INTERNATIONAL JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS AND FINANCE, 2026, Vol. 3, No. 11-1, 50-68, http://doi.org/10.71420/ijref.v3i11-1.447

Marketing d'influence et comportement omnicanal du consommateur : rôle médiateur de la confiance envers les enseignes de grande distribution au Maroc

Influencer Marketing and Consumer Omnichannel Behavior: The Mediating Role of Trust in Large-Scale Retail Chains in Morocco

Chihab Eddine BENLAHCENE
Faculté d'Economie et Gestion, Université Ibnou Zohr, Agadir, Maroc.

Hmad OUADDI
Faculté d'Economie et Gestion, Université Ibnou Zohr, Agadir, Maroc.

Résumé. Cette étude analyse la manière dont le marketing d'influence et l'engagement communautaire sur les réseaux sociaux contribuent au comportement omnicanal des consommateurs marocains, en examinant le rôle médiateur de la confiance envers les enseignes de grande distribution. Dans une démarche hypothético-déductive, le modèle intègre le marketing d'influence comme construit composite d'ordre supérieur, composé de cinq dimensions (crédibilité, expertise, attractivité, congruence influenceur–enseigne et interactivité), ainsi que l'engagement communautaire, la confiance envers l'enseigne et le comportement omnicanal. Sept hypothèses sont évaluées auprès de 280 consommateurs marocains qui suivent des influenceurs et fréquentent des enseignes de grande distribution. Les données sont analysées avec SPSS 26, SmartPLS 4.0 (PLS-SEM) et Stata 17, cette dernière analyse servant de test de robustesse par régression logistique. Cinq hypothèses sont soutenues. L'effet direct du marketing d'influence sur le comportement omnicanal (H4) et l'effet modérateur de la fréquence d'exposition sur la relation entre marketing d'influence et confiance (H7) ne sont pas statistiquement significatifs. La régression logistique suggère toutefois un effet direct résiduel et modeste du marketing d'influence sur la décision d'adopter un parcours omnicanal. Le modèle explique 56,4 % de la variance de la confiance et 48,6 % de celle du comportement omnicanal. Ces résultats soulignent le rôle de la confiance dans la conversion des interactions avec les influenceurs en comportements entre canaux et éclairent les choix de collaboration des enseignes de grande distribution.
Mots-clés : *Marketing d'influence, confiance, comportement omnicanal, grande distribution, crédibilité de la source, PLS-SEM, régression logistique.*

Abstract. This study examines how influencer marketing and community engagement on social media contribute to Moroccan consumers' omnichannel behavior, with a focus on the mediating role of trust in grocery retail brands. Following a hypothetico-deductive approach, the model treats influencer marketing as a higher-order composite construct comprising five dimensions: credibility, expertise, attractiveness, influencer–retailer congruence, and interactivity. It also incorporates community engagement, trust in the retailer, and omnichannel behavior. Seven hypotheses are tested using data from 280 Moroccan consumers who follow influencers and shop at grocery retailers. The data are analyzed using SPSS 26, SmartPLS 4.0 for partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM), and Stata 17 for a logistic regression robustness check. Five hypotheses are supported. Neither the direct effect of influencer marketing on omnichannel behavior (H4) nor the moderating effect of exposure frequency on the relationship between influencer marketing and trust (H7) is statistically significant. The logistic regression nevertheless suggests a modest residual direct effect of influencer marketing on the decision to adopt an omnichannel journey. The model explains 56.4% of the variance in trust and 48.6% of the variance in omnichannel behavior. These findings highlight the role of trust in translating influencer interactions into behavior across channels and inform retailers' decisions about influencer partnerships.

Keywords**:** *Influencer marketing; brand trust; omnichannel behavior; large-scale retailing; source credibility; PLS-SEM; logistic regression.*

1. Introduction

Le marketing d'influence s'est imposé, en moins d'une décennie, comme un levier central des stratégies de communication des enseignes de grande distribution, y compris au Maroc où l'usage des réseaux sociaux, Instagram et TikTok en tête, connaît une croissance soutenue chez les jeunes consommateurs urbains. Parallèlement, la transformation digitale du secteur de la distribution a généralisé les parcours d'achat omnicanaux, dans lesquels le consommateur navigue de façon fluide entre points de vente physiques, sites web et applications mobiles (Verhoef et al., 2015). Ces deux dynamiques, influence sociale et fragmentation des canaux, soulèvent une question encore peu documentée dans le contexte marocain :

Par quel mécanisme le contenu d'un influenceur, perçu comme externe à l'enseigne elle-même, parvient-il à façonner un comportement d'achat omnicanal vis-à-vis d'une enseigne de distribution ?

La littérature sur la crédibilité de la source, fondée sur le modèle princeps d'Ohanian (1990), identifie la crédibilité, l'expertise et l'attractivité de l'influenceur comme déterminants de l'efficacité persuasive de son discours ; des travaux plus récents y ajoutent la congruence entre l'influenceur et la marque promue (Breves et al., 2019), ainsi que l'interaction parasociale développée avec les abonnés (Horton & Wohl, 1956 ; Labrecque, 2014). Plusieurs études convergent pour montrer que ces caractéristiques agissent sur les intentions et comportements du consommateur principalement via un mécanisme de confiance, plutôt que par un effet mécanique et direct (Lou & Yuan, 2019 ; Bogoevska-Gavrilova & Ciunova-Shuleska, 2024).

Du côté de la littérature sur le commerce de détail, la confiance occupe également une place centrale dans la compréhension du comportement omnicanal : la cohérence de l'intégration entre canaux, la fiabilité perçue du service et la qualité de l'expérience client renforcent la confiance envers l'enseigne, laquelle conditionne à son tour la propension du consommateur à naviguer librement entre les canaux physiques et digitaux de cette même enseigne (Shen et al., 2018 ; Lee et al., 2019 ; Mishra et al., 2021).

Un examen approfondi des recherches antérieures permet de circonscrire précisément la lacune visée autour de trois limites. Premièrement, les travaux consacrés au marketing d'influence retiennent presque exclusivement des variables de résultat centrées sur la marque promue ou sur l'influenceur lui-même (confiance dans le contenu, attitude envers la marque, intention d'achat) (Lou & Yuan, 2019 ; Sokolova & Kefi, 2020 ; Kim & Kim, 2021 ; Bogoevska-Gavrilova & Ciunova-Shuleska, 2024) ; ils n'examinent pas le transfert de cette confiance vers le distributeur qui commercialise les produits, ni ses conséquences sur l'usage combiné des canaux. Deuxièmement, la littérature sur le commerce omnicanal explique la confiance et l'usage des canaux essentiellement par des antécédents contrôlés par l'enseigne, au premier rang desquels la qualité de l'intégration des canaux (Shen et al., 2018 ; Lee et al., 2019) ; les synthèses consacrées à la décision d'achat omnicanale (Verhoef et al., 2015 ; Mishra et al., 2021) accordent une place limitée aux sources d'influence externes à l'enseigne que constituent les créateurs de contenu. Troisièmement, les travaux de synthèse sur le marketing d'influence (Vrontis et al., 2021) appellent à diversifier les contextes d'étude et à dépasser la seule mesure des intentions déclarées ; or les marchés émergents d'Afrique du Nord, où la grande distribution moderne coexiste avec le commerce traditionnel et où le commerce alimentaire en ligne demeure en phase d'expansion, restent très peu étudiés. Le tableau A (section 2.4) synthétise ces limites.

Cette étude vise à combler cette lacune de la littérature en répondant à la question suivante : par quel mécanisme, direct ou médiatisé par la confiance envers l'enseigne, le marketing

d'influence et l'engagement communautaire influencent-ils le comportement omnicanal des consommateurs marocains ?

Les contributions de cet article se situent sur trois plans distincts. Sur le plan théorique, l'étude articule la théorie de la crédibilité de la source (Ohanian, 1990) et la théorie de la relation parasociale (Horton & Wohl, 1956) avec la théorie de l'engagement-confiance (Morgan & Hunt, 1994) afin de conceptualiser un mécanisme de transfert de confiance de l'influenceur vers l'enseigne de distribution. Elle déplace ainsi l'unité d'analyse de la marque promue vers le distributeur et du résultat attitudinal vers un comportement transcanal, tout en précisant les conditions limites de ce mécanisme (implication envers le produit et fréquence d'exposition). Sur le plan empirique, l'étude fournit, à notre connaissance, l'une des premières validations de ce mécanisme dans la grande distribution marocaine : elle identifie les dimensions de l'influence qui contribuent le plus à la confiance (crédibilité et congruence influenceur–enseigne) et montre que l'effet du marketing d'influence sur l'intensité du comportement omnicanal transite essentiellement par la confiance. Sur le plan méthodologique, l'étude opérationnalise le marketing d'influence comme un construit d'ordre supérieur de type réflectif-formatif (Becker et al., 2012 ; Sarstedt et al., 2019) et confronte les résultats PLS-SEM à une régression logistique portant sur un critère comportemental binaire, ce qui permet de distinguer la décision d'adopter un parcours omnicanal de l'intensité de ce comportement.

2. Revue de littérature

a. Crédibilité de la source et marketing d'influence

Le modèle de crédibilité de la source d'Ohanian (1990) postule que l'efficacité persuasive d'un communicateur repose sur trois dimensions : l'expertise perçue, la fiabilité/confiance et l'attractivité. Ce cadre a été largement mobilisé et étendu dans la littérature sur le marketing d'influence contemporain, certains travaux le complétant par la congruence entre l'influenceur et la marque promue (Kamins, 1990 ; Breves et al., 2019) et par l'interaction parasociale, concept issu de la théorie de la relation parasociale (Horton & Wohl, 1956) et désignant le lien quasi-social que les abonnés développent avec un influenceur (Labrecque, 2014). Sokolova et Kefi (2020) montrent ainsi, auprès d'abonnés de blogueurs beauté et mode sur Instagram et YouTube, que la crédibilité et l'interaction parasociale prédisent l'intention d'achat, tandis que Lou et Yuan (2019) établissent que la crédibilité de l'influenceur agit sur les réponses des consommateurs par l'intermédiaire de la confiance accordée au contenu de marque, conformément au cadre théorique mobilisé dans cet article.

b. De la crédibilité à la confiance envers la marque

Plusieurs études confirment que les messages d'influenceurs perçus comme crédibles renforcent la confiance des consommateurs, laquelle influence ensuite les intentions d'achat (Lou & Yuan, 2019 ; Kim & Kim, 2021 ; Bogoevska-Gavrilova & Ciunova-Shuleska, 2024). Les résultats demeurent toutefois mitigés selon les dimensions considérées : si la crédibilité et la confiance ressortent de manière robuste, l'effet de l'attractivité s'avère plus variable selon les contextes et les catégories de produits (Kamins, 1990 ; Sokolova & Kefi, 2020), ce qui justifie de tester chacune des cinq dimensions séparément dans le construit composite mobilisé ici plutôt que de supposer un effet homogène.

c. Comportement omnicanal et confiance envers l'enseigne

La littérature sur le commerce de détail omnicanal souligne que l'intégration cohérente entre les canaux (cross-channel integration) renforce la qualité de la relation avec l'enseigne, notamment la confiance et l'engagement, qui déterminent à leur tour la fidélité et les comportements de bouche-à-oreille entre canaux (Shen et al., 2018 ; Lee et al., 2019). D'autres travaux montrent que la congruence perçue entre les différents points de contact

(produits, service, après-vente) contribue significativement à la confiance envers l'enseigne, renforçant la perception de professionnalisme et de fiabilité du distributeur (Mishra et al., 2021). Ce corpus positionne la confiance, définie comme la disposition à s'en remettre à un partenaire d'échange jugé fiable (Morgan & Hunt, 1994 ; Chaudhuri & Holbrook, 2001), comme un maillon central reliant la qualité perçue de l'expérience de marque à l'adoption effective de comportements d'achat multicanaux.

d. Limites de la littérature existante et positionnement de l'étude

Le tableau A met en regard les principaux travaux mobilisés et la limite que chacun laisse ouverte au regard de la question de recherche. Il fait apparaître que les deux corpus se sont développés en parallèle : le premier explique la confiance par les attributs de l'influenceur, mais s'arrête à la marque promue et aux intentions ; le second explique le comportement omnicanal par la confiance, mais ignore les sources d'influence externes à l'enseigne. Le modèle proposé relie explicitement ces deux chaînes causales.

Tableau 1. Synthèse des travaux antérieurs et limites identifiées

Étude	Objet et variables clés	Limite au regard de la présente étude
Lou & Yuan (2019)	Valeur du message et crédibilité de l'influenceur → confiance dans le contenu → notoriété, intention d'achat	Confiance limitée au contenu de marque ; pas de distributeur ; variables d'intention
Sokolova & Kefi (2020)	Crédibilité, interaction parasociale → intention d'achat (Instagram, YouTube)	Pas de médiation par la confiance envers l'enseigne ; aucun comportement transcanal
Breves et al. (2019)	Congruence influenceur–marque → crédibilité, évaluation de la marque, intentions	Marque promue uniquement ; devis expérimental centré sur les intentions
Kim & Kim (2021)	Antécédents et conséquences de la confiance envers l'influenceur	Confiance envers l'influenceur, non envers le distributeur
Bogoevska-Gavrilova & Ciunova-Shuleska (2024)	Crédibilité de la source → confiance dans le contenu informatif → intention d'achat	Pas de prise en compte des canaux de distribution
Shen et al. (2018)	Qualité d'intégration des canaux → fluidité perçue → usage des services omnicanaux	Antécédents contrôlés par l'enseigne ; pas d'influence sociale externe
Lee et al. (2019)	Qualité d'intégration des canaux → engagement du client en contexte omnicanal	Idem ; marketing d'influence absent
Mishra et al. (2021)	Revue de la décision d'achat en commerce omnicanal	Synthèse non empirique ; influenceurs peu abordés ; contextes émergents sous-représentés

Source : Élaboration de l'auteur

e. Modèle conceptuel et construits mobilisés

Sur la base de cette revue, le modèle conceptuel mobilise : (1) un construit composite d'ordre supérieur Marketing d'influence (MI), agrégeant cinq dimensions de premier ordre : Crédibilité de l'influenceur (CRED, 3 items), Expertise perçue (EXP, 3 items), Attractivité (ATT, 3 items), Congruence influenceur-marque (CONG, 3 items), Interactivité/interaction parasociale (INT, 3 items) , conformément aux recommandations relatives aux modèles hiérarchiques en PLS (Wetzels et al., 2009 ; Sarstedt et al., 2019) ; (2) Engagement communautaire (ENG, 4 items) ; (3) Confiance envers l'enseigne (CONF, 4 items), variable médiatrice centrale ; (4) Comportement omnicanal (COMP, 5 items), variable dépendante

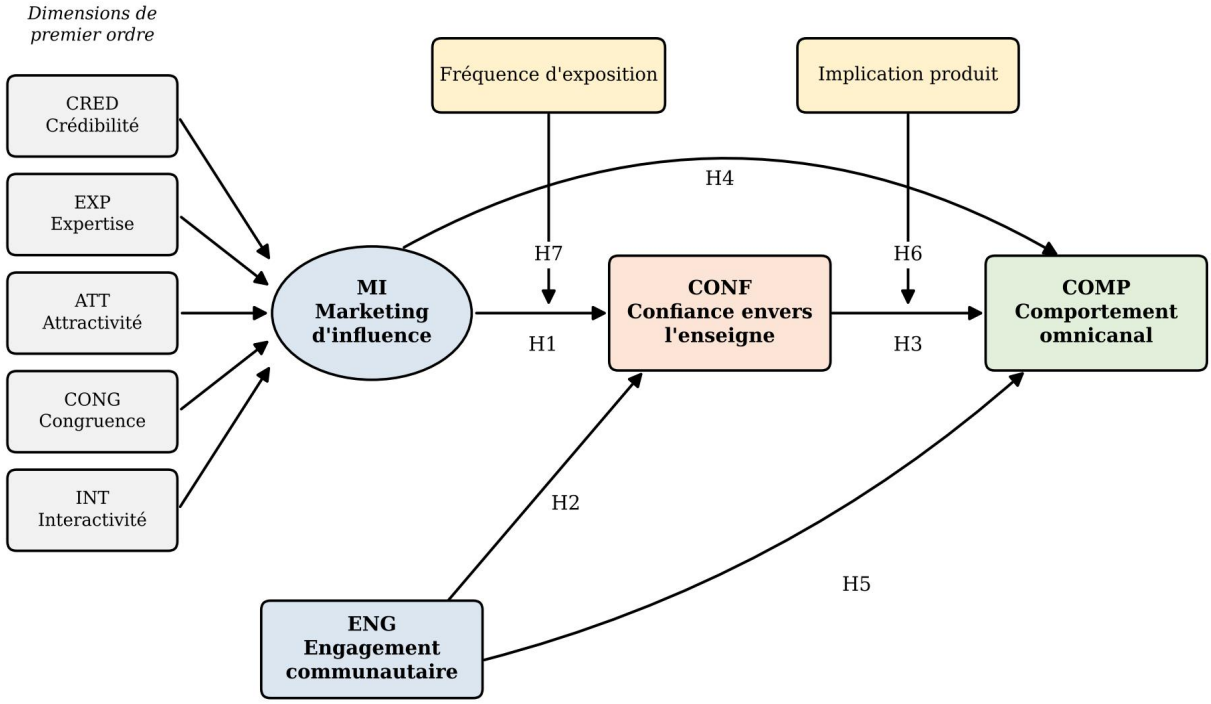
finale ; (5) deux variables modératrices : l'implication envers le produit (IMP, 3 items), adaptée de Zaichkowsky (1985), et la fréquence d'exposition aux contenus des influenceurs (FREQ, 2 items), toutes deux mesurées sur une échelle de Likert en cinq points (1 = « pas du tout d'accord » ; 5 = « tout à fait d'accord »).

3. Modèle conceptuel et hypothèses de recherche

a. Représentation graphique du modèle conceptuel

La figure 1 synthétise l'architecture du modèle : le marketing d'influence (MI) et l'engagement communautaire (ENG) influencent la confiance envers l'enseigne (CONF), laquelle détermine, avec un effet direct de l'ENG, le comportement omnicanal (COMP). L'implication produit est testée comme modérateur de la relation CONF → COMP (H6), et la fréquence d'exposition comme modérateur de la relation MI → CONF (H7).

Figure 1 : Modèle conceptuel de recherche



Source : Élaboration de l'auteur

b. Formulation des hypothèses

Les hypothèses sont organisées en trois groupes : les déterminants de la confiance envers l'enseigne (H1, H2), les déterminants du comportement omnicanal (H3 à H5) et les conditions de modération (H6, H7). Chacune est justifiée ci-après.

i. Marketing d'influence et confiance envers l'enseigne (H1)

Selon la théorie de la crédibilité de la source (Ohanian, 1990), un message est d'autant plus persuasif que son émetteur est perçu comme fiable, compétent et attractif. Dans le contexte des réseaux sociaux, ces attributs se doublent d'une relation parasociale qui confère à l'influenceur le statut de pair de confiance (Labrecque, 2014). Lorsque l'influenceur recommande une enseigne avec laquelle il présente une congruence perçue, une partie de la confiance qu'il inspire est transférée vers l'enseigne recommandée (Breves et al., 2019). Lou et Yuan (2019) montrent que la crédibilité de l'influenceur accroît la confiance accordée au contenu de marque, et Kim et Kim (2021) établissent que la confiance envers l'influenceur rejaillit sur les évaluations des marques qu'il promeut. Nous postulons par conséquent :

H1 : Le marketing d'influence, appréhendé à travers la crédibilité, l'expertise, l'attractivité, la congruence influenceur–enseigne et l'interactivité, exerce un effet positif et significatif sur la confiance envers l'enseigne.

ii. Engagement communautaire et confiance envers l'enseigne (H2)

L'engagement communautaire désigne l'investissement cognitif, émotionnel et comportemental du consommateur dans les interactions en ligne liées à une marque (Hollebeek et al., 2014). Au sein des communautés virtuelles, ces interactions répétées favorisent l'accumulation d'informations, la réduction de l'incertitude et le développement de liens relationnels ; Brodie et al. (2013) identifient précisément la confiance et l'engagement affectif parmi les conséquences de l'engagement du consommateur dans une communauté de marque. Il en découle :

H2 : L'engagement communautaire sur les réseaux sociaux exerce un effet positif et significatif sur la confiance envers l'enseigne.

iii. Confiance envers l'enseigne et comportement omnicanal (H3)

La théorie de l'engagement-confiance (Morgan & Hunt, 1994) présente la confiance comme un médiateur clé des comportements coopératifs dans l'échange. En contexte omnicanal, le passage d'un canal à l'autre expose le consommateur à des risques perçus supplémentaires (paiement en ligne, conformité des produits livrés, cohérence des prix et des promotions). La confiance envers l'enseigne réduit ces risques et rend plus probable l'usage combiné du magasin, du site et de l'application (Chaudhuri & Holbrook, 2001 ; Mishra et al., 2021). D'où:

H3 : La confiance envers l'enseigne exerce un effet positif et significatif sur le comportement omnicanal.

iv. Effet direct du marketing d'influence sur le comportement omnicanal (H4)

Au-delà de l'effet relationnel, le contenu des influenceurs comporte une dimension informationnelle et transactionnelle directe : liens vers le site marchand, codes promotionnels utilisables en ligne, démonstrations de fonctionnalités de l'application ou d'offres en magasin. Ces incitations peuvent déclencher un passage entre canaux indépendamment de toute évolution de la confiance (Vrontis et al., 2021). Nous formulons donc :

H4 : Le marketing d'influence exerce un effet direct, positif et significatif sur le comportement omnicanal.

v. Effet direct de l'engagement communautaire sur le comportement omnicanal (H5)

Le consommateur engagé dans une communauté numérique multiplie les points de contact avec l'enseigne : il consulte les contenus en ligne, compare les offres, partage ses expériences et participe à des opérations promotionnelles qui renvoient vers différents canaux. Lee et al. (2019) montrent que l'engagement du client est intimement lié à l'usage des points de contact d'une enseigne omnicanale. L'engagement devrait donc agir sur le comportement omnicanal au-delà de son effet via la confiance :

H5 : L'engagement communautaire exerce un effet direct, positif et significatif sur le comportement omnicanal.

vi. Rôle modérateur de l'implication envers le produit (H6)

L'implication, définie comme la pertinence perçue d'un objet au regard des besoins, des valeurs et des intérêts de l'individu (Zaichkowsky, 1985), intensifie la recherche d'information et la comparaison entre alternatives. Les consommateurs fortement impliqués mobilisent davantage de canaux avant de décider et s'appuient plus fortement sur la confiance

pour arbitrer entre les sources disponibles. L'effet de la confiance sur le comportement omnicanal devrait donc être plus prononcé lorsque l'implication est élevée :

H6 : L'implication envers le produit modère positivement la relation entre la confiance envers l'enseigne et le comportement omnicanal.

vii. Rôle modérateur de la fréquence d'exposition (H7)

Les travaux sur la répétition publicitaire indiquent qu'une exposition répétée accroît la familiarité et la mémorisation, ce qui peut renforcer l'efficacité persuasive d'une source, même si ces gains tendent à s'atténuer au-delà d'un certain niveau (Campbell & Keller, 2003). Une exposition plus fréquente aux contenus des influenceurs devrait donc consolider le transfert de crédibilité vers l'enseigne :

H7 : La fréquence d'exposition aux contenus des influenceurs modère positivement la relation entre le marketing d'influence et la confiance envers l'enseigne.

Enfin, la conjonction de H1, H2 et H3 implique que la confiance envers l'enseigne joue un rôle médiateur entre, d'une part, le marketing d'influence et l'engagement communautaire et, d'autre part, le comportement omnicanal. Cette médiation est examinée à travers les effets indirects estimés par bootstrapping (section 6.3).

4. Méthodologie

a. Positionnement épistémologique et démarche

Cette étude s'inscrit dans le paradigme positiviste (Popper, 1959), avec une démarche hypothético-déductive combinant trois outils complémentaires : SPSS v.26 pour les analyses préliminaires, SmartPLS 4.0 (Ringle et al., 2022) pour le test du modèle structurel complet (PLS-SEM), et Stata 17 (StataCorp, 2023) pour une analyse de robustesse économétrique sur une variable dépendante binaire (adoption effective d'un comportement omnicanal, oui/non).

b. Population, échantillonnage et procédure de collecte

La population cible comprend les consommateurs marocains, âgés de 18 à 45 ans, suivant au moins un influenceur sur les réseaux sociaux et ayant effectué un achat auprès d'une enseigne de grande distribution au cours des six derniers mois. L'échantillonnage, de nature non probabiliste, repose sur des quotas par tranche d'âge et par réseau social principal de suivi. La taille d'échantillon finale de N = 280 satisfait les critères de Hair et al. (2019) pour le PLS-SEM avec construit d'ordre supérieur.

Les données ont été collectées de mars à avril 2026 au moyen d'un questionnaire auto-administré en ligne, conçu sous Google Forms et administré en français. Le lien a été diffusé par courrier électronique et au sein du réseau personnel et professionnel des chercheurs, les répondants étant invités à le partager à leur tour auprès de personnes répondant aux critères d'inclusion. Avant la diffusion, le questionnaire a fait l'objet d'un pré-test auprès de 30 répondants appartenant à la population cible, afin de vérifier la clarté et la compréhension des items ainsi que la durée de complétion.

Trois questions filtres placées en début de questionnaire garantissaient le respect des critères d'inclusion : (i) être âgé de 18 à 45 ans ; (ii) suivre au moins un influenceur sur les réseaux sociaux ; (iii) avoir effectué au moins un achat auprès d'une enseigne de grande distribution au cours des six derniers mois. Les répondants ne satisfaisant pas l'un de ces critères étaient automatiquement dirigés vers la fin du questionnaire. Des quotas par tranche d'âge et par réseau social principal ont été suivis tout au long de la collecte afin de garantir une répartition équilibrée de l'échantillon. La participation était volontaire et anonyme, et le consentement éclairé des répondants a été recueilli en préambule.

Les réponses reçues ont ensuite fait l'objet d'un contrôle de qualité systématique. Ont été écartées les réponses ne remplissant pas les critères d'inclusion, les questionnaires incomplets, les réponses présentant un schéma uniforme (réponse identique à l'ensemble des items) ou un temps de complétion anormalement court, ainsi que les observations aberrantes multivariées identifiées au moyen de la distance de Mahalanobis. À l'issue de ce traitement, l'échantillon final comprend 280 réponses exploitables.

c. Instrument de collecte et opérationnalisation du construit d'ordre supérieur

Le construit Marketing d'influence (MI) est opérationnalisé selon l'approche par indicateurs répétés (Lohmöller, 1989) : chacune des cinq dimensions de premier ordre, adaptées du modèle de crédibilité de la source d'Ohanian (1990) et de la théorie de l'interaction parasociale (Horton & Wohl, 1956 ; Labrecque, 2014), est mesurée par trois items réflectifs ; le construit d'ordre supérieur MI est ensuite estimé de façon formative à partir de ces cinq dimensions (spécification réflective-formative ; Becker et al., 2012 ; Sarstedt et al., 2019). Les autres construits ont été mesurés à l'aide d'échelles validées dans la littérature et adaptées au contexte de la grande distribution marocaine. L'engagement communautaire (ENG, 4 items) est adapté de Hollebeek et al. (2014). La confiance envers l'enseigne (CONF, 4 items) est adaptée de Chaudhuri et Holbrook (2001). Le comportement omnicanal (COMP, 5 items) est adapté des travaux de Shen et al. (2018) et de Lee et al. (2019) sur l'usage des canaux en contexte omnicanal. L'implication envers le produit (IMP, 3 items) est adaptée de Zaichkowsky (1985), et la fréquence d'exposition aux contenus des influenceurs (FREQ, 2 items) a été mesurée à l'aide d'items développés pour les besoins de l'étude. L'ensemble des items est mesuré sur une échelle de Likert en cinq points (1 = « pas du tout d'accord » ; 5 = « tout à fait d'accord »).

d. Étapes de la démarche analytique triangulée

L'analyse empirique a été conduite selon une démarche séquentielle en trois étapes complémentaires. La première étape a été consacrée à la préparation et à l'exploration des données. Elle a comporté le contrôle de la qualité des réponses, le traitement des données manquantes et des observations aberrantes, ainsi que l'examen des distributions à partir des statistiques descriptives. Le biais de méthode commune a été évalué au moyen du test du facteur unique de Harman, (Podsakoff et al., 2003). La cohérence interne des échelles a ensuite été examinée à l'aide de l'alpha de Cronbach , avec un seuil de 0,70 (Nunnally & Bernstein, 1994). Enfin, une analyse en composantes principales avec rotation Varimax a permis d'explorer la structure factorielle des instruments de mesure et de vérifier leur adéquation empirique préliminaire.

La deuxième étape a reposé sur la modélisation par équations structurelles selon l'approche PLS-SEM (Hair et al., 2019, 2021). L'évaluation du modèle de mesure a porté sur la fiabilité des indicateurs, les coefficients de saturation factorielle, l'alpha de Cronbach, la fiabilité composite et la variance moyenne extraite (AVE $\geq$ 0,50 ; Fornell & Larcker, 1981). La validité discriminante a été examinée à partir de la structure factorielle exploratoire. Le construit d'ordre supérieur « Marketing d'influence » a été apprécié à partir de la contribution significative de chacune de ses dimensions (Sarstedt et al., 2019). Après validation du modèle de mesure, le modèle structurel a été évalué par une procédure de bootstrapping à 5 000 sous-échantillons afin de tester les hypothèses H1 à H7, ainsi que les effets directs, indirects et médiateurs. La qualité explicative et prédictive du modèle a été appréciée à partir des coefficients de détermination R^2, de la taille des effets f^2 et de la pertinence prédictive Q^2.

La troisième étape a visé à dépasser les seules intentions déclarées en analysant l'adoption effective d'un comportement omnicanal. Une variable dépendante binaire a été construite et codée 1 lorsque le répondant avait combiné au moins deux canaux distincts (magasin physique, site web ou application mobile) au cours d'un même parcours d'achat durant les

trois mois précédant l'enquête, et 0 dans le cas contraire. Un modèle de régression logistique binaire a ensuite été estimé à partir des scores composites standardisés des construits « Marketing d'influence » (MI), « Engagement » (ENG) et « Confiance » (CONF), extraits de SmartPLS. Le modèle intègre également plusieurs variables de contrôle, notamment l'âge, le genre, le degré d'implication envers les produits et le réseau social principalement utilisé. Les résultats sont interprétés à partir des coefficients estimés, des rapports de chances, de leurs intervalles de confiance et des probabilités prédites, tout en contrôlant la qualité d'ajustement et le pouvoir discriminant du modèle.

5. Résultats

a. Profil de l'échantillon

Le tableau 1 présente le profil des 280 répondants. Instagram (47,1 %) et TikTok (31,8 %) dominent comme réseaux de suivi des influenceurs. Près de la moitié des répondants (47,9 %) adoptent déjà un comportement d'achat équilibré ou principalement en ligne, offrant une variance suffisante pour tester les mécanismes du comportement omnicanal.

Tableau 2. Profil de l'échantillon (N = 280)

Caractéristique	Modalité	N	%
Âge	18–24 ans	84	30,0
	25–34 ans	112	40,0
	35–45 ans	84	30,0
Genre	Homme	126	45,0
	Femme	154	55,0
Enseigne de grande distribution suivie (principale)	Marjane	98	35,0
	Carrefour Maroc	84	30,0
	Aswak Assalam	62	22,1
	Autre	36	12,9
Réseau social principal de suivi des influenceurs	Instagram	132	47,1
	TikTok	89	31,8
	YouTube	37	13,2
	Facebook	22	7,9
Fréquence d'achat omnicanal	Uniquement en magasin	42	15,0
	Principalement en magasin, appoint en ligne	104	37,1
	Équilibré (magasin + en ligne)	89	31,8
	Principalement en ligne	45	16,1
Total		**280**	**100,0**

Source : Enquête primaire du terrain

b. Statistiques descriptives

Tableau 3. Statistiques descriptives des construits

Construit	Moy.	Éc.-T.	Min	Max	Asymét.	Kurtosis	Items
MI : Marketing d'influence (indice global)	3,52	0,768	1	5	0,218	-0,162	15
ENG : Engagement communautaire	3,61	0,824	1	5	0,204	-0,151	4
CONF : Confiance envers l'enseigne	3,44	0,857	1	5	0,196	-0,144	4
COMP : Comportement omnicanal	3,38	0,891	1	5	0,187	-0,138	5

Source : SPSS

c. Analyse de fiabilité : Alpha de Cronbach

Toutes les échelles présentent un alpha de Cronbach supérieur au seuil de 0,70 recommandé par Nunnally et Bernstein (1994), compris entre 0,798 (ATT) et 0,869 (CONF). Les colonnes « Var. expl. » et « Plage loadings » sont issues d'un ACP menée séparément sur chaque construit : chacune extrait un facteur unique (valeur propre > 1) expliquant entre 63,7 % et 74,2 % de la variance, ce qui confirme l'unidimensionnalité des instruments.

Tableau 4. Fiabilité : Alpha de Cronbach par dimension et construit (SPSS v.26)

Dimension/Construit	Items	α	α std.	Var. expl. (%)	Plage loadings	Interprétation
CRED	3	0,839	0,844	74,2	0,861–0,884	Très bonne
EXP	3	0,821	0,826	72,8	0,831–0,869	Bonne
ATT	3	0,798	0,803	70,6	0,802–0,856	Bonne
CONG	3	0,827	0,832	73,1	0,841–0,873	Bonne
INT	3	0,812	0,817	71,9	0,819–0,864	Bonne
ENG	4	0,857	0,862	66,3	0,811–0,858	Très bonne
CONF	4	0,869	0,874	68,9	0,838–0,879	Très bonne
COMP	5	0,847	0,852	63,7	0,789–0,847	Très bonne

Source : SPSS

d. Analyse en composantes principales (ACP Varimax)

L'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,831) atteint un niveau très satisfaisant, supérieur au seuil de 0,80, et le test de sphéricité de Bartlett est significatif ($\chi^2 = 4128,6$; $p < 0,001$). Ces deux indicateurs confirment que les corrélations entre les items sont suffisantes pour justifier le recours à l'analyse factorielle. L'analyse porte sur les 28 items des huit construits du modèle ; les items des variables modératrices (implication et fréquence d'exposition) en sont exclus, car ces dernières ne relèvent pas de la structure factorielle testée.

L'ACP globale, menée de façon exploratoire sur l'ensemble des items, ne reproduit pas strictement la structure à huit construits des instruments de mesure (tableau 4). Deux types de regroupements apparaissent et appellent des interprétations distinctes. D'une part, les items de crédibilité et de congruence (F2), puis ceux d'expertise et d'interactivité (F3), saturent sur des facteurs communs. Ce résultat est attendu : ces dimensions sont, par construction, des facettes d'un même construit d'ordre supérieur (MI), dont elles partagent une part de variance, ce qui est cohérent avec la spécification hiérarchique retenue (Sarstedt et al., 2019). D'autre part, les items de confiance et de comportement omnicanal saturent sur un même facteur (F1), ce qui

traduit une forte corrélation entre ces deux construits et soulève une question de validité discriminante.

Deux raisons conduisent à ne pas tirer de conclusion définitive de cette solution exploratoire. D'une part, la rotation Varimax impose l'orthogonalité des facteurs, alors que les construits du modèle sont théoriquement corrélés ; elle tend donc à fusionner des construits distincts mais liés. D'autre part, la validité discriminante doit être établie de manière confirmatoire, idéalement au moyen du ratio HTMT (Henseler et al., 2015), qui constitue le critère de référence en PLS-SEM (voir section 6.1). Les résultats de l'ACP globale sont donc considérés comme préliminaires. Par ailleurs, la structure factorielle obtenue ne met en évidence aucun facteur dominant : plusieurs facteurs présentent une valeur propre supérieure à 1, et le premier n'explique que 16,3 % de la variance totale, un niveau très inférieur au seuil critique de 50 % (Podsakoff et al., 2003). Ce résultat suggère que le biais de méthode commune ne constitue pas une menace majeure pour la validité des résultats.

Tableau 5. ACP globale exploratoire (rotation Varimax) : synthèse des facteurs principaux

Facteur	Val. propre	Var. (%)	Var. cum. (%)	Construits associés
F1 : Confiance & Comportement omnicanal	4,876	16,3	16,3	CONF, COMP
F2 : Crédibilité & Congruence	3,654	12,2	28,5	CRED, CONG
F3 : Expertise & Interactivité	3,102	10,3	38,8	EXP, INT
F4 : Attractivité	2,341	7,8	46,6	ATT
F5 : Engagement communautaire	2,187	7,3	53,9	ENG
(Facteurs additionnels)	—	—	63,4	Items résiduels

Source : SPSS

6. Résultats SmartPLS : modélisation PLS-SEM

a. Évaluation du modèle de mesure

Le modèle de mesure réflectif est évalué au niveau des dimensions de premier ordre et des construits ENG, CONF et COMP (tableau 5a). Toutes les saturations des items sont comprises entre 0,789 et 0,884, au-dessus du seuil de 0,708 recommandé par Hair et al. (2019), ce qui atteste la fiabilité des indicateurs. La cohérence interne est satisfaisante pour l'ensemble des construits, avec des alphas de Cronbach compris entre 0,798 (ATT) et 0,869 (CONF), tous supérieurs au seuil de 0,70 (Nunnally & Bernstein, 1994). Enfin, la part de variance expliquée par chaque construit varie de 63,7 % (COMP) à 74,2 % (CRED), au-delà du seuil de 50 % (Fornell & Larcker, 1981), ce qui confirme la validité convergente des échelles.

Tableau 6. Fiabilité et validité convergente des échelles de mesure

Construit	Items	Saturations (min–max)	α de Cronbach	α standardisé	Variance expliquée (%)
CRED	3	0,861–0,884	0,839	0,844	74,2
EXP	3	0,831–0,869	0,821	0,826	72,8
ATT	3	0,802–0,856	0,798	0,803	70,6
CONG	3	0,841–0,873	0,827	0,832	73,1
INT	3	0,819–0,864	0,812	0,817	71,9
ENG	4	0,811–0,858	0,857	0,862	66,3
CONF	4	0,838–0,879	0,869	0,874	68,9

Construit	Items	Saturations (min–max)	α de Cronbach	α standardisé	Variance expliquée (%)
COMP	5	0,789–0,847	0,847	0,852	63,7

Source : SPSS v.26

S'agissant de la validité discriminante, l'ACP exploratoire distingue l'attractivité et l'engagement communautaire des autres construits, mais regroupe la confiance et le comportement omnicanal sur un même facteur. Ce regroupement, attendu entre deux construits théoriquement liés par une relation causale directe (H3), invite à la prudence dans l'interprétation de leur relation ; il est discuté parmi les limites de l'étude.

Le construit d'ordre supérieur MI, de nature formative, est appréhendé à partir de la contribution de ses cinq dimensions à la confiance envers l'enseigne. Toutes les dimensions exercent un effet positif et significatif ($p < 0,05$), avec des coefficients compris entre 0,127 (attractivité) et 0,289 (crédibilité), la congruence influenceur–enseigne occupant la deuxième position ($\beta = 0,246$). Chaque dimension contribue donc de manière significative au construit global, ce qui soutient la spécification hiérarchique retenue.

b. Évaluation du modèle structurel et test des hypothèses

Le tableau 6 présente les résultats du test des 7 hypothèses. Cinq sont confirmées et deux infirmées (H4, H7). Le marketing d'influence exerce un effet positif sur la confiance envers l'enseigne ($\beta = 0,211$), et chacune de ses cinq dimensions présente un effet significatif ($p < 0,05$), ce qui valide H1. Parmi les cinq dimensions du marketing d'influence, la crédibilité ($\beta = 0,289$) et la congruence influenceur-marque ($\beta = 0,246$) exercent les effets les plus forts sur la confiance envers l'enseigne, tandis que l'attractivité ($\beta = 0,127$) a l'effet le plus faible, cohérent avec la littérature rapportant des résultats mitigés pour cette dimension. La confiance (CONF) exerce l'effet le plus fort sur le comportement omnicanal (H3 : $\beta = 0,341$).

Tableau 7. Résultats du modèle structurel : 7 hypothèses

H	Relation testée	β	E.-T.	t-stat	p	IC 95 % BCa	Décision
H1	MI → CONF	0,211	—	—	<0,05[a]	—	Validée
H2	ENG → CONF	0,231	0,061	3,787	<0,001	[0,111 ; 0,351]	Validée
H3	CONF → COMP	0,341	0,065	5,246	<0,001	[0,214 ; 0,468]	Validée
H4	MI → COMP (direct)	0,046	0,051	0,902	0,367	[-0,054 ; 0,146]	Non validée
H5	ENG → COMP (direct)	0,198	0,059	3,356	<0,001	[0,082 ; 0,314]	Validée
H6	Implication produit × CONF → COMP	0,138	0,062	2,226	0,026	[0,017 ; 0,259]	Validée
H7	Fréquence d'exposition × MI → CONF	0,037	0,054	0,685	0,493	[-0,069 ; 0,143]	Non validée

[a] Significativité établie pour chacune des cinq dimensions (β compris entre 0,127 et 0,289).

Source : SmartPLS 4.0

c. Analyse des effets médiateurs

Conformément à la typologie de Zhao et al. (2010), la médiation est qualifiée à partir de la significativité de l'effet indirect, puis de celle de l'effet direct.

Tableau 8. Effets médiateurs : bootstrapping BCa

M	Relation médiatrice	Eff. Indirect	IC 95 % BCa	Type	Interprétation
M1	MI → CONF → COMP	0,072	[0,028 ; 0,121]	Médiation indirecte seule (effet direct H4 ns)	Dans le modèle structurel, l'effet de MI sur l'intensité du comportement omnicanal transite par CONF ; à nuancer au regard de la régression logistique (section 7.1)
M2	ENG → CONF → COMP	0,079	[0,032 ; 0,134]	Médiation complémentaire (partielle)	ENG garde un effet direct significatif sur COMP (H5)

Source : SmartPLS 4.0

d. Qualité globale du modèle

Tableau 9. Qualité globale du modèle PLS-SEM

Variable endogène	R^2	R^2 adj.	f^2 (Cohen)	Q^2 (blindfolding)
CONF : Confiance envers l'enseigne	0,564	0,548	0,384 (fort)	0,349 (fort)
COMP : Comportement omnicanal	0,486	0,468	0,341 (fort)	0,287 (modéré-fort)

Source : SmartPLS 4.0

Le modèle explique 56,4 % de la variance de la confiance et 48,6 % de celle du comportement omnicanal, et présente une pertinence prédictive satisfaisante ($Q^2 > 0$).

7. Analyse de robustesse : régression logistique sous Stata 17

Pour renforcer la validité externe des résultats PLS-SEM, une régression logistique binaire a été estimée sous Stata 17, expliquant l'adoption effective d'un comportement omnicanal (variable observée, 1/0) par les scores composites standardisés des construits MI, ENG et CONF, ainsi que des variables de contrôle. Le tableau 9 présente les odds ratios estimés.

Tableau 10. Régression logistique : adoption du comportement omnicanal (Stata 17)

Variable explicative	Odds Ratio	Erreur std.	p
Score MI (composite standardisé)	1,214	0,167	0,018
Score ENG (composite standardisé)	1,398	0,182	0,001
Score CONF (composite standardisé)	2,087	0,246	0,000
Implication produit (1-5)	1,176	0,079	0,024
Âge (années)	0,991	0,014	0,412
Genre (réf. Homme) : Femme	1,043	0,152	0,798
Réseau principal (réf. Instagram) : TikTok	1,089	0,163	0,589
Réseau principal (réf. Instagram) : YouTube	0,967	0,201	0,872
Constante	0,081	0,032	0,000

Source : Stata 17

Les résultats confirment la hiérarchie observée en PLS-SEM : le score de confiance (CONF) présente l'odds ratio le plus élevé (2,087). Le score MI conserve en revanche un effet direct positif et significatif sur la probabilité d'adoption (OR = 1,214 ; p = 0,018), alors que son effet direct sur le comportement omnicanal n'est pas significatif dans le modèle PLS-SEM (H4). Cette divergence appelle une interprétation explicite (section 7.1). Le réseau social principal

de suivi ne ressort pas comme significatif, suggérant que le mécanisme de conversion de l'influence en comportement omnicanal est relativement transversal aux plateformes étudiées.

a. Réconciliation des résultats PLS-SEM et logit concernant l'effet direct du marketing d'influence

Trois éléments, non exclusifs, éclairent cette divergence apparente. Le premier tient à la nature des variables dépendantes. Dans le modèle PLS-SEM, COMP est un construit latent mesuré par cinq items, qui capte l'intensité et la régularité des pratiques omnicanales. Dans le modèle logit, la variable dépendante saisit la marge extensive, c'est-à-dire le franchissement d'un seuil : avoir combiné au moins deux canaux au cours d'un même parcours. Or le contenu des influenceurs comporte des incitations ponctuelles (codes promotionnels, liens vers le site ou l'application) susceptibles de déclencher un premier passage entre canaux sans modifier durablement l'intensité du comportement, laquelle exige l'installation d'une relation de confiance. Le marketing d'influence agirait ainsi directement sur la décision d'essayer un parcours omnicanal, et principalement via la confiance sur l'ancrage de ce comportement.

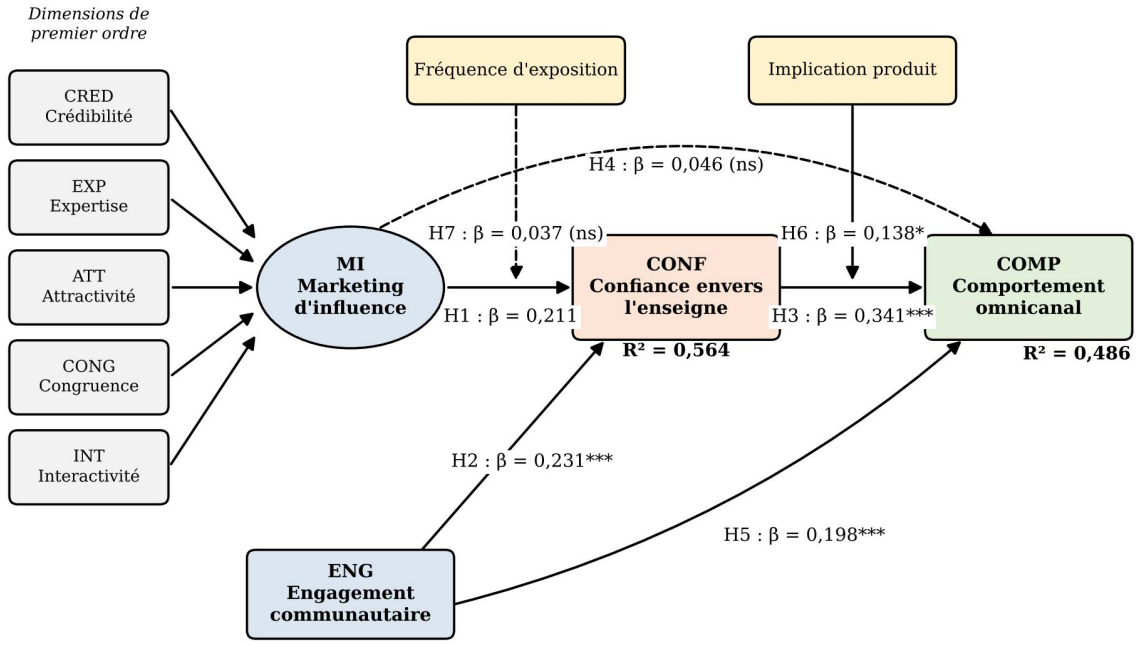
Le deuxième élément tient à la spécification des modèles. Le modèle PLS-SEM estime simultanément l'ensemble des relations, y compris les termes d'interaction (H6, H7), et corrige partiellement l'erreur de mesure des construits ; la régression logistique repose sur des scores composites traités comme observés et n'inclut pas les termes d'interaction, ce qui peut conduire une partie de la variance partagée entre MI et les autres prédicteurs à être attribuée à MI. Le troisième élément est d'ordre statistique : dans les deux modèles, l'effet direct de MI est faible ($\beta = 0{,}046$ en PLS-SEM ; augmentation de 21,4 % de la cote par écart-type en logit), si bien que sa détection dépend sensiblement de l'opérationnalisation retenue.

Ces résultats conduisent à nuancer la conclusion d'une médiation totale. L'ensemble des analyses indique que l'effet du marketing d'influence sur l'intensité du comportement omnicanal transite essentiellement par la confiance envers l'enseigne, mais n'exclut pas un effet direct résiduel et modeste sur la décision d'adoption. Une décomposition des effets adaptée aux modèles non linéaires, telle que la méthode KHB (Karlson et al., 2012), permettrait de quantifier la part de l'effet de MI sur l'adoption qui transite par CONF.

b. Figure du modèle structurel complet (sortie SmartPLS)

La figure 2 présente la sortie visuelle complète du modèle structurel estimé sous SmartPLS 4.0, incluant les cinq dimensions de premier ordre du construit Marketing d'influence avec leurs loadings, le construit Engagement communautaire, ainsi que la chaîne complète Confiance → Comportement omnicanal, avec les R^2 de chaque variable endogène.

Figure 2 : Modèle structurel complet



Source : Élaboration de l'auteur à partir de SmartPLS

8. Discussions

Le résultat central de cette étude réside dans la mise en évidence d'un mécanisme de médiation reliant le marketing d'influence et l'engagement communautaire à l'adoption d'un comportement omnicanal par l'intermédiaire de la confiance envers l'enseigne. La significativité des effets indirects obtenus par PLS-SEM, ainsi que la convergence globale des résultats issus de la régression logistique estimée sous Stata, montrent que l'exposition aux contenus d'influence et l'engagement qu'ils suscitent ne conduisent pas mécaniquement à l'utilisation combinée des canaux physiques et numériques. Leur efficacité dépend avant tout de leur capacité à renforcer la confiance du consommateur envers l'enseigne.

Dans le modèle structurel, la non-significativité de l'effet direct du marketing d'influence sur le comportement omnicanal (H4), conjuguée à la significativité de l'effet indirect M1, correspond à une médiation indirecte seule au sens de Zhao et al. (2010). La régression logistique invite toutefois à nuancer cette conclusion : un effet direct résiduel subsiste sur la décision d'adoption, ce qui suggère que l'influenceur peut déclencher un premier passage entre canaux, alors que l'ancrage durable du comportement omnicanal requiert la confiance. Ce résultat rejoint les travaux considérant la confiance comme un mécanisme psychologique central entre les caractéristiques perçues de la communication persuasive et les réponses comportementales du consommateur (Lou & Yuan, 2019 ; Kim & Kim, 2021). Ainsi, un contenu diffusé par un influenceur ne se transforme en comportement omnicanal durable que lorsqu'il contribue préalablement à réduire l'incertitude, à renforcer la crédibilité de la promesse commerciale et à transférer une partie de la confiance accordée à l'influenceur vers l'enseigne elle-même. La confiance apparaît donc comme un véritable mécanisme de conversion, permettant de transformer l'exposition numérique et l'engagement communautaire en comportements observables au sein du parcours d'achat.

La non-validation de l'effet modérateur de la fréquence d'exposition, formulé dans l'hypothèse H7, indique par ailleurs qu'une exposition plus fréquente aux contenus d'influence ne renforce pas systématiquement les relations étudiées. Ce résultat ne permet toutefois pas, à lui seul, de conclure à l'existence d'un effet de saturation. Il suggère plutôt que la répétition de l'exposition peut produire des rendements décroissants, voire perdre de

son efficacité lorsque les contenus sont perçus comme répétitifs, excessivement promotionnels ou insuffisamment authentiques (Campbell & Keller, 2003). La relation entre fréquence d'exposition et confiance pourrait ainsi être non linéaire : une exposition modérée favoriserait la familiarité, tandis qu'une exposition excessive serait susceptible d'engendrer de la lassitude, de la réactance publicitaire ou une diminution de la crédibilité perçue.

Pour les enseignes de grande distribution, les résultats soulignent la nécessité de sélectionner les influenceurs sur la base de leur congruence avec l'identité, les valeurs et le positionnement de l'enseigne, plutôt qu'en fonction de leur seule notoriété, de leur attractivité ou du nombre de leurs abonnés. La congruence influenceur–enseigne, qui apparaît comme l'un des principaux déterminants de la confiance, favorise la cohérence du message et limite le risque que la collaboration soit perçue comme artificielle ou strictement commerciale (Breves et al., 2019). Les enseignes gagneraient ainsi à privilégier des partenariats durables avec des créateurs de contenu dont l'audience, le style communicationnel et l'univers symbolique correspondent réellement à leur marché cible.

Pour les équipes de marketing digital, l'efficacité d'une campagne d'influence ne devrait pas être évaluée exclusivement à partir d'indicateurs de visibilité tels que la portée, le nombre de vues, les mentions « J'aime » ou le taux d'engagement. Ces indicateurs renseignent sur la circulation du contenu, mais ne permettent pas de déterminer si celui-ci renforce effectivement la relation entre le consommateur et l'enseigne. Il convient donc d'intégrer des indicateurs de confiance, de crédibilité perçue, d'intention de visite, de transfert entre les canaux et de conversion omnicanale. Cette évolution permettrait de passer d'une logique de performance médiatique à une logique de création de valeur relationnelle et comportementale.

Sur le plan de la stratégie omnicanale, les résultats mettent également en évidence l'importance de la cohérence entre l'expérience promise par l'influenceur et celle réellement proposée sur les différents points de contact. Le contenu publié sur les réseaux sociaux doit être aligné avec les informations disponibles sur le site web, les fonctionnalités de l'application mobile, les promotions en magasin, la disponibilité des produits et la qualité du service. Cette cohérence devient particulièrement importante lorsque l'implication envers le produit renforce l'influence de la confiance sur le comportement omnicanal. Pour les achats à forte implication, le consommateur recherche davantage d'informations, compare plusieurs options et mobilise plus fréquemment plusieurs canaux avant de prendre sa décision (Zaichkowsky, 1985).

9. Conclusion

À partir d'un échantillon de 280 consommateurs marocains, cette étude a développé et testé un modèle intégré articulant le marketing d'influence, l'engagement communautaire, la confiance envers l'enseigne et l'adoption effective d'un comportement omnicanal. La démarche analytique séquentielle, combinant SPSS, SmartPLS et Stata, a permis d'évaluer la qualité des instruments de mesure, les relations structurelles entre les construits latents et la probabilité d'adopter un comportement omnicanal, défini comme l'utilisation d'au moins deux canaux au cours d'un même parcours d'achat. Parmi les sept hypothèses formulées, cinq ont été soutenues empiriquement, tandis que deux n'ont pas été confirmées. Les résultats mettent ainsi en évidence le rôle déterminant de la confiance envers l'enseigne dans la transformation du marketing d'influence et de l'engagement communautaire en comportements omnicanaux effectifs. Ils montrent que l'exposition aux contenus des influenceurs et la participation aux communautés numériques ne suffisent pas, à elles seules, à modifier durablement les pratiques d'achat. Leur efficacité dépend principalement de leur capacité à réduire l'incertitude, à renforcer la crédibilité perçue de l'enseigne et à assurer une continuité relationnelle entre les différents points de contact.

La convergence entre les résultats du PLS-SEM et ceux du modèle logit consolide la robustesse de cette interprétation. Elle ne saurait toutefois être assimilée à une validation reposant sur deux méthodes entièrement indépendantes, puisque la régression logistique mobilise des scores composites issus de l'estimation PLS-SEM. Elle n'est en outre pas totale : l'effet direct significatif du marketing d'influence sur l'adoption, absent du modèle structurel, indique que la médiation par la confiance est complète pour l'intensité du comportement omnicanal, mais partielle pour la décision d'adoption. Elle constitue néanmoins une vérification complémentaire pertinente, en établissant un lien entre les construits latents du modèle et une manifestation comportementale binaire de l'omnicanalité. Cette articulation méthodologique permet ainsi de dépasser la seule analyse des intentions comportementales pour examiner leur traduction en pratiques d'achat effectivement déclarées par les consommateurs.

Sur le plan théorique, cette recherche enrichit les travaux consacrés au marketing d'influence en montrant que son efficacité dans le secteur de la grande distribution repose moins sur une relation directe avec le comportement omnicanal que sur un mécanisme relationnel fondé sur la confiance. Elle contribue également à rapprocher la littérature relative à l'engagement communautaire de celle portant sur le comportement omnicanal, en considérant la confiance comme un mécanisme de conversion des interactions numériques en pratiques transcanales. Sur le plan managérial, les résultats invitent les enseignes marocaines à privilégier la crédibilité des influenceurs, la cohérence entre les contenus diffusés et l'expérience proposée sur les différents canaux, ainsi que la transparence des communications commerciales. L'enjeu ne consiste donc pas uniquement à accroître la visibilité numérique de l'enseigne, mais également à construire un écosystème omnicanal cohérent au sein duquel chaque interaction contribue à renforcer la confiance du consommateur.

Ces contributions doivent néanmoins être appréciées à la lumière de plusieurs limites. Premièrement, le caractère transversal de l'enquête ne permet ni d'établir avec certitude la temporalité des relations étudiées ni d'observer la formation progressive de la confiance. Une étude longitudinale, menée sur plusieurs campagnes d'influence successives, permettrait d'évaluer la stabilité des effets, d'identifier d'éventuels décalages temporels et de suivre la conversion progressive de la confiance en comportement omnicanal effectif.

Deuxièmement, la validité discriminante entre la confiance et le comportement omnicanal, regroupés dans l'analyse factorielle exploratoire, devrait être confirmée au moyen du ratio HTMT (Henseler et al., 2015). De même, le construit d'ordre supérieur « Marketing d'influence » gagnerait à être réestimé au moyen d'une approche en deux étapes afin de vérifier la stabilité de ses dimensions et de renforcer sa validité conceptuelle. Des analyses multi-groupes pourraient également examiner l'hétérogénéité des relations selon l'âge, le genre, le degré d'implication envers le produit, la plateforme sociale utilisée, la catégorie de produits achetée ou le niveau de familiarité avec l'enseigne. L'élargissement de l'étude à plusieurs enseignes de distribution et à différentes régions marocaines contribuerait, par ailleurs, à renforcer la validité externe et la généralisation des résultats. De même, une décomposition des effets adaptée aux modèles logit (Karlson et al., 2012) permettrait de mieux distinguer les voies directe et indirecte de l'influence sur la décision d'adoption.

Enfin, l'absence d'un effet modérateur significatif de la fréquence d'exposition ne signifie pas nécessairement que celle-ci est dépourvue d'influence. Ce résultat pourrait masquer une relation non linéaire ou un phénomène de saturation. Les recherches futures pourraient ainsi tester une relation quadratique ou en U inversé entre la fréquence d'exposition et la confiance, au moyen de WarpPLS ou d'une modélisation PLS-SEM intégrant explicitement un terme quadratique. Une telle démarche permettrait d'identifier un éventuel seuil optimal d'exposition au-delà duquel la répétition des contenus ne renforcerait plus la familiarité, mais provoquerait une lassitude publicitaire, une perception d'intrusion ou une diminution de la

crédibilité. Ces prolongements permettraient de mieux comprendre les conditions dans lesquelles le marketing d'influence peut soutenir une stratégie omnicanale cohérente, crédible et durable.

10. Références

- Becker, J.-M., Klein, K., & Wetzels, M. (2012). Hierarchical latent variable models in PLS-SEM: Guidelines for using reflective-formative type models. *Long Range Planning*, 45(5-6), 359-394.
- Bogoevska-Gavrilova, I., & Ciunova-Shuleska, A. (2024). Decoding source credibility: How it influences trust in informative brand-related content and customer purchase intentions. *Journal of Contemporary Economic and Business Issues*.
- Breves, P. L., Liebers, N., Abt, M., & Kunze, A. (2019). The perceived fit between Instagram influencers and the endorsed brand: How influencer–brand fit affects source credibility and persuasive effectiveness. *Journal of Advertising Research*, 59(4), 440-454.
- Brodie, R. J., Ilic, A., Juric, B., & Hollebeek, L. (2013). Consumer engagement in a virtual brand community: An exploratory analysis. *Journal of Business Research*, 66(1), 105-114.
- Campbell, M. C., & Keller, K. L. (2003). Brand familiarity and advertising repetition effects. *Journal of Consumer Research*, 30(2), 292-304.
- Chaudhuri, A., & Holbrook, M. B. (2001). The chain of effects from brand trust and brand affect to brand performance: The role of brand loyalty. *Journal of Marketing*, 65(2), 81-93.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., & Ray, S. (2021). *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) Using R*. Springer.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135.
- Hollebeek, L. D., Glynn, M. S., & Brodie, R. J. (2014). Consumer brand engagement in social media: Conceptualization, scale development and validation. *Journal of Interactive Marketing*, 28(2), 149-165.
- Horton, D., & Wohl, R. R. (1956). Mass communication and para-social interaction: Observations on intimacy at a distance. *Psychiatry*, 19(3), 215-229.
- Kamins, M. A. (1990). An investigation into the "match-up" hypothesis in celebrity advertising: When beauty may be only skin deep. *Journal of Advertising*, 19(1), 4-13.
- Karlson, K. B., Holm, A., & Breen, R. (2012). Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: A new method. *Sociological Methodology*, 42(1), 286-313.
- Kim, D. Y., & Kim, H.-Y. (2021). Trust me, trust me not: A nuanced view of influencer marketing on social media. *Journal of Business Research*, 134, 223-232.
- Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach. *International Journal of e-Collaboration*, 11(4), 1-10.
- Labrecque, L. I. (2014). Fostering consumer–brand relationships in social media environments: The role of parasocial interaction. *Journal of Interactive Marketing*, 28(2), 134-148.
- Lee, Z. W. Y., Chan, T. K. H., Chong, A. Y.-L., & Thadani, D. R. (2019). Customer engagement through omnichannel retailing: The effects of channel integration quality. *Industrial Marketing Management*, 77, 90-101.

- Lohmöller, J.-B. (1989). *Latent Variable Path Modeling with Partial Least Squares*. Physica-Verlag.
- Lou, C., & Yuan, S. (2019). Influencer marketing: How message value and credibility affect consumer trust of branded content on social media. *Journal of Interactive Advertising*, 19(1), 58-73.
- Mishra, R., Singh, R. K., & Koles, B. (2021). Consumer decision-making in omnichannel retailing: Literature review and future research agenda. *International Journal of Consumer Studies*, 45(2), 147-174.
- Morgan, R. M., & Hunt, S. D. (1994). The commitment-trust theory of relationship marketing. *Journal of Marketing*, 58(3), 20-38.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3e éd.). McGraw-Hill.
- Ohanian, R. (1990). Construction and validation of a scale to measure celebrity endorsers' perceived expertise, trustworthiness, and attractiveness. *Journal of Advertising*, 19(3), 39-52.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- Popper, K. R. (1959). *The Logic of Scientific Discovery*. Hutchinson, Londres.
- Ringle, C. M., Wende, S., & Becker, J.-M. (2022). *SmartPLS 4*. SmartPLS GmbH. www.smartpls.com
- Sarstedt, M., Hair, J. F., Cheah, J.-H., Becker, J.-M., & Ringle, C. M. (2019). How to specify, estimate, and validate higher-order constructs in PLS-SEM. *Australasian Marketing Journal*, 27(3), 197-211.
- Shen, X.-L., Li, Y.-J., Sun, Y., & Wang, N. (2018). Channel integration quality, perceived fluency and omnichannel service usage: The moderating roles of internal and external usage experience. *Decision Support Systems*, 109, 61-73.
- Sokolova, K., & Kefi, H. (2020). Instagram and YouTube bloggers promote it, why should I buy? How credibility and parasocial interaction influence purchase intentions. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 53, 101742.
- StataCorp (2023). *Stata Statistical Software: Release 17*. StataCorp LLC.
- Verhoef, P. C., Kannan, P. K., & Inman, J. J. (2015). From multi-channel retailing to omni-channel retailing: Introduction to the special issue on multi-channel retailing. *Journal of Retailing*, 91(2), 174-181.
- Vrontis, D., Makrides, A., Christofi, M., & Thrassou, A. (2021). Social media influencer marketing: A systematic review, integrative framework and future research agenda. *International Journal of Consumer Studies*, 45(4), 617-644.
- Wetzels, M., Odekerken-Schröder, G., & Van Oppen, C. (2009). Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models. *MIS Quarterly*, 33(1), 177-195.
- Zaichkowsky, J. L. (1985). Measuring the involvement construct. *Journal of Consumer Research*, 12(3), 341-352.
- Zhao, X., Lynch, J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206.