

**LA SATISFACTION ET L'INTENTION DE REVISITE DES MAGASINS D'UNE ENSEIGNE DE
DISTRIBUTION A BAS PRIX ET A ASSORTIMENT NON-PERMANENT : EFFETS DE LA VALEUR
PERÇUE ET DE LA HONTE**

Tiéfing DIAWARA*

Le Mans Université, IUT de Laval
Equipe de recherche ARGUMANS
tiefing.diawara@univ-lemans.fr

Résumé :

Ce papier étudie simultanément les effets de la valeur perçue et de la honte sur la satisfaction et sur l'intention de revisite d'une enseigne de distribution physique à bas prix et à assortiment non permanent. Les données sont collectées auprès de 379 consommateurs familiers aux enseignes Noz (déstockage) et Action (discount non alimentaire). Le modèle proposé est testé au moyen d'équations structurelles. Les résultats montrent une influence positive de la valeur ludique (chasse au trésor et escapisme), de l'efficacité et du rapport qualité-prix sur la satisfaction. L'intention de revisite, quant à elle, est influencée positivement par la valeur ludique et la satisfaction, et négativement par la honte. La valeur ludique apparaît comme le facteur explicatif le plus important de la satisfaction et de l'intention de revisite des types de magasins étudiés (prix bas et assortiment non-permanent).

Mots clefs : valeur perçue ; honte ; satisfaction ; fidélité ; discount ; déstockage.

**CUSTOMER SATISFACTION AND REVISIT INTENTION FOR A LOW-PRICE RETAILER WITH
TEMPORARY STOCKS : EFFECTS OF PERCEIVED VALUE AND SHAME**

Abstract:

This paper studies the effects of perceived value and shame on customer satisfaction and revisit intention for a low-price retailer with temporary stocks. Data was collected from 379 consumers familiar with Noz (a stock clearance retailer) and Action (a non-food discounter). The proposed model is tested using structural equations. Results show a positive influence of playful value (treasure hunt and escapism), efficiency and value for money on customer satisfaction. Revisit intention is positively influenced by playful value and customer satisfaction, and negatively influenced by the feeling of shame. Playful value appears to be the most important factor driving customer satisfaction and revisit intention for the types of retailers considered herein (low price and temporary stocks).

Key words: perceived value ; shame ; satisfaction ; loyalty ; discount ; stock clearance.

* IUT de Laval
52 Rue des Docteurs Calmette et Guérin, 53000 Laval (France)
Tel: +33 2 43 59 49 30

Diawara T (2020) La satisfaction et l'intention de revisite des magasins d'une enseigne de distribution à bas prix et à assortiment non permanent : effets de la valeur perçue et de la honte. *Actes de la 7^{ème} édition du Colloque Prix et Valeur*, Tours.

Introduction

Dans un contexte économique marqué par l'érosion du modèle traditionnel *discount* dans la distribution à prédominance alimentaire en France, des enseignes de distribution physique axées sur le prix bas et évoluant dans les secteurs du *discount* à prédominance non alimentaire (à l'image d'Action) et du déstockage physique (Noz, Stokomani) connaissent un fort succès. La poursuite de leur croissance passe toutefois par leur aptitude à fidéliser les clients actuels et à en conquérir de nouveaux. Il est donc primordial pour les managers de ces enseignes, tout comme de celles concurrentes, de mieux connaître voire comprendre les motivations et les freins à la fréquentation de ces magasins. Malgré l'intérêt que revêt cette préoccupation, peu d'études ont porté sur le sujet. La majorité de celles qui s'y sont intéressées se sont focalisées sur les motivations des clients, sur la valeur perçue, et/ou sur les liens entre l'image de l'enseigne, la valeur perçue, la satisfaction et la fidélité à l'égard d'une enseigne à bas prix (Cottet et Vibert, 1999 ; Carpenter, 2008 ; Coutelle-Brillet et Rivière, 2013 ; Diallo *et al.*, 2014). Il ressort de ces travaux que la valeur perçue (et en particulier ses dimensions économiques) joue un rôle central dans l'explication de la satisfaction et de la fidélité (ou des intentions de fidélité) à l'égard d'une enseigne de distribution à prix bas. Cependant, l'expérience de magasinage est source de nombreuses réactions émotionnelles (Babin *et al.*, 1994 ; Babin et Babin, 2001 ; Machleit et Eroglu, 2000 ; Babin *et al.*, 2013 ; Lichtlé et Plichon, 2014 ; Zielke, 2014), et certaines émotions négatives peuvent constituer des freins à la fréquentation du magasin (Babin *et al.*, 2013). Dans un contexte de distribution *discount*, la honte et la culpabilité sont identifiées comme des émotions négatives susceptibles d'influencer la valorisation des expériences de magasinage, la satisfaction et les intentions de fidélité (Eroglu et Machleit, 1990 ; Machleit et Eroglu, 2000 ; Eroglu *et al.*, 2005 ; Remy, 2005 ; Zielke, 2014.). Dans le cadre de ce travail de recherche, nous nous limitons à la honte qui est moins épisodique (donc moins spécifique à chaque acte de magasinage), plus durable et plus intense que la culpabilité (Miller et Tangney, 1994). De plus, ses conséquences comportementales (dissimulation, gêne, fuite, ...) sont plus saillantes (Tangney et Dearing, 2002) et susceptibles d'être anticipées ou vécues par le consommateur et observées dans un contexte de distribution *discount*. Le présent papier a pour objectif d'intégrer la valeur perçue et la honte (une émotion négative) dans un même modèle explicatif de la satisfaction et de l'intention de revisite d'une enseigne de distribution à bas prix et à assortiment non permanent. Les résultats de la recherche devraient permettre de mieux connaître les comportements et les intentions de fidélité des consommateurs dans un contexte de distribution *discount* où l'assortiment est non permanent. D'un point de vue managérial, des leviers opérationnels pertinents pour améliorer la satisfaction et la fidélité devraient être présentés.

Le cadre conceptuel de la recherche

La présente recherche mobilise et met en relation quatre concepts principaux que nous présentons succinctement : l'intention de revisite de l'enseigne, la satisfaction, la valeur perçue et la honte.

L'intention de revisite de l'enseigne (ou intention du consommateur de fréquenter à nouveau les magasins d'une enseigne) permet d'appréhender la fidélité envers celle-ci, tout comme les intentions de recommandation et de réachat (Zeithaml *et al.*, 1996 ; Mathwick, 2002 ; Zielke, 2014).

La satisfaction à l'égard de l'enseigne se réfère à « *l'état affectif du consommateur qui résulte d'une évaluation globale* » (De Wulf et al., 2001) de ses expériences d'achat et de consommation avec l'enseigne à travers le temps, dans une logique d'intégration de ses jugements évaluatifs spécifiques à différentes transactions (Vanhamme, 2002). Son influence positive sur les intentions de fidélité a été établie dans plusieurs travaux (Rust et Zahorik, 1993 ; Zeithaml et al., 1996). Ainsi, une première hypothèse est formulée :

H1 : la satisfaction a une influence directe et positive sur l'intention de revisite des magasins de l'enseigne.

La valeur perçue de l'enseigne est inhérente à la fréquentation des magasins d'une enseigne et s'inscrit dans le courant d'études sur la valeur de consommation (Holbrook, 1999). Elle est appréhendée dans cette recherche à travers ses dimensions mises en évidence par Mathwick et al. (2001) puis validées en France par Filser et al. (2003), et par la dimension « chasse au trésor » (Roux et Guiot, 2008). Cette dernière, la chasse au trésor, traduit une forme de sérendipité (Merton, 1949, 1997¹) qui découle de la rencontre inattendue avec des produits (Roux et Guiot, 2008). La valeur perçue s'articule dans la présente recherche autour de sept dimensions traduisant quatre formes de valorisation: le rapport qualité/prix et l'efficacité (des valorisations économiques), l'attrait visuel et la distraction (des valorisations esthétiques), l'escapisme, le plaisir et la chasse au trésor (des valorisations ludiques). Sur la base d'études qui établissent une relation positive entre, d'une part, la valeur perçue et les intentions de fidélité (Jones et al., 2006 ; Mencarelli et Lombart, 2017), et d'autre part, la valeur perçue et la satisfaction (Babin et al., 1994; Cottet et al., 2005 ; Carpenter, 2008), nous formulons les hypothèses suivantes :

H2 : La valeur perçue influence positivement et directement l'intention de revisite.

H3 : la valeur perçue a un effet positif et direct sur la satisfaction envers l'enseigne.

La honte, une émotion négative auto-consciente, peut être reliée dans un contexte *discount* au sentiment qu'a l'individu de ne pas se situer dans son environnement social (Remy, 2005). Lorsqu'elle est éprouvée par le consommateur, il ne désire pas s'attarder dans le magasin, devient moins patient pour atteindre ses objectifs (Eroglu et Machleit, 1990 ; Babin et Babin, 2001 ; Eroglu et al., 2005 ; Babin et al., 2013), se montre moins impliqué dans l'expérience de magasinage et prend ses distances vis-à-vis de l'offre (Remy, 2005). La honte agit donc négativement sur la valorisation des expériences de magasinage et influence négativement la satisfaction et les intentions de fidélité (Eroglu et Machleit, 1990 ; Eroglu et al., 2005 ; Zielke, 2014). Les hypothèses suivantes s'intéressent à ces effets négatifs de la honte :

H4 : La honte a une influence négative et directe sur l'intention de revisite.

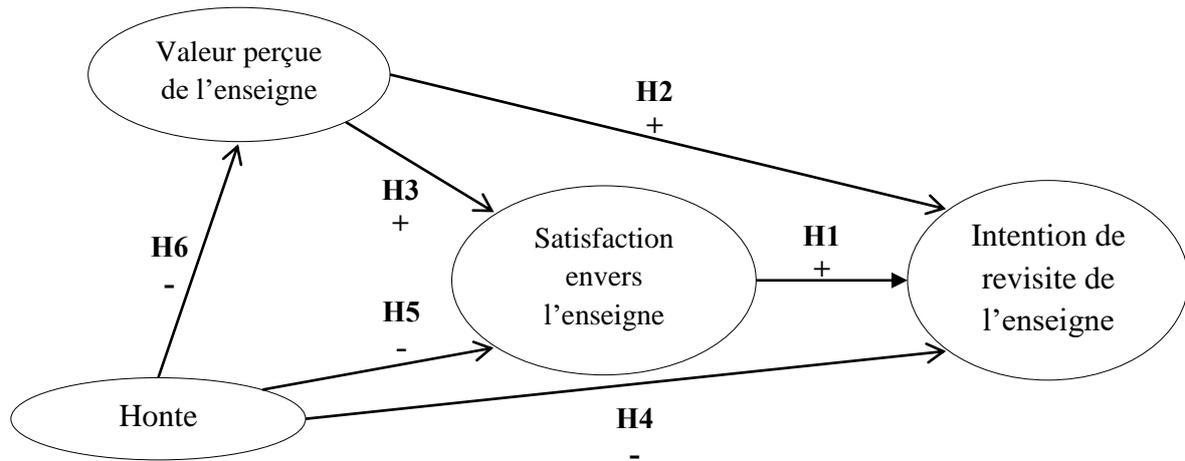
H5 : La honte influence négativement la satisfaction à l'égard de l'enseigne.

H6 : La honte a un effet négatif et direct sur la valeur perçue de l'enseigne.

Les différents liens postulés dans la présente recherche sont représentés ci-après :

¹ Merton (1949/1997, pp. 43-44), cité par Roux et Guiot, 2008.

Figure 1. Le modèle conceptuel de la recherche



La méthodologie de la recherche

L'étude empirique a porté sur l'enseigne française de déstockage NOZ et l'enseigne néerlandaise de *discount* non-alimentaire Action. Il s'agit des deux enseignes de distribution physique à prix bas et à assortiment non permanent qui ont le plus grand nombre de magasins en France dans leur secteur respectif. Les données ont été recueillies entre mi-mars et mi-avril 2017 par cyber-sondage auprès d'un échantillon de convenance de 441 individus en France. Chaque répondant devait sélectionner l'enseigne qui lui était la plus familière. La taille finale de l'échantillon, après contrôle de la familiarité et suppression des questionnaires incomplets ou mal remplis, est de 379 consommateurs familiers à l'une des enseignes sélectionnées. L'âge moyen de l'échantillon est de 27 ans. Il comprend 74,7% de femmes et 25,3% d'hommes, toutes les PCS même s'il est à noter une majorité d'étudiants (57,3%). Concernant la mesure des construits, l'Annexe 1 fournit l'origine des mesures utilisées pour le test final du modèle et la formulation des items. Les qualités psychométriques des mesures multi-items ont été vérifiées par le biais d'analyses factorielles et de fiabilité. Les résultats de l'analyse factorielle exploratoire nous conduisent à éliminer une dimension ludique (le plaisir) et les deux dimensions esthétiques (l'attrait visuel, la distraction) de la valeur perçue. Nous obtenons une cohérence interne satisfaisante (alpha de Cronbach supérieur à 0,7) pour chacune des échelles multi-items révélées par les ACP, à l'exception de celle du « rapport qualité-prix » dont la fiabilité sera à nouveau appréciée par des méthodes plus robustes. La validité des construits multi-items et les liens postulés dans le modèle ont été testés au moyen d'équations structurelles.

Les résultats de la recherche

La validation du modèle de mesure. Des analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont été réalisées sous Amos 23 afin d'évaluer les validités (convergente et discriminante) des construits multi-items retenus à la suite des AFE. Une première AFC a été réalisée sur l'ensemble des construits multi-items selon une procédure *bootstrap* avec 500 répliques. L'ajustement global du modèle aux données s'avère très satisfaisant (*cf.* Annexe 2, Tableau 1). Cependant, les mesures à deux items de l'efficacité et du rapport qualité-prix posent un problème au niveau de l'un de leurs deux indicateurs (contribution factorielle et SMC faibles). Considérant que le rapport qualité-prix constitue une valorisation attendue (Sweeney et Soutar, 2001) et importante (Zielke, 2014) dans ce contexte de consommation et d'échange

(fréquentation de magasins à bas prix), nous décidons de le conserver dans le modèle structurel. Il en est de même pour l'efficacité, autre valorisation économique. Ces deux variables seront mesurées par un seul indicateur (celui qui les reflète le mieux et que l'on retrouve dans plusieurs mesures utilisées dans la littérature pour les opérationnaliser). Les résultats de l'AFC portant sur les variables multi-items restantes après épurations successives des mesures (modèle final de mesure de premier ordre) sont globalement satisfaisants (cf. Annexe 2, Tableau 2, et Annexe 3). Une corrélation élevée (0,602) est toutefois observée entre les facteurs « escapisme » et « chasse au trésor ». Il semble donc exister un construit latent « valeur ludique » qui serait le reflet de ces deux dimensions situées à un moindre niveau d'abstraction. L'analyse est donc poursuivie en prenant en considération ce construit de second ordre (la valeur ludique). Le construit de second ordre n'ayant que deux indicateurs, il est nécessaire de contraindre à l'égalité les liens entre les facteurs de premier ordre et le facteur d'ordre supérieur (Roussel *et al.*, 2002). L'AFC montre que les poids factoriels reliant les deux dimensions au construit de second ordre sont supérieurs à 0,6 (Vescapisme <---Vludique : 0,640 et Vchassetrésor <--- Vludique : 0,941), ce qui soutient la présence d'un construit d'ordre supérieur. Le modèle présente en outre une qualité d'ajustement très satisfaisante et légèrement meilleure que celui de premier ordre (Cf. Annexe 2, Tableau 2). Les validités convergente et discriminante du construit de second ordre sont vérifiées : les contributions factorielles élevées et significatives ainsi que la variance moyenne extraite ($\rho_{vc} = 0,648$) supérieure au seuil admis de 0,5 attestent de la validité convergente de la valeur ludique. Le ρ_{vc} est également supérieur à la valeur maximum de la variance partagée (corrélation élevée au carré = 0,034) avec l'autre construit multi-items du modèle de mesure (la honte ressentie), ce qui confirme sa validité discriminante. La chasse au trésor et l'escapisme sont donc considérées comme deux dimensions d'un facteur d'ordre supérieur : la valeur ludique. Précisons tout de même que le facteur de premier ordre « escapisme » partage uniquement 40,9 % de variance avec le construit de second ordre.

Les résultats du test du modèle structurel et des hypothèses. Préalablement au test du modèle structurel, nous avons dû fixer certains paramètres des variables à un seul indicateur (comme le rapport qualité-prix et l'efficacité) pour que le modèle soit identifié et donc statistiquement évaluable. Suivant les recommandations d'Anderson et Gerbing (1988), la variance du terme d'erreur a été fixée à 0,1 fois la variance de l'indicateur, et le coefficient de régression reliant la variable latente à son indicateur (λ) à 0,95 fois l'écart-type de ce même indicateur. Les indices permettant de juger la qualité globale de l'ajustement du modèle structurel définitif aux données de l'étude (démarche itérative sous Amos 23) s'avèrent tous satisfaisants (cf. Annexe 4). Rappelons que les résultats qui serviront à réfuter ou non les hypothèses de la recherche sont ceux obtenus au niveau de l'échantillon total (cf. Annexe 5).

L'explication de l'intention de revisite des magasins d'une enseigne à bas prix et à assortiment non permanent : Au niveau de l'échantillon total, les résultats montrent une influence directe et positive de la satisfaction ($\gamma = 0,318$; $p < 0,01$) et de la valeur ludique ($\gamma = 0,342$; $p < 0,01$) ainsi qu'une influence directe mais négative de la honte ($\gamma = -0,190$; $p < 0,01$) sur la satisfaction à l'égard d'une enseigne à bas prix et à assortiment non permanent (SMC=37,3%). Les valorisations économiques (« efficacité » et « rapport qualité-prix ») n'ont pas d'effet direct significatif (au seuil de 5%). Ces résultats nous conduisent à valider les hypothèses H1 (lien positif entre la satisfaction et l'intention de revisite) et H4 (lien négatif entre la honte et l'intention de revisite). L'hypothèse postulant un effet positif et direct de la valeur perçue sur l'intention de revisite (H2) est partiellement H2 validée. Au niveau de chaque enseigne étudiée (Annexe 6), les mêmes effets sont observés.

Les facteurs explicatifs de la satisfaction à l'égard d'une enseigne à bas prix et à assortiment non permanent : toutes les composantes de la valeur perçue prises en compte dans le modèle structurel (et issues de l'AFC) se révèlent directement influentes sur la satisfaction à l'égard de l'enseigne (SMC=25,6%). Au contraire, la honte n'a pas d'effet direct significatif sur elle au seuil de 5%. Ainsi, la valeur ludique ($\gamma = 0,356$; $p < 0,01$), le rapport qualité-prix ($\gamma = 0,324$; $p < 0,01$) et, dans une moindre mesure, l'efficacité ($\gamma = 0,135$; $p < 0,01$) constituent des antécédents de la satisfaction à l'égard d'une enseigne à bas prix et à assortiment non permanent (cf. Annexe 5). Ces résultats nous conduisent à valider H3 (lien positif valeur perçue -satisfaction) et à rejeter H5 (lien négatif honte – satisfaction). Au niveau de chacune des enseignes étudiées, on retrouve l'influence positive de deux facteurs de la valeur perçue (cf. Annexe 6): le rapport qualité-prix (qui a une importance majeure dans l'échantillon de l'enseigne de *discount* Action) et la valeur ludique (facteur explicatif le plus important dans l'échantillon de l'enseigne de déstockage Noz).

L'influence de la honte sur la valeur perçue : Les résultats du test du modèle définitif montrent, au niveau de l'échantillon total, un effet négatif et direct de la honte sur les valeurs « ludique » ($\gamma = -0,203$; $p < 0,01$) et « rapport qualité-prix » ($\gamma = -0,131$; $p < 0,05$). Cet effet n'est pas significatif au seuil de 5% sur la valeur efficacité, ce qui nous conduit à valider partiellement l'hypothèse H6. Nous observons toutefois des SMC très faibles (1,7% pour le rapport qualité-prix et 4,1% pour la valeur ludique), ce qui traduit une faible contribution de la honte à l'explication de ces variables. Il semble que ces deux composantes de la valeur perçue jouent un rôle médiateur entre, d'une part, la honte et la satisfaction, et d'autre part, la honte et l'intention de revisite de l'enseigne. Au niveau de chaque sous-échantillon et au seuil de 5%, la honte n'influence que la valeur ludique ($\gamma = -0,306$; $p < 0,01$) dans le cas de l'enseigne de déstockage Noz (SMC=9,4%), et n'exerce aucune influence sur les dimensions de la valeur perçue dans le cas de l'enseigne *discount* Action.

Discussion des résultats et Conclusion

La présente recherche tente d'enrichir la réflexion sur les motivations et les freins à la fréquentation des magasins d'une enseigne de distribution physique à bas prix et à assortiment non permanent. Dans cette optique, nous avons étudié les effets simultanés de la valeur perçue et de la honte sur la satisfaction des clients et sur leur intention de revisite des magasins d'une enseigne dans les secteurs du déstockage et du *discount* non alimentaire. Les résultats montrent les influences directes, positives, majeures et quasi similaires de la valeur ludique (un facteur d'ordre supérieur des dimensions « escapisme » et « chasse au trésor ») et du rapport qualité-prix (une dimension économique de la valeur perçue) sur la satisfaction. Ces effets observés témoignent donc d'une orientation favorable de la clientèle des enseignes étudiées à l'égard d'une combinaison de bénéfices économiques et récréationnels traduisant une interdépendance de valorisations relevant de la tâche et du plaisir (Cottet et Vibert, 1999). Dans la présente étude, la satisfaction de la clientèle peut être associée à la valorisation du plaisir de dénicher ou de rencontrer des produits inattendus à bon rapport qualité-prix et de s'évader dans ces types de magasins à bas prix et à assortiment non-permanent. L'intention de revisite de l'enseigne, pour sa part, est positivement et directement influencée par la valeur ludique et par la satisfaction. Au-delà des bénéfices économiques attendus en fréquentant les magasins à bas prix et à assortiment non permanent, la chasse au trésor et l'escapisme (des valorisations ludiques) constituent des motivations importantes pour les clients de ces types de magasins. La valeur ludique se présente même comme le facteur explicatif le plus important de l'intention de revisite dans le cas de l'enseigne de déstockage Noz (dont l'offre de produits et l'atmosphère des magasins sont plus à même de générer des réponses émotionnelles du type escapisme ou excitation liée à la chasse au trésor). Ce dernier résultat

rejoint en partie les conclusions des études de Kumar et al. (2013) et de Mencarelli et Lombart (2017). Celles-ci remettent en question le rôle déterminant de la satisfaction dans l'explication de la fidélité attitudinale et identifient la valeur perçue comme un meilleur prédicteur de la fidélité des clients. La satisfaction semble toutefois exercer dans notre étude un rôle médiateur dans la relation entre chacune des deux dimensions économiques de la valeur perçue et l'intention de revisite. La honte, quant à elle, constitue un frein à la fréquentation des types de magasins étudiés. Au niveau de l'échantillon global, nous observons en effet une influence directe et négative de la honte sur la valeur ludique, sur le rapport qualité-prix et sur l'intention de revisite. Ces résultats tendent à confirmer le rôle durable que peuvent jouer les émotions dans les décisions futures du consommateur en laissant des traces hautement accessibles dans sa mémoire (Cohen et Areni, 1991 ; Westbrook et Oliver, 1991). La honte peut donc être éprouvée lors d'une expérience de magasinage, agir négativement sur la valorisation de celle-ci, et être rationnellement intégrée par le consommateur dans ses comportements à long terme. Au niveau de chacune des enseignes étudiées, l'influence négative de la honte sur l'intention de revisite est aussi observée. Toutefois, son effet négatif sur la valeur perçue n'est observé que sur sa dimension ludique et uniquement dans le cas de l'enseigne de déstockage Noz. Ce résultat traduit une gêne éprouvée par le chaland lors de la visite des magasins de cette enseigne, le poussant à prendre ses distances avec l'offre, à se montrer moins impliqué dans sa chasse au trésor, et à ne pas s'y évader. Remy (2005) utilise la notion d'hyposhopping pour désigner cet état de gêne causé par la présence d'un individu dans un magasin destiné à une catégorie sociale perçue comme inférieure. Cette gêne éprouvée et son influence négative ou non sur la valeur perçue peuvent s'expliquer par le positionnement adopté par les enseignes étudiées, les valorisations qu'elles cultivent et la diversité des profils de leur clientèle. L'enseigne NOZ notamment adopte le concept "pur et dur" du déstockage. Elle propose une offre sans cesse renouvelée et variée de produits de marques diverses (*premium*, inconnues ou moins réputées), à un prix bas. L'atmosphère des magasins de cette enseigne rappelle l'esprit bazar et encourage la manipulation active de l'offre par les clients. Les clients ne savent pas ce qu'ils vont trouver lors de leur visite et le magasin devient un terrain de jeu, un terrain de « chasse ». L'enseigne Noz cultive cette forme de valorisation ludique, intrinsèque et active, et attire des clients de catégories sociales différentes. Le chaland peut donc ne pas se sentir socialement à sa place lors de la visite d'un magasin de cette enseigne, éprouver une gêne et ne pas s'impliquer dans la valorisation ludique. Au contraire de Noz, l'enseigne de *discount* Action propose un assortiment structuré constitué d'un grand nombre de produits de consommation courante (hygiène-beauté, entretien, ...), à tout petit prix, une offre en partie permanente (dont certains produits sous la marque de l'enseigne), des magasins bien agencés et organisés. Les magasins de cette enseigne offrent donc un bon confort d'achat et permettent de trouver facilement les produits que désire le chaland sans pour autant qu'il renonce au plaisir de dénicher des bonnes affaires. La principale motivation du chaland en fréquentant ce type d'enseigne est d'ordre économique, utilitaire : acheter des produits de consommation courante à un excellent rapport qualité/prix ou des produits peu impliquant financièrement. L'atmosphère et l'offre proposées par Action permettant au client de minimiser son investissement en temps et en effort de recherche, peut empêcher que la honte (susceptible d'être éprouvée lors de sa visite) affecte la valorisation (principalement économique) de sa visite. Cette recherche aura aussi permis d'enrichir les connaissances sur les dimensions de la valeur perçue des enseignes à prix bas qui ont fait l'objet de peu d'études (Coutelle-Brillet et Rivière, 2013). Tout comme Coutelle-Brillet et Rivière (2013) dans le *hard-discount*, nous constatons que des enseignes à prix bas peuvent générer des valorisations autres qu'économiques. Dans celles proposant un assortiment non permanent et à prédominance non-alimentaire, la valeur ludique, reflet d'un ordre supérieur des composantes chasse au trésor et escapisme de la valeur perçue, est mise en

évidence. D'un point de vue managérial, cette valeur ludique, tout comme le rapport qualité-prix, constitue un levier opérationnel pertinent de fidélisation des clients. L'enseigne, en proposant notamment une offre constamment renouvelée, surprenante, de produits de qualité à un prix intéressant et une atmosphère stimulante dans ses magasins, devrait satisfaire les attentes récréationnelles (chasse au trésor et escapisme) et économiques (excellent rapport qualité-prix des produits) de ses clients. Elle pourrait ainsi annihiler, ou tout au moins minimiser, les effets négatifs de la honte et les amener à revisiter à nouveau les magasins de l'enseigne. Ce travail de recherche constitue un premier pas en direction d'une réflexion plus approfondie et élargie sur les motivations et les freins à la fréquentation d'une enseigne à bas prix et à assortiment non permanent. Les principales limites de la recherche sont liées aux instruments de mesure encore perfectibles (en particulier, ceux mono-item dont on ne peut apprécier les qualités psychométriques), à la surreprésentation de certaines catégories de la population dans notre échantillon, et au nombre limité d'enseignes étudiées. Elles incitent donc à la prudence dans nos conclusions même si les premiers résultats sont encourageants. Aussi, les voies futures de recherche sont nombreuses. Il s'agira, entre autres, d'analyser les potentiels effets médiateurs dans le modèle structurel, les interactions possibles entre les dimensions de la valeur perçue, l'influence d'autres émotions négatives (comme la culpabilité) et des variables individuelles (telles que l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, le genre, ...). Il faudrait également vérifier la validité externe de la présente étude.

Références bibliographiques

- Anderson J.C. et Gerbing D.W. (1988), Structural Equation Modeling in Practice : A Review and Recommended Two-Step Approach, *Psychological Bulletin*, vol. 103, n°3, p. 411-423.
- Aurier P., Evrard Y. et N'Goala G. (2004), Comprendre et mesurer la valeur du point de vue du consommateur, *Recherche et Applications en Marketing*, vol. 19, n° 3, p. 1-20.
- Babin B.J. et Babin L. (2001), Seeking something different? A model of schema typicality, consumer affect, purchase intentions and perceived shopping value, *Journal of Business Research*, vol. 54, p. 89– 96
- Babin B.J., Darden W.R. et Griffin M. (1994), Work and/or fun: measuring hedonic and utilitarian shopping value, *Journal of Consumer Research*, vol.20, n°4, p. 644-656.
- Babin B. J., Griffin M., Borges A., Boles J. S. (2013), Negative emotions, value and relationships: Differences between women and men, *Journal of Retailing and Consumer Services*, vol. 20, p. 471–478
- Carpenter J.M. (2008), Consumer shopping value, satisfaction and loyalty in discount retailing, *Journal of Retailing and Consumer Services*, vol. 15, n°5, p. 335–428.
- Cohen J.-B. et Areni C.-S. (1991), Affect and Consumer Behavior, *Handbook of Consumer Theory and Research*, ed. Robertson T.-S. et Kassirjian H.- H., Englewood Cliffs, NJ, Prentice- Hall, p. 188-240
- Cottet P., Lichtlé M.-C. et Plichon V. (2005), La valeur du comportement de magasinage : effet et antécédents, *Actes du 4th International Congress Marketing Trends*, Paris, actes électroniques.
- Cottet P. et Vibert F. (1999), La valorisation hédonique et/ou utilitaire du shopping dans le magasin d'usines, *Actes du 15^{ème} Congrès de l'Association Française du Marketing*, Strasbourg, actes électroniques.

- Coutelle-Brillet P. et Rivière A. (2013), Entre prix bas et nouvelles sources de différenciation : quelle stratégie pour les hard discounters ?, *Revue Française de Gestion*, n°230, p. 137-152.
- De Wulf K., Odekerken-Schröder G. et Iacobucci D. (2001), Investments in consumer relationships: a cross-country and cross-industry exploration, *Journal of Marketing*, vol. 65, n°4, p. 33–50.
- Diallo M.F., Coutelle P., Rivière A et Zielke S. (2014), Comment l'image prix perçue du magasin influence-t-elle la fidélité du client selon différents formats de points de vente et différentes catégories de marques ?, *Actes du 30^{ème} Congrès International de l'Association Française de Marketing*, Montpellier, actes électroniques.
- Eroglu, S.A. et Machleit, K.A. (1990), An empirical study of retail crowding: Antecedents and consequences, *Journal of Retailing*, vol. 66, p. 201–221.
- Eroglu S.A, Machleit K.A et Barr T.F. (2005), Perceived retail crowding and shopping satisfaction, the role of shopping values, *Journal of Business Research*, vol. 58, p. 143-150.
- Filser M., Plichon V. et Antéblian-Lambrey B. (2003), La valorisation de l'expérience en magasin : analyse de l'adaptabilité d'une échelle de mesure de la valeur perçue, *Actes du 6^{ème} Colloque Etienne Thil*, La Rochelle, actes électroniques.
- Fornell C. et Larcker D.F. (1981), Evaluating Structural Equations Models with Unobservable Variables and Measurement Error, *Journal of Marketing Research*, vol. 18, n°1, p. 39-50.
- Holbrook M.B. (1999), *Consumer value: a framework for analysis and research*, Routledge, London – New York.
- Jones, M.A., Reynolds, K.E., Arnold, M.J. (2006), Hedonic and utilitarian shopping value: Investigating differential effects on retail outcomes, *Journal of Business Research*, vol. 59, n°9, p. 974-981.
- Kumar V., Dalla Pozza I., Ganesh J. (2013), Revisiting the satisfaction–loyalty relationship: Empirical generalizations and directions for future research, *Journal of Retailing*, vol. 89, n°3, p. 246-262.
- Lichtlé M.C. et Plichon V. (2014), Les émotions ressenties dans un point de vente : Proposition d'une échelle de mesure, *Recherche et Applications en Marketing*, vol. 29, n°1, p. 3-26.
- Machleit K.A. et Eroglu S.A. (2000), Describing and Measuring Emotional Response to Shopping Experience, *Journal of Business Research*, vol. 49, p. 101-111.
- Mathwick C. (2002), Understanding the online consumer : a typology of online norms and behavior, *Journal of Interactive Marketing*, vol. 16, n° 1, p. 40-55.
- Mathwick C., Malhotra N. K. et Rigdon E. (2001), Experiential value: Conceptualization, measurement and application in the catalog and internet shopping environment, *Journal of Retailing*, vol. 77, n°1, p. 39-56.
- Mencarelli R. et Lombart C. (2017), Influences of the perceived value on actual repurchasing behavior: Empirical exploration in a retailing context., *Journal of Retailing and Consumer Services*, vol.38, p.12-21.
- Merton R.K. (1949 /1997), *Social theory and social structure*, The Free Press, Clencoe, IL, Trad. fr. H. Mendras, *Éléments de théorie et de méthode sociologique*, Coll. U Sociologie, Armand Colin/Masson.

- Miller, R. S. et Tangney J. P. (1994), Differentiating embarrassment and shame, *Journal of Social and Clinical Psychology*, vol. 13, p. 273–287.
- Remy E. (2005), Michaël Porter au pays des merveilles. Les Tribulations d'un petit bourgeois chez Babou, *Actes des 10èmes Journées de Recherche de Marketing de Bourgogne*, Dijon, Novembre, actes électroniques.
- Roussel P., Durrieu F., Campoy E. et El Akremi A., (2002), Méthodes d'équations structurelles: recherches et application en gestion, Paris, Economica.
- Roux D. et Guiot D. (2008), Une mesure des motivations envers l'achat d'occasion, leurs antécédents et leurs conséquences, *Recherche et Applications en Marketing*, vol. 23, n°4, p. 63-95.
- Rust R.T. et Zahorik A.J. (1993), Customer satisfaction, customer retention and market share, *Journal of Retailing*, vol. 69, n°2, p. 193-215.
- Sweeney J.C. et Soutar G.N. (2001), Consumer perceived value: the development of a multiple item scale, *Journal of Retailing*, vol. 77, n°2, p. 203-220.
- Tangney J. P. et Dearing R. L. (2002). Shame and guilt. New York: Guilford Press.
- Vanhamme J. (2002), La satisfaction des consommateurs spécifique à une transaction: définition, antécédents, mesure et modes, *Recherche et Applications en Marketing*, vol. 17, n°2, p. 55-86.
- Westbrook R.A. et Oliver R.L. (1991), The dimensionality of consumption emotion patterns and consumer satisfaction, *Journal of Consumer Research*, vol. 18, p. 84-91.
- Zeithaml V.A., Berry L.L. et Parasuraman A. (1996), The behavioral consequences of service quality, *Journal of Marketing*, vol. 60, n°2, p. 31-46.
- Zielke S. (2014), Shopping in discount stores: The role of price-related attributions, emotions and value perception, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 21, 3, May, 327-338.

**Annexe 1. Les items des mesures épurées utilisées pour le test du modèle structurel
(n=379)**

	Variables	Intitulé des questions/Items (code Item) Réponse sur une échelle de Likert en 5 points	Origine de la mesure
Valeur perçue	Escapisme	1. Quand je suis dans un magasin [Enseigne], je suis tellement plongé(e) dans ma visite que je ne pense plus à rien d'autre (Vesc1) 2. Quand je suis dans un magasin [Enseigne], j'oublie tout le reste (Satisfaction à l'égard de l'enseigne (Vesc2) 3. Quand je suis dans un magasin [Enseigne], j'ai l'impression d'être ailleurs (Vesc3)	Filser et <i>al.</i> (2003)
	Chasse au trésor	1. J'aime bien aller chez [Enseigne] parce que j'espère toujours y faire une trouvaille (VChas1) 2. Je vais chez [Enseigne] pour fouiner et essayer de découvrir quelque chose (Vchas2) 3. Quand je suis dans un magasin [Enseigne], je suis souvent à l'affût d'une trouvaille (Vchas3)	Roux et Guiot (2008)
	Efficiencie	1. Faire mes achats chez [Enseigne] me fait gagner du temps (Veff1)	Filser et <i>al.</i> (2003)
	Rapport qualité-prix	1. Le rapport qualité-prix des produits vendus chez [Enseigne] est excellent (VRqp3)	Filser et <i>al.</i> (2003)
	Honte	1. Je ressens une gêne quand je suis dans un magasin [Enseigne] 2. Je me sens un peu gêné(e) quand je dois aller chez [Enseigne]	Zielke (2014)
	Satisfaction à l'égard de l'enseigne	1. Globalement, je suis vraiment satisfait de mes expériences avec cette enseigne (Sat)	Aurier et <i>al.</i> (2004)
	Intention de revisite de l'enseigne	1. Je visiterai à nouveau un magasin [Enseigne] dans le futur	Mathwick (2002)

Annexe 2. Indices de la qualité globale de l'ajustement des modèles de mesure aux données (n=379)

Qualité d'ajustement du modèle de mesure (n=379)					
Chi-Deux (p associée)	RMSEA (I.C à 90%)	SRMR	TLI	CFI	Chi-Deux normé
110,676 (0,000)	0,050 (0,036; 0,064)	0,0417	0,962	0,972	1,942
<i>p</i>	<0,08	<0,09	>0,9	>0,95	<5

Tableau 1. AFC initiale sur l'ensemble des mesures multi-items

Qualité d'ajustement du modèle de mesure (n=379)						
	Chi-Deux (p associée)	RMSEA (I.C à 90%)	SRMR	TLI	CFI	Chi-Deux normé
Modèle de premier ordre	43,345 (0,001)	0,061 (0,038; 0,085)	0,0398	0,973	0,983	2,408
Modèle avec un construit de second ordre	43,345 (0,001)	0,058 (0,035; 0,081)	0,0398	0,976	0,984	2,281
<i>Seuils admis</i>	<i>p</i>	<0,08	<0,09	>0,9	>0,95	<5

Tableau 2. AFC finales sur l'ensemble des mesures multi-items

Annexe 3. Résultats des analyses factorielles confirmatoires finales sur les variables multi-items du modèle de mesure (n=379)

Facteur	Items	λ std.	SMC	Rhô de Jöreskog ρ	Alpha de Cronbach	ρ de validité convergente ρ_{vc}
Escapisme	Vesc1	0,891	0,795	0,880	0,878	0,710
	Vesc2	0,828	0,686			
	Vesc3	0,806	0,650			
Chasse au trésor	Vchas1	0,805	0,648	0,788	0,782	0,555
	Vchas2	0,717	0,514			
	Vchas3	0,709	0,503			
Honte	Hont1	0,979	0,958	0,904	0,897	0,825
	Hont2	0,832	0,693			
Qualité d'ajustement du modèle de mesure (n=379)						
Chi-Deux (p associée)	RMSEA (I.C à 90%)	SRMR	TLI	CFI	Chi-Deux normé	
43,345 (0,001)	0,061 (0,038; 0,085)	0,0398	0,973	0,983	2,408	
<i>p</i>	<0,08	<0,09	>0,9	>0,95	<5	

Tableau 1. AFC finale avec des construits de premier ordre

Les indices d'ajustement global du modèle sont tous conformes aux standards prescrits, les coefficients de corrélation multiple (SMC) sont acceptables et les contributions factorielles (*loadings*) sont toutes significatives ($t > 1,96$; $p < 0,05$) et supérieures à 0,7. La bonne spécification du modèle est confirmée par l'analyse des indices de modification et de la matrice des résidus standardisés.

Les validités convergente et discriminante des construits multi-items sont vérifiées en suivant la démarche de Fornell et Larcker (1981) :

- La validité convergente se révèle bonne dans la mesure où toutes les contributions factorielles sont significatives et supérieures à 0,70. Elle est renforcée par la variance moyenne extraite pour chaque variable, ou rhô de validité convergente (ρ_{VC}), qui est supérieure à 0,50 pour toutes les variables du modèle.
- La validité discriminante a également été vérifiée: la variance moyenne extraite est supérieure à la valeur maximum de la variance partagée (corrélation élevée au carré) par deux construits quels qu'ils soient.

La fiabilité des construits est vérifiée par le rhô de Jöreskog : tous les coefficients sont supérieurs ou égaux au seuil préconisé de 0,70.

**Annexe 4. Indices de la qualité globale de l'ajustement des modèles structurels définitifs
aux données de chaque échantillon**

Indices de la qualité globale de l'ajustement	Normes d'acceptation	Echantillon total (n= 379)	Echantillon enseigne de déstockage Noz (n = 197)	Echantillon enseigne discount Action (n = 182)
Chi –Deux (p associée)	p associée (proche de 0)	137,276 (0,000)	76,822 (0,000)	72,941 (0,001)
RMSEA (I.C.à 90%)	< 0,08	0,070 (0,057 ; 0,084)	0,070 (0,047 ; 0,093)	0,069 (0,044 ; 0,094)
SRMR	< 0,09	0,069	0,085	0,072
TLI	> 0,9	0,931	0,942	0,943
CFI	> 0,95	0,950	0,959	0,960
Chi- Deux normé	< 2 ou < 5	2,860	1,970	1,870

Annexe 5. Résultats synthétiques du test du modèle structurel définitif sur l'échantillon total (n=379)

		Variables dépendantes				
		Valeur perçue de l'enseigne			Satisfaction envers l'enseigne	Intention de revisite
		Rapport qualité-prix	Efficiencie	Valeur ludique		
Variables indépendantes	Honte	- 0,131* (-2,312)	<i>ns</i>	- 0,203** (-2,994)	<i>ns</i>	- 0,190** (-3,619)
	Rapport qualité-prix				0,324** (6,258)	<i>ns</i>
	Efficiencie				0,135** (2,611)	<i>ns</i>
	Valeur ludique				0,356** (5,536)	0,342** (5,151)
	Satisfaction enseigne					0,318** (5,795)
Coefficient de corrélation multiple (SMC) (en %)		1,7	-	4,1	25,6	37,3

Légende : (t) ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; *ns* : non significatif au seuil de 5%

Annexe 6. Résultats synthétiques du test du modèle structurel définitif au niveau des sous-échantillons

		Variables dépendantes				
		Valeur perçue de l'enseigne			Satisfaction envers l'enseigne	Intention de revisite
		Rapport qualité-prix	Efficiencie	Valeur ludique		
Variables indépendantes	Honte	<i>ns</i>	<i>ns</i>	- 0,306** (-3,174)	<i>ns</i>	- 0,167* (-2,326)
	Rapport qualité-prix				0,254** (3,665)	<i>ns</i>
	Efficiencie				<i>ns</i>	<i>ns</i>
	Valeur ludique				0,498** (5,289)	0,472** (4,435)
	Satisfaction enseigne					0,231** (2,836)
Coefficient de corrélation multiple (SMC) (en %)		-	-	9,4	31,2	47,3

Légende : (t) ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; *ns* : non significatif au seuil de 5%

Résultats synthétiques du test du modèle structurel définitif sur l'échantillon de l'enseigne de déstockage Noz (n=197)

		Variables dépendantes				
		Valeur perçue de l'enseigne			Satisfaction envers l'enseigne	Intention de revisite
		Rapport qualité-prix	Efficiencie	Valeur ludique		
Variables indépendantes	Honte	<i>ns</i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>	- 0,152* (-2,067)
	Rapport qualité-prix				0,359** (4,705)	<i>ns</i>
	Efficiencie				<i>ns</i>	<i>ns</i>
	Valeur ludique				0,287** (3,074)	0,327** (3,278)
	Satisfaction enseigne					0,213* (2,551)
Coefficient de corrélation multiple (SMC) (en %)		-	-	-	21,1	21,6

Légende : (t) ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05 ; *ns* : non significatif au seuil de 5%

Résultats synthétiques du test du modèle structurel définitif sur l'échantillon de l'enseigne de *discount* Action (n=182)