

**Assurance automobile : Prédiction de l'acte de résiliation initié par les assurés et l'analyse de l'impact des items constitutifs des déterminants de désabonnement sur leurs comportements à l'échéance.**

**Automobile insurance: Prediction of the act of cancellation initiated by policyholders and analysis of the impact of the items making up the determinants of unsubscribing on their behavior at the end of the term.**

**Zakaria Rouaine, (Doctorant)**

*Laboratoire : Économie, Management, et développement des organisations  
Faculté d'économie et de gestion de Kénitra  
Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

**Mounir Jerry, (Enseignant-Chercheur)**

*Faculté d'économie et de gestion de Kénitra  
Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

**Ahlam Qafas, (Enseignant-Chercheur)**

*Ecole Nationale de Commerce et de Gestion de Kénitra, Maroc  
Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

**Adresse de correspondance :**

Faculté d'économie et de gestion de Kénitra  
Université Ibn Tofail  
Maroc (Kénitra)  
B.P 242-Kénitra  
rouainezakaria@gmail.com

**Déclaration de divulgation :**

Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts :**

Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts

**Citer cet article :**

Rouaine, Z., Jerry, M., & Qafas, A. (2020). Assurance automobile : Prédiction de l'acte de résiliation initié par les assurés et l'analyse de l'impact des items constitutifs des déterminants de désabonnement sur leurs comportements à l'échéance. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 1(3), 277-297. <https://doi.org/10.5281/zenodo.4282383>

**DOI: 10.5281/zenodo.4282383**

**Published online:** November 20, 2020

Copyright © 2020 – IJAFAME



## **Assurance automobile : Prédiction de l'acte de résiliation initié par les assurés et l'analyse de l'impact des items constitutifs des déterminants de désabonnement sur leurs comportements à l'échéance.**

### **Résumé**

Presque la majorité des études sur la clientèle se sont généralement axées sur le concept de la fidélité et les clients fidèles plutôt que sur les motifs incitateurs de changement des prestataires de services. Actuellement les fournisseurs de services, tentent d'attirer et fidéliser les clients à travers un ensemble de procédés. Ces manœuvres viennent pour répondre aux exigences circonstancielles de l'environnement des organisations, comme l'intensité élevée de la concurrence, la faiblesse des marges bénéficiaires, la similitude des prestations offertes, les progrès techniques et technologiques, etc. L'importance de la fidélisation des clients par leurs fournisseurs dans le cadre de la rentabilité des prestataires, est défendue par les travaux de Rust Roland T. et Anthony J. Zahorik (1993), Storbacka Kaj Tore Strandvik, et Christian Grönroos (1998), où ils résumant qu'il est plus rentable de collaborer avec des clients réguliers et fidèles que d'en acquérir des nouveaux.

Par contre, la fidélité d'un prospect ne le prive pas de mettre fin à sa relation avec son fournisseur habituel, dans ces éventualités il s'avère plus judicieux de comprendre les raisons pour lesquelles les prospects choisissent de changer leurs fournisseurs, ou autrement dit, explorer les motifs d'insatisfaction induisant à leur commutation. Dans ce sillon, notre article vise à prédire l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance initiée par l'assuré, et analyser l'impact d'un assortiment de déterminants stimulateurs de désabonnement sur sa décision de cessation de sa relation avec son assureur actuel.

**Mots clés :** Assurance automobile, Déterminants de résiliations, Modèles linéaires généralisés, Régression logistique binaire

**Classification JEL :** Assurance - Compagnies d'assurance - Études actuarielles

**Type de l'article :** Recherche appliquée

### **Abstract**

Almost all customer research has tended to focus on the concept of loyalty and loyal customers rather than on the drivers of change in service providers. Currently, service providers are trying to attract and retain customers through a variety of processes. These maneuvers come in response to the circumstantial requirements of the organizations' environment, such as high intensity of competition, low profit margins, similarity of services offered, technical and technological advances, etc. The importance of customer loyalty on the part of suppliers in the context of providers' profitability is defended by the work of Rust Roland T. and Anthony J. Zahorik (1993), Storbacka Kaj Tore Strandvik, and Christian Grönroos (1998), where they summarize that it is more profitable to collaborate with regular and loyal customers than to acquire new ones.

On the other hand, a prospect's loyalty does not prevent him from terminating his relationship with his regular supplier. In such cases, it makes more sense to understand the reasons why prospects choose to switch suppliers, or in other words, to explore the reasons for dissatisfaction leading to their switching. In this vein, our article aims to predicting the act of the termination of auto insurance contracts at maturity initiated by the insured, and analyze the impact of an assortment of unsubscribing drivers on his decision to terminate his relationship with his current insurer.

**Keywords:** Automobile insurance, Generalized linear models, Binary logistic regression, Termination determinants

**Classification JEL:** Insurance - Insurance Companies - Actuarial Studies

**Type of Article:** Applied Research

## 1. Introduction

Le succès des organisations dépend non seulement de la satisfaction des prospects à l'égard des services offerts, mais également de la prévention de leur défection. Cependant, rares sont les recherches portant sur la dissolution de la relation entre l'entité et son portefeuille client. En outre, en saisissant mieux le processus de désabonnement des clients, il sera plus aisé de prévenir et d'empêcher l'acte résiliation tout en essayant de récupérer ceux qui sont perdus et d'attirer des nouveaux. Par ailleurs, Berger P., Bolton R., Bowman D. et al. (2002), expliquent que le client est une capitale entité, offrant à toute organisation une source de revenus et également de coûts, en représentant une composante intégrale dans la création de la valeur nette globale de l'entreprise.

Toutefois, la valeur individuelle de chaque prospect a été appréhendée par différents auteurs et sous différents angles. En citant par exemple, le travail sur la valeur de la durée de vie du client (customer lifetime value CLV) de Venkatesan R. et Kumar V. en (2004), l'étude de la part du client dans le portefeuille d'entreprise publié par Cooil B., Keiningham T., Aksoy L., et al. (2007), les écrits de Shah, D., Kumar V., Qu Y., et al. (2012) sur les achats croisés, et l'œuvre de Kumar V. et Reinartz W. (2006) portant sur la taille du portefeuille client et le coût du service offert à ce dernier par rapport à la valeur qu'il apporte à l'entreprise.

En étant des interrelations caractérisées par un certain dynamisme, la nature des interconnexions existantes entre les clients et leurs fournisseurs représente un moteur influant le processus de cessation et la stratégie à mettre en œuvre (Giller C. et Matear S. (2001)). Dans le même contexte, plusieurs travaux ont mis l'accent sur la nature de ces corrélations et leur impact sur le processus du désabonnement ou de rupture de relation, en citant l'œuvre de (Halinen A. et Tähtinen J. 2002), (Roos I., 1999) et (Tähtinen J., Matear S. et Gray B. 2000) [11], expliquant que la nature de la relation se manifeste comme étant une construction temporelle et un édifice forgé entre les deux acteurs client-fournisseur, formulant une raison pour laquelle les liaisons entre ces deux derniers peuvent prendre fin. De son côté, Ganesan S. (1994) notifie dans son ouvrage « Determinants of long-term orientation in buyer-seller relationships » que les conditions dans lesquelles une relation client-fournisseur se développe sont susceptibles de jouer aussi un rôle important dans le maintien de relations à long terme, tout en influençant aussi la durée de ces relations et les décisions postérieures des clients de changer de fournisseur d'une manière décisive, comme l'expliquent Reinartz W. J. et Kumar V. (2003) dans leur écrit « The impact of customer relationship characteristics on profitable lifetime duration ». Keaveney S. M. (1995) signale dans son œuvre « Customer switching behavior in service industries : an exploratory study » que le désabonnement d'un prospect peut être un résultat d'un incident négatif. Alors que Coulter R. A., et Ligas M. (2000) rajoute dans leur livre « The long good-bye : the dissolution of customer-service provider relationships » que le processus de dissolution de la relation peut s'engager qu'à travers un stimulus et un assortiment de facteurs incitatifs de la rupture. Aussi Giller C. et Matear S. (2001) expliquent que le début de la fin de la relation commence lors d'une interaction entre l'événement déclencheur et l'état actuel de la relation. Michalski S. (2002) se prononce sur l'étape qui succède le changement en précisant qu'une fois le processus de commutation démarre, le chemin suivant peut-être mieux décrit en termes de caractéristiques, de phases et de types de processus.

Le client dispose de deux alternatives, soit de mettre fin à sa relation avec son fournisseur de services ou de la poursuivre. Cette décision finale dépend essentiellement de la nature de l'interrelation et de son évolution dans le temps. Selon Halinen A. et Tähtinen J. (2002), la cessation désigne la fin du processus de commutation ou de changement du fournisseur. A ce moment les liens commencent à s'affaiblir, mais on peut assister à une intensification temporaire des interactions pour essayer d'ajuster et de corriger les attributs participants au

déclin de la relation et la décision de changement. Dans ce sens, Coulter R. A. et Ligas M. (2000) avisent qu'après la dissolution, certains clients réfléchissent sur la possibilité de retour dans le futur à leur fournisseur qui ont choisi de quitter. Pour cela Michalski S. (2002), Stauss B. et Friege C. (1999) ont fait la distinction dans leurs travaux entre les relations avec les clients qui sont susceptibles ou non d'être réactivées moyennant des stratégies de rétablissement des relations. Ci-dessous, nous présentons un schéma simplifié du processus de dissolution tout en démontrant comment les relations client-fournisseur arrivent à leur fin incitée par plusieurs influents comme le notifie Halinen A. et Tähtinen J. (2002), en décrivant également comment les relations fluctuent avec le temps, comme il est souligné dans les ouvrages de Halinen A. (1997) et Van de Ven A. H. (1992). Cette figure aborde le processus de dissolution en croisant pour ce motif les facteurs statiques (déclencheur et déterminants) et dynamique (phases et étapes) comportant trois stades, initiale, processus et résultats.

Frederick F. Reichheld et W. Earl Sasser Jr. (1990), explique dans leur ouvrage « Zero defections: quality comes to services » qu'une corrélation négative existe entre le nombre de clients perdus et le revenu d'entreprise. Un constat persistant, pour mener une étude dans ce sillon. Jaana Tähtinen et Virpi Havila (2004) dans leur écrit « Editorial : enhancing research in exchange relationship dissolution » avisent qu'en approfondissant la compréhension des causes du départ des clients, nous augmentons les chances de résoudre l'énigme de la continuité de ces derniers avec leur fournisseur actuel. Cependant, les clients qui choisissent de rester avec leur compagnie initiale, soit par rétention ou par réactivation subséquente, génèrent non seulement une augmentation du chiffre d'affaires, mais aussi participent à une réduction des coûts en étant moins coûteux, par rapport aux scénarios d'acquérir de nouveaux prospects (Ganesh J., Arnold M. J. and Reynolds K.E. (2000)). Par contre Susan M. Keaveney et Madhavan Parthasarathy, (2001) suggèrent que l'attraction de nouveaux clients moyennant le bouche-à-oreille positif est moins onéreuse. Aussi, plus les clients restent dans l'organisation, moins ont tendance de la quitter (Heide J.B. et Weiss A. M. 1995). Cet ensemble de réflexions renvoie à comprendre que l'acte de désabonnement est « un processus de décision de rester ou de sortir d'un client concernant une relation d'affaires existante » (Michalski S., (2002)), engendrant une perte de croissance, une menace de pérennité, et une augmentation des coûts. Tous ces motifs ont formé une réelle motivation pour entamer et approfondir des recherches sur l'initiative imprévue et inattendue de la cessation de relation initiée par les clients à l'égard de leurs fournisseurs habituels. Dans cet article nous tenterons de prédire l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile à leur échéance et d'analyser l'impact d'un assortiment d'items constitutifs des déterminants de résiliation sur la décision des assurés de mettre un terme à leurs engagements au moment de fin de contrats.

## **2. Méthodologie de recherche**

Dans une intention de modéliser l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance initiée par les assurés, plusieurs variables explicatives se sont mises en œuvre afin de mieux saisir le comportement des prospects à la fin de leurs engagements. Toutefois les assurés se trouvent face à un choix dichotomique conférant à renouveler les contrats d'assurance ou de les résilier définitivement à la fin de leurs durées de vie. Dans notre article nous nous polariserons sur la modélisation de l'acte de désabonnement décidé par les prospects et incité par l'impact d'un assortiment de déterminants susceptibles de renforcer la volonté de cessation de la relation entre l'assuré et son assureur habituel. Pour parvenir à cette fin nous avons utilisé la méthode de la régression logistique binaire représentant l'une des importantes extensions des modèles linéaires généralisés (GLM).

## 2.1. Choix du modèle de régression logistique binaire

Les essais de Hosmer D. W., Lemeshow S. (2000) ainsi que les travaux de King G., et Zeng L. (2001), soulignent que la régression logistique est appréhendée comme un choix statistique pertinent, pour les situations dans lesquelles l'occurrence d'un résultat binaire doit être prédite. Par ailleurs, Burns R. B., Burns R., et Burns, R. P. (2008), Muijs D., (2010) ont proposé des clarifications des étapes nécessaires pour effectuer une telle analyse à l'aide d'une panoplie de progiciels statistiques, tels que SPSS, R, etc. Tandis que l'explication des phases de réalisation de cette analyse dans différents contextes particuliers ont été aussi évoquées sur de nombreux sites web, comme il a été souligné dans les œuvres de Greenhouse J. B., Bromber, J. A., et Fromm D. A. (1995) ainsi que les écrits de Wuensch D. (2009).

## 2.2. Contexte

Dans notre étude, la variable réponse « l'acte de résiliation » est binaire à deux modalités qu'on peut codifier par 1 en cas de résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance et 0 si les assurés choisissent de les renouveler. Soit  $Y$  l'événement « acte de résiliation » représentant notre variable à expliquer, nous disposant donc de deux probabilités :

- $\pi (Y = 1)$  : correspond à la probabilité que l'acte de résiliation survienne
- $\pi (Y = 0)$  : correspond à la probabilité que l'acte de résiliation ne survienne pas

L'idée principale de cette prospection est de modéliser les probabilités de résiliation conditionnées par un assortiment d'items constitutifs des variables explicatives :

$$\pi (x) = P (Y = 1|X = x) \text{ et } 1 - \pi (x) = P (Y = 0|X = x)$$

Notre modèle est formulé de la manière suivante :

$$g (\pi (x)) = \beta \cdot X$$

La fonction  $g$  représente la fonction lien qu'on est censé de définir,  $\beta$  le vecteur des coefficients de régression renvoyant à l'intensité des variables explicatives sur la variable réponse, et  $X$  le vecteur des variables explicatives. La détermination de la fonction lien confère à mettre le point sur les valeurs que peut accepter  $\pi(x)$  (0 ou 1) et que  $(\beta \cdot X)$  peut prendre n'importe quelle valeur de l'ensemble  $\mathbb{R}$ . Dans ce contexte, la régression logistique binaire consiste à modéliser la transformation « *logit* » de  $\pi(x)$  par une fonction linéaire de nos ( $p$ ) variables explicites.

## 2.3. Transformation logit

Nous travaillons sur un échantillon de  $n$  observations indépendantes de  $y_i$ , avec  $i = \{1, 2, \dots, n\}$ .  $y_i$  désigne une variable aléatoire dépendante présentée sous la forme d'un vecteur colonne tel que,  $y_i = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  exprimant la valeur d'une variable qualitative dite réponse  $y_i$  de résultat binaire, qui peut prendre deux valeurs 0 ou 1, évoquant respectivement l'absence ou la présence de la caractéristique étudiée.

Nous considérons également un ensemble de  $p$  variables explicatives désignées par la matrice du plan d'expérience  $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$  regroupant les vecteurs colonne des variables indépendantes, de taille  $(n \times p)$  et de rang  $(p)$ , d'où  $(x_i)$  est le vecteur ligne de ces variables explicatives associées à l'observation ( $i$ ) tel que,  $i = \{1, 2, \dots, n\}$ , et le vecteur colonne  $(\beta)$  de dimension  $p$  des paramètres inconnus du modèle. Nous considérons que  $y_i$  est une réalisation d'une variable aléatoire qui peut prendre les valeurs 1 dans le cas de la résiliation du contrat d'assurance automobile ou 0 dans le cas de renouvellement du contrat d'assurance automobile avec des probabilités  $(\pi)$  et  $(1-\pi)$ , respectivement.

La distribution de la variable réponse  $y_i$  est appelée distribution de *Bernoulli* avec le paramètre  $(\pi)$ . Et on peut noter  $y_i \sim \mathcal{B}(1, \pi)$ . Soit la probabilité conditionnelle que le résultat soit absent exprimé par  $P(y_i = 0|X) = 1 - \pi$  et présent, dénotée  $P(y_i = 1|X) = \pi$ , où  $X$  est la matrice des variables explicatives avec  $p$  vecteurs colonne. La modélisation des variables de réponse qui n'ont que deux résultats possibles, qui sont "la présence" et "l'absence" de l'événement étudié,

se fait généralement par régression logistique (Alan Agresti 2010). Les modèles de résiliation sont basés sur des modèles de régression statistique, dont le plus connu est le modèle logistique, qui fait partie de la grande classe des modèles linéaires généralisés (glm) introduits par John Nelder et Robert Wedderburn (1972) [35]. Le Logit du modèle de régression logistique est donné par l'équation :

$$\text{logit}(\pi(x)) = \ln\left(\frac{\pi(x)}{1-\pi(x)}\right) = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{ik} \quad \text{d'où : } i = \{1, 2, \dots, n\}$$

D'où la probabilité de résiliation peut s'apprécier de la manière suivante :

$$\pi(x) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_j)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_j)}$$

#### 2.4. Odds et Odds-ratios

Rapport des cotes ou rapport des chances (odds ratio en anglais "OR") est un procédé statistique utilisée pour valoriser l'association entre deux variables aléatoires qualitatives. Ce procédé est utilisé souvent en régression logistique pour mesurer un effet relatif. En sachant qu'on est dans un cas d'une variable réponse  $y_i$  dichotomique (régression logistique binaire), la probabilité d'avoir  $Y=1$  sachant que  $X=x$  est notée  $\pi_i$ . Nous déterminons la chance (odds) de la réalisation de  $(Y = 1|X = x)$  plutôt que d'avoir  $(Y = 0|X = x)$  par le rapport  $\{\pi\}/\{1-\pi\}$ . L'odds-ratios peut s'exprimer de la manière suivante :

$$\text{OR} = \frac{\pi(x+1)/[1-\pi(x+1)]}{\pi(x)/[1-\pi(x)]}$$

#### 2.5. Estimation des paramètres $\hat{\beta}$ des équations non-linéaires de la distribution de Bernoulli en utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance (Mle)

Si la variable réponse  $y_i$  prend strictement deux valeurs 0 ou 1, l'expression de  $\pi$  avec un  $y_i$  qui égal à 1 étant donné  $X$ , peut s'écrire comme  $P(y_i = 1|X)$ . Par contre la quantité  $1-\pi$  donne la probabilité conditionnelle que  $y_i$  soit égal à 0 étant donné  $X$ , peut s'exprimer par  $P(y_i = 0|X)$ . Ainsi, pour  $y_i = 1$ , la contribution à la fonction de vraisemblance est  $\pi$ , par contre lorsque  $y_i = 0$ , la contribution à cette fonction est  $1-\pi$ . Cette contribution à la fonction de vraisemblance sera exprimée de la manière suivante :

$$\pi^{y_i} (1 - \pi)^{1-y_i}$$

Le maximum de vraisemblance est l'un des procédés d'estimation les plus utilisés pour déterminer les valeurs des paramètres inconnus  $\hat{\beta}$  qui maximisent la probabilité d'obtenir un ensemble de données observées. En d'autres termes, la fonction du maximum de vraisemblance explique la probabilité des données observées sur la base de paramètres de régression inconnus  $\hat{\beta}$ . Cette méthode a été développée par le statisticien britannique Ronald Aylmer Fisher entre (1912 – 1922) comme il a été assigné dans l'ouvrage de John Aldrich " R. A. Fisher and the making of maximum likelihood 1912-1922 " diffusé en (1997). Le but de cette méthode est de trouver des estimations des  $\beta$  de  $p$  variables explicatives afin de rendre maximale la probabilité d'observation de la variable réponse  $Y$ . l'utilisation de la méthode du maximum de vraisemblance (Mle), pour estimer les  $P+1$  paramètres inconnus  $\hat{\beta}$  peut s'écrire ainsi :

$$L(y_1, y_2, y_3, \dots, y_n, \pi) = \prod_{i=1}^n (\pi)^{y_i} (1 - \pi)^{1-y_i}$$

### 3. Résultats et discussion

La présente étude porte sur le secteur d'assurance au Maroc, plus particulièrement la branche d'assurance automobile, comme il est évoqué ci-dessus, comprenant la région de Rabat-Salé-Kénitra, et adopte l'utilisation d'un questionnaire en ligne pour la collecte de données. On dispose des réponses de 1000 assurés contribuant dans la modélisation de l'acte de résiliation des contrats d'assurance à leurs échéances conditionnées par l'impact d'un assortiment d'items

constitutifs des variables explicatives de la décision de désabonnement. On présente tout d'abord les variables explicatives sélectionnées pour cette étude :

- Les augmentations injustes des prix (Prime : (X<sub>1</sub>))
- La perception de la qualité du service (Qualité : (X<sub>2</sub>))
- L'engagement du prestataire envers le client (Engagement : (X<sub>3</sub>))
- Les incidents de colère (Colère : (X<sub>4</sub>))
- L'implication des consommateurs (Implication : (X<sub>5</sub>))
- Les coûts de changement de fournisseur (Coûts : (X<sub>6</sub>))
- L'attractivité alternative (Alternatives : (X<sub>7</sub>))

Nous avons procédé à extraire les items constitutifs des sept variables indépendantes citées ci-dessus pour s'établir sur 16 items permettant de prédire l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance et qu'on présentera dans le tableau ci-dessous :

**Tableau 1 :** Les items constitutifs des variables explicatives de l'acte de résiliation initié par l'assuré à l'échéance

Items	Désignations
<b>AIP (1)</b>	L'augmentation injuste des prix de [00%-10%[
<b>AIP (2)</b>	L'augmentation injuste des prix de [10%-20%[
<b>AIP (3)</b>	L'augmentation injuste des prix de [20%-30%[
<b>AIP (4)</b>	L'augmentation injuste des prix de [30%-40%[
<b>AIP (5)</b>	L'augmentation injuste des prix de [40%-50%[
<b>QUAL (1)</b>	La défaillance au niveau des services avant souscription du contrat d'assurance (réactivité, facilité de communication, flexibilité, etc.)
<b>QUAL (2)</b>	La défaillance au niveau des services durant la période du contrat (informations, documents complémentaires, etc.)
<b>QUAL (3)</b>	La défaillance au niveau des services après le sinistre (réactivité, qualité du service, délais de traitement des dossiers sinistres, etc.)
<b>ENG (1)</b>	L'engagement - Les intérêts et les avantages tirés de la relation avec votre assureur actuel -
<b>ENG (2)</b>	L'engagement - Le respect des normes et instructions du contrat signé avec votre assureur actuel -
<b>ENG (3)</b>	L'engagement - L'attachement à l'égard de votre compagnie d'assurance -
<b>COL (1)</b>	L'incident de colère dû à "un grave problème survenu avec votre compagnie d'assurance"
<b>COL (2)</b>	L'incident de colère dû à "la persistance du problème avec votre compagnie d'assurance"
<b>COL (3)</b>	L'incident de colère dû à "l'irresponsabilité de votre compagnie d'assurance"
<b>IMP (1)</b>	Le degré de connaissance de votre produit assurance automobile
<b>IMP (1)</b>	La relation affective avec votre compagnie d'assurance automobile
<b>COÛTS (1)</b>	Les coûts de rupture (la perte des anciens avantages, et le risque d'effectuer un mauvais choix)
<b>COÛTS (2)</b>	Les coûts d'apprentissage (coût de recherche + coût d'adaptation avec le nouvel assureur)
<b>COÛTS (3)</b>	Les coûts fixes (le temps et les efforts alloués pour consolider la nouvelle relation)
<b>ALT</b>	Le degré de connaissance des alternatives que présente le marché d'assurance automobile.

**Source :** Auteurs

### 3.1. Test de fiabilité

Après avoir tiré les résultats du test de fiabilité (tableau 2) conçu entre les 16 éléments constitutifs des variables explicatives de la décision de résiliation (variable réponse binaire Y), dans un motif d'assurer la légitimité et la validité des mesures estimées, nous constatons que la valeur du coefficient de fiabilité  $\hat{\alpha} = 0.727$  dépassant le seuil minimum conventionnel de  $\alpha = 0,70$  (Nunnally J. C. (1978), Darren et Mallery (2008)). Cette valeur de  $\hat{\alpha} = 0.727 \geq 0.7$  annonce que les items introduits dans cette étude portent une cohérence interne satisfaisante.

**Tableau 2 : Statistique de fiabilité**

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments standardisé	Nombre d'éléments
0,727	0,726	16

**Source :** Auteurs

Le coefficient mesurant la fiabilité de la cohérence interne entre les dimensions est Alpha de Cronbach observé  $\hat{\alpha} = 0,727 \in I.C5\% = [0.701 - 0.751]$ , avec une taille d'échantillon  $n = 1000$ , un nombre d'items de variables indépendantes  $k = 16$  constituant l'échelle utilisée, un  $ddl1 = (n - 1) = 999$  et un  $ddl2 = (n - 1)(k - 1) = 14985$ . On remarque également que les valeurs obtenues sont hautement significatives avec un  $p = 0.000 < 0.05$ .

**Tableau 3 : Coefficient de corrélation intra-classe**

	Corrélation Intra-classe	Intervalle de confiance à 95 %		Test Fisher			
		Borne inférieur	Borne supérieur	Valeur	ddl(1)	ddl(2)	Sig.
Mesures uniques	0.142	0.128	0.158	3.657	999	14985	0.000
Mesures moyennes	0.727	0.701	0.751	3.657	999	14985	0.000

**Source :** Auteurs

### 3.2. Test de Cramer

La valeur absolue de  $|V|$  de Cramer peut varier dans un intervalle de  $[0,1]$  allant d'une plus faible association entre la variable réponse et les items explicatives dans le cas où la valeur de  $|V|$  est comprise entre  $0.05 \leq |V| \leq 0.1$  à une puissante liaison ou dite colinéarité lorsque  $|V|$  est située entre  $0.8 \leq |V| \leq 1$  (Voire tableau 5). Dans notre cas, on remarque que les items constitutifs des variable explicatives sont dotés d'une liaison significative avec la variable expliquée. Par ailleurs, les trois items du coût de changement et l'attractivité des alternatives présentent une association modérée avec la résiliation des contrats d'assurance automobile à leurs échéances présentant un  $|V|$  de Cramer  $\geq 0.144$ . Toutefois, les items des autres variables prédictives tels que les variations injustes des prix, la perception de la qualité du service, l'engagement du prestataire envers le client, les incidents de colère, et l'implication des consommateurs, notifient une importante liaison avec la variable réponse où  $|V|$  de Cramer dépasse largement 0.2.



**Tableau 4:** *V de Cramer*

Variables	Items	Valeurs	Signification approximative
Prime	[00%-10%[	0,324	0,000
	[10%-20%[		
	[20%-30%[		
	[30%-40%[		
	[40%-50%[		
Qualité	QUAL (1)	0.340	0,000
	QUAL (2)	0.359	0,000
	QUAL (3)	0.383	0,000
Engagement	ENG (1)	0.312	0,000
	ENG (2)	0.329	0,000
	ENG (3)	0.317	0,000
Colère	COL (1)	0.282	0,000
	COL (2)	0.276	0,000
	COL (3)	0.284	0,000
Implication	IMP (1)	0.240	0,000
	IMP (2)	0.243	0,000
Coûts	COÛTS (1)	0.177	0,000
	COÛTS (2)	0.172	0,000
	COÛTS (3)	0.193	0,000
ALT	ALT	0.144	0,000

**Source :** *Auteurs*

L'interprétation du test est fournie par Louis et Parker (1992) comme suit :

**Tableau 5 :** *Interprétations de V de Cramer*

Valeur absolue de V de Cramer	Intensité de la relation entre les variables
Entre 0 et 0.10	Liaison négligeable
Entre 0.10 et 0.20	Très faible liaison
Entre 0.20 et 0.40	Liaison modérée
Entre 0.40 et 0.60	Liaison relativement forte
Entre 0.60 et 0.80	Forte liaison
Entre 0.80 et 1	Très forte liaison (colinéarité)

**Source :** *Auteurs, inspiré des travaux de Louis M. Rea et Richard A. Parker (1992)*

### 3.3. Test Khi-deux

Nous utilisons le test d'indépendance ( $\chi^2$ ) afin de justifier la liaison existante entre les items de chaque variable explicative (X) et la variable réponse (Y). Autrement dit, nous examinons la présence ou l'absence du lien statistique entre les items des variables qualitatives indépendantes et la variable dichotomique expliquée. Pour cette fin, nous proposons l'hypothèse nulle, soit  $H_0$  décrivant l'indépendance entre la distribution des deux variables. En termes de valeur p, l'hypothèse nulle  $H_0$  est généralement rejetée lorsque  $p \leq 0,05$ . Après avoir élaboré le test d'indépendance de khi-deux entre l'ensemble des items des variables prédictives et la variable réponse, nous présentons les résultats du test dans les tableaux ci-dessous :

**Tableau 6 : Test de khi-deux entre l'AIP et l'acte de résiliation**

		Valeur	ddl	Signification
<b>Prime</b>	<b>Khi-deux de pearson</b>	105.021	5	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	64.601	5	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	63.787	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source :** Auteurs

Nous constatons d'après les résultats du test de khi-deux que les variations positives et injustes des primes sont liées d'une manière hautement significative avec la variable réponse, soulignant une valeur de Khi-deux de Pearson de 105.021, un ddl = 5, et une signification asymptotique (bilatérale) de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats renvoient à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, la variable explicative dotée d'un seul item à une forte liaison avec la variable dépendante (Y). C'est-à-dire qu'une augmentation injuste des primes d'assurance automobile impactera directement et largement la décision d'un assuré à mettre fin à son contrat d'assurance à l'échéance.

**Tableau 7 : Test de khi-deux entre les items de la qualité et l'acte de résiliation**

		Valeur	ddl	Signification
<b>QUAL (1)</b>	<b>Khi-deux de Pearson</b>	115.861	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	120.041	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	107.773	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
<b>QUAL (2)</b>	<b>Khi-deux de Pearson</b>	129.034	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	156.438	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	104.987	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
<b>QUAL (3)</b>	<b>Khi-deux de Pearson</b>	146.941	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	139.790	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	124.666	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source :** Auteurs

Le test d'indépendance de khi-deux entre les items de la variable explicative "perception de la qualité des services d'assurance" et la variable réponse Y "résiliation du contrat d'assurance automobile à l'échéance" dévoile qu'il existe une véritable association entre eux. Cette liaison hautement significative confère à une valeur de Khi-deux de Pearson de 115.861, un ddl = 4 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$  pour le premier item QUAL (1). Quant au second item QUAL (2), la valeur de Khi-deux de Pearson est de 129.034, un ddl = 4 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Par rapport au troisième item QUAL (3), la valeur de Khi-deux de Pearson est de 146.941, un ddl = 4 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats renvoient à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, les trois items représentant la perception de la qualité de service d'assurance ont une énorme influence sur la variable réponse (Y). C'est-à-dire qu'une défaillance au niveau des services offerts par l'assureur engendrera une forte probabilité qu'un assuré choisit de le quitter à la fin de son contrat.

**Tableau 8 : Test de khi-deux entre les items de l'engagement et l'acte de résiliation**

		Valeur	ddl	Signification
ENG (1)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	97.489	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	109.669	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	65.251	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
ENG (2)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	108.219	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	124.260	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	71.575	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
ENG (3)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	100.358	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	119.567	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	67.552	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source :** Auteurs

Les résultats du tableau ci-dessus explicitent la liaison entre les trois items ENG (1), ENG (2), et ENG (3) décrivant la variable explicative "engagement de l'assureur à l'égard de son assuré" et la variable réponse binaire Y exposant la résiliation ou le renouvellement de contrat à la fin de sa période. Cette association est concrétisée par la valeur de Khi deux de Pearson de 97.489, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$  pour l'item ENG (1). En termes de deuxième item ENG (2), la valeur de Khi deux de Pearson est de 108.219, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Pour l'item ENG (3), la valeur de Khi deux de Pearson est de 100.358, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats renvoient à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, les trois items évoquant l'engagement de l'assureur envers son assuré sont positivement corrélés avec la variable dépendante. C'est à dire, un faible engagement du prestataire induit fort probablement à une décision de résiliation des assurés de leurs contrats d'assurance automobile.

**Tableau 9 : Test de khi-deux entre les items de la colère et l'acte de résiliation**

		Valeur	ddl	Signification
COL (1)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	79.361	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	100.178	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	54.248	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
COL (2)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	76.379	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	92.330	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	32.436	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
COL (3)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	80.938	4	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	91.004	4	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	33.982	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source :** Auteurs

Le tableau du test de khi-deux ci-dessus décrit la liaison entre les trois items COL (1), COL (2), et COL (3) formulant la variable explicative "incidents de colère" et la variable expliquée

Y. Cette liaison confère à une valeur de khi-deux de Pearson de 79.361, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$  pour le premier item COL (1). Par contre le second item COL (2) annonce une valeur de khi-deux de Pearson de 76.379, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Quant au troisième item COL (3), la valeur de khi-deux de Pearson est de 80.938, un ddl = 4, et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats permettent de rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, les trois items cités ci-dessus sont positivement reliés à la décision de résiliation. C'est à dire, que plus l'assuré est en colère de son fournisseur, plus il est destiné à mettre fin à son contrat.

**Tableau 10** : Test de khi-deux entre les items de l'implication et l'acte de résiliation

		Valeur	ddl	Signification
IMP (1)	<b>Khi-deux de pearson</b>	57.534	3	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	52.048	3	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	16.128	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
IMP (2)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	59.271	3	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	71.446	3	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	24.894	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source** : Auteurs

D'après le test de khi-deux, il existe un lien significatif entre les items de l'implication IMP (1), et IMP (2) et la variable réponse Y. Cette liaison est engagée par la valeur statistique du khi-deux de Pearson de 57.534, un ddl = 3 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$  pour le premier item IMP (1). Quant au second item IMP (2), la valeur statistique du khi-deux de Pearson est de 59.271, un ddl = 3 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats démontrent qu'il faut rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, les deux items cités ci-dessus sont positivement reliés à la décision de résiliation. C'est à dire, que plus l'assuré est impliqué envers les produits d'assurance automobile et son assureur, plus il est capable d'instaurer des comparaisons avec les autres alternatives, et mettre fin à son contrat s'il trouve mieux ailleurs.

**Tableau 11** : Test de khi-deux entre les items des coûts et l'acte de résiliation

		Valeur	ddl	Signification
COÛTS (1)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	31.266	2	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	31.440	2	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	24.767	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
COÛTS (1)	<b>Khi-deux de Pearson</b>	29.752	3	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	28.401	3	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	29.355	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-
COÛTS (1)	<b>Khi-deux de pearson</b>	37.147	2	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	38.054	2	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	35.142	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source** : Auteurs

En matière de coût de changement de l'assureur, le test de khi-deux précise qu'il existe une relation significative entre les trois items COÛT (1), COÛT (2), et COÛT (3), et la variable dépendante Y. Cette liaison est estimée par la valeur statistique du khi-deux de Pearson de 31.266, un ddl = 2, et une une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$  pour le premier item COÛT (1). Au sujet du second item COÛT (2), la valeur statistique du khi-deux de Pearson est de 29.355, un ddl = 2, et une une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . A propos du troisième item COÛT (3), la valeur statistique du khi-deux de Pearson est de 37.147, un ddl = 2, et une une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ces résultats renvoient à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$  et retenir l'hypothèse alternative  $H_1$ . Autrement dit, l'importance du coût de changement est lié inversement à la décision de résiliation. C'est à dire plus le coût de changement est important, moins est la volonté de quitter son fournisseur actuel.

**Tableau 12 : Test de khi-deux entre les items des Alternatives et l'acte de résiliation**

		Valeur	ddl	Signification
ALT	<b>Khi-deux de Pearson</b>	20.844	3	0.000
	<b>Rapport de vraisemblance</b>	18.566	3	0.000
	<b>Association linéaire par linéaire</b>	15.612	1	0.000
	<b>Nombre d'observations valides</b>	1000	-	-

**Source :** Auteurs

Le test de khi-deux met en évidence une association significative entre l'item ALT et la variable réponse Y. D'après le test, la valeur statistique du khi-deux de Pearson est de 20.844, un ddl = 3 et une signification asymptotique de  $p = 0,000 \leq 0,05$ . Ce résultat explicite qu'il faut rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, la connaissance des alternatives qu'offre le marché d'assurance est susceptible d'engager le processus de la dissolution de la relation entre l'assuré et son assureur.

### 3.4. Prédiction de l'acte de résiliation du contrat d'assurance automobile à l'échéance

Dans cette étape nous procédons à réaliser la régression logistique binaire pour prédire l'acte de résiliation initié par les assurés moyennant le logiciel SPSS. Nous présentons ci-dessus les résultats les plus importants pour l'étude.

**Tableau 13 : Récapitulatif de traitement des observations**

Observations non pondérées		N	Pourcentage
Observations sélectionnées	Incluses dans l'analyse	1000	100%
	Observations manquantes	0	0%
	Total	1000	100%
		0	0%
<b>Total</b>		1000	100%

**Source :** Auteurs- SPSS

La prospection est fondée sur les réponses d'un échantillon de  $n = 1000$  individus, répondant sur un assortiment de questions dans un objectif d'analyser les déterminants impactant la résiliation des assurés de leurs contrats d'assurance automobile à l'échéance. 100 questionnaires ont été écartés de l'étude à cause de l'incomplétude des réponses saisies, pour garder 1000 questionnaires valides.

**Tableau 14 :** Codage de la variable dépendante Y

Valeur d'origine	Valeur interne
Renouvellement des contrats d'assurance automobile à l'échéance	0
Résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance	1

Source : Auteurs- spss

Le tableau ci-dessus représente la façon dont elle est codée la variable dépendante ou à prédire Y. Elle prend le code (1) en cas de résiliation de contrat d'assurance automobile à l'échéance, et le code (0) en cas de renouvellement de contrat à la date d'expiration.

**Tableau 15 :** Les variables de l'équation (bloc 0)

		$\hat{\beta}$	E.S	Wald	ddl	Sig.	Exp ( $\hat{\beta}$ )
<b>Pas 0</b>	<b>Constante</b>	1.983	0.097	418.232	1	0.000	7.264

Source : Auteurs - SPSS

Le tableau des variables de l'équation (bloc 0), nous présente la valeur du coefficient de la constante  $\beta_0 = 1.815$ . Ce tableau n'acquiert pas une énorme importance par la communauté des chercheurs, mais nous dévoile un excellent niveau de signification  $p = 0.000$ , pour mettre en évidence la capacité de prédiction des résultats du modèle qu'avec la constante  $\beta_0$ . Toutefois, ces résultats ne sont précis que dans la proportion de 86% des cas. Néanmoins, on ne peut qu'être sûr que notre modèle de base dispose d'un pouvoir prédictif.

**Tableau 16 :** Test de Hosmer et Lemeshow (bloc 1)

Pas	Khi- deux	ddl	Sig.
<b>1</b>	4.938	7	0.662

Source : Auteurs - SPSS

Le principe du test de Hosmer et Lemeshow consiste à comparer les valeurs attendues et observées des modalités de la variable réponse, après regroupement des individus en classes. On utilise ensuite le test de Khi-deux pour calculer la distance entre les fréquences observées et prédites. Lorsque cette distance est relativement petite, on considère que le modèle est parfaitement ajusté. Le test repose sur l'acceptation ou le rejet de l'hypothèse nulle  $H_0$ . Dans notre cas, le seuil de significativité  $p = 0.662 \geq 0.05$  renvoie à retenir l'hypothèse nulle  $H_0$ . Autrement dit, le modèle utilisé est parfaitement calibré. C'est-à-dire que le modèle est parfaitement ajusté aux données.

**Tableau 17 :** Ajustement du modèle (bloc 1)

Modèle	Critères d'ajustement du modèle			Tests du rapport de vraisemblance		
	AIC	BIC	-2 Log de vraisemblance	Khi-deux	ddl	Sig.
<b>Constante uniquement</b>	738.439	743.347	736.439	-	-	-
<b>Final</b>	553.424	538.074	437.424	299.015	15	0.000

Source : Auteurs - SPSS

Akaike Information Criterion (AIC) est une grandeur statistique qui permet de dévoiler la qualité d'un modèle statistique quelconque. Tout comme le Bayesian Information criterion (BIC), le modèle qui sera choisi entre une multitude de modèles candidats, est celui qui aura la plus faible valeur d'AIC. Dans notre cas, on remarque que l'introduction des items des variables explicatives n'a fait que décroître la valeur de l'AIC passant d'un AIC = 738.439 dans le cas du modèle nul, jusqu'à un AIC = 553.424 avec l'introduction de tous les items des variables explicatives. Également, on constate la dégradation d'un BIC d'une valeur de 743.439 dans la

situation du modèle de base, pour atteindre un BIC = 538.074 au stade de l'introduction des seize items des variables explicatives du modèle. Ce décroissement ne peut s'expliquer que par une meilleure qualité d'ajustement du modèle utilisé aux données collectées. Cependant, tous les items utilisés seront donc sélectionnés pour prédire l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile à l'échéance.

**Tableau 18** : Tableau des variables de l'équation (bloc 1)

Variables	Items	$\hat{\beta}$	ddl	Sig.	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Intervalles de confiance 95% pour Exp ( $\hat{\beta}$ )	
						Inf.	Sup.
<b>Prime</b>	[00%-10%[	0.318	1	0.000	-0.318	0.728	0.637
	[10%-20%[	1.059	1	0.000	2.884	2.349	3.541
	[20%-30%[	1.428	1	0.000	4.169	3.222	5.395
	[30%-40%[	2.004		0.000	7.418	5.157	10.671
	[40%-50%[	2.775	1	0.000	16.044	9.193	28.003
<b>Qualité</b>	QUAL (1)	0.511	1	0.000	1.668	1.347	1.861
	QUAL (2)	0.396	1	0.001	1.486	1.186	1.861
	QUAL (3)	0.537	1	0.000	1.711	1.365	2.144
<b>Engagement</b>	ENG (1)	0.436	1	0.000	1.546	1.256	1.903
	ENG (2)	0.525	1	0.000	1.691	1.320	2.165
	ENG (3)	0.410	1	0.001	1.507	1.190	1.908
<b>Colère</b>	COL (1)	0.481	1	0.000	1.617	1.347	1.942
	COL (2)	0.265	1	0.009	1.303	1.069	1.589
	COL (3)	0.264	1	0.008	1.302	1.072	1.581
<b>Implication</b>	IMP (1)	0.407	1	0.000	1.502	1.203	1.875
	IMP (2)	0.620	1	0.000	1.859	1.431	2.415
<b>Coûts</b>	COÛTS (1)	-0.365	1	0.012	0.649	0.522	0.924
	COÛTS (2)	-0.342	1	0.043	0.711	0.510	0.990
	COÛTS (3)	-0.472	1	0.001	0.624	0.474	0.821
<b>Alternatives</b>	ALT	0.871	1	0.007	2.388	1.273	4.482

**Source** : Auteurs - SPSS

Le tableau ci-dessus met à notre disposition les coefficients de régression  $\hat{\beta}$ , la statistique Wald pour tester la signification statistique, le rapport des cotes  $Exp(\hat{\beta})$  appelé aussi l'odds-ratio, et en fin les intervalles de confiance des odds-ratio (OR) pour chaque item constitutif des variables explicatives mises en œuvre dans l'étude. Avant t'entamer l'analyse des résultats obtenus, on constate que l'assortiment des items utilisés ont en général, un effet hautement significatif sur la variable binaire dépendante « résiliation/renouvellement des contrats d'assurance automobile à l'échéance ». Cette significativité est illustrée par un  $p \leq 0.05$  pour la totalité des items introduits dans la prospection.

Toutefois, nous détaillons ultérieurement pour chaque item, la significativité asymptotique

(p) qui lui est appropriée. Les cinq intervalles ascendants décrivant la première variable "augmentation injuste des primes" disposent d'un  $p$  (AIP) =  $0.000 \leq 0.05$ . En outre les seuils de significativité des autres items sont élucidés comme suit :  $p$ (QUAL 1) =  $0.000 \leq 0.05$ ,  $p$ (QUAL 2) =  $0.001 \leq 0.05$ , et  $p$ (QUAL 3) =  $0.000 \leq 0.05$  pour la seconde variable "perception de la qualité des services d'assurance". Ensuite,  $p$ (ENG 1) =  $0.000 \leq 0.05$ ,  $p$ (ENG 2) =  $0.000 \leq 0.05$ , et  $p$ (ENG 3) =  $0.001 \leq 0.05$  pour la troisième variable "engagement de l'assureur envers son assuré". Puis,  $p$ (COL 1) =  $0.000 \leq 0.05$ ,  $p$ (COL 2) =  $0.009 \leq 0.05$ , et  $p$ (COL 3) =  $0.008 \leq 0.05$  pour la quatrième variable "incidents de colère". Après,  $p$ (IMP 1) =  $0.000 \leq 0.05$ , et  $p$ (IMP 2) =  $0.000 \leq 0.05$  pour la cinquième variable "implication de l'assuré". De plus,  $p$ (COÛTS 1) =  $0.012 \leq 0.05$ ,  $p$ (COÛTS 2) =  $0.043 \leq 0.05$ , et  $p$ (COÛTS 3) =  $0.001 \leq 0.05$  pour la sixième variable "coût de changement de l'assureur". Finalement  $p$ (ALT) =  $0.007 \leq 0.05$  pour la septième variable "attractivité des alternatives".

Par ailleurs, il est facile d'interpréter la significativité statistique de l'association entre la variable réponse dichotomique  $Y$ , et les items des variables explicatives du modèle. Cette association est estimée par la comparaison du seuil de significativité  $p$  de chaque item par rapport au seuil de signification conventionnelle  $\alpha = 0.05$ . Toutefois, en étant des tests d'hypothèse, les tests statistiques supposent qu'un  $p \leq 0.05$ , conduit à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ , exposant l'existence d'une relation significative entre les termes des variables explicatives et la variable dépendante  $Y$ . Par contre, il s'avère insensé d'interpréter les coefficients de régression  $\beta$ , mais, il nous permet de saisir le sens de variation entre les items explicatifs du modèle et la variable à prédire  $Y$ . autrement dit, un signe positif du coefficient de régression  $\hat{\beta}$  signifie une variation dans le même sens entre les termes du modèle et la variable binaire réponse. Par contre, un signe négatif de  $\hat{\beta}$  confère à une relation inverse entre eux.

Néanmoins, l'exponentiel de  $\hat{\beta}$  (" $\exp(\hat{\beta})$ ") renvoie à un terme statistiquement facile à interpréter. Pourtant, l'" $\exp(\hat{\beta})$ " appelée odds-ratio (OR), ou aussi rapport des cotes, est un estimateur statistique mesurant l'effet des items introduits dans l'étude sur la variable dépendante. La colonne  $\exp(\hat{\beta})$  (Odds Ratio) nous divulgue les différentes intensités d'associations entre l'assortiment des items et la variable expliquée. Conformément à notre cas, on peut affirmer qu'une augmentation injuste des primes d'assurance automobile peut engendrer différents comportements d'assurés. Toutefois, une augmentation de [00%-10%[, entraîne une faible chance de résiliation (OR = 0.728 , IC<sup>5%</sup> = [0.637 , 0.831]). Par contre, une augmentation de [10%-20%[ introduit presque trois fois plus de chance que l'assuré choisit de résilier son contrat que de le renouveler (OR = 2.884 , IC<sup>5%</sup> = [2.349 , 3.541]). Alors qu'une augmentation de [20%-30%[ occasionne quatre fois plus de chance qu'un assuré décide de mettre fin à son contrat d'assurance (OR = 4.169 , IC<sup>5%</sup> = [3.222 , 5.395]). Par ailleurs, une augmentation de [30%-40%[ provoque sept fois plus de chance que l'assuré cesse son engagement avec son assureur habituel à l'échéance (OR = 7.418 , IC<sup>5%</sup> = [5.157 , 10.671]). Et en fin, une augmentation de [40%-50%[ introduit seize fois plus de chance que l'assuré décide d'abandonner son prestataire actuel que de souscrire un nouveau contrat à son terme (OR = 16.044 , IC<sup>5%</sup> = [9.193 , 28.003]).

Dans un objectif de prévoir la décision de résiliation initiée par l'assuré à l'échéance, nous essayons d'instaurer une simulation afin d'examiner différents scénarios de choix du prospect en matière du degré d'impact des items constituant les variables explicatives mises en œuvre dans cette étude. Pour cette fin, l'assuré accorde une note allant de 1 à 5 (échelle de Likert) exprimant l'incidence de chaque item sur son comportement de résiliation à la fin de son contrat d'assurance automobile. Soit la fonction logistique contenant les seize items des variables explicatives :



$$\pi = \frac{1}{1 + \exp \left( \frac{-(-12.9273 + 0.318(X11) + 1.059(X12) + 1.428(X13) + 2.004(X14) + 2.775(X15) + 0.511(X21) + 0.396(X22) + 0.537(X23) + 0.436(X31) + 0.525(X32) + 0.410(X33) + 0.481(X41) + 0.256(X42) + 0.264(X43) + 0.407(X51) + 0.620(X52) - 0.365(X61) - 0.342(X62) - 0.472(X63) + 0.871(X71))}{1} \right)}$$

Où :

- $\pi$  (Y=1) : Résiliation du contrat d'assurance automobile à l'échéance.
- $\pi$  (Y=0) : Renouvellement du contrat d'assurance automobile à l'échéance.

Dans cette simulation, on supposera dans un premier temps que l'assuré attribuera la même notation à tous les items constitutifs des variables indépendantes introduites dans notre étude. Nous décidons de juger que le choix d'assuré sera orienté vers le renouvellement si la probabilité de résiliation est inférieure ou égale à 0.5 ( $\pi \leq 0.5$ ). Par contre si la probabilité de résiliation est supérieure à 0.5 ( $\pi > 0.5$ ), ceci traduira une décision de résiliation du contrat d'assurance automobile à l'échéance initié par l'assuré. D'où on peut écrire :

- $\pi > 0.5$  : Résiliation du contrat d'assurance automobile à l'échéance.
- $\pi \leq 0.5$  : Renouvellement du contrat d'assurance automobile à l'échéance.

Nous résumons les résultats des probabilités de résiliation des assurés obtenus  $\pi$  dans le tableau ci-dessous après avoir attribué la même note à tous les items :

**Tableau 19** : Les probabilités de résiliation dans différents scénarios

Items des variables explicatives		Scénario 1		Scénario 2		Scénario 3		Scénario 4		Scénario 5	
		Note	$\pi$	Note	$\pi$	Note	$\pi$	Note	$\pi$	Note	$\pi$
AIP (1)	X11	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
AIP (2)	X12	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
AIP (3)	X13	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
AIP (4)	X14	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
AIP (5)	X15	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
QUAL (1)	X21	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
QUAL (2)	X22	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
QUAL (3)	X23	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
ENG (1)	X31	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
ENG (2)	X32	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
ENG (3)	X33	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COL (1)	X41	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COL (2)	X42	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COL (3)	X43	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
IMP (1)	X51	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
IMP (1)	X52	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COÛTS (1)	X61	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COÛTS (2)	X62	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
COÛTS (3)	X63	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99
ALT	X71	1	0.31	2	0.99	3	0.99	4	0.99	5	0.99

Source : Auteurs - SPSS

Pour expliciter les résultats du tableau ci-dessus, on effectuera le calcul de deux des scénarios, en choisissant par exemple le cas où l'assuré n'attribue aucune importance aux variables explicatives de l'acte de résiliation en attribuant une note de 1 à tous les items, et un second où il octroie un faible intérêt aux déterminants de commutation en remplaçant tous les items par la note 2.

**Scénario 1 :**

$$\pi = \frac{1}{1 + \exp \left( \frac{-(-12.9273 + 0.318(1) + 1.059(1) + 1.428(1) + 2.004(1) + 2.775(1) + 0.511(1) + 0.396(1) + 0.537(1) + 0.436(1) + 0.525(1) + 0.410(1) + 0.481(1) + 0.256(1) + 0.264(1) + 0.407(1) + 0.620(1) - 0.365(1) - 0.342(1) - 0.472(1) + 0.871(1))}{1} \right)}$$

$$\pi = 0.3102 < 0.5$$

Ce résultat démontre que lorsque l'assuré n'est pas influencé par les items explicatifs de l'acte de résiliation, il est dans la mesure de renouveler son contrat d'assurance automobile à l'échéance, enregistrant une probabilité de résiliation de 31.02% et une éventualité de renouvellement de 68.98%.

**Scénario 2 :**

$$\pi = \frac{1}{1 + \exp \left( \frac{-(-12.9273 + 0.318(2) + 1.059(2) + 1.428(2) + 2.004(2) + 2.775(2) + 0.511(2) + 0.396(2) + 0.537(2) + 0.436(2) + 0.525(2) + 0.410(2) + 0.481(2) + 0.256(2) + 0.264(2) + 0.407(2) + 0.620(2) - 0.365(2) - 0.342(1) - 0.472(2) + 0.871(2))}{1} \right)}$$

$$\pi = 0.999 \approx 1 > 0.5$$

Ce résultat démontre que lorsque l'assuré est légèrement influencé par les items constitutifs des variables explicatives de l'acte de résiliation, sa probabilité de désabonnement augmente à 99,99%, explicitant la forte sensibilité des assurés de la région Rabat-Salé-Kénitra à l'égard des antécédents de résiliation.

**4. Conclusion**

La réussite des organisations dépend non seulement de la fidélisation des clients, mais aussi de la prévention de leur défection. Cependant, rares sont les recherches portant sur la cessation de la relation entre la firme et sa clientèle. Autrement dit, en saisissant mieux les facteurs impliqués dans le processus de dissolution, il sera plus aisé de prévenir et d'empêcher la résiliation tout en essayant de récupérer les clients perdus et d'attirer de nouveaux prospects. Moyennant cet article, nous avons essayé d'analyser l'impact d'un assortiment d'items constitutifs des déterminants de résiliation sur le comportement des assurés à l'échéance de leurs contrats d'assurance automobile. Cet essai vise en premier lieu de mesurer et d'analyser l'incidence de chaque item sur l'acte de résiliation initié par l'assuré à la fin de son engagement, et en second lieu, d'assister les prestataires d'assurance dans leurs politiques et leurs manières d'entreprendre avec leurs prospects dans une perspective de croissance.

La prédiction de l'acte de résiliation des contrats d'assurance automobile initiée par l'assuré a suscité l'utilisation de la méthode de régression logistique binaire pour la modélisation de son choix dichotomique résumé dans le renouvellement ou le désabonnement de l'engagement contractuel avec son prestataire habituel. Les travaux de Hosmer D. W., Lemeshow S. (2000) ainsi que les travaux de King G., et Zeng L. (2001), démontrent que la régression logistique binaire est appréhendée comme étant un choix statistique pertinent, pour les situations dans lesquelles l'occurrence d'un résultat binaire doit être prédite. Toutefois, nous avons utilisé

l'estimateur du maximum de vraisemblance (Mle) pour l'appréciation des paramètres inconnus  $\hat{\beta}$  explicitant le sens de variation de chaque item par rapport à la variable réponse.

Avant d'entamer cette étude, nous avons proposé un test de fiabilité entre les 16 items constitutifs des variables explicatives de la décision de résiliation afin d'assurer la légitimité et la validité des mesures estimées. Ce test a divulgué un coefficient de fiabilité  $\hat{\alpha} = 0.727$  dépassant le seuil minimum de  $\alpha = 0,70$ , (Darren et Mallery (2008)) exposant une cohérence interne satisfaisante entre les items introduits dans cette analyse.

Nous avons également utilisé le test d'indépendance ( $\chi^2$ ) afin d'examiner la présence ou l'absence du lien statistique entre les items des variables qualitatives indépendantes (X) et la variable dichotomique expliquée (Y). Pour cette fin, nous avons proposé l'hypothèse nulle, soit  $H_0$  décrivant l'indépendance entre la distribution des deux variables. En termes de valeur p, l'hypothèse nulle  $H_0$  est généralement rejetée lorsque  $p \leq 0,05$ . Après avoir élaboré le test d'indépendance de khi-deux entre l'ensemble des items des variables prédictives et la variable réponse, nous aboutissons à une valeur générale de  $p = 0.000 < 0,05$  dévoilant qu'il existe une relation hautement significative entre les items explicatifs et la variable réponse.

Après avoir vérifié la présence des connexions entre les items explicatifs et la variable réponse, l'usage de la méthode de la régression logistique binaire nous a permis de valoriser et d'analyser l'incidence de chaque item sur la décision de résiliation probable moyennant le calcul des odds-ratio ( $\text{Exp}(\hat{\beta})$ ). Dans notre étude tous les items utilisés ont marqué un impact significatif sur l'acte de résiliation. Cet effet a été démontré par les simulations présentées à la fin de notre essai où l'assuré dispose d'une grave sensibilité à l'augmentation injuste des primes, la défaillance de la qualité des services offerts, la déficience au niveau de l'engagement, et les incidents de colères provoqués par l'assureur. Par ailleurs, d'autres facteurs peuvent inciter davantage la cessation de la relation par l'assuré tels que son degré d'implication, l'attractivité de la concurrence et les faibles coûts de commutation.

## Références :

- (1). Berger, P., Bolton, R. Bowman, D., et al. (2002) 'Marketing Actions and the Value of Customer Assets: A Framework for Customer Asset Management,' *Journal of Service Research* 5: 39–54.
- (2). Burns, R. B., Burns, R., & Burns, R. P. (2008). *Business research methods and statistics using SPSS*. London: Sage.
- (3). *Business & Industrial Marketing*, 16(2), 94-112.
- (4). *Business & Industrial Marketing*, 16(2), 94-112.
- (5). Cooil, B., Keiningham, T. Aksoy, L., et al. (2007) 'A Longitudinal Analysis of Customer Satisfaction and Share of Wallet: Investigating the Moderating Effect of Customer Characteristics', *Journal of Marketing* 71(1): 67–83.
- (6). Coulter, R. A., & Ligas, M. (2000). The long good-bye: the dissolution of customer-service provider relationships. *Psychology & Marketing*, 17(8), 669-695.
- (7). Coulter, R. A., & Ligas, M. (2000). The long good-bye: the dissolution of customer-service provider relationships. *Psychology & Marketing*, 17(8), 669-695.
- (8). D. Wuensch (2009). *Binary logistic regression with PASW/SPSS*.
- (9). David W. HOSMER, and Stanley LEMESHOW, "applied logistic regression", June 2000.
- (10). Ganesan, S. (1994). Determinants of long-term orientation in buyer-seller relationships.
- (11). Ganesh, J., Arnold, M. J., & Reynolds, K. E. (2000). Understanding the customer base of service providers: an examination of the differences between switchers and stayers. *Journal of Marketing*, 64(3), 65-87.

- (12). Gary KING and Langche ZENG. "logistic Regression in Rare Events Data". Political Analysis, pages 137–163, 2001.
- (13). Giller, C., & Matear, S. (2001). The termination of inter-firm relationships. Journal of
- (14). Giller, C., & Matear, S. (2001). The termination of inter-firm relationships. Journal of
- (15). Greenhouse, J. B., Bromberg, J. A., & Fromm, D. A. (1995). An introduction to logistic regression with an application to the analysis of language recovery following a stroke. Journal of Communication Disorders, 28, 229–246.
- (16). Grönroos, C. (1988), "Service Quality: The Six Criteria of Good Perceived Service Quality", Review of Business, 9 (Hiver), 10-13.
- (17). Halinen, A. (1997). Relationship Marketing in Professional Services - A Study of Agency-Client Dynamics in the Advertising Sector. London: Routledge.
- (18). Halinen, A., & Tähtinen, J. (2002). A process theory of relationship ending. International
- (19). Heide, J. B., & Weiss, A. M. (1995). Vendor consideration and switching behavior for buyers in high-technology markets. Journal of Marketing, 59(July), 30-43.
- (20). <http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/MV/Multreg/Logistic-SPSS.pdf>. Downloaded 12/5/12.
- (21). J. A. NELDER and R. W. M. WEDDERBURN. "generalized Linear Models". Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General), pages 370–384, 1972.
- (22). Jaana Tähtinen & Virpi Havila (2004): Enhancing Research in Exchange Relationship Dissolution, Journal of Marketing Management, 20:9-10, 919-926
- (23). Journal of Marketing, 58(2), 1-19.
- (24). Journal of Service Industry Management, 13(2), 163-180.
- (25). Keaveney, S. M. (1995). Customer switching behavior in service industries: an exploratory study. Journal of Marketing, 59 ((April 1995)), 71-82.
- (26). Keaveney, S. M., & Parthasarathy, M. (2001). Customer Switching Behavior in Online
- (27). Kumar, V. and Reinartz, W. (2006) 'Customer Relationship Management: A Databased Approach', John Wiley & Sons, Hoboken NJ.
- (28). Ian. Agresti, « Analysis of Ordinal Categorical Data », John Wiley and Sons Inc., 2010.
- (29). Louis M. Rea et Richard A. Parker, "Designing and Conducting Survey Research" (1992)
- (30). Michalski, S. (2002). Relationship dissolution: a theoretical and empirical study of customer switching and customer reactivation processes in the banking industry (summary of a doctoral dissertation). Paper presented at the 2nd Nordic Workshop on Relationship Dissolution (NoRD2002).
- (31). Muijs D. (2010). Doing quantitative research in education with SPSS. London: Sage.
- (32). Reichheld, Frederick F. Sasser W. Earl Jr. (1990), Zero Defections: Quality Comes to Services, Harvard Business Review, September-October 1990, 105-111.
- (33). Reinartz, W. J., & Kumar, V. (2003). The impact of customer relationship characteristics on profitable lifetime duration. Journal of Marketing, 67(January), 77-99.
- (34). Roos, I. (1999). Switching processes in customer relationships. Journal of Service Research, 2(1), 68-85.
- (35). Rust, R.T. and Zahorik, A.J. (1993), "Customer satisfaction, customer retention, and market share", Journal of Retailing, Vol. 69, Summer, pp. 193-215.
- (36). Services: An Exploratory Study of the Role of Selected Attitudinal, Behavioral, and Demographic Factors. Journal of the Academy of Marketing Science, 29(4), 374-390.
- (37). Shah, D., Kumar, V. Qu, Y., et al. (2012) 'Unprofitable Cross-Buying: Evidence from Consumer and Business Markets', Journal of Marketing 76: 78–95.
- (38). Stauss, B., & Friege, C. (1999). Regaining service customers - Costs and benefits of regain management. Journal of Service Research, 1(4), 347-361.
- (39). Strategic Management Journal (Special Issue 13 (summer)), 169-188.
- (40). Tähtinen, J., & Halinen, A. (2002). Research on ending exchange relationship: a categorization, assessment and outlook. Marketing Theory, 2(2), 165-188.

- (41). Tähtinen, J., Matear, S., & Gray, B. (2000). The Reasons Relationships End - A literature integration and extension into an international channels context, Working Papers (Vol. 15). Oulu, Finland: Faculty of Economics and Industrial Management.
- (42). Van de Ven, A. H. (1992). Suggestions for studying strategy process: a research note.
- (43). Venkatesan, R. and Kumar, V. (2004) 'A Customer Lifetime Value Framework for Customer Selection and Resource Allocation Strategy', *Journal of Marketing* 68: 106–25.