	0,87
	meanP ²	0,89	0,28	0,00	0,87
	meanM ²	0,42	0,15	0,01	0,87
	cvM ²	0,49	0,17	0,01	0,88
	lvIT ²	0,63	0,17	0,00	0,88
	HmgM	-0,86	0,36	0,02	0,88
bières de luxe	Intercept	-2,20	0,42	<,0001	
	surface	0,76	0,04	<,0001	0,63
	NbEAN	1,13	0,15	<,0001	0,72
	meanM	0,99	0,42	0,02	0,74
	meanT	1,30	0,45	0,00	0,74
	lvIP ²	0,56	0,12	<,0001	0,75
	meanP ²	-0,80	0,16	<,0001	0,76
	HmgP	-0,41	0,08	<,0001	0,76
im	Intercept	-4,13	0,26	<,0001	

	surface	0,59	0,02	<,0001	0,78
	NbEAN	0,70	0,09	<,0001	0,90
	lvIM	-0,88	0,28	0,00	0,92
	meanP ²	0,48	0,06	<,0001	0,93
	cvM ²	0,08	0,03	0,02	0,93
eaux plates/céréales	Intercept	-4,43	0,26	<,0001	
	surface	0,84	0,04	<,0001	0,82
	NbEAN	0,45	0,10	<,0001	0,86
	meanT	0,56	0,17	0,00	0,87
	lvIP ²	0,85	0,09	<,0001	0,88
	Intercept	-0,45	0,39	0,25	
	surface	0,81	0,04	<,0001	0,76
	NbEAN	0,83	0,13	<,0001	0,78
	lvIP	0,48	0,19	0,01	0,78
whiskies	Intercept	-4,12	0,34	<,0001	
	surface	0,59	0,03	<,0001	0,69
	NbEAN	1,33	0,14	<,0001	0,78
	meanP	0,83	0,18	<,0001	0,79
	meanM ²	-0,33	0,11	0,00	0,79
jambon cuit	Intercept	-5,53	0,23	<,0001	
	surface	0,78	0,03	<,0001	0,74
	NbEAN	1,67	0,14	<,0001	0,86
	lvIP	-0,88	0,20	<,0001	0,86
	lvIM	-0,61	0,27	0,02	0,87
	meanP ²	0,66	0,19	0,00	0,87
	meanM ²	-1,02	0,17	<,0001	0,88
	cvM ²	-0,05	0,02	0,02	0,88
	lvIT ²	0,24	0,12	0,04	0,88
	HmgP	0,22	0,04	<,0001	0,88
légumes surgelés	Intercept	-4,80	0,33	<,0001	
	surface	0,75	0,03	<,0001	0,75
	NbEAN	1,29	0,13	<,0001	0,82
	lvIP ²	0,33	0,08	<,0001	0,82
soupes et potages	Intercept	-5,52	0,44	<,0001	
	surface	0,62	0,03	<,0001	0,76
	NbEAN	0,77	0,13	<,0001	0,82
	cvP	0,40	0,09	<,0001	0,83
	cvM	0,18	0,06	0,00	0,83
	meanP ²	-0,40	0,13	0,00	0,84
	meanM ²	0,59	0,12	<,0001	0,84
	cvT ²	0,12	0,03	0,00	0,84
tablettes de chocolat	Intercept	-3,77	0,53	<,0001	
	surface	0,59	0,03	<,0001	0,74
	NbEAN	0,65	0,18	0,00	0,83
	cvM	-0,16	0,09	0,08	0,84
	meanT	0,70	0,17	<,0001	0,84
	lvIP ²	0,35	0,13	0,01	0,84
	lvIM ²	0,90	0,20	<,0001	0,85
	lvIT ²	0,20	0,10	0,03	0,85

Tableau 9