

Alfred B. K. DOSSA

*Ministère de l'Economie et des Finances et Centre Béninois de la Recherche
Scientifique et de l'Innovation (CBRSI). E-mail: dossa.alfred@yahoo.fr*

Estimation du coût financier de la bancarisation des salaires au Trésor Public du Bénin par un modèle Tobit généralisé

Résumé : Le taux de bancarisation, traduisant le niveau de pénétration des services bancaires et financiers est de 22,1% en 2018 au Bénin, contre 17,7% pour tout l'espace UEMOA (BCEAO, 2018). Ces taux sont bas, traduisant un état de faible bancarisation généralisée. L'objectif de cette étude, est d'évaluer l'acceptation des fonctionnaires de l'Etat (« clients ») à bancariser leurs salaires à travers l'estimation du coût financier induit par l'ouverture des comptes. Pour y parvenir, le modèle Tobit généralisé a été utilisé pour estimer le montant moyen du coût financier de la bancarisation (CFB) sur un échantillon de 267 clients. Le CFB moyen pour 82% des clients ayant accepté la bancarisation de leur salaire est de 1 450 FCFA. Et pour l'ensemble de l'échantillon, il est estimé à 1 195 FCFA/mois /client. Il en résulte un CFB total estimé à 1 024 081 186 FCFA /an pour l'ensemble des clients du Trésor Public du Bénin.

Mots clés : Modèle de sélection - Coût financier - Bancarisation des salaires.

Estimation of the financial cost of the banking of salaries at the Public Treasury of Benin by a generalized Tobit model

Abstract: The bank enrollment rate, reflecting the level of penetration of banking and financial services is 22.1% in 2018 in Benin, compared to 17.7% for the entire UEMOA area (BCEAO, 2018). These rates are low, reflecting a state of low generalized banking. The objective of this study is to assess the acceptance of government officials ("Customers") to bank their salaries through the estimation of the financial cost induced by the opening of accounts. To achieve this, the generalized Tobit model was used to estimate the average amount of the financial cost of banking (FCB) on a sample of 267 customers. The average FCB for 82% of customers who accepted the banking of their wages is 1,450 FCFA. And for the entire sample, it is estimated at 1,195 FCFA / month / customer. The result is a total FCB estimated at 1,024,081,186 FCFA / year for all the Benin public treasury customers.

Keywords: Selection model - Financial cost - Banking of wages.

J.E.L. Classification: G21 – J30 – H83.

Received for publication: 20191112.

Final revision accepted for publication: 20200521

1. Introduction

La bancarisation désigne la pénétration des services bancaires dans la population et consiste pour les banques à ouvrir à l'ensemble de la population des comptes bancaires (Kamba, 2014). Elle est mesurée par un indice appelé taux de bancarisation qui traduit le niveau de pénétration des services bancaires et financiers dans le pays ou la région concernée. En 2018, les taux de bancarisation des Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sont pour le Bénin (22,1%), le Burkina-Faso (17,6%), la Côte d'Ivoire (21,5%), la Guinée-Bissau (13,6%), le Mali (16,5%), le Niger (6,5%), le Sénégal (19,0%), le Togo (23,8%). Pour tout l'espace UEMOA, ce taux s'établit à 17,7% contre 71% au Maroc et 99% en France (BCEAO, 2018). Cet indice est bas, traduisant un état de faible bancarisation généralisée. Plusieurs facteurs influencent l'offre et la demande de la bancarisation, rendant son accès difficile pour le public.

Si le public n'éprouve aucune obligation d'avoir un compte bancaire, il refuse ce service pour des raisons matérielles (temps de trajet), administratives (formalités à remplir), psychologiques (manque de confiance) et surtout économiques (frais à payer). Une évaluation de l'état de l'intégration financière de la Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement (CNUCED, 2014) révèle que plus de 60% des adultes déclarent ne pas avoir de compte ; beaucoup estiment que les raisons susmentionnées les empêchent d'avoir accès à des services financiers.

La bancarisation des salaires au Trésor Public du Bénin (TPB), obéit d'une part, à la mise en œuvre de l'article 4 de la loi n° 2006-11 du 17 août 2006 portant mesures de promotion de la bancarisation et de l'utilisation des moyens de paiement scripturaux et d'autre part, s'inscrit dans une logique de dématérialisation des bulletins de paie des fonctionnaires de l'Etat (« clients »).

La bancarisation et la dématérialisation sont deux (02) opérations inclusivement liées dans le processus de modernisation de la relation entre Fonctionnaires de l'Etat (« client ») et l'administration du Trésor Public du Bénin (TPB). Le TPB étant une régie financière du Ministère de l'Economie et des Finances de la République du Bénin, elle s'est engagée dans les réformes de modernisation de ses services (dont la bancarisation et la dématérialisation). L'objectif visé, est la satisfaction de ses « usagers » (clients) et la performance dans la gestion des finances publiques à travers la maîtrise de la masse salariale et l'effectif des fonctionnaires. Quels sont les coûts (surtout financiers supportés par les « clients ») de l'opération de la bancarisation réalisée par le TPB ? Comment les « clients » accueillent-ils ces réformes ?

L'objectif de cette étude est d'estimer les coûts financiers de la bancarisation des salaires des clients du Trésor Public Béninois. Pour y parvenir, la revue de littérature, la méthodologie adoptée et les sources des données seront les principaux points dans cette recherche qui vont conduire à l'analyse des résultats.

2. Les facteurs influençant la bancarisation de la paie des clients

2.1. Les facteurs économiques et administratifs

Plusieurs études ont confirmé les effets de ces variables sur la bancarisation de la paie des clients. Au plan économique, les études ont mis l'accent sur l'adéquation entre le niveau de salaire des clients et le coût des services bancaires qui leur sont proposés (Gansinhoundé, 2007). Notons que le salaire désigne la somme d'argent remise au « client » et représente le prix fixé de sa force de travail. Il s'identifie au besoin d'appartenance et de reconnaissance sociale Maslow (1976).

L'autre aspect économique de la bancarisation concerne les services bancaires qui sont proposés aux clients. Dans cette rubrique, les frais de tenue de compte sont obligatoires pour les clients. La facturation de la tenue de compte compense les coûts de gestion des comptes bancaires (Société Générale, 2019). Par ailleurs les formalités administratives bancaires (FAB) concernent les justificatifs qui doivent être vérifiés par les banques avant l'ouverture d'un compte bancaire (Société Générale, 2019). Ils sont de plusieurs ordres et concernent : un document officiel d'identité en cours de validité portant la photographie du demandeur (carte d'identité, passeport...) ; un justificatif de domicile (facture d'électricité ou d'eau, quittance de loyer, avis d'impôt...) ou, à défaut de domicile stable, une attestation de domiciliation.

Selon Beck et De la Torre (2006), ces FAB, obligatoires et astreignantes pour les clients, ont des effets sur le processus de bancarisation. Ces deux auteurs ont montré que dans un marché de libre concurrence, les coûts de transactions sont déterminés suivant les caractéristiques et la nature des services offerts. Lorsque les coûts des transactions financières sont fixés soit par l'établissement, soit par les autorités de régulation, les économies d'échelle réalisées ne sont plus répercutées sur le marché. Cela maintient artificiellement les coûts à la hausse et constitue de fait un important point de blocage à la démocratisation de l'accès aux services (Desmicht, 2007)

2.2. Les facteurs psychologiques et sociaux

Une étude faite au Maroc par Eddaimi (2012) a confirmé l'existence de relation significative entre la variable psychologique « confiance » et la bancarisation des salaires. A part la formation et le développement de la confiance dans les relations entre la banque et ses clients, il existe plusieurs autres variables (âge, sexe, éducation, etc.), qualifiées de sociales ayant des impacts sur le processus de bancarisation, et leur non prise en compte dans le processus conduit à une barrière à l'accès des clients.

La théorie des barrières à l'accès a été développée par plusieurs auteurs qui ont procédé à des études comparatives sur le niveau de pénétration des services bancaires et financiers dans différents pays. Certaines de ces études (Chamberlain et Walker, 2005 ; Ketley *et al.*, 2005) se sont limitées à une analyse statistique simple tandis que d'autres (Beck *et al.*, 2006) ont procédé à une analyse économétrique des phénomènes observés et en ont déduit les facteurs explicatifs principaux. Enfin, une étude récente faite par l'Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES) en 2017 sur « les questions bancaires actuelles » avec une marge d'erreur de $\pm 3,1\%$ sur l'échantillon total, a révélé un effet négatif d'un faible niveau de proximité géographique des banques sur le

processus de bancarisation (IRES, 2017). En effet, l'insuffisance des réseaux bancaires sur un territoire (couverture) où se déroulent les activités économiques constitue un obstacle majeur à la bancarisation.

Tegbesa (2014) remarque que la plupart des banques sont localisées dans la capitale et dans de grandes villes au détriment des milieux ruraux. La banque apparaît donc comme une institution « des gens de la ville ». Les zones rurales sont peu ou très peu desservies, et on y assiste à un affaiblissement du taux de bancarisation. L'insuffisance de la couverture bancaire allonge le temps de trajet aux clients. A cela s'ajoute, la défectuosité des infrastructures routières surtout en milieu rural (Tegbesa, 2014).

2.3. Les facteurs technologiques et environnementaux

Plusieurs études ont montré que l'évolution des Technologies de l'Information et de la Communication (TIC) affectent négativement la relation client et conduit à l'exclusion bancaire qui n'est pas simplement un résultat de la pauvreté et/ou de l'exclusion sociale mais résultant des difficultés des clients à s'adapter à l'évolution des TIC (Gloukoviezzoff, 2004, Bekhti, 2013). Au Bénin, Acakpo et Togbévi (2019), observent à la fois une faiblesse et une menace de la couverture partielle de la connexion internet sur le territoire national et la non-maitrise de l'outil informatique par le grand nombre.

Notons que les TIC s'illustrent comme un formidable levier de croissance des économies, de performance pour l'entreprise et de progrès pour la société. Pourtant, elles sont aussi la source d'une aggravation du dérèglement climatique (Mounet *et al.*, 2010). Selon une étude publiée par le cabinet du Gartner en avril 2007, cette industrie contribuerait à 2% des émissions mondiales de CO₂. La fabrication des matériels électroniques et informatiques est intrinsèquement polluante. Par contre, la dématérialisation des bulletins de paie, conduisant à la bancarisation est en parfaite adéquation avec les comportements pro-environnementaux. Ils sont définis comme des comportements dont les effets sont aussi peu nuisibles sur l'environnement, voire bénéfiques (Steg et Vlek, 2009). En effet, l'idée selon laquelle gaspiller du papier serait antiécologique semble être ancrée dans les croyances collectives (Abaidi et Elgaaied, 2012).

Les messages tels que « *Pensez à l'environnement avant d'imprimer ce message* » de plus en plus présents à la fin des e-mails que nous recevons témoignent de l'intériorisation de cette norme assimilant l'impression à un geste nocif pour l'environnement. Par extrapolation, s'abstenir d'imprimer des contenus superflus pourrait être assimilé à un comportement favorable à la préservation de l'environnement naturel puisqu'il engendre moins de gaspillage. En l'occurrence, la petite phrase laisse entendre que le support numérique du message serait plus écologique que le support papier classique (Houédanou, 2018).

3. Echantillonnage et clarification conceptuelle

3.1. La population d'étude et l'échantillonnage

Selon les statistiques du service de la solde de la Direction Générale du Trésor et de la Comptabilité Publique (DGTCP, septembre 2019), l'ensemble des clients du Trésor Public bénéficiaires de bulletins de paie tourne autour de 71 402 fonctionnaires de l'Etat en activité. Ce nombre représente la population cible de l'étude sur la

dématérialisation des fiches de paie, conduisant à la bancarisation des salaires. La formule de Schwartz (1995) a permis de calculer la taille de l'échantillon (n) :

$$n = \frac{t^2 p(1-p)}{E^2} \quad (1)$$

n = taille de l'échantillon

t = 1,96 (pour un seuil de confiance à 95 %)

p = estimation de la proportion de la population spécifique concernée par l'étude. Lorsqu'elle n'est pas connue, on l'estime à 50%).

E = marge d'erreur tolérée : jusqu'à 6%. Ainsi :

$$n = \frac{t^2 p(1-p)}{E^2} = \frac{1,96^2 \cdot 0,5(1+0,5)}{0,6^2} = 267$$

3.2. Clarification conceptuelle

Les relations entre l'administration publique et la population ont connu depuis longtemps d'importants changements qui ont été accompagnés d'une évolution de la conception que se faisait l'administration publique des individus dans la société. Considérés pendant longtemps comme « sujets » ou « usagers » de l'administration, les individus ont accédé dans les années soixante au statut de citoyens pour se retrouver de nos jours de « clients » (Bouchard, 1996). En effet, sous la pression du néo-libéralisme qui propose à l'administration publique l'adoption des modes de gestion du secteur privé, entre autres le service à la clientèle, l'administration publique a dû modifier le type de relations qu'elle entretient avec la population.

D'une relation fonctionnaire-citoyen, on est passé à une relation fonctionnaire-client. Aujourd'hui, le souci de l'utilisateur, de son bien-être, de sa satisfaction doit être imposé dans l'administration publique au nom d'une administration modernisée, à l'instar du secteur privé. Cet engouement pour l'entreprise privée, ce mimétisme qui peu à peu va s'instaurer, conduira l'administration publique à adhérer, dans les années 1980, à toutes les grandes théories administratives en vogue dans le secteur privé, entre autres à celles reliées aux notions d'excellence et de qualité. Ces théories mettent l'accent sur la satisfaction du client.

4. Modèle d'étude et prédiction du signe des variables

4.1. Le modèle d'étude

Le coût financier de la bancarisation (CFB) a été estimé par le consentement à payer (CAP) des « clients » du TPB. C'est un modèle économétrique qui relève du domaine des modèles de sélection. En effet, les variables à expliquer sont les frais de tenue de compte bancaire déclarés traduisant le « *coût financier de la bancarisation (CFB)* » des clients. Le modèle Tobit généralisé, dont la structure est très proche du modèle de sélection popularisé par Heckman (1979) a été utilisé pour estimer le montant du CFB moyen. Il consistait à supposer un comportement séquentiel à deux (02) étapes :

- Dans une 1^{ère} étape le client accepte ou non la bancarisation. Cette décision est représentée par un modèle qualitatif dichotomique basée sur un certain critère $y_{(1,i)}^*$

$$\begin{cases} \text{si } y_{1,i}^* > 0, \text{ le client } i \text{ accepte de payer le CFB} \\ \text{si } y_{1,i}^* \leq 0, \text{ le client } i \text{ n'accepte pas de payer le CFB} \end{cases} \quad (2)$$

- Dans une seconde étape, le client accepte de payer un montant mensuel que la banque prélèvera sur son salaire automatiquement. On a alors un modèle de données censurées puisque, si l'on note $y_{2,i}$, le prélèvement automatique sur le compte du client i , celui-ci est défini par :

$$\forall i = 1, 2, 3, \dots, N : y_{2,i} = \begin{cases} y_{2,i}^* & \text{si } y_{1,i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{1,i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

L'avantage de cette formalisation est qu'elle permet de faire apparaître la plus ou moins forte corrélation pouvant exister entre les deux comportements du client (Tobin, 1958) : acceptation de la bancarisation du salaire (ABS) et coûts financiers liés à la bancarisation (CFB). Le modèle peut se formaliser pour chaque client i , avec $i \in [1 ; 267]$:

(1) Equation de sélection : Accepter l'opération de bancarisation du salaire (ABS). Soit Z , la variable qualitative, tel que $Z = 1$ si le client i accepte la réforme et 0 sinon :

$$Z = w_i \beta + \mu_i \quad (4)$$

(2) Equation substantielle : Estimation du CFB annoncé traduisant le paiement mensuel effectif des services de bancarisation des salaires (observable uniquement si $Z = 1$) :

$$Y = x_i \alpha + \varepsilon_i \quad (5)$$

Les w_i et x_i sont des variables socioéconomiques observables. L'équation de sélection est d'abord estimée par un modèle *probit*, ensuite une régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) permet d'obtenir les coefficients de la deuxième équation. Pour l'équation de sélection, le fonctionnaire de l'Etat interrogé répond « oui » si l'utilité qu'il associe à l'utilisation d'un compte bancaire excède son utilité actuelle (paiement à vue, avec présentation de fiche de paie au guichet du Trésor, pas de bénéfices de services bancaires ni de prêts,.....) et « non » sinon. La variable à expliquer est alors dite qualitative à deux modalités (oui = 1 et non = 0). La fonction d'utilité se compose alors de deux parties : une partie déterministe et une partie aléatoire. L'existence de cette composante aléatoire oblige à raisonner en termes de probabilité. Avec j un client enquêté donné, et $i = 1$ correspondant à la qualité de la satisfaction du client après l'utilisation d'un compte bancaire et $i = 0$; à la situation avant bancarisation. Le salaire du client j est noté y_j ; m_j représente un vecteur de caractéristiques individuelles (âge, sexe, salaire, éducation,...) du client. La fonction d'utilité indirecte est spécifiée comme la somme d'une composante déterministe et d'une composante aléatoire. La différence des deux composantes peut être identifiée en un unique terme μ_j tel que $\mu_j = \mu_{1j} - \mu_{0j}$. On fait l'hypothèse que l'utilité marginale du salaire est constante entre les deux états. Il en résulte que $\beta_1 = \beta_0 = \beta$.

Notons $\alpha = \alpha_1 - \alpha_0$, on suppose ainsi que les termes aléatoires μ_{ij} sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon la même loi, avec une espérance nulle¹.

L'équation de sélection devient :

$$ABS_j = w_i\beta + \mu_i \tag{6}$$

L'équation substantielle devient :

$$MCAP_i = MABS_i = x_i\alpha + \varepsilon_i \tag{7}$$

Introduisons l'inverse du ratio de Mills (IMR : Inverse Mills Ratio) dans l'équation (7) pour contrôler le biais de sélection de l'échantillon ($n = 267$ clients). Elle devient :

$$MCAP_i = MABS_i = x_i\alpha + \rho IMR_i + \varepsilon_i \tag{8}$$

Avec ρ = coefficient de corrélation entre les deux termes d'erreurs (μ_i, ε_i) des deux étapes (sélection et substantielle) et $IMR_i = \frac{\varphi(w_i\hat{\beta})}{\Phi(w_i\hat{\beta})}$, tel que $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$

Le montant de l'acceptation à bancariser les salaires (MABS), représentant le coût financier de la bancarisation (CFB) moyen ajusté du modèle est alors donné par la formule :

$$\overline{MABS}_i = \overline{CFB}_i = x_i\hat{\alpha} + \hat{\rho}IMR_i \tag{9}$$

Et le coût financier de la bancarisation moyen est CFB_{Moyen} , tel que :

$$CFB_{Moyen} = E[CFB_i] * E\left[\varphi\left(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma}\right)\right] \tag{10}$$

Cette formulation généralise le modèle Tobit simple dans la mesure où l'on retrouve le modèle Tobit simple en posant $y_{(1,i)}^* = y_{(2,i)}^*$. On a bien un modèle Tobit généralisé, puisque seul le signe de la variable $y_{(1,i)}^*$ représenté par la variable dichotomique $y_{(1,i)}^* = I(y_{(1,i)}^* > 0)$ est déterminant. Le processus d'estimation du CFB des salaires est schématisée par la figure 1.

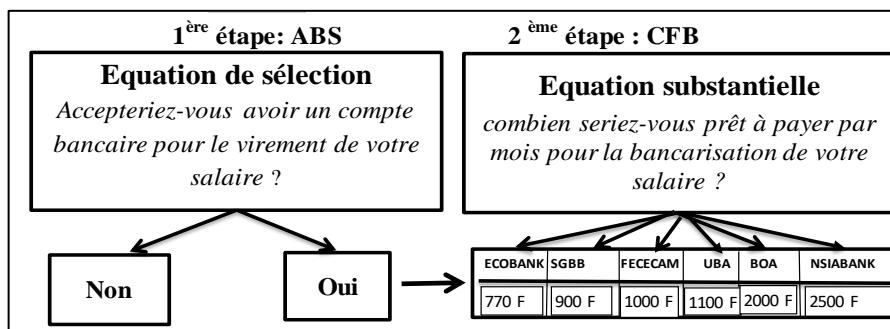


Figure 1 : Estimation du coût financier de la bancarisation des salaires des clients
Source : Construction de l'auteur.

¹ Cf. Annexe 1

4.2. Définition des variables et prédiction de leur signe

Neuf (09) variables explicatives (élargies à 13), de l'équation de sélection et quatre (04) variables explicatives de l'équation substantielle ont été catégorisées. Les variables de sélection sont supposées avoir uniquement une influence sur l'acceptation de bancariser les salaires (ABS) des clients ou non. Cependant, si on estime que certaines d'entre elles ont également un impact sur le coût financier de la bancarisation (CFB) (paiements effectifs des frais de tenue de compte), alors, celles-ci apparaîtront dans les deux équations du modèle. Les quatre (04) variables explicatives de l'équation substantielle sont choisies sur la base des conditions à remplir pour ouvrir un compte bancaire (Société Générale, 2019). En effet, il suffisait d'être une personne morale ou physique (AGE et SEXE), être salarié et accepter de remplir les formalités administratives bancaires (SALAIRE et FAB). Le tableau 1 résume les variables entrant dans chaque équation.

Tableau 1. Variables entrant dans les équations de sélection et substantielle du modèle

| Catégories | N° | Variables de l'équation de sélection | Variables de l'équation substantielle |
|--|----|--|---------------------------------------|
| Variables psychologiques et sociales | 1 | Age (AGE) | Age (AGE) |
| | 2 | Sexe du client (SEXE) | Sexe du client (SEXE) |
| | 3 | Manque de confiance (MANC) | - |
| | 4 | Accès à la banque (ACCEB) | - |
| | 5 | Niveau d'éducation (GRADE) | - |
| Variables économiques et administratives | 6 | Salaire (SALAIRE) | Salaire (SALAIRE) |
| | 7 | Formalités bancaires (FAB) | Formalités bancaires (FAB) |
| Variables techniques et environnementales | 8 | Technologies de l'information et de la communication (TIC) | - |
| | 9 | Préoccupation pour l'environnement (PPE) | - |

Source : Construction de l'auteur.

- **La variable expliquée ou dépendante**

L'acceptation à payer les frais de tenue de compte suite à la bancarisation des salaires (ABS) est la variable dépendante. Elle est dichotomique. $ABS = 1$, si le client accepte bancariser son salaire et $ABS = 0$ sinon. C'est une variable à expliquer du modèle *probit*.

- **Les variables explicatives ou indépendantes**

L'âge (AGE)

Les plus jeunes clients sont plus favorables à la numérisation de leur fiche de paie et donc à la bancarisation de leur salaire. Cette variable prend la valeur 1 si le client est jeune et 0 s'il est vieux. C'est une variable qualitative ayant un signe positif (+) sur l'ABS.

Le sexe du client (SEXE)

C'est une variable binaire qui vaut 1 s'il s'agit d'un homme et 0 si c'est une femme. Il est démontré en Afrique de l'Ouest que les femmes sont plus réticentes (Ouedraogo, S.,

et Fall, M., 2013) aux TIC que les hommes. Et puisque leur nombre est inférieur à celui des hommes au sein des clients du Trésor, on attend alors de cette variable un signe positif (+).

Manque de confiance (MANC)

Plusieurs études soulignent un manque de confiance des clients envers leurs banques (Gatfaoui, 2015 ; Charef, 2015). Cette variable prend la valeur 1 si le client a confiance et 0 sinon. C'est une variable qualitative ayant un signe négatif (-) sur l'ABS.

Accès à la banque (ACCEB)

Au Bénin, la plupart des banques sont implantées dans les centres urbains. Une étude récente a révélé un effet négatif d'un faible niveau de proximité géographique des banques sur le processus de bancarisation (IRES, 2017). Cette variable prend la valeur 1 si le client est proche de la banque et 0 sinon. C'est une variable qualitative ayant un signe négatif (-) sur l'ABS.

Niveau d'éducation (GRADE)

Plus on est éduqué, plus on comprend les enjeux et les avantages de la bancarisation. Les catégories A et B sont plus favorables aux réformes, par contre celles C, D et E acceptent difficilement la bancarisation de leur salaire. GRADE prend la valeur 1 si le client est favorable à la réforme et 0 sinon. C'est une variable qualitative ayant une influence positive (+) sur l'ABS.

Salaire (SALAIRE)

C'est la variable qui permet de faire le prélèvement des frais de tenue de compte. Elle sera positive (+) si le client a une rémunération élevée, et négative (-) si la rémunération du client est proche du SMIG. C'est une variable quantitative ayant une influence positive (+) sur l'ABS.

Formalités administratives bancaires (FAB)

Elles sont obligatoires et astreignantes pour les clients et influencent le processus de bancarisation (Beck et De la Torre, 2006 ; Desmicht, 2007). Cette variable aura un signe négatif (-) si le client estime astreignantes les FAB et positif (+) sinon. C'est une variable qualitative ayant une influence négative (-) sur l'ABS.

Technologies de l'information et de la communication (TIC)

Plusieurs études ont montré que l'évolution des TIC affectent négativement la relation client et conduit à l'exclusion bancaire qui n'est pas simplement un résultat de la pauvreté et/ou de l'exclusion sociale mais résultant des difficultés des clients à s'adapter à l'évolution des TIC (Gloukoviezoff, 2004; Bekhti, 2013). C'est donc une variable qualitative ayant une influence négative (-) sur l'ABS.

Préoccupation pour l'environnement (PPE)

L'idée selon laquelle, imprimer les bulletins de paie (BP) serait antiécologique, semble être ancrée dans les croyances collectives en termes de nocivité perçue sur l'environnement. Cette variable aura un signe positif (+) si le client perçoit la

dématérialisation des BP comme un respect de l'environnement et négatif (-) sinon. C'est une variable qualitative ayant une influence positive (+) sur l'ABS.

5. Les données et leurs sources

Les données du service de la solde (SS) de la Direction Générale du Trésor et de la comptabilité Publique (DGTCP) du Ministère de l'Economie et des Finances (MEF) (SS/DGTCP/MEF, septembre 2019), ont aidé à la discrimination entre les « clients » du Trésor Public. Il s'agit dans un premier temps, des sources de données secondaires représentées par les catégories (A, B, C, D et E) par sexe des « clients », des états de paiements par ministère et par institution bancaire. Dans un second temps, il a été collecté des données primaires dans cinq (05) Ministères, représentant 87,16% de l'effectif total des « clients » :

- Ministère de l'Economie et des Finances (MEF) ;
- Ministère de la Santé (MS) ;
- Ministère de l'Agriculture, de l'Elevage et de la Pêche (MAEP) ;
- Ministère des Enseignement Maternels et Primaires (MEMP) et ;
- Ministère des Enseignements Secondaires, Techniques et de la Formation Professionnelle (MESTFP).

Les structures de l'effectif total des « clients » et de l'échantillon par catégorie de grade et par sexe sont présentées dans le tableau 2 ci- après.

Tableau 2. La structure de l'échantillon par catégorie de grade et par sexe

| Catégories | Population totale d'étude | Echantillon | Sexe | |
|--------------|---------------------------|-------------------|------------------|-----------------|
| | | | Masculin | Féminin |
| A | 18 837 (26,5%) | 71 (26,5%) | 59 (22%) | 12 (4,5%) |
| B | 23 815 (33%) | 88 (33%) | 67 (25%) | 21 (8%) |
| C | 20 030 (28%) | 75 (28%) | 51 (19%) | 24 (9%) |
| D | 6 841 (9,5%) | 25 (9,5%) | 14 (5,5%) | 11 (4%) |
| E | 1 879 (3%) | 8 (3%) | 5 (2%) | 3 (1%) |
| Total | 71 402 (100%) | 267 (100%) | 197 (74%) | 70 (26%) |

Source : Service Solde /DGTCP, septembre 2019

6. Analyse des résultats

6.1. Statistiques descriptives

Le traitement des données a révélé que les 267 clients (74% d'hommes et 26% de femmes) ont en moyenne 36 ans, pour un salaire moyen de 118.738 FCFA. Les catégories A (26,5%), B (33%) et C (28%) sont aujourd'hui dominantes dans l'administration béninoise, par rapport aux catégories D (9,5%) et E (3%)². Le tableau 3 suivant, présente les résultats des statistiques descriptives des variables.

² Cf. Annexe 2

Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables

| Variables | Moyenne | Variance | Skewness | Kurtosis | Coef. de Variation |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|
| ABS | 0,82397 | 0,1455887 | -1,701319 | 3,894487 | 0,4630761 |
| CFB | 1195,206 | 627098,7 | 0,0058149 | 1,806128 | 0,66256 |
| AGE | 36,22097 | 127,1051 | 0,8706117 | 2,28015 | 0,3112586 |
| SEXE | 0,7378277 | 0,1941652 | -1,081488 | 2,169616 | 0,597215 |
| MANC | 0,5018727 | 0,2509363 | -0,007491 | 1,000056 | 0,9981326 |
| ACCEB | 0,3970037 | 0,2402917 | 0,4210143 | 1,177253 | 1,234738 |
| GRADE_A | 0,8614232 | 0,119822 | -2,092215 | 5,377086 | 0,4018387 |
| GRADE_B | 0,8689139 | 0,1143308 | -2,186192 | 5,779433 | 0,3891391 |
| GRADE_C | 0,1573034 | 0,1330574 | 1,882501 | 4,54381 | 2,318897 |
| GRADE_D | 0,0674157 | 0,0631107 | 3,450453 | 12,90562 | 3,726304 |
| GRADE_E | 0,0599251 | 0,0565459 | 3,708267 | 14,75125 | 3,968183 |
| SALAIRE | 118738,1 | 6,59e+09 | 0,9652584 | 2,594794 | 0,6834433 |
| FAB | 0,4906367 | 0,2508518 | 0,0374598 | 1,0011403 | 1,020819 |
| TIC | 0,5131086 | 0,2507674 | -0,052453 | 1,002751 | 0,9759469 |
| PPE | 0,7340824 | 0,1959393 | -1,05963 | 2,122808 | 0,6029981 |

Source : Construction de l'auteur avec STATA

L'étape 1 du modèle propose aux clients l'acceptation à bancariser leur salaire (ABS), représentée par l'ouverture d'un compte bancaire pour le virement de leur salaire. Les 267 clients de l'échantillon ont tous adhéré au programme de bancarisation. Cela dénote l'importance et la pertinence de la réforme de l'Etat. Les clients qui acceptent le paiement effectif du coût financier de la bancarisation (CFB), représenté par l'étape 2 du modèle sont au nombre de 220 (82%). Par contre, ceux qui n'ont pas accepté le CFB, sont au nombre de 47 (18%). Parmi ceux (220 clients) qui ont accepté payer le coût financier de la bancarisation (CFB) :

- 56 clients, soit 25,5% ont ouvert leur compte à ECOBANK, contre un CFB de 770 FCFA ;
- 16 clients, soit 7% ont ouvert leur compte à la SGBB, contre un CFB de 900 FCFA ;
- 34 clients, soit 15,5% ont ouvert leur compte à la FECECAM, contre un CFB de 1000 FCFA ;
- 11 clients, soit 5% ont ouvert leur compte à UBA, contre un CFB de 1100 FCFA ;
- 84 clients, soit 38% ont ouvert leur compte à la BOA, contre un CFB de 2000 FCFA et -vi- 19 clients, soit 9% ont ouvert leur compte à NSIABANK, contre un CFB de 2500 FCFA.

Le tableau 4 présente les proportions, les fréquences et les banques des 220 clients ayant accepté de payer effectivement le coût financier de la bancarisation (CFB).

Tableau 4 : Estimation de la proportion des paiements effectifs du CFB

| CFB | Proportions | Std. Err. | Fréquences | [95%Conf. Interval] | Banques |
|------|-------------|-----------|------------|------------------------|----------|
| 770 | 0,2545455 | 0,0294237 | 56 | 0,1966125 0,3124784 | ECOBANK |
| 900 | 0,0727273 | 0,0175411 | 16 | 0,0381903 0,1072643 | SGBB |
| 1000 | 0,1545455 | 0,0244161 | 34 | 0,106472 0,2026189 | FECECAM |
| 1100 | 0,05 | 0,0147214 | 11 | 0,0210146 0,0789854 | UBA |
| 2000 | 0,3818182 | 0,0328163 | 84 | 0,3172054 0,446431 | BOA |
| 2500 | 0,0863636 | 0,0189739 | 19 | 0,0490056 0,1237217 | NSIABANK |

Source : Construction de l'auteur avec STATA

Le CFB moyen pour les clients qui acceptaient la bancarisation de leur salaire était de 1450 FCFA et pour l'ensemble de l'échantillon, il était estimé à 1195 FCFA/mois /client. Les clients du Trésor Public Béninois étaient au nombre de 71 402 et le prélèvement des frais de tenue de compte bancaire représentant le CFB est mensuel et automatique dans toutes les banques où les clients ont leur compte. Il en résulte un CFB total estimé à **85 340 098 FCFA/mois**, soit **1 024 081 186 FCFA/an**.

6.2. Résultats économétriques

A partir du modèle à 2 étapes de Heckman (1979), les coefficients de l'équation de sélection s'interprètent comme ceux du modèle *probit*. Ainsi, les variables « *AGE*, *ACCEB*, *GRADE_A*, *SALAIRE* et *TIC* » sont significatives à 1 % tandis que les variables « *MANC* et *FAB* », sont significatives à 5 % et « *GRADE_C* et *PPE* » sont significatives à 10 %. Par contre, les coefficients des variables « *SEXE* *GRADE_B* *GRADE_GRADE_E* » ne sont pas significatifs pour cette 1^{ère} étape (sélection). Le modèle *probit* affiche un signe contraire par rapport à la prévision en ce qui concerne les variables *MAN*, *ACCEB*, *FAB* et *GRADE* (qui affiche alternativement + ou – selon ses subdivisions).

La constante (*_const*) est exclue de la régression *probit* pour éviter le problème de multicollinéarité de certaines variables avec ladite constante. Quant aux coefficients de l'équation substantielle, ils représentent l'influence des variables explicatives sur la variable expliquée. Il s'agit d'un moindre carré ordinaire (MCO), dont les coefficients de toutes les variables sont significatifs. Ainsi, les coefficients des variables « *SALAIRE* et *FAB* » sont significatifs à 1 % tandis que ceux de « *AGE* » et « *SEXE* » sont respectivement significatifs à 5 % et 10 %.

Il faut noter que les coefficients des variables du modèle MCO de cette étape affichent le même signe par rapport à la prévision en ce qui concerne les variables *AGE* *SALAIRE* et *FAB*, sauf le coefficient de la variable *SEXE* qui présente un signe négatif par rapport à la prévision (+). La constante (*_const*) est également exclue de cette régression MCO

pour éviter le même problème de multicolinéarité de certaines variables avec ladite constante. Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation.

Tableau 5 : Résultats économétriques du modèle

| Variables | Coefficients | z | P> z | Significativité des coefficients |
|---|---------------|----------|--|----------------------------------|
| 1^{ère} étape : Acceptation de la Bancarisation des Salaires (ABS) | | | | |
| AGE | 0,0080804*** | 5,50 | 0,000 | 1 % |
| SEXE | 0,0323855 | 0,38 | 0,702 | Non significatif |
| MANC | 0,1664558** | 2,04 | 0,041 | 5 % |
| ACCEB | 0,2186661*** | 3,59 | 0,000 | 1 % |
| GRADE_A | 0,1440768*** | 3,66 | 0,000 | 1 % |
| GRADE_B | 0,0577921 | 1,20 | 0,229 | Non significatif |
| GRADE_C | - 0,0834286* | -1,80 | 0,072 | 10 % |
| GRADE_D | - 0,0428733 | -0,69 | 0,493 | Non significatif |
| GRADE_E | - 0,0709539 | -1,35 | 0,176 | Non significatif |
| SALAIRE | 9,04e-07*** | 3,50 | 0,000 | 1 % |
| FAB | 0,1481545** | 2,33 | 0,020 | 5 % |
| TIC | -0,088908*** | -2,61 | 0,009 | 1 % |
| PPE | 0,1293623* | 1,65 | 0,099 | 10 % |
| 2^{ème} étape : Coût Financier de la Bancarisation (CFB) | | | | |
| Variables | Coefficients | t | P> t | Significativité des coefficients |
| AGE | 0,0203104** | 2,18 | 0,029 | 5 % |
| SEXE | -0,6839009* | -1,65 | 0,099 | 10 % |
| SALAIRE | 0,0000202*** | 4,71 | 0,000 | 1 % |
| FAB | -0,9817621*** | -2,78 | 0,005 | 1 % |
| Mills_lambda | 0,4049447*** | 4,58 | 0,000 | 1 % |
| rho | 1,78048 | | Number of obs = 267 Censored obs = 47 Uncensored obs = 220 Wald chi2(13) = 2510.60 Prob > chi2 = 0.0000 | |
| sigma | 0,22743601 | | | |
| lambda | 0,40494468 | 0,088428 | | |

Source : Construction de l'auteur avec STATA

Notons également que les 4 variables (AGE, SEXE, SALAIRE et FAB) de cette étape détiennent à elles seules, 54,78% de l'information totale en Analyse des Composantes Principales (ACP), d'où la pertinence de leur choix dans l'équation de substantielle. Le tableau 6 suivant présente les valeurs propres et les vecteurs propres, ainsi que le cumul des proportions des composantes de l'équation substantielle.

Tableau 6 : Proportion des variables de sélection en Analyse des Composantes Principales

| Composantes /Variables | Valeurs propres | Vecteurs propres | Proportions | Cumul |
|-------------------------|-----------------|------------------|-------------|-----------|
| Composante 1 (AGE) | 5,3824 | - 0,0016 | 0,3588 | 0,3588 |
| Composante 2 (SEXE) | 2,02527 | 0,2973 | 0,1350 | 0,4938 |
| Composante 10 (SALAIRE) | 0,504272 | 0,4694 | 0,0336 | 0,5274 |
| Composante 11 (FAB) | 0,305972 | 0,5891 | 0,0204 | ...0,5478 |

Source : Construction de l'auteur à partir des estimations dans STATA

Les résultats économétriques de la recherche montrent que le coefficient de *Mills* est significatif³ à 1%, le modèle présente donc un biais lié à la détermination de l'échantillon ou biais de sélection, qui peut être justifié par l'absence de définition de la proportion « p » de la population spécifique concernée par l'étude dans l'équation (1) de la formule de Schwartz (1995). Malgré ce biais de sélection, la plupart des fonctionnaires de l'Etat lors des entretiens, ont totalement intégré le discours relatif aux nouvelles relations de services et à l'importance d'adopter l'orientation « client ». En revanche, il est également possible de constater que les conditions nécessaires à un réel rapprochement de l'administration de ses usagers/clients ne sont pas encore créées. Dès lors, il faut expliquer cet écart entre discours axé sur l'orientation clients et réalité administrative gouvernée par des considérations surtout économiques et de rationnement des ressources prôné par Giaucque (2003). La recherche sur l'estimation du coût financier de la bancarisation par l'estimation de Heckman (1979) a donc permis de révéler cet écart représenté par la satisfaction des clients consécutive à l'opération de bancarisation de leur salaire.

7. Conclusion

La présente recherche sur l'estimation du coût financier de la bancarisation (CFB) a permis une présentation formalisée d'un phénomène sous forme d'équations (sélection : ABS_j et substantielle : $MABS_i$) dont les variables (w_i et x_i) sont des grandeurs socio-économiques et administratives. Elle révèle en outre les facteurs influençant la décision d'accepter la bancarisation des salaires (ABS) des fonctionnaires de l'Etat (clients). Ces clients, dont le bien-être et la satisfaction doivent être imposés aujourd'hui dans l'administration publique à l'instar du secteur privé, ont accepté à plus de 82% la bancarisation de leur salaire.

La recherche contribue ainsi à obéir d'une part, à la mise en œuvre de l'article 4 de la loi n° 2006-11 du 17 août 2006 portant mesures de promotion de la bancarisation et de l'utilisation des moyens de paiement scripturaux et d'autre part, s'inscrit dans une logique de dématérialisation les bulletins de paie des fonctionnaires de l'Etat (« clients »). Elle a donc permis de modéliser le coût financier de la bancarisation (CFB) moyen pour ces clients estimé à 1195 FCFA/mois /client. Les clients du Trésor Public

³ Lorsque le ratio de Mills est significatif, il y a donc absence de variables pertinentes dans le modèle estimé.

Bénois, au nombre de 71 402 lors de la recherche, il en résulte un CFB total estimé à 85 340 098 FCFA/mois, soit 1 024 081 186 FCFA/an.

A part, le ratio de *Mills* qui est significatif à 1%, traduisant la présence de biais lié à la détermination de l'échantillon ou biais de sélection, la plupart des fonctionnaires de l'Etat lors des entretiens, ont totalement intégré le discours relatif aux nouvelles relations de services et à l'importance d'adopter l'orientation « client ».

8. Références bibliographiques

- Abaidi, I., et Elgaaied, L. (2012). *Support papier vs support digital : quels enjeux écologiques ? Proposition d'une typologie des consommateurs selon leurs croyances*. Université Toulouse Capitole, 29 p
- Acakpo, P. et Togbévi, A., E., (2019). Contribution à une mise en œuvre efficace de la dématérialisation des services du Trésor Public. *Mémoire en Administration des Finances et Trésor*. ESAE 60 p.
- Aï, C. et Norton, E. C., (2003). Interaction terms in logit and probit models, *Economics Letters*, 2003, vol. 80, issue 1, pp.123-129.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 19 (4), pp. 481-536.
- Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) (2018). *Note d'information n°56 du 4^e trimestre 2018* 55p
- Beck T., Demirguc-Kunt A. et Peria M., (2006). Banking Services for everyone? Barriers to bank access and use around the world. *World Bank Policy Research Working Paper* 4079, 59p.
- Beck T. et De la Torre A., (2006). The basic analytics to financial Services., *World Bank Policy Research Working Paper* 4026, 57p.
- Bekhti, M., (2013). Enjeux des NTIC dans le secteur bancaire algérien : cas du comportement des clients bancaires avec le multicanal. *Mémoire de Magistère en Marketing*. Faculté des sciences économiques et de gestion, Université de Tlemcen, 172 p.
- Bouchard, G. (1996). De citoyen à client : plus qu'un changement de vocabulaire. *Politique et Sociétés*, (29), pp. 139–159.
- Chamberlain, D. et Walker, R. (2005). *Measuring Access to transaction banking services in Southern Customs Union - an index approach.*, Version 3.0, Genesis, Johannesburg, South Africa, 41p.
- Charef, L., (2015). *La gestion de la relation client dans les banques: un outil de fidélisation du client* El-Bahith Review 15/2015 pp. 161-173
- Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED), (2014). *Impact de l'accès aux services financiers, notamment concernant les*

incidences des envois de fonds sur le développement: émancipation économique des femmes et des jeunes. Secrétariat de la CNUCED / Nations Unies, 24 p.

Desmicht, F., (2007). *Pratique de l'activité bancaire.* 2^{ème} édition DUNOD, Paris, 2007

Eddaimi, L., (2012). L'Impact de l'approche relationnelle sur la fidélité des clients : cas du secteur bancaire. *Mémoire de Maîtrise/Administration.* Université de Québec/Montréal, 106 p

Gansinhoundé, A., J., (2007) ; Les déterminants de la faible bancarisation dans l'UEMOA. *Mémoire de Master Banque-Finance.* Université Polytechnique du Bénin.

Gatfaoui, S., (2015). Construire la confiance dans la relation bancaire. Collection Management et innovation. Management des services, 45 p.

Giauque, D. (2003). New Public Management and Organizational Regulation: The Liberal Bureaucracy. *International Review of Administrative Sciences*, 69(4), 567–592. <https://doi.org/10.1177/0020852303694010>

Gloukoviezoff, G., (2004). De la bancarisation de masse, à l'exclusion bancaire puis sociale. *Revue Française des Affaires Sociales*, n° 3-2004, la Documentation française, Paris, pp. 11-38.

Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* 47(1), pp.153- 162.

Houédanou, S., E., (2018). *Le numérique et la protection de l'environnement au Bénin.* 1^{ères} journées scientifiques de la faculté de droit, Université de Parakou, Bénin 20 et 21 juin 2018, 11 p.

Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES), (2017) ; *Les questions bancaires actuelles : Opinions des citoyens suisses*, Institut M.I.S. TREND SA – LAUSANNE / BERNE, 48 p.

Kamba, N. A., (2014). Bancarisation de la paie des fonctionnaires de l'état et opportunités de la croissance économique pour la RDC. *Mémoire de Licence en sciences économiques.* UNILU

Ketley R., Davis B. et Truen S., (2005). *An Inter-country survey of the relative costs of Bank Accounts* », Version 7.4, Genesis, Johannesburg, South Africa, 74p.

Maddala, G. S., (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics.* Cambridge, England: Cambridge University Press. (Center for Econometrics and Decision Sciences. University of Florida. Gainesville, FL). 401 p.

Marpsat, M. et Trognon, A., (1992). *Présentation générale du modèle Logit.* Journées de méthodologie statistique. INSEE Méthodes N°46-47-48, pp. 221-253.

Maslow, A. H., (1976) ; *Motivation and Personality.* Harper and Row. New York, Evareston, London 1954, Organisation de Coopération et de Développement Économiques « Mesure du Bien-Être social », OCDE, 1976 , 243 p.

- Mounet, J., Boustouller, E., Draz, K., (2010). *Dématérialisation, levier du développement durable*. Livre Vert/Volume 1. www.syntec-informatique.fr, 36 p
- Ouedraogo, S., et Fall, M., (2013) ; «Les femmes et les NTIC en Afrique de l'Ouest : intégrées ou marginalisées ? » LOGO, 21 p.
- Schwartz, D., (1995) ; *Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes*. 4^{ème} édition, Editions médicales Flammarion, Paris, 314 p.
- Société Générale, (2019) ; Conditions appliquées aux opérations bancaires. *Brochure Tarifaire CLIPRI 2019 - Société Générale, Paris, 48 p.*
- Steg, L. et Vlek, C. (2009) ; Encouraging pro-environmental behaviour: *An integrative review and research agenda, Journal of Environmental Psychology, 29*, pp.309-317.
- Tegbesa, H., (2014) ; *La bancarisation de paie des agents et fonctionnaires de l'état en RDC*. Université protestante au Congo - Graduat 2014. Mémoire online. Economie et Finance.
- Tobin, J., (1958); Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica, Vol. 26, No. 1*, pp. 24-36.
- Williams, R., (2009); "Using Heterogeneous Choice Models to Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups." *Sociological Methods & Research 37*; pp.531-559.

Annexes

Annexe 1

Deux (02) lois sont possibles pour les μ_j : la loi normale et la loi logistique. Lorsqu'on utilise la loi normale centrée réduite, on parle de modèle **Probit** et lorsqu'on utilise la loi logistique, on parle du modèle **Logit** (Maddala, 1983). Le modèle Probit est celui pour lequel F est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite :

$$F(w) = \Phi(w) = \int_{-\infty}^w \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (i)$$

Ce qui donne :

$$P(Y = 1) = \int_{-\infty}^{X\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(X\beta) \quad (ii)$$

Le modèle Logit est celui pour lequel F est la fonction de répartition de la loi logistique :

$$F(w) = L(W) = \frac{e^w}{(1+e^w)} = \frac{1}{(1+e^{-w})} \quad (iii)$$

Ce qui donne :

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1+\exp(-X\beta)} = L(X\beta) \quad (iv)$$

L (fonction de répartition de la loi logistique) et Φ (fonction de répartition de la loi normale centrée réduite) sont toutes les deux symétriques par rapport à 0, et comprises entre 0 et 1 (ce qui convient parfaitement pour représenter une probabilité). La loi logistique de fonction de répartition L a pour moyenne 0 et pour variance $\frac{\pi^2}{3}$. Il est donc naturel de comparer à $\Phi(w)$ fonction de répartition de N

$$(0,1), \text{ la fonction } L_1(w) \text{ où : } L_1(w) = \frac{1}{1 + \exp\left(\frac{-\pi w}{\sqrt{3}}\right)} \quad (v)$$

Dans la plupart des cas, on peut indifféremment choisir l'un ou l'autre modèle, car ces lois sont proches l'une de l'autre. Le modèle Logit a l'avantage d'une plus grande simplicité numérique. Le modèle Probit est en revanche plus proche du modèle habituel de régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Toutefois, le choix entre les deux modèles pour les résidus de la régression latente est véritablement arbitraire. Cependant, ce choix conduit en général à des estimateurs différents des paramètres. Quel modèle choisir ? Pour les départager, on peut tester les deux modèles. Tester le logit contre le probit, revient à tester $\alpha = 1$ contre $\alpha = 0$. Pour ce faire, on utilise un test de score qui a l'avantage : (1) de ne pas nécessiter d'estimer le modèle général (on estime le modèle sous l'hypothèse nulle seulement), (2) d'avoir une distribution standard malgré le fait que le test se fasse à la frontière du domaine (puisque $0 \leq \alpha \leq 1$). Il y a donc très peu de différence entre les paramètres estimés ($\hat{\beta}$) sous les deux modèles. Marpsat et Trognon (1992) ont montré que les estimateurs obtenus avec le modèle Logit sont $\frac{\pi}{\sqrt{3}}$ fois plus grands environs que ceux obtenus par le modèle Probit ; soit $\hat{\beta}_{logit} \approx 1,8 \hat{\beta}_{probit}$. Quant à Amemiya (1981), il propose en première approximation d'utiliser la relation $\hat{\beta}_{logit} \approx 1,6 \hat{\beta}_{probit}$ entre les estimations logit et probit. Par contre, d'autres auteurs soutiennent qu'il n'y a pas de tests économétriques pour choisir entre les deux modèles logit et probit (Aï et Norton, 2003 ; Hoetker, 2007). Dans la pratique, les résultats des deux méthodes sont similaires et ces deux méthodes sont indifféremment choisies (Marpsat et Trognon, 1992), sauf sur de grands échantillons (Williams, 2009). Si μ_j suit une loi normale $N(0, \sigma^2)$, $\theta_j = \frac{\mu_j}{\sigma}$ suit alors une loi centrée réduite et Φ est la fonction de répartition de la loi normale.

L'équation de sélection devient :

$$ABS_j = w_i\beta + \mu_i \tag{vi}$$

La probabilité de répondre « oui » est alors :

$$\Pr(ABS_j = 1/w_j) = \Phi(w_j\beta) \tag{vii}$$

$$\Pr(ABS_j = 1/w_j) = \Pr(w_i\beta + \mu_i > 0) \tag{viii}$$

$$= \Pr(m_j\beta_0 + y_j\beta_1 + \mu_i > 0)$$

$$= \Pr(-\mu_i < m_j\beta_0 + y_j\beta_1)$$

$$= \Pr(\theta_j < m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma})$$

$$= \varphi(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma})$$

Si μ_j suit une loi logistique de moyenne nulle et de variance $\frac{\pi^2\sigma^2}{3}$, la probabilité pour que j réponde « oui » est :

$$Pr(Y_j = 1) = \frac{1}{1 + \exp[-(m_j \frac{\alpha}{\sigma} - ABS_j \frac{\beta}{\sigma})]} \tag{ix}$$

Pour calculer le coût financier de la bancarisation (CFB) lié à l'acceptation à bancariser le salaire (ABS) pour un modèle à utilité aléatoire, on le définit théoriquement comme une somme d'argent qui laisse le client interrogé indifférent entre la situation avant la bancarisation et la situation proposée. L'ABS est ainsi défini par :

$m_j\alpha_1 + (y_j - ABS_j)\beta + \mu_{1j} = m_j\alpha_0 + y_j\beta + \mu_{0j}$; et l'ABS du client j est :

$$ABS_j = m_j \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\mu_j}{\beta} \tag{x}$$

Pour calculer l'ABS moyen (E(ABS)) sur l'échantillon, la formule est la suivante :

$$E(ABS) = \bar{m} \begin{pmatrix} \frac{\alpha}{\sigma} \\ \frac{\beta}{\sigma} \end{pmatrix} \tag{xi}$$

Avec \bar{m} , le vecteur des moyennes des caractéristiques individuelles du ménage. Le coefficient des variables de la matrice m correspond à l'estimation $\frac{\alpha}{\sigma}$ et le coefficient associé au montant proposé correspond à une estimation $\frac{\beta}{\sigma}$. En fait, les modèles logit ou probit fournissent une estimation de $\frac{-\beta}{\sigma}$. L'analyse de la distribution du coût financier de la bancarisation (CFB) lié à l'acceptation à bancariser le salaire (ABS), montre théoriquement qu'il est compris entre 0 et 2500 FCFA du salaire du client interrogé. Comment alors s'assurer de ce cadrage en pratique ? Autrement dit comment « borner » le consentement à payer ? La littérature économétrique propose un modèle qui borne correctement l'ABS. Ce modèle s'écrit :

$$ABS_j = G(m\gamma + \mu_j)y_j; \text{ où } 0 \leq G(m\gamma + \mu_j) \leq 1 \text{ et } G(m\gamma + \mu_j) \geq 0 \quad (\text{xii})$$

La fonction G exprime le consentement à payer, représenté ici par le coût financier de la bancarisation suite à l'acceptation à bancariser le salaire ($CAP = ABS$). Il se comporte comme une fraction du salaire du client. La version la plus utilisée de ce modèle est :

$$CAP_j = ABS_j = \frac{y_j}{1 + \exp(-m_j\gamma - \mu_j)} \quad (\text{xiii})$$

Supposons que le terme d'erreur suit une loi normale, le modèle devient alors :

$$Pr(Y_j = 1) = \Phi\left(\frac{m_j\gamma + \text{Log}\frac{y_j - ABS_j}{ABS_j}}{\sigma}\right) \quad (\text{xiv})$$

Par contre si le terme d'erreur suit une loi logistique, alors le modèle s'écrit :

$$Pr(Y_j = 1) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{m_j\gamma + \text{Log}\frac{y_j - ABS_j}{ABS_j}}{\sigma}\right)} \quad (\text{xv})$$

Avec le vecteur des termes « montant/salaire » : $\text{Log}\frac{y_j - ABS_j}{ABS_j}$. Le coefficient des variables de la matrice m correspond à l'estimation $\frac{\gamma}{\sigma}$ et le coefficient associé à la variable « montant/revenu » correspond à une estimation de $\frac{1}{\sigma}$. Le consentement à payer moyen de l'échantillon est alors donné par la formule :

$$E[Pr(ABS_j = 1/w_j)] = E[\Phi(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma})] \quad (\text{xvi})$$

Annexe 2

Par ailleurs, les coefficients d'asymétrie (Skewness) sont négatifs pour certaines variables et positifs pour d'autres. En effet, un coefficient négatif ($Sk < 0$), indique une distribution décalée à droite de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la gauche tandis qu'un coefficient positif ($Sk > 0$), indique une distribution décalée à gauche de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la droite. Mais un coefficient nul ($Sk = 0$), traduit une distribution symétrique. La distribution de notre étude n'est donc pas symétrique. Quant aux coefficients d'aplatissement (Kurtosis), ils sont inférieurs à 3 pour certaines variables et supérieurs à 3 pour d'autres. En effet, lorsque l'indice d'aplatissement (K), tel que : $K = 3$, la loi est normale (distribution mésokurtique), tandis que si $K > 3$, la distribution est leptokurtique (l'échantillon a des extrémités plus épaisses que la normale), enfin si $K < 3$, la distribution est platikurtique (pour une même variance, la distribution est relativement « aplatie », son centre et ses queues étant appauvries au profit des flancs).