HAL
open science

Le capital social et les associations : Tests économétriques sur des données de commerçants de produits vivriers du Bénin

Mourad Ayouz, Zakari Tassou

To cite this version:

Mourad Ayouz, Zakari Tassou. Le capital social et les associations : Tests économétriques sur des données de commerçants de produits vivriers du Bénin. 2005. halshs-00007211

HAL Id: halshs-00007211

https://shs.hal.science/halshs-00007211v1

Preprint submitted on 14 Dec 2005

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Le capital social et les associations :
Tests économétriques sur des données de commerçants de produits vivriers du Bénin

Auteur correspondant : Mourad AYOUZ. CNRS CIRED (UMR 8568), 45 bis Avenue de la Belle Gabrielle, 94736 Nogent sur Marne Cedex. Email : ayouz@centre-cired.fr.

Zakari TASSOU : INRA (UMR MOÏSA), 2 place Viala, 34060 Montpellier Cedex 01.

Résumé. On cherche à savoir si un commerçant réalise une plus grande profitabilité du fait de son appartenance à une association. L'hypothèse retenue est que dans le cadre d'associations, les commerçants mettent en commun leur capital social pour réduire leurs coûts de transaction. On estime que parmi 512 commerçants béninois ceux qui sont en association ont en moyenne 845 $ de profit supplémentaire. Cependant, l'estimation d'une forme structurelle montre que l'effet du capital social est modéré.

Summary. We seek to know if a tradesman carries out a greater profitability because of his association membership. The assumption selected is that within the associations, the tradesmen put in common runs their social capital to reduce their transaction costs. Among 512 tradesmen form Benin, we estimate that those who are in association have on average 845 $ of excessive profit. However, the estimate of a structural form shows that the effect of the social capital is moderate.

JEL : C35 D23 O17 Q13 Z13

Introduction. Dans cet article, on cherche à savoir si toutes choses égales par ailleurs :

1) les commerçants ayant des réseaux de connaissances ont plus de chance d'intégrer des associations ?
2) un commerçant réalise une plus grande profitabilité du fait de son appartenance à une association ?

L'enjeu ici est de montrer que dans un contexte où les organismes de l'Etat, les institutions (ou les règles) protectrices sont défaillantes, certains acteurs plus habiles que d'autres, vont se regrouper selon leurs caractéristiques personnelles (auto sélection), mettre en commun leurs carnets d'adresses, construire un réseau élargi afin de réduire leurs coûts de transactions (Williamson), et de se prémunir contre les comportements opportunistes (assurer le respect des engagements). Notre cadre empirique porte sur le secteur des produits vivriers du Bénin pour lequel on dispose d'une riche base de données de 512 observations. Réalisée par l'International Food Policy Research Institute (IFPRI), cette base a permis de révéler les préférences des commerçants concernant les associations puisqu'il leur a été demandé d'ordonner par ordre décroissant les avantages de celles-ci ([1]). 15,4% d'entre eux ont déclaré en premier que l'association facilite l'accès à l'information sur les marchés ([2]). Pour 11%, elle facilite d'abord l'accès au crédit ([3]). 9% des commerçants ont signalé qu'en priorité l'association permet de résoudre les conflits ([4]). On a également noté que 6,3% pensent

[1] On distingue trois grands regroupements d'association de commerçants au Bénin. Le premier réseau RECOPROV (Réseau des Commerçants de Produits Vivriers) est une fédération d'associations de quatre départements du sud du Bénin. Le deuxième groupement concerne les départements de la région de Borgou (Groupement des Commerçants de Produits Vivriers Borgou). Le troisième groupement est celui de la région d'Atacora. Les régions pionnières ont été le Kétou, le Pobè, le Nikki, et dans une moindre mesure Malanville (Lutz, 1994).
[2] 5% des commerçants ont classé cet avantage en deuxième position et 6,5% en troisième position.
[3] 7,4% des commerçants citent cet avantage en deuxième position et seulement 1,4% en troisième position.
[4] 14,6% des commerçants placent cet avantage en deuxième position, 4,5% en troisième position.

qu'elle permet surtout d'asseoir une réputation nécessaire à « l'obtention de grosses commandes » ([5]). Enfin, 29% mettent d'autres avantages en première position (plus de contacts, plus d'entraide, plus de protection contre la concurrence déloyale, le paiement collectif de la patente, stockage des produits). Pour rendre compte de ces données empiriques, dans ce texte, on utilisera deux notions : le « capital social » et « l'action collective ». On entend par « capital social idiosyncratique » un stock de « connaissances d'affaires », de carnets d'adresses, et de « relations de parentés » propres au commerçant, évoluant en fonction de flux d'investissement coûteux (cf. pour d'autres formulations Fafchamps-Minten 1999, 2000, 2001, Gabre-Madhin et alii (2001)). La création d'associations s'apparente à une « action collective », c'est-à-dire à une action coordonnée d'acteurs permettant la production et la consommation de services mutualisés (cf. Ménard, 1989, North (1990), Brousseau (1989) pour d'autres formulations). Ces services seront dénommés « capital social collectif » par opposition au « capital social idiosyncratique ». Conformément aux données empiriques, ces services peuvent prendre la forme d'une « réputation » (cf. Fukuyama, 1995), d'une confiance, d'une offre de collatéral etc. L'hypothèse retenue est que le développement du mouvement professionnel associatif, observé depuis la libéralisation des marchés en Afrique de l'Ouest est « une réponse institutionnelle » facilitant les échanges et renforçant la mise en place d'un cadre légal des échanges. Certes notre conception du « capital social » peut sembler restrictive et ne permet sans doute pas de rendre compte de toute la complexité des phénomènes auxquels un nombre important d'auteurs ont cherché à faire référence (cf. Bourdieu (1979), Coleman (1988), Putnam (1993), Ballet et al 2003). Mais notre approche a l'avantage de formuler des contreparties empiriques au « capital social » et à « l'action collective » et permet d'apporter ainsi des preuves empiriques à la théorie du capital social (cf. Duncan, 1999 WB 1999, sur les mesures du capital social, voir aussi Fafchamps et al, 1999, 2000, Coleman, 1988).

Pour tester nos hypothèses et quantifier les poids du « capital social » et de « l'association », on estime une forme structurelle dans laquelle le choix d'adhérer à une association et le taux de croissance de la profitabilité de l'activité du commerçant sont des variables endogènes. Il s'agit d'un modèle d'équations simultanées avec variables endogènes mixtes (qualitative et continue), appelé « modèle hybride avec des paramètres de glissements structurels », estimé selon les méthodes proposées par Heckman (1978) et Amemiya (1978) (cf. également Gourieroux, 1989, Lee 1981, Schmidt, 1981, Maddala, 1983, Rivers-Vuong 1988, Blundell-Smith, 1994, Wilde, 2000).

Selon nos tests économétriques, le choix d'adhérer à une association dépend toutes choses égales par ailleurs des dotations en capital social idiosyncratique et confirme notre intuition selon laquelle le fait d'appartenir à l'association permet d'augmenter la profitabilité de l'activité du commerçant. Cependant, l'estimation d'une forme structurelle révèle que le poids du capital social sur la probabilité d'adhérer à l'association est modéré.

L'article se présente en trois parties. Dans la première partie, on présente un cadre théorique qui nous permet d'expliquer le choix d'adhésion à l'association et le niveau de profitabilité. Dans la deuxième partie, on détaillera le modèle empirique et on donnera un aperçu sur la base de données et les variables utilisées. Enfin, dans la troisième partie, les résultats des estimations seront discutés.

1. Eléments théoriques. Dans ce qui suit, nous allons préciser les éléments théoriques qui vont nous guider à construire les tests empiriques.

13,7% des commerçants le placent en deuxième position et 13% en troisième position.

Les coûts de transaction. Supposons un commerçant *i* de produits vivriers qui doit réaliser des choix à court terme. Son activité de commercialisation induit une série de coûts de transaction (recherche de l'information, contrôle de la qualité, etc) notés C_T. Pour réduire ces coûts, le commerçant utilise son « capital social idiosyncratique » *k* et réalise une « action collective » en créant une association *j* ou en adhérant à celle-ci. C_T est une fonction concave du stock de capital social $C_{T,i,j}(k_i^*, j)$. Puisque l'investissement en « relations humaines » nécessite du temps et des coûts, le capital social est supposé être fixe à court terme.

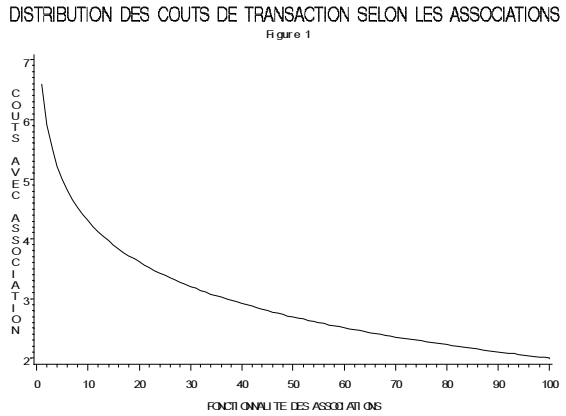
L'action collective. Supposons qu'il existe un continuum d'associations fruit de différentes actions collectives. Chaque association, repérée par un numéro *j,* appartient à un sous-ensemble *A* de l'ensemble des réels positifs IR^+. On utilisera également une indicatrice $d_{i,j}$ qui indique si le commerçant *i* fait partie d'une action collective *j* ou non. En ordonnant les associations selon leur degré de fonctionnalité (c'est-à-dire selon leur capacité à réduire les coûts de transaction), il est possible de postuler une distribution des coûts de transaction selon le « marché des associations », comme celle qui est postulée dans la figure (1). L'association offre de services qu'on note $g_j(k_1^*,...k_n^*)$ avec $j \in A$, qui dépendent des qualités k_i^* de ses *n* membres.

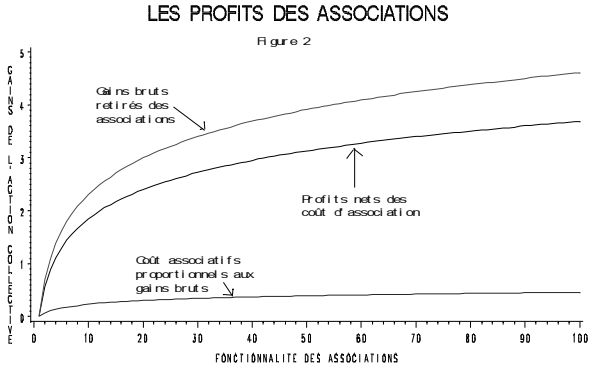
Avec ces hypothèses très simples, il est possible de se ramener à une classe de problèmes de décisions tout à fait classique qui a le mérite de la simplicité et qui permet de donner une formulation algébrique à la théorie de l'action collective.

1-1 La décision d'adhérer à une association. Le commerçant *i* est supposé choisir d'adhérer ou non à l'association *j* dans le but de maximiser ses « économies de coûts de transaction :

$$g_{i,j}(k_i^*, s_j, j) = [C_{T,i,j}(k_i^*, j) - C_{T,i,0}(k_i^*, 0)](1 - s_j) \qquad (1)$$

Avec $C_{T,i,0}(k^*,0)$ est la fonction de coût de transaction quand le commerçant n'est pas dans une association. La fonction $g_{i,j}(k_i^*, s_j, j)$ correspond aux économies de coûts de transaction nettes des « coûts d'association » s_j. En effet, on peut s'attendre raisonnablement à ce que l'adhésion à une association occasionne des coûts d'adhérent ou d'approvisionnement etc. Le commerçant maximise la différence entre la courbe des coûts d'association et les économies brutes de coûts de transaction $C_{T,i,j}(k_i^*, j) - C_{T,i,0}(k_i^*, 0)$ comme cela est mis en évidence dans la figure 2 ci-après.





1-2 L'attractivité du commerçant. Jusqu'à ce stade de notre raisonnement, le choix d'adhérer à l'action collective j est supposé dépendre uniquement des calculs des gains anticipés du commerçant i. Or le commerçant est rationné sur le « marché des associations » A. Dans la réalité, l'adhésion à une association est le résultat d'un « *matching* ». L'association peut décider d'intégrer tel commerçant et refuser l'adhésion tel autre en fonction de l'attractivité de celui-ci. On s'attend à ce que les commerçants vont « s'auto sélectionner » en privilégiant ceux d'entre eux qui ont un important capital social idiosyncratique k^* et des caractéristiques sociodémographiques particulièrement recherchées. Ces dernières sont notées par un vecteur $\boldsymbol{B_i}^*$ et celui-ci devient un nouvel argument de la fonction g_i (relation 1). La totalité des gains des membres de l'association j, notée h_j, représentant les gains de l'association, est donnée comme il suit :

$$h_j((k_1^*,\mathbf{B}_1^*,s_j),\ldots(k_n^*,\mathbf{B}_n^*,s_j)) = \sum_{i=1}^{i=n} g_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*,j) = \sum_{i=1}^{i=n} \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j \quad (2)$$

L'association intégrera un nouveau membre m si et seulement si le surplus de gains de l'association dh_j est positif :

$$dh_j = h_j((k_1^*,\mathbf{B}_1^*,s_j),..(k_m^*,\mathbf{B}_m^*,s_j),\ldots\ldots(k_n^*,\mathbf{B}_n^*,s_j)) - h_j((k_1^*,\mathbf{B}_1^*,s_j),..,(0,0),\ldots\ldots(k_n^*,\mathbf{B}_n^*,s_j)) > 0 \quad (3)$$

En résumé, pour qu'un commerçant adhère à l'association, il faut que deux événements se réalisent simultanément : le commerçant et l'association doivent conjointement avoir intérêt dans « l'action collective » (nous parlerons dorénavant de « gains mutuels »). La probabilité de cet événement composé est :

$$P[d_{i,j}=1] = P[dh_j > 0 \text{ (et) } \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j > 0)] = P[g_{i,j}^* = dh_j \times \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j > 0] \quad (4)$$

La fonction latente $g_{i,j}^*$ résume les « gains mutuels ». Trois situations peuvent donc se réaliser selon la concordance ou non des intérêts du commerçant et des intérêts des membres de l'association :

$$P[d_{i,j}=0] = P[dh_j = 0 \text{ (et) } \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j > 0)] = P[g_{i,j}^* = 0] \textit{ (L'association n'a pas intérêt)}$$

$$P[d_{i,j}=0] = P[dh_j > 0 \text{ (et) } \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j = 0)] = P[g_{i,j}^* = 0] \textit{ (le commerçant n'a pas intérêt) (5)}$$

$$P[d_{i,j}=1] = P[dh_j > 0 \text{ (et) } \tilde{g}_{i,j}(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*)j > 0)] = P[g_{i,j}^* > 0] \quad \textit{(Adhésion)}$$

On suppose qu'il existe une transformation $t(.)$ qui permet d'exprimer la variable latente $g_{i,j}^*$ par une nouvelle fonction y_{i2}^* définie sur]-∞,+∞[de telle façon à ce que l'on ait :

$$\text{Si } g_{i,j}^* \to 0 \quad \text{alors } y_{2,i}^* = t(g_{i,j}^*) = y_{2,i}^*(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*) \to -\infty \quad (5A)$$

$$\text{Si } g_{i,j}^* \to +\infty \text{ alors } y_{2,i}^* = t(g_{i,j}^*) = y_{2,i}^*(k_i^*,s_j,\mathbf{B}_i^*) \to +\infty \quad (5B)$$

1-3 Les coûts de production usuels. Outre les coûts de transaction, le commerçant i fait face à des coûts de production « classiques » tels que nous les formulons usuellement dans la théorie néoclassique du producteur. La fonction de coûts Hicksienne, restreinte de court terme, notée $C_{P,i}$, dépend du prix d'achat des marchandises p^a et des salaires W. C'est une

fonction conditionnelle aux facteurs fixes notés $\mathbf{Q}_i$ * et à la production vendue q_i^v * ([6]). En effet, afin de commercialiser le bien final q_i^v (la production vendue), le commerçant achète une quantité q_i^a de biens à un prix p^a et il utilise du capital physique $\boldsymbol{Q_i}$* (supposé fixe à court terme) et du travail L_i non familial, qu'il rémunère au salaire W. Les fonctions de demande à production vendue constante q_i^v * sont obtenues par l'application du théorème de l'enveloppe au programme :

$$C_{P,i} = C_{P,i}(p^a, W / \mathbf{Q}_i^*, q_i^v*) = \min_{L,q^a} \left\{ WL_i + p^a q_i^a / q_i^v* \leq f(L_i, q_i^a / \mathbf{Q}_i^*) \right\} \qquad (6)$$

avec $f(L_i, q_i^a / \mathbf{Q}_i^*)$ la fonction résumant le processus de commercialisation du commerçant permettant de transformer les intrants $(L_i, q_i^a, \mathbf{Q}_i^*)$ en production vendue q_i^{v*} ([7]).

1-4 Le profit total optimal du commerçant. Noté π, il est obtenu par la maximisation de la recette et la minimisation des coûts de production C_p et de transaction C_T (Williamson [1989], Williamson [1996]). Le programme dual d'optimisation du profit du commerçant est le suivant :

$$\pi_i(p^v, W, p^a, \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j) / \mathbf{Q}_i^*) = \max_{(q^v, L, q^a, j)} \left\{ p^v q_i^v - C_{P,i}(W_i, p^a, / \mathbf{Q}_i^*, q_i^v*) + \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j) j \middle| \; j \; disponible \right\} \quad (7)$$

Le commerçant choisit un vecteur de décisions d'activité (q_i^v, L_i, q_i^a) et une « action collective de coordination » $j \in A$ (si celle-ci est disponible au commerçant) afin de maximiser son revenu global (revenu productif et économie de coût de transaction). En appliquant le lemme de Hottelling, il est possible d'obtenir les fonctions de demande Marshalliennes qui dépendent des prix (p^v, W, p^a), des économies de coûts de transaction $\tilde{g}_i(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j)$ et des autres facteurs fixes $\boldsymbol{Q_i}$*.

1-5 Les prédictions théoriques à tester. Pour ce qui concerne les décisions d'adhésion à l'association, les prédictions théoriques sont les suivantes :

Prédiction 1 : On s'attend à ce que les commerçants dotés d'un important capital social soient ceux qui ont tendance à se regrouper ou à adhérer à des associations. L'effet du « *groupe* » augmente les économies de coût de transaction :

$$\forall j \in A, \; k_i^* \neq k_i'' \text{ si } k_i^* \leq k_i'' \text{ alors } g_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j, j) \leq g_{i,j}(k_i'', \mathbf{B}_i^*, s_j, j) \Leftrightarrow C_{T,i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, j) \geq C_{T,i,j}(k_i'', \mathbf{B}_i^*, j) \quad (8)$$

Prédiction 2 : Ce sont les commerçants qui font face à des coûts de transaction élevés et qui donc réalisent de faibles profits qui auront tendance à intégrer l'association.

En ce qui concerne le choix du niveau de profitabilité, on peut mobiliser les prédictions de la théorie du producteur maximisant une fonction de profit homogène convexe.
Prédiction 3 : La concavité de la fonction de profit par rapport aux prix des intrants permet de dire sans ambiguïté que plus les coûts sont élevés moins les profits sont élevés :

[6] Le lecteur aura remarqué qu'on utilise des astérisques pour signaler qu'il s'agit de quantités fixes.
[7] Dans une perspective de court terme, les décisions de stockage sont négligées.

$$\partial\pi / \partial p^v = q^v(p^v, W, p^a, \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j) / \mathbf{Q}_i^*);$$

$$\partial\pi / \partial W = -L(p^v, W, p^a, \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j) / \mathbf{Q}_i^*); \qquad (9A)$$

$$\partial\pi / \partial p^a = -q^a(p^v, W, p^a, \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_\mathbf{i}^*, s_j) / \mathbf{Q}_i^*)$$

Prédiction 4 : Le fait d'appartenir à une association permet au commerçant de bénéficier de ses services (capital social collectif) qui à leurs tours permettent de réduire les coûts de transaction et d'augmenter les revenus.

$$\partial\pi / \partial \tilde{g}_{i,j}(k_i^*, \mathbf{B}_i^*, s_j) = j > 0 \qquad (9B)$$

Dans ce qui suit, nous allons présenter le modèle empirique basé sur les relations 5A-B et 7, permettant de tester les hypothèses (8) et (9).

2 Le modèle empirique

2-1 La forme structurelle et la forme réduite du modèle. Par ce que la profitabilité et les décisions d'adhérer à l'association sont réalisées simultanément, on propose un modèle empirique se présentant sous la forme matricielle suivante (Maddala, 1983, pp 93) :

$$\mathbf{AY_i^*} + \mathbf{BY}_i + \boldsymbol{\alpha}\mathbf{X_i} + \mathbf{U_i} = \underbrace{\begin{vmatrix} 1 & -\gamma_1 \\ -\gamma_2 & 1 \end{vmatrix}}_{\mathbf{A}} \underbrace{\begin{vmatrix} y_{i,1}^* \\ y_{i,2}^* \end{vmatrix}}_{\mathbf{Y_i^*}} + \underbrace{\begin{vmatrix} 0 & -\beta_1 \\ 0 & -\beta_2 \end{vmatrix}}_{\mathbf{B}} \underbrace{\begin{vmatrix} d_i \\ d_i \end{vmatrix}}_{\mathbf{Y_i}} + \underbrace{\begin{vmatrix} -\boldsymbol{\alpha_1} & 0 \\ 0 & -\boldsymbol{\alpha_2} \end{vmatrix}}_{\boldsymbol{\alpha}} \underbrace{\begin{vmatrix} \mathbf{X_{i,1}} \\ \mathbf{X_{i,2}} \end{vmatrix}}_{\mathbf{X_i}} + \underbrace{\begin{vmatrix} -U_{i,1} \\ -U_{i,2} \end{vmatrix}}_{U_i} = 0 \qquad (10)$$

Il s'agit d'un système d'équations simultanées dans lequel une variable latente $y_{2i}*$ et une variable observable y_{1i} sont définies simultanément les unes en fonction de l'autre. La première équation du modèle est l'équation de la profitabilité $y_{1i}* = \pi_i$. Elle représente la contre partie empirique de la relation 5. La deuxième équation est celle des « gains mutuels » de l'association et du commerçant $y_{i,i}* = t(g_i*)$. Elle est la contre partie empirique de la relation 5A-B. Dorénavant, les variables endogènes $\mathbf{Y_i^*} = (y_{i,i}^*, y_{i,i}^*)'$ avec un astérisque « * » signifient qu'elles sont latentes non observées. La matrice diagonale $\mathbf{A}$ de taille *2×2* permet de mesurer les interrelations entre les variables endogènes (« profitabilité », « gains mutuels »). Le vecteur $\mathbf{Y}_i$ est composé d'indicatrice d_i qu'on appelle « *effet de l'action collective* » définie selon les valeurs prises par la variable latente $y_{2,i}^*$:

$$d_i = \begin{cases} 1 \text{ si } y_{i,2}^* \equiv g_i^* > 0 & \text{Le commerçant est en association} \\ 0 & \text{Autrement} \end{cases} \qquad (11)$$

La matrice $\mathbf{B}$ de taille *2×2* (pour chaque commerçant) avec des zéros hors de la diagonale permet de quantifier les effets d'adhérer à l'association (« effet de l'action collective ») sur la profitabilité du commerçant y_1* et sur le « profit commun » de l'association et du commerçant

y_2* [8]. Le test de l'existence d'un « effet du capital social collectif » portera sur le paramètre β_1 de cette matrice appelé par Heckman « paramètre de glissement ». La matrice $\mathbf{X_i} = (\mathbf{X_{i,1}}, \mathbf{X_{i,1}})'$ est composée de sous vecteurs $\{X_{1i}, X_{2i}\}$ qui sont respectivement des vecteurs lignes $1 \times K_1$ et $1 \times K_2$ de variables exogènes. Ils représentent respectivement les déterminants de la profitabilité $y^*_{1,i}$ et les facteurs explicatifs des choix d'adhésion à l'association $y^*_{i,2}$. On associe à la matrice $\mathbf{X} = (\mathbf{X_1}, \mathbf{X_2})$ une matrice $\boldsymbol{\alpha}$ de taille 2×2 avec des zéros hors de la diagonale. Les vecteurs de paramètres $(\boldsymbol{\alpha_1}, \boldsymbol{\alpha_2})$ sont respectivement de taille K_1 et K_2. Les variables U_j constituantes du vecteur $\boldsymbol{U}$ sont les termes d'erreurs de moyennes nulles et leur matrice de variances covariances structurelles est :

$$\Omega_U = \begin{vmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{vmatrix} \tag{12}$$

On suppose qu'il existe une densité normale bivariée $g(U_{1i}, U_{2i})$ des variables aléatoires (U_{1i}, U_{2i}).

La forme semi réduite du modèle. A partir du système d'équations structurelles (10), il est possible d'obtenir la forme semi réduite comme il suit :

$$\mathbf{Y_i^*} = -\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{Y}_i - \mathbf{A}^{-1}\boldsymbol{\alpha}\mathbf{X_i} - \mathbf{A}^{-1}\mathbf{U_i} = \boldsymbol{\Pi}_\mathbf{Y}\mathbf{Y_i} + \boldsymbol{\Pi}_\mathbf{X}\mathbf{X_i} + \mathbf{V_i} \tag{13}$$

Soit :

$$\boldsymbol{\Pi}_\mathbf{X} = \begin{vmatrix} \boldsymbol{\pi}_{11} & \boldsymbol{\pi}_{12} \\ \boldsymbol{\pi}_{21} & \boldsymbol{\pi}_{22} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \dfrac{\boldsymbol{\alpha}_1}{1-\gamma_1\gamma_2} & \dfrac{\boldsymbol{\alpha}_1\gamma_2}{1-\gamma_1\gamma_2} \\ \dfrac{\boldsymbol{\alpha}_2\gamma_1}{1-\gamma_1\gamma_2} & \dfrac{\boldsymbol{\alpha}_2}{1-\gamma_1\gamma_2} \end{vmatrix}; \quad \boldsymbol{\Pi}_\mathbf{Y} = \begin{vmatrix} 0 & \pi_{13} \\ 0 & \pi_{23} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & \dfrac{\beta_1 + \beta_2\gamma_1}{1-\gamma_1\gamma_2} \\ 0 & \dfrac{\beta_2 + \beta_1\gamma_2}{1-\gamma_1\gamma_2} \end{vmatrix} : \begin{vmatrix} V_{i,1} \\ V_{i,2} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \dfrac{U_{i,1}}{1-\gamma_1\gamma_2} + \dfrac{\gamma_1 U_{i,2}}{1-\gamma_1\gamma_2} \\ \dfrac{\gamma_2 U_{i,1}}{1-\gamma_1\gamma_2} + \dfrac{U_{i,2}}{1-\gamma_1\gamma_2} \end{vmatrix} \tag{14}$$

Les termes d'erreurs de la forme semi réduite sont supposés suivre une loi normale bivariée de densité $h(V_{1i}, V_{2i})$ de moyenne nulle $E[V_{1i}]=0, E[V_{2i}]=0$. Leur matrice de variance covariance est :

$$\Omega_V = \begin{vmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{12} & \omega_{22} \end{vmatrix} = B^{-1}\Omega_U B'^{-1} = \begin{vmatrix} \dfrac{\sigma_{11} + 2\gamma_1\sigma_{12} + \gamma_1^2\sigma_{22}}{(-1+\gamma_1\gamma_2)^2} & \dfrac{\sigma_{12} + \gamma_2\sigma_{11} + \gamma_1\gamma_2\sigma_{22} + \gamma_1\sigma_{22}}{(-1+\gamma_1\gamma_2)^2} \\ \dfrac{\sigma_{12} + \gamma_2\sigma_{11} + \gamma_1\gamma_2\sigma_{22} + \gamma_1\sigma_{22}}{(-1+\gamma_1\gamma_2)^2} & \dfrac{\sigma_{11}\gamma_2^2 + 2\gamma_2\sigma_{12} + \sigma_{22}}{(-1+\gamma_1\gamma_2)^2} \end{vmatrix} \tag{15}$$

La « vraie » forme réduite. Pour obtenir la « vraie » forme réduite, il suffit de remplacer le vecteur des indicatrices $\mathbf{Y_i} = (d_i, d_i)'$ par les probabilités prédites $\hat{p}_i$ d'adhérer à l'association. Ces probabilités sont estimées à partir d'un simple probit :

$$\hat{p}_i = E[d_i \,|\, \mathbf{X_{i,1}}, \mathbf{X_{i,1}}] = F[\mathbf{X_{i,1}}\pi_{21} + \mathbf{X_{2,i}}\boldsymbol{\pi}_{22}] \tag{16}$$

[8] Le lecteur peut être surpris de constater la dépendance de la variable latente y_2* de l'indicatrice d. A vrai dire, il existe des conditions de cohérence qui interdisent cette dépendance qu'on analysera dans cette section. On a choisi de suivre la formulation générale telle qu'elle fut présentée par Heckman (1978).

F étant la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Puisque y_2* est latente, les paramètres estimés de probit sont normalisés par l'écart type $\sqrt{\omega_{22}}$:

$$\pi_{21}^{+} = \pi_{21} / \sqrt{\omega_{22}} \;; \qquad \pi_{22}^{+} = \pi_{22} / \sqrt{\omega_{22}} \tag{17}$$

Les normalisations sont indiquées par un « + » en exposant. La vraie forme réduite est alors :

$$\mathbf{Y_i^*} = \mathbf{\Pi_Y Y_i} + \mathbf{\Pi_X X_i} + \overline{\mathbf{V}}_\mathbf{i} = \underbrace{\begin{vmatrix} 0 & \pi_{13} \\ 0 & \pi_{23} \end{vmatrix}}_{\mathbf{\Pi_Y}} \underbrace{\begin{vmatrix} \hat{p}_i \\ \hat{p}_i \end{vmatrix}}_{\mathbf{Y_i}} + \underbrace{\begin{vmatrix} \boldsymbol{\pi}_{11} & \boldsymbol{\pi}_{12} \\ \boldsymbol{\pi}_{21} & \boldsymbol{\pi}_{22} \end{vmatrix}}_{\mathbf{\Pi_X}} \begin{vmatrix} \mathbf{X_{i,1}} \\ \mathbf{X_{i,2}} \end{vmatrix} + \underbrace{\begin{vmatrix} V_{i,1} + (d_i - \hat{p}_i)\beta_1 \\ V_{i,2} + (d_i - \hat{p}_i)\beta_2 \end{vmatrix}}_{\overline{\mathbf{V}}_\mathbf{i}} \tag{18}$$

Les conditions de cohérence du modèle. Il faut maintenant s'assurer que le modèle est cohérent, c'est-à-dire qu'il faut vérifier que la forme réduite existe toujours. Maddala et Lee (1976), Heckman (1976, 1978), Schmidt (1978), Gourieroux, (1986), et Maddala (1983) ont présenté des méthodes générales d'analyse de la cohérence des modèles selon la nature de la variable latente. On peut affirmer que le modèle est cohérent s'il est possible de réordonner les variables de façon que la matrice $\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B} = -\mathbf{\Pi}_\mathbf{Y}$ (cf. relation 13) soit triangulaire avec des zéros sur la diagonale (cf. Gourieroux, 1989). La cohérence du modèle est donc : $\pi_{23} = (\beta_2 + \beta_1\gamma_2)/1 - \gamma_1\gamma_2 = 0 \Leftrightarrow \beta_2 = -\beta_1\gamma_2$. Cette restriction signifie que la probabilité de l'événement $d=1$ n'est pas un déterminant des événements (y_2*>0, y_2*≤ 0).

Les conditions d'identification des paramètres. Elles sont assez usuelles, puisqu'elles sont identiques à celles des modèles à équations simultanées mettant en jeu des variables endogènes observables. La seule difficulté ici réside dans le fait qu'une variable endogène n'est observée que par son signe. Les conditions d'ordre stipulent qu'il faut qu'au moins une variable dans X_1 ne figure pas dans X_2 et qu'au moins une variable de X_2 ne soit pas incluse dans X_1. Encore une fois, rappelons que l'impossibilité d'observer une variable endogène implique que les paramètres structurels ($\boldsymbol{B}$, $\boldsymbol{A}$, $\boldsymbol{\Omega}_\mathbf{U}$) sont estimables à un facteur d'échelle près (cf. Maddala, Lee, 1976, Maddala, 1983). On définit une matrice

$$\mathbf{D} = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1/\omega_{22}^{0.5} \end{vmatrix} \tag{19}$$

Puisque la profitabilité y_{1i} est observable (notée dorénavant sans astérisques), on met un 1 en début de la diagonale de la matrice D (relation 19). Les restrictions sur les paramètres sont légèrement modifiées comme il suit (cf. Maddala, 1983) :

$$\mathbf{A\Pi_Y} + \mathbf{B} = \mathbf{0} \Leftrightarrow (\mathbf{AD^{-1}})(\mathbf{D\Pi_Y}) + \mathbf{B} = \mathbf{0} \Leftrightarrow (\mathbf{DAD^{-1}})(\mathbf{D\Pi_Y}) + \mathbf{DB} = \mathbf{0} \tag{20}$$

$$\mathbf{A\Pi_X} + \boldsymbol{\alpha} = \mathbf{0} \Leftrightarrow (\mathbf{AD^{-1}})(\mathbf{D\Pi_X}) + \boldsymbol{\alpha} = \mathbf{0} \Leftrightarrow (\mathbf{DAD^{-1}})(\mathbf{D\Pi_X}) + \mathbf{D}\boldsymbol{\alpha} = \mathbf{0} \tag{21}$$

$$\mathbf{D\Omega_U D} = (\mathbf{DAD^{-1}})(\mathbf{D\Omega_V D})(\mathbf{DAD^{-1}})' \tag{22}$$

Sous les conditions de rang usuelles, les relations (20-22) impliquent que seuls les paramètres suivants sont identifiables :

$$\mathbf{DBD^{-1}} = \begin{vmatrix} 1 & -\gamma_1\,\omega_{22}^{0.5} \\ -\dfrac{\gamma_2}{\omega_{22}^{0.5}} & 1 \end{vmatrix} ; \quad \mathbf{DB} = \begin{vmatrix} 0 & -\beta_1 \\ 0 & \dfrac{-\beta_2}{\omega_{22}^{0.5}} \end{vmatrix} ; \mathbf{D\alpha} = \begin{vmatrix} -\alpha_1 & -\beta_1 \\ 0 & \dfrac{-\alpha_2}{\omega_{22}^{0.5}} \end{vmatrix} ; \mathbf{D\Omega_U D} = \begin{vmatrix} \sigma_{11} & \dfrac{\sigma_{12}}{\omega_{22}^{0.5}} \\ \dfrac{\sigma_{12}}{\omega_{22}^{0.5}} & \dfrac{\sigma_{22}}{\omega_{22}} \end{vmatrix} \tag{23}$$

Ainsi, certains paramètres sont identifiables à un facteur d'échelle près : $\gamma_2^+ = \gamma_2 / \omega_{22}^{0.5}$, $\beta_2^+ = \beta_2 / \omega_{22}^{0.5}$, $\alpha_2^+ = \alpha_2 / \omega_{22}^{0.5}$, $\sigma_{12}^+ = \sigma_{12} / \omega_{22}^{0.5}$, $\sigma_{22}^+ = \sigma_{22} / \omega_{22}^{0.5}$.

2.2 Stratégie d'estimation. Compte tenu que chaque méthode d'estimation présentée dans la littérature présente des inconvénients, on a utilisé six différentes « stratégies » d'estimation afin d'évaluer la robustesse des estimateurs des paramètres structurels $(\mathbf{A}, \mathbf{B}, \boldsymbol{\alpha}, \Omega_U)$. On a d'abord estimé naturellement le système (10) par de simples MCO et probit (« Stratégie 1 »). Puis, on a compliqué le travail empirique au fur et à mesure en utilisant les « stratégies » développées par Heckman (1978) et Amemiya(1978). Aucune de ces méthodes ne permet simultanément: a) de prendre en compte l'endogénéité de l'indicatrice *d*, b) de résoudre le problème de sur-identification qui se pose lors du passage de la forme réduite à la forme structurelle (voir ci-après), c) d'évaluer les matrices asymptotiques de variances covariances des paramètres (en particulier d'identifier les variances covariances des résidus), d) de réaliser une inférence statistique reposant sur un nombre de degré de liberté élevé, e) d'identifier les paramètres structurels sans que les valeurs prédites obtenues des formes réduites ne posent de problèmes de colinéarité. On a utilisé donc successivement : 1) la méthode des MCO indirectes (« Stratégies 2 »), 2) deux méthodes de Heckman basées sur les MCO directes (« stratégies 3 et 4 ») et deux méthodes d'Amemiya ([9]) (« stratégie 5 et 6 »). Lorsque le problème d'hétéroscédasticité s'est posé, nous avons utilisé les corrections de White pour le *probit* et les MCO. Lorsque on a estimé simultanément le système d'équation, on a utilisé les MCO pondérés.

Stratégie 1 : Identification des paramètres par les MCO et un Probit. Cette première méthode ne permet pas de prendre en compte l'endogénéité possible de l'indicatrice *d*.

Stratégie 2 : Identification des paramètres par l'estimateur des MCO indirects (Heckman I). Cette méthode consiste à estimer les paramètres de la forme réduite puis d'estimer les paramètres de la forme structurelle. Le cas idéal est bien sûr celui où il existe une correspondance bijective entre les paramètres des deux formes. On pose

$$\mathbf{\Pi}_{\mathbf{X},1} = \begin{vmatrix} \boldsymbol{\pi}_{11} \\ \hline \boldsymbol{\pi}_{12} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \pi_{11,1} \\ \dots \\ \pi_{11,K_1} \\ \hdashline \pi_{12,1} \\ \\ \pi_{12,K_2} \end{vmatrix} ; \qquad \mathbf{\Pi}_{\mathbf{X},2} = \begin{vmatrix} \boldsymbol{\pi}_{21} \\ \hline \boldsymbol{\pi}_{22} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \pi_{21,1} \\ \dots \\ \pi_{21,K_1} \\ \hdashline \pi_{22,1} \\ \\ \pi_{22,K_2} \end{vmatrix} ; \ \mathbf{X} = \begin{vmatrix} \mathbf{X}_{(I,K_1)} & \mathbf{X}_{(I,K_2)} \end{vmatrix} \tag{24}$$

La matrice $\mathbf{X}$ résulte d'une concaténation $[\mathbf{X}]_{(I,K)} = [\mathbf{X_1}]_{(I,K_1)} \| [\mathbf{X_2}]_{(I,K_2)}$.

Estimation de la forme réduite de $y_{i,2}^*$ (stratégie 2). On estime d'abord la probabilité d'être en association en utilisant l'ensemble des variables exogènes $\mathbf{X_i}$ comme régresseurs. Cette

[9] Notons que même lorsque les « gains mutuels » y_2* sont observés sans erreur de mesure, il n'est pas possible d'estimer les équations structurelles du fait de la corrélation entre d, y_2* et U_1 (Heckman, pp 933).

probabilité est prédite par un Probit $P[d_i \mid \mathbf{X_{i,1}}, \mathbf{X_{i,2}}] = \hat{p}_i$ qui permet d'obtenir des estimateurs des paramètres de la forme réduite $\hat{\mathbf{\Pi}}^{+}_{\mathbf{X},2} = \hat{\mathbf{\Pi}}_{\mathbf{X},2} / \omega_{22}^{0.5}$:

$$\hat{\mathbf{y}}^{*+}_{\mathbf{2i}} / \omega_{22}^{0.5} = \mathbf{X_i} \hat{\prod}^{+}_{\mathbf{X,2}} + \overline{\mathbf{V}}^{+}_{\mathbf{i,2}} \tag{25}$$

Les paramètres et variables $(\hat{\mathbf{y}}^{*+}_{\mathbf{2i}}, \hat{\prod}^{+}_{\mathbf{X,2}}, \overline{\mathbf{V}}^{+}_{\mathbf{i,2}})$ sont prédits (notés avec « ʌ ») et pondérés par l'écart-type $\omega_{22}^{0.5}$ (notés avec un « + » en exposant) ([10]).

Estimation de la forme réduite de $y_{i,1}$ (« stratégie 2 »). Pour obtenir des estimateurs des paramètres ($\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,\mathbf{1}}, \hat{\pi}_{13}$) de la forme réduite (équation 18), on estime la relation suivante :

$$y_{i,1} = \mathbf{X_i \Pi_{X,1}} + d_i \pi_{13} + E[V_{1i} \mid \mathbf{X_{1i}}, \mathbf{X}_{2i}, d_i] + \eta_i \tag{26}$$

avec η_i les erreurs de l'équation. Le terme de l'espérance de l'erreur $E[V_{1i} \mid X_{1i}, X_{2i}, d_i]$ est estimé comme suit (Heckman, 1978):

$$E[V_{1i} \mid X_{1i}, X_{2i}, d_i] = \frac{\omega_{12}}{(\omega_{22})^{0.5}} (\lambda_i d_i + \tilde{\lambda}(1 - d_i)) \tag{27}$$

$$\lambda_i = \frac{\phi(c_i)}{1 - \boldsymbol{\varphi}(c_i)} \tag{28}$$

$$\tilde{\lambda}_i = -\lambda_i \frac{\phi(-c_i)}{\boldsymbol{\varphi}(c_i)} \tag{29}$$

$$E[\eta_i \mid X_{1i}, X_{2i}, d_i] = 0 \tag{30}$$

$$E[\eta_i^2 \mid X_{1i}, X_{2i}, d_i] = \omega_{11}[(1 - \rho^2) + \rho^2 (d_i q_i + (1 - d_i) s_i] \tag{31}$$

$$\rho = \frac{\omega_{12}}{(\omega_{11} \omega_{22})^{0.5}} \tag{32}$$

$$q_i = 1 + \lambda_i c_i - \lambda_i^2 \tag{33}$$

$$s_i = 1 + \tilde{\lambda}_i c_i - \tilde{\lambda}_i^2 \tag{34}$$

avec $c = -(\mathbf{X_i \Pi^{+}_{X,i}})$ estimé par un probit, ϕ et $\boldsymbol{\varphi}$ sont respectivement la densité et la fonction de répartition de la loi normale.

Estimation des covariances (« stratégie 2 »). L'estimation de l'équation (26) permet d'estimer la covariance de la forme réduite entre la profitabilité y_1 et les « gains mutuels » y_2 : $\hat{\omega}^{+}_{12} = \omega_{12} (\hat{\omega}_{22})^{0.5}$. D'autre part, la variance de la forme réduite de la profitabilité ω_{11} est estimée en utilisant les résidus estimés $\hat{\eta}_i$. Heckman (1978) a montré qu'il était possible d'obtenir un estimateur $\hat{\omega}_{11}$ de ω_{11} par la relation suivante :

$$\hat{\omega}_{11} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^{i=I} \hat{\eta}_i^2 + \omega_{12}^2 * \left[1 - \frac{1}{I} \left(\sum_{i=1}^{i=I} d_i q_i + (1 - d_i) s_i \right) \right] \tag{35}$$

[10] La condition de cohérence $\pi_{23} = 0$ a été imposée

Passage de la forme réduite à la forme structurelle. Pour remonter à la forme structurelle, il suffit d'utiliser les relations de correspondance entre les paramètres des deux formes (structurelle et réduite). Ces relations sont obtenues par la résolution du système matriciel (20-22) :

$$\Omega_U = \begin{vmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \omega_{11} - \frac{2\pi_{12}\omega_{12}}{\pi_{22}} + \frac{\pi_{12}^2\omega_{22}}{\pi_{22}^2} & -\frac{\pi_{21}\omega_{11}}{\pi_{11}} + \omega_{12} + \frac{\pi_{12}\pi_{21}\omega_{12}}{\pi_{11}\pi_{22}} - \frac{\pi_{12}\omega_{22}}{\pi_{22}} \\ -\frac{\pi_{21}\omega_{11}}{\pi_{11}} + \omega_{12} + \frac{\pi_{12}\pi_{21}\omega_{12}}{\pi_{11}\pi_{22}} - \frac{\pi_{12}\omega_{22}}{\pi_{22}} & \frac{\pi_{21}^2\omega_{11}}{\pi_{11}^2} - 2\frac{\pi_{12}\omega_{12}}{\pi_{11}} + \omega_{22} \end{vmatrix} \tag{36}$$

$$\mathbf{A} = \begin{vmatrix} 1 & -\gamma_1 \\ -\gamma_2 & 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -\frac{\boldsymbol{\pi_{12}}}{\boldsymbol{\pi_{22}}} \\ -\frac{\boldsymbol{\pi_{21}}}{\boldsymbol{\pi_{22}}} & 1 \end{vmatrix} ; \mathbf{B} = \begin{vmatrix} 0 & -\beta_1 \\ 0 & -\beta_2 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & -\left(\pi_{13} - \frac{\boldsymbol{\pi_{12}\pi_{23}}}{\boldsymbol{\pi_{22}}}\right) \\ 0 & -\left(\pi_{23} - \frac{\boldsymbol{\pi_{12}\pi_{21}}}{\boldsymbol{\pi_{11}}}\right) \end{vmatrix} \tag{37}$$

$$\alpha = \begin{vmatrix} -\boldsymbol{\alpha_1} & 0 \\ 0 & -\boldsymbol{\alpha_2} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -\left(\pi_{11} - \frac{\boldsymbol{\pi_{12}\pi_{21}}}{\boldsymbol{\pi_{22}}}\right) & 0 \\ 0 & -\left(\pi_{21} - \frac{\boldsymbol{\pi_{12}\pi_{21}}}{\boldsymbol{\pi_{11}}}\right) \end{vmatrix} \tag{38}$$

Cette méthode d'estimation (Heckman I) pose cependant un problème de la multiplicité des estimateurs : plusieurs paramètres de la forme réduite permettent de déterminer plusieurs valeurs d'un même paramètres de la forme structurelle. Le lecteur peut constater par exemple que l'estimation de $\gamma_2^+ = \boldsymbol{\pi_{21}} / \boldsymbol{\pi_{22}^+}$ dépend des dimensions des matrices $(\boldsymbol{\pi_{21}}, \boldsymbol{\pi_{22}^+})$. Pour cette raison, on a choisi d'utiliser une autre méthode proposée par Heckman (que nous appelons Heckman II) basée sur les moindres carrés directs qui permet de déterminer directement un vecteur unique des paramètres structurels.

Stratégie 3. Identification par les moindres carrés directs (Heckman II).

Estimation de l'équation structurelle de $y_{i,2}$ (« stratégie 3 »). La méthode consiste à estimer l'espérance conditionnelle de la variable latente $E[y_{2i} * \omega_{22}^{-0.5} / \mathbf{X_{1i}}, \mathbf{X_{2i}}] = \mathbf{X_{2i}\Pi}_{X,2}$ et la probabilité conditionnellement d'être en association $E[d_i / X_{1i}, X_{2i}] = \hat{p}_i$ par un probit. En remplaçant y_2* et *d* par leurs espérances conditionnelles, la première relation du système (10) devient :

$$y_{1i} = \mathbf{X_{1i}\alpha_1} + \hat{p}_i\,\beta_1 + \hat{y}_{2i}^*\,\omega_{22}^{-0.5}\gamma_1^+ + w_{1i} \tag{39}$$

Le terme d'erreur de la relation 39 a pour expression :

$$w_{1i} = U_{1i} + (d_i - \hat{p}_i)\beta + \gamma_1^+(y_2^*\omega_{22}^{-0.5} - \hat{y}_2^*\omega_{22}^{-0.5}) \tag{40}$$

Amemiya (1978 pp 1202) a donné une expression de la matrice variance covariance asymptotique des erreurs de la relation 39. Celle-ci a pour expression :

$$\begin{aligned} \mathrm{var}(w_1^*) = {} & \omega_{11}\mathbf{I} + (\gamma_1\mathbf{I} + \beta_1\mathbf{D_1})\mathbf{X(X'AX)^{-1}X'}(\gamma_1\mathbf{I} + \beta_1\mathbf{D_1}) - \beta_1^2\mathbf{D_2} + \omega_{12}(\gamma_1 + \beta_1\mathbf{D_1})\mathbf{X'(X'AX)^{-1}X'A} \\ & - \omega_{12}\mathbf{AX(X'AX)^{-1}X'}(\gamma_1 + \beta_1\mathbf{D_1}) + 2\beta_1\sigma_{12}\mathbf{D_1} - \beta_1(\gamma_1\mathbf{I} + \beta_1\mathbf{D_1})\mathbf{X(X'AX)^{-1}X'D_1} \\ & - \beta_1\mathbf{D_1X(X'AX)^{-1}X'}(\gamma_1 I + \beta_1\mathbf{D_1}) \end{aligned} \tag{41}$$

Avec $\boldsymbol{D_1}$ et $\boldsymbol{D_2}$, des matrices diagonales $I \times I$ dont les éléments sont respectivement la fonction de densité $f(\mathbf{X_2\Pi_2})$ et les produits des probabilités $F(\mathbf{X_2\Pi}_{X,2})[1 - F(\mathbf{X_2\Pi}_{X,2})]$. $\boldsymbol{A}$ est

une matrice dont les éléments sont $f_i^2(\mathbf{X}_{2i}\mathbf{\Pi}_{X,2})/F_i\,(\mathbf{X}_{2i}\mathbf{\Pi}_{X,2})[1-F_i\,(\mathbf{X}_{2i}\mathbf{\Pi}_{X,2})]$. L'estimation par les MCO de la relation (39) donne des estimateurs uniques des paramètres structurels.

Estimation de l'équation structurelle de $y_{i,1}$ (« stratégie 3 »). Après substitution, les paramètres structurels $(\boldsymbol{\alpha}_2, \gamma_2^+, \beta_2^+)$ sont obtenus par l'estimation des MCO de la relation suivante :

$$\mathbf{y}_{1i} = -\mathbf{X}_{2i}(\boldsymbol{\alpha}_2/\gamma_2^+) - \hat{p}_i(\beta_2^+/\gamma_2^+) + (1/\gamma_2^+)\mathbf{X}_i\hat{\Pi}_{X,2} + w_{2i} \tag{42}$$

Le terme d'erreur de cette relation 42 est :

$$w_{2i} = -\frac{1}{\gamma_2^+}\left[U_{2i} + (d_i - \hat{p}_i)\beta_2^+ + (y_2^*\omega_{22}^{-0.5} - \hat{y}_2^*\omega_{22}^{-0.5})\right] \tag{43}$$

L'estimation de la relation (42) est réalisée sous la contrainte de cohérence $\beta_2^+/\gamma_2^+ = -\beta_1$. La matrice des variances covariances asymptotiques des erreurs (43) est la même que la matrice (41) à l'exception près qu'il faut substituer $(\gamma_1\mathbf{I} + \beta_1\mathbf{D_1})$ à l'expression $(\gamma_2^{-1}\mathbf{I} + \beta_1\mathbf{D_1})$. En identifiant les paramètres structurels, il sera toujours possible d'identifier les paramètres de la forme réduite en utilisant les relations (36-38).

Stratégie 4 : le modèle Heckman sans « paramètre de glissement » β_1 =0 (Heckman III). Afin d'évaluer l'importance de « *l'effet de l'action collective* » mesuré par le paramètre de glissement β_1 associé à l'indicatrice *d*, on estime le modèle de Heckman sans « paramètre de glissement ». Posons $\boldsymbol{\delta_1}' = (\gamma_1, \boldsymbol{\alpha_1}')$ et $\boldsymbol{\delta_2}' = (\gamma_1, \boldsymbol{\alpha_2}')$.

Estimation de l'équation structurelle de y_1* (« stratégie 4 »). En utilisant la relation (25), il est possible d'exprimer de nouveau la première relation de la forme structurelle (10) de la manière suivante :

$$\begin{aligned} y_{1,i} &= \gamma_1\mathbf{X}_i\hat{\Pi}_{X,2} + \mathbf{X}_{1,i}\boldsymbol{\alpha_1} + \beta_1 d_i + V_1 - \gamma_1\mathbf{X}_i(\hat{\Pi}_{X,2} - \Pi_{X,2}) \\ &= \mathbf{X}\hat{\mathbf{H}}\boldsymbol{\delta_1} + \beta_1 d_i + W_1 \\ &= \mathbf{B_1}\boldsymbol{\delta_1}^* + W_1 \end{aligned} \tag{44}$$

H est une matrice de dimension *dim(H)=(K, K_2+1),* qui résulte de la concaténation suivante : $\mathbf{H} = (\Pi_{X,2} \| \mathbf{J}_1)$. $\mathbf{J_1} = (\Lambda \| \Xi)$ est une matrice obtenue par la concaténation d'une matrice diagonale de dimension dim(Λ)*=(K_1, K_1)* et d'une matrice de zéros de dimension dim(Ξ)*=(K_2, K_1).* On a également besoin d'une autre matrice $\dim(\mathbf{J}_2) = (K, K_2)$. Avec ces matrices, il est possible de se ramener à : $\mathbf{XJ_1} = \mathbf{X}_1$ et $\mathbf{XJ_2} = \mathbf{X}_2$. La variable $\mathbf{W}_1 = \mathbf{V_1} - \gamma_1\mathbf{X}(\hat{\Pi}_{X,2} - \Pi_{X,2})$ représente le nouveau terme d'erreur de l'équation structurelle de la profitabilité y_1. En supposons β_1 =0, on notera ***B*** comme étant un vecteur de paramètres $[\mathbf{B}]_{(I,K_2+1)} = (\mathbf{X}\hat{\mathbf{H}})$ et $\boldsymbol{\delta_1}^* = (\boldsymbol{\delta_1})$. L'estimateur de Heckman III est donné par (cf. Amemiya, pp 1195) :

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}_1 = (\hat{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\mathbf{H}})^{-1}\hat{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\mathbf{y}_1 \tag{45}$$

La matrice asymptotique des variances et covariances des paramètres est :

$$\mathrm{var}(\boldsymbol{\delta}_1) = (\hat{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}'\hat{\mathbf{H}}')^{-1}\hat{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\,\mathrm{var}\,(W_1)\mathbf{X}\hat{\mathbf{H}}(\hat{\mathbf{H}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}'\hat{\mathbf{H}}')^{-1} \tag{46}$$

Avec $\mathbf{X}'\mathrm{var}(W_1)\mathbf{X} = c_1\mathbf{X}'\mathbf{X} + \gamma_1^2\mathbf{X}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}$ (cf. Amemiya 1978, équation 3.10, pp 1196), $c_1 = \omega_{11} - 2\gamma_1\,\omega_{12}$ et $\mathrm{var}(\hat{\Pi}_2) = (\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X})^{-1}$ (cf. Amemiya, 1978, équation 3.10, pp 1196).

Estimation de l'équation structurelle y_2*(« stratégie 4 »). Pour estimer les paramètres structurels de l'équation des « gains mutuels » $\mathbf{y_2}$*, on utilise la relation 47 ci-dessous obtenue après différentes substitutions :

$$\begin{aligned} y_{1,i} &= \underbrace{\frac{1}{\gamma_2}\mathbf{X}_i\hat{\Pi}_{X,2} - \frac{1}{\gamma_2}\mathbf{X}_{2,i}\boldsymbol{\alpha}_2} + \underbrace{\beta_1 d_i} + \underbrace{V_i - \frac{1}{\gamma_2}\mathbf{X}_i(\hat{\Pi}_{\mathbf{X},2} - \Pi_{\mathbf{X},2})} \\ &= \mathbf{X}_i\mathbf{Q}\boldsymbol{\varphi} + \beta_1 d_i + W_2 \\ &= B_2\boldsymbol{\varphi}^* + W_2 \end{aligned} \tag{47}$$

La matrice **Q** de dimension *dim(Q)= (K, K_2+1)* est obtenue par la concaténation suivante : $\mathbf{Q} = (\Pi_{\mathbf{X},2} \| -\mathbf{J}_2)$. Avec W_2 le nouveau terme d'erreur. Comme précédemment, en posant β_1 =0, la matrice $\boldsymbol{\varphi}^*$ se réduit à $\boldsymbol{\varphi}$. L'estimateur Heckman III est donné comme il suit.

$$\hat{\boldsymbol{\varphi}} = (\hat{\mathbf{Q}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\mathbf{Q}})^{-1}\hat{\mathbf{Q}}'\mathbf{X}'\mathbf{y}_1 \tag{48}$$

La matrice des variances covariances du vecteur des paramètres est donnée par (cf. Amemiya pp 1197) :

$$\mathrm{var}(\hat{\boldsymbol{\varphi}}) = (\mathbf{Q}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{Q})^{-1}\mathbf{Q}'\underbrace{\mathbf{X}'\mathrm{var}(W_2)\mathbf{X}}\mathbf{Q}(\mathbf{Q}\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{Q})^{-1} \tag{49}$$

Avec $\mathbf{X}'\,\mathrm{var}(W_2)\mathbf{X} = \gamma_2^{-2}[c_2\mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{X}'\mathbf{X}Var(\hat{\boldsymbol{\Pi}}_{X,2})\mathbf{X}'\mathbf{X}]$ (équation d'Amemiya n° 3.14, pp 1197) avec $c_2 = \gamma_2^2\omega_{11} - 2\gamma_2\omega_{12}$ et $Var(\hat{\boldsymbol{\Pi}}_{X,2}) = (\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X})^{-1}$ (équation d' Amemiya n° 3.15, pp 1197).

Commentaire I. Si les différentes méthodes de Heckman (Stratégie II, Stratégie III) résolvent le problème de l'identification des paramètres du système 10, l'auteur n'a pas développé une méthode qui permette d'obtenir les matrices asymptotiques des variances covariances. Quand Heckman traite cette question, il suppose que le « *paramètre de glissement* β_1 » est nul (cf. Heckman, 1978). Les matrices de variances covariances (publiées par Amemiya et non par Heckman) utilisées lors de l'estimation des MCO directes (stratégie 3, équation 41) donnent des écarts-types très faibles. On a préféré alors utiliser les matrices asymptotiques données par la méthode d'Amemiya (cf. ci-après). Par ailleurs, selon Gourieroux, (1983), les estimateurs proposés par Amemiya sont plus efficients asymptotiquement que ceux proposés par Heckman. Pour toutes ces raisons, on propose les deux stratégies (5, et 6) suivantes.

Stratégie 5 (Amemiya I). Méthode d'estimation proposée par Amemiya.

Estimation de l'équation structurelle y_1* (« stratégie 5 »). Lorsqu'on cherche à estimer l'effet du paramètre de glissement $\beta_1 \neq 0$, on inclut dans le vecteur ***B*** de la relation 44. l'indicatrice de « *l'effet de l'action collective* » *d* : $\mathbf{B} = (\mathbf{X}\hat{\mathbf{H}}, d)$. La matrice des paramètres à estimer est de nouveau : $\boldsymbol{\delta}_1 * = (\boldsymbol{\delta}_1, \beta_1)$. Amemiya (1978) montre qu'en multipliant par ***X'*** la relation 44 (c'est-à-dire $\mathbf{X'}\,\mathbf{y}_1 = \mathbf{X'}\,\mathbf{B}_1\boldsymbol{\delta}_1 * + \mathbf{X'}\,\mathbf{W}_1$), il est possible d'estimer le vecteur des paramètres structurels de l'équation de profitabilité :

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}_1 * = \left(\mathbf{XB}_1'\mathbf{X'}\,\mathbf{B}_1'\right)^{-1}\mathbf{XB}_1'\mathbf{X'}\,\mathbf{y}_1 \qquad (50)$$

La matrice $\mathbf{B}_1$ de dimension *dim(B₁)=(I, K₂+2)* est obtenue par la concaténation suivante : $\mathbf{B}_1 = (\mathbf{XH} \| \mathbf{d})$. La matrice de variance et covariance des paramètres à utiliser pour réaliser les tests d'hypothèses est :

$$\mathrm{var}(\delta_1 *) = \mathbf{(X'B'XB)}^{-1}\mathbf{B'X'}\,\mathrm{var}(W_1)\mathbf{XB(X'B'XB)}^{-1} \qquad (51)$$

Avec $\mathbf{X'}\mathrm{var}(W_1)\mathbf{X} = c_1\mathbf{X'X} + \boldsymbol{\gamma}_1^2\mathbf{X'X}\,Var(\hat{\boldsymbol{\Pi}}_2)\mathbf{X'X}$, $c_1 = \omega_{11} - 2\gamma_1\omega_{12}$ et $\mathrm{var}(\hat{\Pi}_{X,2}) = (\mathbf{X'AX})^{-1}$ ([11])

Estimation de l'équation structurelle de y_2* (« stratégie 5 »). De la même manière, pour estimer les paramètres structurels de l'équation d'adhésion à l'association y_2*, Amemiya(1978) montre qu'en pré multipliant la relation (47) par la matrice ***X'***: $\mathbf{X'y}_1 = \mathbf{X'B}_2\boldsymbol{\varphi} * + \mathbf{W}_2$, il est possible d'obtenir un estimateur (Amemiya I) convergent :

$$\hat{\boldsymbol{\varphi}} * = \left(\mathbf{XB}_2'\mathbf{X'B}_2'\right)^{-1}\mathbf{XB}_2'\mathbf{X'y}_1 \qquad (52)$$

La matrice de variance covariance des paramètres est donnée par (Amemiya 1978) :

$$\mathrm{var}(\boldsymbol{\varphi}*) = \mathbf{(X'B_2'XB_2)}^{-1}\mathbf{B_2'X'}\,\mathrm{var}(W_2)\mathbf{XB_2(X'B_2'XB_2)}^{-1} \qquad (53A)$$

Avec $\mathbf{X'}\,\mathrm{var}(W_2)\mathbf{X} = \gamma_2^{-2}[c_2\mathbf{X'X} + \mathbf{X'X(X'AX)}^{-1}\mathbf{X'X}]$.

Estimation des variances structurelles (« stratégie 5 »). L'estimation des formes structurelles (y_1, y_2*) en utilisant y_1 comme variable endogène permet d'estimer les résidus. Ces résidus permettent à leur tour de calculer des estimateurs des variances structurelles cf. Maddala, 1983, pp 128):

$$\hat{\sigma}_{11} = \sum_{i=1}^{i=I} \hat{U}_1^2 / I \qquad \hat{\sigma}_{12} = (1.I)\sum_{i=1}^{i=I} \hat{U}_1^2\hat{U}_2^2 / \omega_{22}^{0.5} \qquad (53B)$$

Stratégie 6 (Amemiya II). Identification sans paramètre de déplacement β_1 =0. Pour pouvoir comparer les résultats de l'approche d'Amemiya par rapport à la méthode Heckman III (Stratégie 4, sans paramètre de glissement), on a également utilisé une autre méthode

[11] Sur la signification de ces relations cf. Amemiya 1978 pour plus de détails.

proposée par Amemiya pour estimer les paramètres structurels. Cette méthode exploite les relations existantes entre les paramètres de la forme réduite et les paramètres de la forme structurelle qui sont de la forme suivante (cf. Gourieroux, 1986) :

$$\mathbf{\Pi_i} = \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{i}\mathbf{\Pi_j} + \mathbf{J_i}\boldsymbol{\alpha}_\mathbf{i} \qquad i,j=X_1, X_2,\ i\neq j \tag{54}$$

En substituant dans ces relations 54 les estimateurs obtenus à partir d'un *probit*, il est possible d'écrire :

$$\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,1} = \hat{\mathbf{H}}\boldsymbol{\delta}_\mathbf{1} + \boldsymbol{\eta}_\mathbf{1} \quad \text{avec} \quad \boldsymbol{\eta}_\mathbf{1} = (\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,1} - \mathbf{\Pi}_{X,1}) - \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{1}(\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,2} - \mathbf{\Pi}_{X,2}) \tag{55}$$

$$\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,2} = \hat{\mathbf{G}}\boldsymbol{\delta}_\mathbf{2} + \boldsymbol{\eta}_\mathbf{2} \quad \text{avec} \quad \boldsymbol{\eta}_\mathbf{2} = (\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,2} - \mathbf{\Pi}_{X,2}) - \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{2}(\hat{\mathbf{\Pi}}_{X,1} - \mathbf{\Pi}_{X,1}) \tag{56}$$

Avec $\boldsymbol{\delta}_\mathbf{1}' = (\gamma_1, \boldsymbol{\alpha}_\mathbf{1}')$ $\boldsymbol{\delta}_\mathbf{2}' = (\gamma_1, \boldsymbol{\alpha}_\mathbf{2}')$ les paramètres des formes structurelles et $(\boldsymbol{\eta}_\mathbf{1}, \boldsymbol{\eta}_2)$ les erreurs. ***H*** et ***G*** sont des matrices de dimensions *dim(H)=(K, K_1+1)* et *dim(G)=(K, K_2+1),* obtenues par des concaténations : $\mathbf{H} = (\Pi_{\mathbf{X},2} \| \mathbf{J_1})$, $\mathbf{G} = (\Pi_{\mathbf{X},1} \| \mathbf{J_2})$. Il est possible alors d'estimer le vecteur des paramètres par les MCO et les MCG en exploitant les relations 55-56. Amemiya (1978) propose un estimateur des MCG :

$$\boldsymbol{\delta}_\mathbf{1} = [\hat{\mathbf{H}}'\hat{V}_1^{-1}(\eta_1)\hat{\mathbf{H}}]^{-1}[\hat{\mathbf{H}}'\hat{V}_1^{-1}(\eta_1)\hat{\mathbf{H}}] \tag{57}$$

$$\boldsymbol{\delta}_\mathbf{2} = [\hat{\mathbf{G}}'\hat{V}_2^{-1}(\eta_2)\hat{\mathbf{G}}]^{-1}[\hat{\mathbf{G}}'\hat{V}_2^{-1}(\eta_2)\hat{\mathbf{G}}] \tag{58}$$

Avec $\hat{V}_j(\eta_j), j=1,2$ les estimations des « vraies » variances des résidus η_1. Amemiya (1978) propose d'utiliser les matrices asymptotiques des variances covariances suivantes :

$$V_1(\eta_1) = c_1(\mathbf{X'X})^{-1} + \gamma_1^2(\mathbf{X'AX})^{-1} \tag{59}$$

$$V_2(\eta_2) = c_2(\mathbf{X'X})^{-1} + (\mathbf{X'AX})^{-1} \tag{60}$$

Les vraies matrices variances covariances des paramètres structurels sont alors données par :

$$\text{var}(\boldsymbol{\delta}_\mathbf{1}) = [\mathbf{H'X'XH}]^{-1}\mathbf{H'X'XV_1X'XH[H'X'XH]} \tag{61}$$

$$\text{var}(\boldsymbol{\delta}_\mathbf{2}) = [\mathbf{G'X'XG}]^{-1}\mathbf{G'X'XV_2X'XG[G'X'XG]} \tag{62}$$

Commentaire II. Les méthodes proposées par Amemiya (stratégies 5 et 6) sont simples à réaliser mais elles reposent sur un nombre de degré de liberté très faible. Pour la stratégie Amemiya I, les dimensions des matrices sont : $\dim(\mathbf{X_1'y_1}) = \dim(\mathbf{X'Z_1}) = \dim(\mathbf{X'Z_2}) = (K = K_1 + K_2, 1)$. Pour la stratégie Amemiya II, les dimensions des matrices sont $\dim(\hat{\mathbf{\Pi}}_\mathbf{1}) = \dim(\hat{\mathbf{\Pi}}_2) = (K,1)$, $\dim(\hat{\mathbf{H}}_\mathbf{1}) = (K, K_1 + 1)$ $\dim(\hat{\mathbf{G}}_\mathbf{1}) = (K, K_2 + 1)$, ce qui implique de faibles degrés de liberté $ddl_1 = K - K_1 - 1$, $ddl_2 = K - K_2 - 1$. Par conséquent, ces méthodes (Amemiya I, II) permettent de déterminer les valeurs des paramètres structurels mais ne facilitent pas la réalisation des tests d'hypothèses.

2-3 Les données utilisées et description des variables. Le modèle 10 est estimé en utilisant une enquête réalisée en 1999 par l'IFPRI au Bénin et au Malawi ([12]). Pour le Bénin, 663 commerçants ont été enquêtés sur 2052 commerçants identifiés au niveau des principaux marchés du pays (soit un taux de sondage de 32%). En retirant les données manquantes, on a retenu 512 observations. Les caractéristiques de ces observations sont données dans le tableau I en annexe.

2-3-1 Les variables utilisées pour expliquer le choix d'adhérer à l'association. Le choix d'appartenir à une « action collective » est repéré par une variable discrète binaire « *d* » qui vaut 1 quand le commerçant décide d'intégrer une association. 63.1% des commerçants de l'échantillon sont en association. Afin de rendre compte de ce choix, on a retenu trois catégories de variables : la variable de profitabilité, les variables sociodémographiques, et les variables de capital social. En tout, six variables explicatives exogènes $K_2 = 6$ constituent la matrice $\dim(\mathbf{X_2}) = (512,6)$. Leurs effets seront repérés par les paramètres de la forme réduite $\{\pi_{22,j}, j = 1,..6\}$ et les paramètres structurels $\{\alpha_{2,j}, j = 1,..,6\}$.

2-3-1-1 Les variables sociodémographiques du commerçant.

Le sexe. Une variable binaire SEXE qui vaut 1 quand il s'agit d'une femme est introduite. L'activité commerciale des produits vivriers est dominée par les femmes (la probabilité empirique d'observer une femme dans l'échantillon est de 82.4%). Au Bénin comme dans beaucoup de pays de l'Afrique de l'Ouest, les femmes ont la responsabilité des activités domestiques. Elles devraient en toute vraisemblance être favorables à toute organisation qui leur permettrait de d'économiser du temps et de réduire les coûts de transaction. Cependant, le calcul préalable des probabilités empiriques conditionnelles nous suggère que comparativement aux hommes, il y a peu de chance d'observer un commerçant en association sachant que c'est une femme ([13]).

Le nombre d'enfants âgés de plus de 15 ans. Dans l'échantillon, le nombre d'enfants par commerçant est élevé (en moyenne : 3 enfants âgés de plus de 15 ans) que l'on peut expliquer selon les enseignements de la théorie de la fertilité par la pauvreté des acteurs étudiés (cf. Becker, 1981). Faire des enfants peut être considéré comme un investissement en biens durables qui occasionne des services peu coûteux. Pour tenir compte de cela, nous avons introduit une variable binaire qui indique si le commerçant a plus de 5 enfants âgés de plus 15 ans. Sur notre échantillon, on a à peu près 15 chances sur 100 d'avoir un commerçant avec plus de cinq enfants. Les traitements préalables des données nous suggèrent que la liaison entre le mode de coordination et le nombre d'enfants est positive mais faible ([14]). Mais la probabilité empirique d'être en association sachant que le commerçant a plus de cinq enfants est très élevée (85.14%).

L'activité passée de la mère du commerçant. Une indicatrice *MERE* est introduite pour tester si le fait que la mère du commerçant fut commerçante de produits agricoles (ou ayant eu une activité agricole de production ou de transformation) a une influence sur les choix de mode de coordination. On pense que le métier de commerçant est héréditaire puisque 78% des commerçants de notre échantillon ont une mère ayant eu une activité liée à l'agriculture. L'analyse préalable des données nous pousse à penser que la relation entre le choix d'être en

[12] On n'a pas eu accès à l'enquête du Malawi, ce qui aurait permis d'avoir une base de comparaison.

[13] La probabilité jointe (empirique) d'observer une femme en association est de 49% alors que cette même probabilité est de 33 % pour les hommes. Le test du Khi deux montre qu'il y a association entre le sexe et le mode de coordination (khi deux 10.12 pour 1 degré de liberté). Mais la liaison semble être négative et faible (le V de Cramer est de -0.14).

[14] Le test du Khi deux donne une statistique de 18.059 pour un degré de liberté, le coefficient de Phi est de 0.18

association et la profession de la mère du commerçant est négative et très faible ([15]). Le calcul des probabilités conditionnelles suggère qu'il y a plus chance de ne pas adhérer à une association quand *MERE* =1 (la probabilité conditionnelle est de 84%).

2-3-1-2 Les proxies du capital social. Le capital social comme le capital humain est une variable d'état (un stock) qui est accumulée par des flux d'investissement et qui se déprécie sous l'effet de plusieurs facteurs (relations non suivies, obsolescence de la connaissance, etc). Dans une analyse de court terme, on peut supposer raisonnablement que le capital social est fixe. Par ailleurs, le capital social semble être hétérogène. Selon les contextes, certaines connaissances sont plus profitables que d'autres. Les connaissances ne sont pas toujours mobilisées et dans certaines situations, il vaut mieux connaître quelques personnes bien informées ou ayant leurs « entrées » dans l'administration. Pour ces raisons, on utilise dans ce qui suit trois variables censées capter l'effet du capital social.

Le nombre total de personnes connues sur les marchés. En suivant l'approche de Fafchamps et Minten (2002), nous avons retenu une première proxy du capital social qui est le nombre total de personnes que le commerçant connaît sur les marchés des fournitures et sur le marché des clients réguliers ([16]). La variable sera dénommée *CAPITALS*. Selon nos données, parmi les commerçants de produits vivriers enquêtés, 79% traitent avec des fournisseurs réguliers et 69% avec des clients réguliers. En moyenne les commerçants connaissent 54 personnes. Les commerçants en association connaissent en moyenne 63 personnes (dont 46 à 47 commerçants sur le marché d'achat). Les commerçants qui ne sont pas en association connaissent en moyenne un nombre plus faible 37 commerçants (dont 30 sur le marché des fournisseurs).

La connaissance des agents de l'Etat. Une autre variable (binaire) du capital social *ETAT* qui indique si le commerçant connaît des agents de l'Etat a été introduite. On pense que pour mener à bien son activité, le commerçant doit disposer d'un réseau composé en partie par des agents de l'Etat. Bien que ce dernier ait tendance à se retirer de la sphère économique, son intervention dans les affaires reste importante. On devrait s'attendre à ce que les commerçants en relation avec des agents de l'Etat n'aient pas beaucoup intérêt à intégrer une association. Dans notre échantillon, le nombre moyen d'agents de l'Etat connus est d'une personne. Il y a plus de chance d'observer un commerçant non membre d'une association quand il connaît au moins un agent de l'Etat que lorsqu'il n'en connaît pas (fréquence jointe observée est de 44% contre 19%). Les tests préalables suggèrent qu'il existe une relation négative entre « *d* » et « *ETAT* » ([17]).

Le nombre de langues parlées. Environ 90% des commerçants de l'échantillon ne savent ni lire ni écrire. Les commerçants communiquent entre eux en utilisant une cinquantaine de langues spécifiques à chaque groupe ethnique. 27% des commerçants de l'échantillon parlent au moins quatre langues. On s'attend à ce qu'une bonne maîtrise des langues facilite l'entrée à l'association. Cependant, le traitement préalable des données montre qu'en moyenne, les commerçants en association maîtrisent à peu près deux langues, ce qui est à peu de chose près le même nombre moyen de langues parlées par les commerçants qui n'ont pas choisi l'association comme « mode de coordination ». La fréquence empirique jointe d'observer un commerçant maîtrisant plus de deux langues qui soit en association (30%) est égale à la fréquence d'observer un commerçant non inscrit en association 33%. Pour contrôler donc

[15] Le test du khi deux est significatif qu'à un seuil de 10%, le V de Cramer est de -0.07.
[16] Il n'a pas été possible de distinguer le capital social selon la nature du marché (aval, amont) du fait de problèmes de colinéarité.
[17] Le khi deux est de 7.79 pour 1 degré de liberté) mais la liaison est faible (le coefficient de Phi est de -0.12

l'effet des connaissances des langues, une variable binaire *LANGUE* est introduite. Elle vaut un si le commerçant maîtrise plus de deux langues. Les tests préalables montrent que la liaison entre « *LANGUE* » et « *d* » est positive mais de faible intensité ([18]).

2-3-1-3 La profitabilité comme variable endogène explicative du mode de coordination. Un test de U de Mann Withney tend à confirmer que le niveau de profitabilité « y_1 » diffère selon que l'on soit en association ou non. Les commerçants de l'échantillon qui sont en association ont en moyenne 2391.72 dollars US de marge brute de plus que ceux qui ne sont pas en association. Mais les tests non paramétriques ne permettent pas de donner une idée claire du sens de causalité entre les deux variables endogènes nécessitant ainsi une approche économétrique mieux appropriée qu'on a présenté dans la section 2 de cet article.

2-3-2 Les variables explicatives de la profitabilité. La profitabilité de l'activité de commercialisation est mesurée par la marge commerciale brute (variable continue). Conformément aux éléments théoriques présentés dans la section 1 de cet article, la profitabilité est expliquée par la variable du mode de coordination, la variable latente y_2* (les « gains mutuels » de l'association et du commerçant) et les autres déterminants économiques (les prix) et variables sociodémographiques du profit. L'ensemble des variables utilisées comprend 11 éléments constituant une matrice $\dim(\mathbf{X_1}) = (512,11)$. Leurs effets sur la profitabilité seront repérés par les paramètres de la forme réduite $\{\pi_{11,j}; j = 1,..11\}$ $\{\pi_{21,j}; j = 1,..11\}$ et de la forme structurelle $\{\alpha_{1,j}; j = 1,..11\}$.

2-3-2-1 Les variables économiques

Le prix d'achat des produits. Conformément à notre cadre théorique (section 1 de cet article), on utilise le logarithme du prix d'achat des approvisionnements *PRIX* comme variable exogène. On cherche à confirmer que les variables économiques ont autant d'importance que les variables institutionnelles. Dans la structure du prix de revient du maïs par exemple, deux postes semblent être déterminants. Il s'agit des frais de transport et le prix d'achat qui peuvent être considérés comme fixes. Selon nos connaissances empiriques, le commerçant a plus de marge de manœuvre concernant les marges bénéficiaires : les commerçants peuvent manipuler les unités de mesure ou négocier fermement avec leurs clients occasionnels ([19]). Ainsi, si l'on peut supposer les prix de vente manipulables, on peut raisonnablement considérer le prix d'achat du marché d'amont comme exogène. Par ailleurs, contrairement à nos prédictions théoriques, les traitements préalables nous suggèrent que la marge brute et le prix d'achat sont corrélés positivement mais faiblement ([20]).

La valeur des équipements. L'importance des dotations en facteur est testée en utilisant la valeur des équipements *EQUIP*. Puisque l'analyse proposée se place dans le court terme, la variable *EQUIP* capte l'effet des facteurs fixes comme les moyens de transport qui permettent de réduire les coûts de transaction. Les collecteurs appelés « les assembleurs » par exemple, possédant une motocyclette, ont des facilités pour regrouper à moindre coût leurs stocks constitués dans les fermes. De la même manière, un commerçant qui possède une « camionnette bâchée » ou un « gros camion » ne sera pas confronté aux insuffisances des moyens de transport que l'on observe habituellement lors de la campagne de

[18] Le test du Khi deux montre qu'il y a une association entre *LANGUE* et *d* (khi deux 6.13, pour 1 degré de liberté). le coefficient de Phi ϕ est proche de 0).

[19] La manipulation consiste à utiliser une unité de mesure et une technique de mesure à l'achat différentes de celles utilisées lors de la vente. Cette manipulation permet au commerçant de « tricher » sur le poids des marchandises. Grâce aux « gains » en poids, le commerçant pourra « jouer » sur la marge bénéficiaire selon que le marché est favorable ou défavorable.

[20] Le coefficient de corrélation est de 0.29.

commercialisation du coton. On s'attend donc à ce que le commerçant disposant d'un magasin de stockage et de vente réalise des gains substantiels ([21]).

Les salaires versés aux employés non familiaux. Conformément à notre cadre théorique, une variable *SALAIRE* mesurant en logarithme le taux de salaire versé par le commerçant à ses employés est introduite. Dans le cas du commerce des produits vivriers, force de constater que les commerçants ont très peu recours à la main d'œuvre familiale ([22]). Ils utilisent particulièrement de la main d'œuvre salariée temporairement. Cependant, contrairement à ce que prédit la théorie, les traitements préalables montrent que le salaire est corrélé positivement à la marge brute ([23]). Conformément aux enseignements de la théorie des contrats salariaux, il est possible de penser qu'une meilleure rémunération peut être un moyen d'incitation à l'augmentation de la productivité du travail salarié quand il y a asymétrie d'information entre le commerçant et ses employés.

Le type de produit échangé. Une variable binaire *MAÏS* est utilisée pour distinguer les transactions qui portent sur le maïs des autres produits vendus. Un test préalable de U de Man Withney suggère que la profitabilité diffère significativement selon que le commerçant commercialise ou non du maïs. Le maïs est la plus importante céréale consommée au Bénin (environ 80% de la production nationale céréalière). Selon d'autres informations, en moyenne, on peut affirmer que 41% des transactions de produits vivriers au niveau national portent sur le maïs. On devrait s'attendre alors à un taux de croissance de la marge brute bien plus élevé pour les transactions portant sur le maïs. Puisque l'analyse est de court terme, il sera supposé que changer de production est très coûteux, s'apparentant à un changement d'activité.

2-3-2-2 Les variables sociodémographiques et de localisation

L'expérience professionnelle. On a introduit l'âge *AGE* (en logarithme) comme « proxy » de l'expérience professionnelle ([24]). Selon la théorie du capital humain spécifique, le processus d'accumulation des connaissances des savoirs par le « learning by doing » agit sur : la qualité des intrants utilisés, l'efficacité de l'allocation des facteurs, le niveau des erreurs d'anticipations. Le rôle du capital humain est d'autant plus important que les commerçants béninois agissent dans un environnement marqué par l'incertitude et de multiples rationnements. Pour notre échantillon, l'âge moyen des commerçants est de 40 ans et il semble qu'il y ait une liaison positive légère entre la profitabilité et l'âge ([25])

La localisation géographique. On a retenu 7 localisations dont 5 correspondent aux 5 anciens départements du découpage territorial en vigueur avant l'année 2000. Les deux autres départements résultent d'un éclatement du département de l'Atlantique : l'Atlantique sans la ville de Cotonou et Cotonou. On a choisi de procéder ainsi pour mettre en évidence la particularité de la ville de Cotonou car cette ville est peu productrice et réunit les commerçants de tous les autres départements d'approvisionnement. Ainsi, une variable discrète nominale *REGION* est introduite. Elle prend sept modalités : *REGION=1* s'il s'agit du département de l'Atacora *;* *REGION=2* s'il s'agit du département de l'Atlantique ; *REGION=3* s'il s'agit du département du Borgou *;* *REGION=4* s'il s'agit du département du Mono ; *REGION=5* s'il s'agit du département de l'Ouémé *;* *REGION=6* s'il s'agit du

[21] Le coefficient de corrélation entre la marge brute et la valeur du capital est de 9%
[22] La masse salariale distribuée est indépendante statistiquement du nombre d'enfants et du nombre de parents (frère, soeur, conjoint) du commerçant.
[23] Le coefficient de corrélation est de 18.56%.
[24] Statistiquement, l'âge et le capital social ne sont corrélés linéairement qu'à 10%, mais le coefficient de corrélation est très faible 7%.
[25] Le coefficient de corrélation est de 13%.

département du Zou ; *REGION=7* s'il s'agit de la ville de Cotonou. Un test préalable de Kruskal-Wallis confirme notre intuition selon laquelle les opportunités de gains sont différentes selon ces localisations. C'est dans la région *REGION=3* (Borgou) où l'on observe le plus de commerçants (25% de l'échantillon). Cette localisation sera par conséquent choisie comme « situation de référence ». C'est dans la région *REGION=5* (Ouémé) que les commerçants réalisent en moyenne les marges brutes les plus élevées (en moyenne 5707.58 $ avec 7396.06 d'écart type). A l'opposé, ce sont les commerçants de la région *REGION=1* (Atacora) qui ont l'activité la moins profitable (en moyenne 1197.78 $ US avec 3108.00 d'écart type).

3 Les résultats d'estimations et leur discussion

3.1 Présentation des estimations. Dans le tableau 2 en annexe, on présente les résultats d'estimation de la forme réduite (équations 25 et 26 du texte). Les estimations de la forme structurelle sont présentées dans les tableaux 3 (équation de profitabilité) et 4 (équation d'adhésion à l'association). Les différentes méthodes d'estimation et les écarts types obtenus des matrices asymptotiques sont présentés dans l'ordre suivant : MCO pour y_1* et Probit pour y_2*, (les colonnes 1, stratégie 1), MCO indirects (Heckman I) (stratégie 2, colonne 2), MCO directe (Heckman 2) (colonne 3, stratégie 3), méthode Heckman 3 (colonne 4, stratégie 4), méthode Amemiya 1 (colonne 5, stratégie 5), méthode Amemiya 2 (colonne 6, stratégie 6). Pour donner un poids à chaque variable explicative sur les variables endogènes, on a estimé les effets marginaux calculés pour chaque commerçant de l'échantillon. Des déviations de la probabilité par rapport à la situation de référence ont été calculées pour les variables discrètes explicatives de la probabilité d'adhérer à l'association $P[d_i]$. Pour les variables continues, nous avons mesuré des quasi-élasticités ([26]). Les moyennes de ces effets sur l'échantillon et leurs significativités statistiques calculées sur les *I=512* observations sont dans les colonnes II et IV du tableau 2, et les colonnes 8 des tableaux 3 et 4.

Dans ce qui suit, on présente un commentaire et des tests spécifiques à chaque méthode d'estimation, puis on résumera l'ensemble des résultats.

3-1-1 Méthode Heckman I (stratégie 2)

Equation adhésion à l'association y_2*. L'estimation de l'équation de la forme réduite (équation 25 du texte) est donnée par la colonne I du tableau 2. La qualité de nos estimations dépend de la capacité du modèle Probit à prédire correctement la décision du commerçant à adhérer à l'association. Notre modèle permet de reproduire 89,1% des décisions d'adhésion des commerçants. L'ensemble des paramètres estimés est robuste à l'hétéroscédasticité car nous avons effectué la correction de White.

Equation de profitabilité y_1*. L'estimation de l'équation de la forme réduite (équation 26 du texte) est donnée par la colonne III du tableau 2. Le modèle explique 95% de la variance du taux de croissance de la marge brute (cf. la note du tableau 2). Le test de White et le test de Pagan Breusch ont révélé la présence d'hétéroscédasticité qui a été corrigée par la correction de White (cf. tableau 3 en note ([27])). L'effet « *d'appartenir à une action collective*» est estimé à $\pi_{13} = 1.68$ (ligne 18, dernière colonne du tableau 2). Un test de Fisher montre que celui-ci est statistiquement différent de 0 à 5% ([28]). Selon nos calculs, la correction de Heckman

[26] Ce sont les dérivées partielles de la probabilité d'être en association par rapport au logarithme des variables explicatives continues.
[27] Pour le test de White, la statistique obtenue est de 198.59 (pour 180 degrés de liberté), ce qui équivaut à une p-value de 0.1629. Le test de Pagan Breusch donne une statistique de 30.14 pour 19 degrés de liberté, ce qui équivaut à une p-value de 0.065.
[28] La valeur du F est de 5.08, ce qui équivaut à une p-value de 2%.

$\lambda_i d_i + \tilde{\lambda}_i (1-d_i)$ (équation 27) est en moyenne statistiquement nulle dans l'échantillon avec un écart-type de 0.62 ([29]). Cette correction (équation 27) permet d'obtenir une valeur négative de la covariance normalisée $\omega_{12}/\omega_{22}^{0.5} = -0.33$ avec un écart type élevé de 0.45 (ligne 19, dernière colonne tableau 2). Un test de Fisher montre que statistiquement ce coefficient n'est pas différent de zéro ([30]). Par conséquent, il n'y a pas de raison à ne pas négliger le terme $E[V_{1i} | \mathbf{X_{1i}}, \mathbf{X}_{2i}, d_i]$ de la relation 26. Les équations (33) et (34) du texte ont permis de calculer les valeurs moyennes des statistiques *q=0.53* (avec un écart type de 0.27) et *s= -3.51* (avec un écart type de *6.14*) ([31]). En définitif, on estime une variance de ω_{11}=2.314 (cf. équation 35) et un coefficient de corrélation de $\rho = \omega_{12}/(\omega_{11}\omega_{22})^{0.5} = -0.21$ (cf. ligne 21, tableau 3). Il faut cependant noter qu'un test a révélé que le facteur correcteur de Heckman $\lambda_i d_i + \tilde{\lambda}_i (1-d_i)$ était source (le seul) de colinéarité ([32]). On a également effectué plusieurs tests d'endogénéité. On n'a jamais été en mesure de refuser l'hypothèse nulle d'exogénéité des variables soupçonnées d'être endogènes. En particulier pour la variable « *SALAIRE* » (les salaires versés par le commerçant) qui aurait pu poser des problèmes de biais d'endogénéité, le test de Hausman donne une *m-statistique* de 13.10 pour 20 degrés de liberté ce qui équivaut à une p-value. 0.8729 ([33]).

3-1-2 Méthode Heckman II (stratégie 3).

Equation de profitabilité. Les résultats d'estimation de l'équation (39) selon la méthode Heckman II sont donnés dans le tableau 3 (colonne 3). Le test de White de l'hétéroscédasticité donne une statistique 77.65 pour 82 degrés de liberté, ce qui équivaut à une p-value de 0.615 permettant d'accepter l'hypothèse nulle. De même, un test de colinéarité a permis de confirmer nos craintes quant à la possible existence d'une corrélation entre la variable latente prédite $y_2^* \hat{\omega}_{22}^{-0.5}$ (« les gains mutuels ») et la probabilité prédite $\hat{p}$ (cf. équation 39 du texte) ([34]). Par ailleurs, le coefficient d'ajustement ajusté est de 32.68%. Enfin, le test d'endogénéité des salaires versés « *SALAIRE* » permet d'accepter l'hypothèse nulle ([35]). La matrice de variance covariance asymptotique (équation 41 du texte) a été calculée et elle permet de calculer des écarts types très faibles.

Equation d'adhésion. L'équation (42) (cf. tableau 4, les colonnes 3a et 3b) est d'abord estimée simultanément avec l'équation (39) selon la méthode SUR de Zellner([36]). Pour les deux équations, le test de White confirme la présence d'hétéroscédasticité, ce qui nous a poussé à prendre en compte l'hétéroscédasticité, en pondérant la matrice de variance covariance (les MCO pondérés). Après plusieurs tests, nous avons été convaincus d'utiliser l'inverse du prix d'achats « *1/PRIX* » comme variable de pondération. L'estimation a été menée d'abord sous la restriction de cohérence $\beta_2 = -\beta_1 \gamma_2$ (cf. colonne 3a intitulée Heckman 2a du tableau 4). Le multiplicateur associé à cette contrainte est négatif -25.03 et

[29] Le test de normalité montre que la statistique de Heckman ne se distribue pas normalement.
[30] La valeur de F est de 0.5872 pour 1 et 492 degrés de liberté, ce qui donne une p-value de Prob>F=0.4439.
[31] On a bien vérifié que les erreurs η_i sont distribués normalement (cf. équation 26 du texte).
[32] En effet la valeur du Eigenvalue est proche de zéro.
[33] Devant la difficulté d'avoir des instruments réels, on a utilisé les variables suivantes comme instruments : l'expérience professionnelle du commerçant dans l'activité de commerce, l'expérience professionnelle dans d'autres activités, le nombre de frère, le nombre de sœurs, le nombre de conjoints, les montants retirés des tontines, des termes quadratiques du capital social, les indicatrices régionales. L'équation d'instrumentalisation permet d'expliquer 43% de la variance du logarithme des salaires.
[34] Le coefficient de corrélation de Pearson donne une valeur de 0.95.
[35] Le test de Hausman donne une m-statistique de 1.25592 ce qui équivaut à une p-value de 1.0000
[36] Les résidus apparaissent corrélés positivement. La covariance est unitaire.

statistiquement différent de 0 ([37]). Puis dans une seconde étape, on a estimé le système (39-42) sans restriction de cohérence (colonne 4 du tableau 4 intitulée Heckman 2b). Globalement, des tests de Fisher ont montré que les paramètres obtenus selon cette méthode (Heckman II) sont statistiquement différents de ceux obtenus par la méthode Heckman I. Mais les signes de ces paramètres ne changent pas. De même, un test de colinéarité confirme la corrélation entre la valeur prédite de la variable latente y_2* et la probabilité prédite $\hat{p}$, détectée lors de l'estimation de l'équation par la méthode Heckman II. Par ailleurs, nous avons calculé la matrice de variance covariance structurelle suivant les relations 53B du texte. Après avoir récupéré les résidus de l'estimation jointe de l'équation (40) et (43), on obtient une variance $\sigma_{11} = 3.53$ et une covariance de $\sigma_{12} = 3.65$ (ligne 10, colonne 3a, tableau 4).

3-1-3 Méthode Heckman III (stratégie 4).

Equation de profitabilité. Les résultats d'estimation de l'équation 44 du texte sont présentés dans la colonne 5 du tableau 3. Les écarts types de la colonne 4 sont obtenus de l'équation 45 du texte. Ils ont été calculés à partir de la matrice des variances covariances des paramètres de la forme réduite $\mathrm{var}(\hat{\Pi}_2)$. Celle-ci a été corrigée par la méthode White. La constante c_1 calculée est de 2.85. Le test de Pagan Breusch et le test de White montrent que les résidus ne sont pas hétéroscédastiques ([38]). Par ailleurs, le test de Hausman concernant l'endogénéité des salaires versés « *SALAIRE* » ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle ([39]).

Equation d'adhésion à l'association. Les résultats de l'estimation de l'équation 47 sont présentés dans la colonne 4 du tableau 4. L'estimation ne semble être possible que lorsqu'on impose une valeur au paramètre γ_2. En effet, dans le cas contraire, les données rejettent le modèle. On a fixé γ_2 à une valeur probable de $\gamma_2 = -0.359$, donnée par la méthode Heckman 2b et par la méthode d'Amemiya II (qui est en théorie beaucoup plus efficiente cf. Gourieroux, 1988, pp 252) ([40]). La valeur du multiplicateur associé à cette contrainte est positif et fortement significatif ([41]). Les tests de Pagan Breusch et de White confirment l'existence d'un problème d'hétéroscédasticité ([42]). Mais, notre calcul des vecteurs des valeurs propres permettent de penser que la manipulation des matrices de l'équation 52 n'a pas causé de problème de colinéarité.

3-1-4 Méthodes Amemiya I et II (stratégies 5 et 6).

Equation profitabilité et équation d'adhésion. Les résultats d'estimation des équations 50 et 52 ainsi que les écarts-types des matrices variances et covariances (équations 51 et 53A du texte) sont présentés dans les colonnes 5 des tableaux 3 et 4.

Equation de profitabilité et d'adhésion. Les estimations des équations 55 et 56 du texte sont présentées dans les colonnes 6 des tableaux 3 et 4. Les écarts types asymptotiques sont calculés à partir de l'équation 61 et 62 du texte ([43]).

---

[37] En effet, on a été obligé d'imposer la condition de cohérence car le test de cohérence effectué à partir d'une estimation sans contrainte a donné un Khi deux 12.21 ce qui équivaut à une p-value de 0.0005.

[38] La statistique de Pagan Breusch est de 24.21 pour 12 ddl, ce qui équivaut à une p-value de 0.019. La statistique de White est de 68.64 pour 68 ddl, ce qui équivaut à une p-value de 0.4554

[39] En effet, la statistique m est de 7.95053 pour 13 ddl, ce qui équivaut à 0.8468.

[40] Le test de Fisher d'égalité de γ_2 à -0.359 est rejeté par le modèle non contraint. En effet la statistique de Fisher est très élevée (F=335.24 pour 505 ddl).

[41] Le t de Student mesuré est de 18.43.

[42] La statistique de Pagan Breusch est de 35.93 pour 6 ddl, ce qui équivaut à une p-value de 2.83E-6.La statistique de White est de 226.03 pour 30 ddl, ce qui implique une p-value de 0.0001.

[43] Les matrices des covariances variances des paramètres de la forme réduite qui ont permis de calculer les variances des résidus (η_1, η_2) des équations 59 et 60 du texte ont été corrigées par la méthode de White.

Commentaire général III. Globalement, l'ensemble des méthodes donne des résultats proches au sens où les paramètres ne changent que très rarement de signe et que les valeurs des paramètres sont souvent proches. En général, nos intuitions ainsi que nos tests préalables présentés dans la section précédente sont confirmés. On peut dire également qu'aucune méthode ne permet de résoudre tous les problèmes techniques (sur-identification, matrices asymptotiques, estimations simultanées). Chaque méthode pose des difficultés (existence de sur-identification, difficulté à imposer la contrainte de cohérence, absence de matrice de variance covariance, présence de colinéarité, faible degré de liberté), ce qui justifie pleinement l'utilisation de différentes techniques. Le lecteur aura remarqué que pour les méthodes Amemiya I et II, le faible degré de liberté et les faibles écarts types obtenus des matrices de variances covariances asymptotiques limitent quelque peu le travail empirique. Par conséquent, pour réduire le risque d'erreur quant à la significativité des paramètres et pour vérifier la qualité de l'ajustement, on a privilégié les méthodes Heckman I, II, III et les écarts types robustes obtenus après avoir effectué la correction de White. Quant aux méthodes Amemiya I et II, on s'intéressera particulièrement aux valeurs et aux signes des paramètres obtenus à partir de ces méthodes.

Remarques générales sur les estimations des formes réduites. Bien que les paramètres estimés des formes réduites n'aient pas de signification économique (tableau 2), leurs signes sont conformes à nos prédictions. Ils semblent fournir une information correcte sur les signes des causalités. En effet, en comparant les paramètres de la forme réduite (tableau 3) à ceux de la forme structurelle (tableau 3), on constate que ces derniers ont les mêmes signes. Par ailleurs, la forme réduite surestime le poids des variables explicatives. En effet, les quasi-élasticités et les déviations de probabilité estimées par les paramètres de la forme réduite sont plus élevées. On voit donc le danger de restreindre l'analyse aux seules formes réduites, pratique utilisée dans les rares tests empiriques de la théorie du capital social. Par ailleurs, si les résidus des formes réduites sont corrélés négativement, leur covariance structurelle est positive (cf. matrice 40). Ce résultat suggère que les facteurs non observés explicatifs de la décision d'adhérer à une association sont corrélés positivement à l'hétérogénéité non observée explicative de la profitabilité de l'activité de commercialisation.

Remarques générales sur les estimations des formes structurelles. En utilisant les estimateurs Heckman II (colonne 2 tableau 3) comme paramètre de référence, on a réalisé une série de tests de Wald qui permet d'affirmer que les méthodes Heckman II, Heckman III et Amemiya II donnent des résultats identiques ([44]). En particulier, au vue de nos tests, les paramètres d'intérêt (γ_1, β_1) mesurant respectivement l'effet « des économies des coûts de transaction» y_2* et l'effet « *d'appartenir à l'action collective* » d sur la profitabilité y_1 ont la même valeur quelle que soit la méthode utilisée et ne changent jamais de signe.

Remarques spécifiques aux équations de participation aux associations. Au vu de nos différents tests, les résultats sont stables et proches pour le *probit* simple et les méthodes Heckman I, Heckman IIb et Amemiya II. Les résultats des méthodes Heckman 2a et Heckman 3 ne doivent pas mobiliser notre attention car leurs résultats reflètent les difficultés d'estimation qu'on a rencontrées lorsqu'on on a cherché à imposer la contrainte de cohérence du modèle. Pour les paramètres instables, lorsque ces derniers changent de signe ils n'apparaissent plus significatifs. Selon des tests de Wald qu'on a effectués, les valeurs des paramètres semblent également avoir des valeurs différentes en valeur absolue. Mais ce qui paraît important de noter c'est que les paramètres d'intérêt (du capital social) sont stables en

[44] Les valeurs des paramètres obtenues par la méthode de Heckman ont été testées contre les valeurs des paramètres des autres spécifications

signe et proches en valeur, ce que confirment des tests complémentaires qu'on présente ci-après (section 3-2).

Après avoir discuté de la robustesse des tests, dans ce qui suit, on présente les résultats spécifiques à chaque variable explicative et quelques tests d'hypothèses complémentaires.

3.2 Discussion des résultats

3-2-1 Les variables de l'action collective (tableaux 2 et 4).

Les variables de capital social ont un effet positif sur la probabilité d'adhérer à une association (prédiction 1, relation 8 du texte). Les variables du capital social (*LANGUE, CAPITALS*) influencent positivement la probabilité d'adhérer à une association. Seul le fait d'avoir une mère ayant travaillé comme commerçante dans le secteur agricole réduit cette probabilité, bien que l'estimation du paramètre associé à cette variable ne soit pas robuste aux spécifications ([45]). Les tests de Wald indiquent que les paramètres associés aux variables *ENFANT* (indicatrice qui vaut 1 si le nombre d'enfants de plus de 15 ans est supérieur à 5), *ETAT* (indicatrice qui vaut un si le commerçant connaît au moins un agent de l'Etat), et *CAPITALS* (nombre de personnes connues sur le marché) ne sont pas nuls simultanément ([46])

L'estimation des paramètres de la forme structurelle permet de nuancer l'effet du capital social. Le calcul des effets marginaux permet de montrer que la connaissance de dix personnes supplémentaires sur le marché augmente la probabilité d'être en association de 1,2%. L'effet marginal calculé avec la forme structurelle est encore plus faible. Alors que la quasi-élasticité calculée pour la forme réduite est de 3,8%, celle calculée pour la forme structurelle est de 0,001%. De même, que parler plus de deux langues n'augmente la probabilité d'être en association que de 0,01% (l'effet marginal calculé à partir de la forme réduite est de 5%). Dans tous les cas, les estimations des quasi-élasticités structurelles et de forme réduites sont faibles et nous poussent à modérer le rôle du capital social.

Les estimations mettent aussi en évidence l'hétérogénéité du capital social. Certaines composantes du capital social peuvent être substituables. Ainsi, si le commerçant possède un réseau de "connaissances" dans l'administration, il aura des chances de ne pas adhérer à une association. En effet, la probabilité d'être en association quand on connaît une personne de l'administration diminue faiblement (-0,02%, effet statistiquement différent de 0). Bien que le calcul à partir de la forme réduite surestime l'effet des connaissances de l'administration, la variation marginale de la probabilité demeure faible (-7%).

Ce sont les petits commerçants qui intègrent l'association (Prédiction 2). L'estimation de la forme réduite (tableau 2) montre que l'ensemble des variables explicatives de la profitabilité y_1 (paramètres $(\pi_{11,0},.....,\pi_{1,11})$ de la matrice $\boldsymbol{X_1}$) ont des effets significativement différents de zéro sur la probabilité d'adhérer à une association. On a effectué un test de Wald qui montre sans ambiguïté que l'ensemble des paramètres associés aux variables explicatives de la profitabilité ne sont pas égaux entre eux et sont différents de zéro ([47]). Par ailleurs, l'estimation de la forme structurelle (tableau 4) montre que l'effet de la profitabilité sur la probabilité d'adhérer à une association est négatif. Quelle que soit la spécification choisie, le paramètre γ_2^+ mesurant cet effet est estimé avec une forte précision. Par ailleurs, selon les différentes méthodes d'estimation (cf. Heckman IIa, Heckman b, Heckman III, Amemiya I, Amemiya II), les différents estimateurs obtenus de γ_2^+ sont quasiment identiques entre eux.

[45] Pour la forme réduite, le test de Wald donne une statistique de 3.7566 avec un degré de liberté, ce qui équivaut à une p-value de 0.0526.
[46] En effet, on obtient un Khi deux de 13.12 pour 3 degrés de liberté, ce qui équivaut à une p-value de 0.004.
[47] Le test de Wald donne une statistique de 138.96355 pour 11 degrés de liberté, ce qui équivaut à une p-value nulle.

Selon les tests de Wald qu'on a effectués, la valeur probable de ce paramètre est de –0,34. Avec cette valeur, on estime une quasi-élasticité structurelle de la probabilité d'adhérer à une association par rapport à la profitabilité de –1,7%.

Ce sont les hommes avec beaucoup d'enfants qui ont tendance à adhérer à une association. Il semble que l'adhésion à une association soit le fait de "chefs" de familles "élargies", de sexe masculin. En effet, le fait d'être une femme diminue la probabilité d'être en association de 0,04% (-4,5% pour la forme réduite), alors qu'avoir plus de 5 enfants d'un certain âge augmente cette probabilité de 1,1% (de 11,2% pour la forme réduite). Ce résultat confirme nos tests préalables (section 2 précédente)

3-2-2 Les variables de la profitabilité (tableau 2 et 3).

L'effet d'appartenir à une action collective est positif sur la profitabilité (Prédiction 4, relation 9B du texte). Quelle que soit la méthode utilisée, les résultats d'estimation de la forme structurelle (tableau 3) mettent en évidence une relation positive entre le fait d'adhérer à une association et le logarithme de la marge brute du commerçant. Pour les méthodes de Heckman I et II, les tests de Wald de la nullité de l'effet de l'association donnent respectivement des statistiques de 5,08 (test de $\pi_{13} = 0$ pour l'équation 26) et 4,49 (test de $\beta_1 = 0$ pour l'équation 39), ce qui équivaut à des p-values respectivement de 0,0244 et 0,0341. De plus, des tests de Wald ont permis de constater que les valeurs estimées selon les différents méthodes ne sont pas différentes statistiquement ([48]). Par ailleurs, l'équation (42) permet de tester l'effet de la probabilité prédite sur la profitabilité. Les tests effectués montrent que le rapport β_2^+ / γ_2^+ est différent de 0 ([49]). On peut affirmer avec beaucoup de précision que le fait d'appartenir à une association augmente en moyenne de 844.63 $ US la marge brute du commerçant (voir colonne 7, tableau 3).

L'effet de la variable latente y_2^* est positif. Bien qu'il soit souvent hasardeux d'interpréter une variable latente, si lecteur admet avec nous qu'il est possible d'apparenter y_2^* aux gains en coût de transaction (« les gains mutuels »), alors on peut affirmer que ces derniers ont un effet positif sur la marge brute (cf. les équations 39, 42, 44, 47). Selon les méthodes Heckman I, II et Amemiya II, on estime un coefficient $\omega_{22}^{-0.5+}\gamma_1^+$ non nul statistiquement qui est à hauteur de 0.50 ([50]). En absence d'un « effet de groupe d» (estimation sans « paramètre de glissement » $\beta_1 = 0$), la méthode Heckman III donne une valeur de 0,8 qui est selon un test de Fisher, statistiquement différente de 0,5 ([51]). Avec la méthode d'Amemiya I, on obtient $\omega_{22}^{-0.5+}\gamma_1^+ = 0.33$. En effectuant un test de Wald d'égalité des coefficients obtenus selon les différentes méthodes, on trouve qu'à l'exception de la méthode Heckman 3 qui donne une valeur un peu plus élevée de $\omega_{22}^{-0.5+}\gamma_1^+$, il n'y a pas de différence statistique entre les différents estimateurs des paramètres associés à la variable latente ([52]). En toute vraisemblance, la valeur probable de γ_1 est 0.33.

---

[48] Par exemple, on a testé l'égalité entre l'estimateur de Heckman II et l'estimateur d'Amemiya I. Ce test a donné une statistique de Wald de 3.55 équivaut à une p-value de 0.0596. D'autres tests complémentaires ont été menés selon cette méthode.

[49] Le test de Wald donne une statistique 617.54, ce qui équivaut à une p-value de 0.0001.

[50] Le test de Wald donne une statistique de 6.94 pour une p-value de 0.0084.

[51] La statistique de Fisher est de 4.85 avec une p-value de 0.02.

[52] En utilisant les méthodes Heckman I II et Amemiya I, on a testé l'égalité des coefficients suivante : $\omega_{22}^{-0.5+}\gamma_1^+(HeckmanI-II) = \omega_{22}^{-0.5+}\gamma_1^+(Amemiyal) = 0.33$. On obtient une statistique de Wald de 0.85 avec une p-value de 0.3560. De même, on a testé l'égalité $\gamma_1 = 0.33$ avec le modèle d'Amemiya II. La statistique F obtenue est de 0.64 avec une p-value de 0.45.Par contre la méthode Heckman III donne un estimateur 0.8 différent de 0.33. En effet, on obtient une statistique de Fisher de 11.94 ce qui équivaut à une p-value de 0.0005.

Les commerçants les mieux équipés ont une profitabilité plus élevée. L'équipement des commerçants joue un rôle particulièrement important ([53]). Le paramètre associé à cette dimension explicative *EQUIP* est toujours significatif quelle que soit la spécification choisie. L'élasticité de la marge brute par rapport à la valeur de l'équipement est de 4,3% (2,5% pour la forme réduite).

Plus les prix des intrants sont élevés plus la marge brute est élevée (prédiction 2, équation 9A du texte). L'augmentation de 1% des prix des achats de fournitures améliore de 18,1% la marge brute (24,9% dans le cas de la forme réduite), ce qui n'est pas conforme aux résultats usuels de la théorie du producteur. Par contre, il n'est pas sûr que le salaire versé par le commerçant « *SALAIRE* » agisse sur le niveau de son profit ([54]).

Le commerce de maïs est une activité rentable. Selon les différentes spécifications, les tests montrent que la profitabilité varie bien en fonction de la nature de la transaction. Ce sont les activités commerciales portants sur le maïs qui sont les plus susceptibles d'augmenter le profit des commerçants ([55]). Selon nos estimations, le commerçant de maïs a, en moyenne, 153,5$ (200$ pour la forme réduite) de marge brute supplémentaire, ce qui confirme notre traitement préalable des données

L'enclavement des régions réduit la profitabilité. Nos résultats mettent en évidence une distribution spatiale contrastée de la profitabilité ([56]). Les régions non enclavées sont celles où l'activité est la plus rémunératrice. En effet, par rapport à un commerçant de la région du « Borgou » (faiblement enclavée), celui de « l'Ouémé », « Mono » ou de la « région de l'Atlantique » (régions non enclavées) a une marge brute plus élevée respectivement de 2388.8 $ (795.64 $ pour la forme réduite), 2367.5 $ (312 $ pour la forme réduite), et de 1632,5 $ (246 $ pour la forme réduite). Il ne semble pas y avoir de différence statistique entre la région de l'Ouémé et Mono ([57]). Seule la région de Cotonou, pourtant non enclavée, ne connaît pas un différentiel de marge brute statistiquement non nul. Ceci peut s'expliquer en partie par la trop forte disparité de situation entre les commerçants de la capitale.

Conclusion. Dans ce travail, on a présenté des tests réalisés à partir d'une forme structurelle qui mettent en jeu des variables de « capital social » et « d'institution » encore peu testées dans la littérature. On prouve que l'effet du capital social idiosyncratique sur la probabilité d'appartenir à une association est significatif statistiquement. Mais contrairement à ce que suggèrent plusieurs travaux de la littérature, l'effet du capital social semble être très modéré et il n'est pas certains que cela soit dû aux « proxies » utilisées pour le mesurer. On montre par ailleurs que le fait d'appartenir à une association permet d'augmenter la profitabilité. Enfin, pour ceux qui s'intéressent aux conditions d'approvisionnement des marchés urbains en Afrique de l'Ouest, notre travail permet de donner des informations sur le profil des commerçants. Ainsi, le commerçant adhérant à un groupe associatif semble être un homme évoluant sur un marché de femmes, qui parle plus de deux langues, et a beaucoup d'enfants âgés de plus de 15 ans, qui n'a pas de relation avec les agents de l'Etat mais qui a un réseau de connaissance sur les marchés. Ce commerçant aura tendance à quitter l'association dès que

[53] Le test de Wald de la nullité du paramètre associé à l'équipement donne17.43 pour une p-value 0.0001 (méthode Heckman II).

[54] Pour la spécification Heckman II, le test de Fisher donne une statistique de 3.61, ce qui équivaut à une p-value de 0.058. Par contre, selon la spécification Heckman III, le test de Wald donne une statistique de 0.13 pour une p-value 0.7231. La spécification Amemiya I donne une statistique de Wald de 0.37 qui équivaut à une p-value de 0.54

[55] Pour la méthode Heckman II, la valeur de F obtenue est de 5.7958, ce qui équivaut à une p-value de 0.0164.

[56] Le test de Fisher d'égalité des paramètres des différentes régions donne une statistique de 8.3923, qui équivaut à une p-value de Prob>F=0.0001.

[57] Selon la spécification Heckman II, le test d'égalité entre le paramètre associé à la région l'Ouémé et le paramètre associé à la région de Mono donne une F value de 2.3652, ce qui équivaut à une Prob>F=0.1247

son revenu atteint un certain seuil, phénomène dont l'évolution a des similitudes par exemple avec le mouvement coopératif viticole français.

Référence

AMEMIYA, T. (1978). "The estimations of a simultaneous equation generalized probit model." *Econometrica* Vol; 46, n°5: pp 1193-1205.

BALLET. J, GUILLON. R, (2003), « *Regards croises sur le capital social* » Eds. L'Harmattan, 2003

BARZEL, Y. (1982). "Measurement Cost and the Organization of Markets." *Journal of Law and Economics*, vol. XXV,: pp. 27-48.

BLUNDELL, R, SMITH. R. J, (1994), "Coherency and estimation in simultaneous models with censored or qualitative dependant variables, *Journal of Econometrics*, 64, pp 355-373.

BOURDIEU, P. (1985), "*The Forms of Capital*", in J.G. Richardson (ed.) Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education. Connecticut. Greenwood Press.

BECKER. G. S, (1981), " *A treatise on the family* ", Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts and London, England, 288 pp.

BROUSSEAU, E. (1989). "L'approche néo-institutionnelle de l'économie des coûts de transaction." *Revue Française d'Economie* Vol IV.

COLEMAN. J, (1988), "Social capital in the creation of human capital" *American journal of sociology* n° 94. s95-s120.

DUNCAN, C.M. (1999), "Equality and social capital in poor rural communities", Paper presented at the "Social Capital And Poor Communities: Building and Using Social Capital to Combat Poverty" Conference, New York, March 199

FAFCHAMPS, M., MINTEN, B., (1999), "Relationships and Traders in Madagascar." *Journal of Development* Studies, 35 (6): pp. 1-35.

FAFCHAMPS, M., MINTEN, B. (2000), "*Returns to Social Network Capital Among Traders*." Department or Economics, Oxford, (mimeograph).

FAFCHAMPS, M., MINTEN, B., (2001a), "Social Capital and Agricultural Trade." *American Journal of Agricultural Economics.*

FAFCHAMPS, M., MINTEN, B., (2002), "Returns to Social Network among traders." *Oxford Economic Papers, Vol 54, pp 1-35.*

FUKUYAMA, F. (1995). "*Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York, NY: The free Press Paperbacks.

GABRE-MADHIN, E. Z., FAFCHAMPS, M., KACHULE, R., KAHN, Z., SOULÉ, B-G. (2001), *Impact of Agricultural Market Reforms on smallholders in Benin and Malawi*, IFPRI Collaborative Research Project, 116 p.

GOURIEROUX CH, (1989), "*Economie des variables qualitatives*", 2° édition, Paris, Economica, 430 p.

HECKMAN, J., J., (1978), "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system." *Econometrica*, Vol. 46, N°6: pp. 931-959.

LEE, L-F, (1981), "*Simultaneous equations models with discrete and censored dependant variables", in Structural analysis of discrete data with econometric application*, edited by C. F Manski, D. Mc Fadden, MIT, pp 346-364.

LUTZ, C. (1994), "*The functioning of the maize market in Benin : spatial and temporal arbitrage on the market of staple food crop"*, University of Amsterdam**:** 255 pages.

MADDALA, G. S, LEE, L F, (1976), Recursive models with qualitative endogeneous variables, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, pp 525-545.

MADDALA, G., S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics.* Cambridge, Cambridge University Press.

MÉNARD, C. (1994). "Markets as institutions versus organizations as markets? Disentangling some fundamental concepts." *Journal of Economic Behaviour & Organization* 28 pp.161-182.

MINTEN, B., FAFCHAMPS, M. (1999). "*Social capital and the Firm : Evidence from Agricultural Trade*." : 37 p.

NORTH, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge, Cambridge University Press.

OLSON, M. (1965). *The logic of Collective Action. Public Good and the Theory of Groups*, Havard University Press.

PALDAM, M. AND T. G. SVENDSEN (2000). "An essay on social capital: looking for the fire behind the smoke." *European Journal or Political Economy* Vol. 16: pp 339-366.

PUTNAM, R. D. (1993). "*Making Democracy Work : Civic Traditions in Modern Italy*." Princeton University Press.

REQUIER-DESJARDINS, D.(2000), "*On some contributions on the definition and relevance of Social Capital*". Cahiers du C3ED - Centre d'Economie, d'Ethique et de l'Environnement pour le Développement. Université de Versailles – St.-Quentin-en-Yvelines. 19 pp.

RIVERS. D, VUONG, Q. H, (1988), Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models*, Journal of Econometrics*, 39, pp 347-366.

ROBISON, L., J., MYERS, R., J., SILES, M., E., (2002). "Social Capital and the Terms of Trade for Farmland." *Review of Agricultural Economics* Volume 24, Number 1: pp 44-58.

SCHMIDT. P, (1981), *Constraints on parameters in simultaneous tobit and probit models, in Structural analysis of discrete data with econometric application*, edited by C. F Manski, D. Mc Fadden, pp 422-434

WILDE. J, (2000), "Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors", *Economic Letter*, pp 309-312

WILLIAMSON, O. (1989). "*Transaction cost Economics.*" In R. Schemalensee, R.D. Willig, eds, Handbook of Industrial Organization: Elsevier Science Publishers: 136-182.

WILLIAMSON, O., (1996), "The mechanism of the governance". New York.

WOOLCOCK, M., NARAYAN, D., (2000). "Social Capital: Implications for Development Theory, Research, and Policy." *The World Bank Observer*, Vol. 15, n°2 August 2000 The World Bank: pp. 225-249.

WORLD BANK GROUP (1999), "How is social capital measured? Washington, DC. The World Bank.

Tableau 1 : Variables utilisées dans le modèle empirique

Noms symboliques	Modalités prises par les variables	Moyennes fréquences	Signes attendus
	Les variables endogènes utilisées		
D	*Mode de coor dination (association)* =1 si le commerçant est en association =0	 62.4% 37.6%	+ sur y_1
y_1	*Profitabilité* Logarithme de la marge brute Variable continue	 6.54(1.94)	+ sur *d*
	Variable explicative du mode de coordination		
SEXE	*Sexe du commerçant* =1 si fe mme =0 sinon	 82.4% 17.6%	-
LANGUE	Nombre de langue parlée (variable discrète) =1 si le nombre de langues parlées est supérieur à deux =0 sinon	 44.1% 55.9%	+
CAPITALS	Capital social mesuré en nombre de personnes connues (en liaison régulière sur le ma rché de la fourniture et sur le marché des clients (variable continue)	55.20(80.16)	+
ETAT	*Nombre d'agents de l'Etat connus au moment de l'enquête variable continue* =1 si le commerçant connaît un fonctionnaire =0 sinon	 35.2% 64.8%	-
ENFANT	*Nombr e d'enfants âgés de plus de 15 ans (variable discrète binaire)* =1 si le nombre d'enfants de plus de 15 ans est supérieur à 5 =0 sinon	 14.5% 85.5%	-
MERE	*Activité principale passée de la mère du commerçant* =1 si agriculture (production, transformation, commercialisation) =0 sinon	 78.9% 21.1%	-
	Variables explicatives de la marge brute (mesurée en logarithme)		
MAIS	*Ventre de Mais (variable discrète)* =1 si la production principalement vendue est le maïs =0	 73.6% 26.4%	+
PRIX	Prix d'achat des produits à vendre en logarithme (variable continue)	2.70(1.57)	
REGION	*Localisation géographique (variable discrète nominale)* =1 si c'est la région de l'Atacora =2 si c'est la région de l'Atlantique =3 si c'est la région du Borgou (situation de référence) =4 si c'est la région du Mono =5 si c'est la région de l'Ouémé =6 si c'est la région du Zou =7 si c'est la région ou ville de Cotonou	 17.2% 6.6% 25% 9.8% 10.9% 18.6% 11.9%	 - + référence + + + +
EQUIP	*Valeur de l'équipement du commerçant*	2528.25 (19603.83)	+
SALAIRE	Salaires versés aux employés : Variable continue (en logarithme)	0.69(1.71)	+
AGE	L'âge du commerçant (en logarithme) (variable continue)	3.66(0.26)	+

Source des données : LARES, IFPRI.
Entre parenthèse l'écart typ e

Tableau 2 : Estimation des formes réduites (équation 18 du texte, stratégie Heckman I équations 29, 30)

				Equation n° 25 du texte						**Equations 26 du texte**				
		Décision d'adhérer à l'association			**variable latente y_2***			**Equation de la profitabilit**	**équation y_1**					
Noms symboliques	**Modalités prises par les**	Dénomination	Valeurs	Ecarts-types	Significativité	Calculs des	Significativité	Dénominatio	Paramètres	Ecart type	signif	Effets marginaux	Fréquences	
des variables exogèn	**variables exogènes**	Algébrique	estimées	Robustes	des paramètres	effets marginaux	des effets marg	Algébrique	Estimés	robuste		élasticité	des observations	
			Colonne I			**Colonne II**			**Colonne III**			**Colonne IV**		
La matrice X_2 (adhésion à l'association)		Π_{X2}		(1)	(2)	(3)		Π_{X1}		(1)	(2)	(3)		(4)
LANGUE =1	1 si nombre de langues parlées >2	$\pi_{22,1}$	**0,273**	0,159	*	0,050	***	$\pi_{12,1}$	**0,421**	0,158	***	190,012	***	0,441
MERE =1	si l'activité de la mère est l'agriculture	$\pi_{22,2}$	**-0,377**	0,182	**	-0,082	***	$\pi_{12,2}$	**-0,158**	0,201		-61,726	***	0,789
ENFANT =1	si le nombre d'enfants de plus 15 ans est > 5	$\pi_{22,3}$	**0,657**	0,253	***	0,112	***	$\pi_{12,3}$	**-0,158**	0,263		-104,086	***	0,145
ETAT =1	si le commerçant connaît au moins un agent	$\pi_{22,4}$	**-0,353**	0,171	**	-0,070	***	$\pi_{12,4}$	**0,269**	0,162	*	135,153	***	0,352
CAPITALS	Capital social (variable continue)	$\pi_{22,5}$	**0,004**	0,002	***	0,038	***	$\pi_{12,5}$	**0,003**	0,001	***	0,148	***	1,000
SEXE =1	si c'est une femme	$\pi_{22,6}$	**-0,647**	0,225	***	-0,045	***	$\pi_{12,6}$	**-0,475**	0,228	**	-196,033	***	0,824
La matrice X_1 des déterminants de la profitabilité														
INTERCEPT	Constante	$\pi_{21,0}$	**-1,8**	1,159		-	-	$\pi_{11,0}$	**3,785**	1,113	***	-	-	-
MAIS =1	si l'activité principale porte sur le mais	$\pi_{21,1}$	**0,864**	0,156	***	0,151	***	$\pi_{11,1}$	**0,545**	0,227	**	200,09	***	1,000
PRIX	prix d'achat des produits (en logarithme)	$\pi_{21,2}$	**0,190**	0,046	***	0,042	***	$\pi_{11,2}$	**0,249**	0,067	***	0,249	***	1,000
EQUIP	équipement en valeur	$\pi_{21,3}$	**0,000**	0,000	***	-0,005	***	$\pi_{11,3}$	**0,000**	0,000	***	0,025	***	1,000
SALAIRE	Salaire versés en logarithme	$\pi_{21,4}$	**0,106**	0,059	*	0,023	***	$\pi_{11,4}$	**0,096**	0,045	**	0,096	***	1,000
REGION =1	si c'est la région Atacora	$\pi_{21,5}$	**0,710**	0,273	***	0,127	***	$\pi_{11,5}$	**-0,889**	0,257	***	-167,860	***	0,172
REGION=2	si c'est la région Atlantique	$\pi_{21,6}$	**-1,613**	0,346	***	-0,462	***	$\pi_{11,6}$	**0,643**	0,476		246,079	***	0,066
REGION=3	si c'est la région Borgou	Référence	**Référence**	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence		Référence		Référence		
REGION =4	si c'est la région Mono	$\pi_{21,7}$	**-1,907**	0,300	***	-0,554	***	$\pi_{11,7}$	**0,831**	0,497	*	312,121	***	0,098
REGION = 5	si c'est la région Ouemé	$\pi_{21,8}$	**-1,076**	0,288	***	-0,302	***	$\pi_{11,8}$	**1,422**	0,336	***	795,644	***	0,109
REGION=6	si c'est la région Zou	$\pi_{21,9}$	**0,039**	0,222		0,008	***	$\pi_{11,9}$	**0,097**	0,231		26,075	***	0,186
REGION =7	si c'est la région Cotonou	$\pi_{21,10}$	**-1,303**	0,268	***	-0,340	***	$\pi_{11,10}$	**0,031**	0,365		22,065	***	0,119
AGE	l'âge en logarithme	$\pi_{21,11}$	**0,577**	0,287	**	0,127	***	$\pi_{11,11}$	**0,125**	0,300		0,125139	***	1,000
d=1	si le commerçant est dans une association	–	–	–	–	–	–	π_{13}	**1,685**	0,773				
λ d+λ(1−d)	**facteur correcteur de Heckman cf, équ 27**		–	–	–	–	–	$\omega_{12}/(\omega_{22})^{0,5}$	**-0,336**	**0,4566**				
ω_{11}	**résidus estimés cf, équation 35**		–	–	–	–	–	ω_{11}	**2,315**	2,432 (5)	**			
ρ	**coefficient de corrélation**		–	–	–	–	–	ρ	**-0,21**					
K_i =nombre de paramètres, I=nombres d'observations			K=18	I=512						K=20	I=512			
			Note : La statistique LRT (Rapport de vraisemblance) est de 272,21					Note : IR²=95% F=477,75						
			Le Pseud-R2 de McFadden est de 0,4, La mesure d'Estrella est de 0,43					Test de Whi 198,59 (ddl=180, p-value= 0,1629)						
			Le critère d'Akaike est de 676,39, Le critère de Schwartz est de 404,97					IR²=94,90%						
			(1) écarts types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White)											
			(2) * significatif à 10%, ** significatif à 5%, * significatif à 1%**											
			(3) quand il s'agit de variable binaire on calcule la déviation de probabilité, si c'est une variable continue, on calcule la quasi élasticité											
			(4) nombre de personnes sur lequel le calcul des effets marginaux a été réalisé											

Tableau 3 : estimation des paramètres structurels de la profitabilité (variable latente y_1)

				Equations (10)			Equations (36-38)	Equation (39)			Equation (44-45)			Equation (50)			Equation (57)			Effets marginaux		
				MCO Simple			**Heckman I**	**Heckman II**			**Heckman III**			**AMEMIYA I**			**AMEMIYA II**					
Résultats faisant référence aux équationx du modèle				**Colonne 1**			**Colonne 2**	**Colonne 3**			**Colonne 4**			**Colonne 5**			**Colonne 6**			**Colonne 7**		
Noms	Modalité prises par les	Signes		Param	Ecart type		Param	Param	Ecart type		Param	Ecart type		Param	Ecarts type		Param	Ecarts types		Effe ts		Fréquence
symboliques	variables exogènes	attendus		Estimés	robsutes		Estimés	Estimés	robsute		Estimés	Robuste		Estimés	asymptot		Estimés	Asymptot		Marginaux		Population
Variables de la profitabilité (X_1,d,g_2*)			α_1		(1)	(2)			(1)	(2)		(1)	(2)			(2)			(2)	(3)	(2)	(4)
CONSTANTE	l'ordonné à l'origine	?	$\alpha_{1,0}$	**3,146**	1,018	***	**11,006**	**5,327**	1,178	***	**5,770**	1,590	***	**0,251**	0,005	**	**4,822**	1,595	***	-	-	-
MAIS =1	si l'activité principale porte sur le mais	+	$\alpha_{1,1}$	**0,668**	0,174	***	**1,584**	**0,078**	0,223		**0,209**	0,289		**0,190**	0,004	**	**0,416**	0,291		**153,496**	***	0,736
PRIX	prix d'achat des produits (en logarithme)	+	$\alpha_{1,2}$	**0,345**	0,052	***	**0,724**	**0,181**	0,066	***	**0,222**	0,083	***	**0,754**	0,015	**	**0,236**	0,079	***	**0,181**	***	1,000
EQUIP	équipement en valeur	+	$\alpha_{1,3}$	**0,000**	0,000	***	**0,000**	**0,000**	0,000	***	**0,000**	0,000	**	**0,000**	0,000	**	**0,000**	0,000	**	**0,043**	***	1,000
SALAIRE	Salaire versés en logarithme	+	$\alpha_{1,4}$	**0,178**	0,041	***	**0,278**	**0,067**	0,047		**0,071**	0,074		**0,340**	0,007	**	**0,078**	0,066		**0,067**	***	1,000
REGION=1	si c'est la région Atacora	-	$\alpha_{1,5}$	**-0,963**	0,226	***	**-2,585**	**-1,159**	0,226	***	**-1,119**	0,341	***	**0,054**	0,001	**	**-1,029**	0,311	***	**-179,022**	***	0,172
REGION=2	si c'est la région Atlantique	+	$\alpha_{1,6}$	**0,588**	0,335	*	**1,870**	**1,665**	0,427	***	**1,359**	0,538	**	**0,025**	0,000	**	**0,807**	0,569		**1632,490**	***	0,066
REGION=3	si c'est la région Borgou	**référence**		**référence**			**Référence**	**référence**			**Référence**			**référence**			**référence**			**Référence**		Référence
REGION=4	si c'est la région Mono	+	$\alpha_{1,7}$	**0,732**	0,298	**	**2,416**	**2,051**	0,448	***	**1,683**	0,560	***	**0,015**	0,000	**	**0,992**	0,577	*	**2367,560**	***	0,098
REGION=5	si c'est la région Ouémé	+	$\alpha_{1,8}$	**0,848**	0,275	***	**4,135**	**1,903**	0,355	***	**1,716**	0,496	***	**0,018**	0,000	**	**1,540**	0,476	***	**2388,760**	***	0,109
REGION=6	si c'est la région Zou	+	$\alpha_{1,9}$	**0,105**	0,226		**0,281**	**0,139**	0,239		**0,151**	0,295		**0,049**	0,001	**	**0,102**	0,274		**38,514**	***	0,186
REGION=7	si c'est la région Cotonou	+	$\alpha_{1,10}$	**0,125**	0,298		**0,090**	**0,953**	0,337	***	**0,748**	0,426	*	**0,035**	0,001	**	**0,198**	0,449		**4741,220**	***	0,119
AGE	l'âge en logarithme	+	$\alpha_{1,11}$	**0,241**	0,277		**0,364**	**-0,348**	0,307		**-0,250**	0,421		**0,926**	0,019	**	**0,064**	0,227		**-0,348**	***	1,000
d =1	si le commerçant est dans une association	+	β_1	**1,323**	0,191	***	**1,685**	**1,718**	0,787	**	-	-		**0,190**	0,004	***				**844,631**	***	0,631
y_2*	Variable latente	+	γ_1	-	-		**0,547**	**0,508**	0,192	***	**0,799**	0,207	***	**0,339**	0,007	**	**0,567**	0,309	**	**-0,281**	***	1,000
σ_{22}*	Variance des résidus cf. matrice 36	+	σ_{22}*	2,500			**26,869**															
Qualité de l'ajustement	IR² ajusté			0,340				0,326			0.322			1,000			0.89					
Statistique de Fisher	F			23,090				23,000			21.23			-			12.98					
I	Nombre d'observations			512,000				512,000			512,000			18,000			18,000					
K_i	Nombre de paramètres			13,000				14,000			13,000			14,000			13,000					
Test de White / Pagan Breusch				68,59 (ddl= 67,p-value= 0,4233)				77,65 (ddl= 82,p-value=			24.21(ddl=12, p-val= 0.019)			11.23(ddl=15,p-val= 0.73)			White's Test = 12.93 (ddl= 14,p-value= 0.532)					

(1) écarts types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White)

(2) * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%

(3) Quand il s'agit de variable binaire on calcule une déviation par rapport à la situtaion de référence. Quand il s'agit d'une variable continue, on calcule une élasticité

(4) nombre de personnes sur lequel le calcul des effets marginaux a été réalisé

Tableau 4 : Estimation de la probabilité d'adhérer à une association (variable latente y_2*)

				Equation (10)			Equations (36-38)	Equation (42)			Equation (42)		Equation 48			Equation 52			Equation (68)			**Effets marginaux**		
				Probit simple			**Heckman I**	**Heckman 2a**			**Heckman2b**		**Heckman III**			**Amemiya I**			**Amemiya II**			Quasi-élasticité		
				Colonne 1			**Colonne 2**	**Colonne 3a**			**Colonne 3b**		**Colonne 4**			**Colonne 5**			**Colonne 6**			**Colonne 8**		
Noms	Modalités prises par les		signes	Paramètres	Ecarts types		Paramètres	Paramètres	Ecarts types		Paramètres		Paramètres	Ecarts types		Parm	Ecarts types		Parm	Ecarts types		Effets		Fréquence
symboliques	variables exogènes		attendus	estimés	Robustes		estimés	estimés	Robustes		estimés		estimés	Robustes		estimés	Robustes		estimés	Robustes		Moyens		population
	Matrice X_2		α_2		(1)	(2)			(1)	(2)		(2)		(1)	(2)		(1)	(2)		(1)	(2)	(3)	(2)	(4)
LANGUE =1	si nombre de langues parlées >2		+	$\alpha_{2,1}$	**0,031**	0,125		**0,794**	0,248	0,055	***	**0,219**	***	**1.209**	0.398	***	**0,240**	0.573		**0,454**	0.067	***	0,001	***	0,441
MERE =1	si l'activité de la mère est l'agriculture		-	$\alpha_{2,2}$	**-0,358**	0,144	***	**-1,095**	0,013	0,066		**-2,501**		**0.786**	0.423	***	**-0,412**	0.836		**-0,484**	-0.483	***	0,001	***	0,789
ENFANT =1	si le nombre d'enfants de plus 15 ans est > 5		+	$\alpha_{2,3}$	**0,754**	0,199	***	**1,909**	0,305	0,084	***	**5,262**	***	**1.660**	0.570	***	**-0,261**	0.822		**0,664**	0.002	***	0,011	***	0,145
ETAT =1	si le commerçant connaît au moins un agent		-	$\alpha_{2,4}$	**-0,683**	0,132	***	**-1,026**	-0,054	0,061		**-4,766**		**-0.501**	0.424	***	**0,295**	0.627		**-0,293**	0.022	***	-0,002	***	0,352
CAPITALS	Capital social (variable continue)		+	$\alpha_{2,5}$	**0,003**	0,001	***	**0,012**	0,003	0,000	***	**0,023**	***	**0.010**	0.002	***	**0,002**	0.002	**	**0,005**	0.000	***	0,000	***	1,000
SEXE =1	si c'est une femme		-	$\alpha_{2,6}$	**-0,345**	0,149	***	**-1,882**	-0,081	0,074		**-2,406**		**1.004**	0.401	***	**-0,622**	0.780	**	**-0,909**	0.097	***	-0,004	***	0,824
d =1	si le commerçant est dans une association		+	β_2	-	-		**5,883**	4,671	0,177	***	**6,981**	***		-	-	**15,778**	1.763	***	-	-		-	***	--
y_1	Logarithme de la marge brute		-	γ_2	**0,143**	0,026	***	**-3,491**	-0,418	0,028	***	**-0,387**	***	**-0.359 (5)**	-	***	**-0,323**	0.457	***	**-0,359**	0.134	**	-0,017	***	1,000
π_{23}	condition de cohérence du modèle		$-\beta_2/\gamma_2=\beta_1$	$\pi_{23}=0$	-	-		**0,000**	-25,037*(6)	3,894	***	**7.347(5)**	***	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	-
σ_{22}*	variance des résidus cf. Matrice 36 du texte		σ_{22}*	σ_{22}*	-	-		**2,981**				-		-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	-
σ_{12}*	covariance des résidus cf. Matrice 36 du texte			σ_{12}*	-	-		**7,840**	3,65 (Maddala,1983)			-		-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	-
Qualité de l'ajustement		IR² ajusté /Pseud IR²			24.33%			-	0,140			0,130		56.2%			1,000			0,220			-	-	-
I		Nombre d'observations			512,000			-	512,000			512,000		512,000			18,000			18,000			-	-	-
K_2		Nombre de paramètres			7,000			-	21,000			22,000		6,000			7,000			6,000			-	-	-
hétéroscédasticité		Test de White			-			-	108.52(ddl=39)			113.15 (ddl= 39)		226.03 ddl=30			12.47(ddl=10, p-val=0.25			4.56 (ddl= 8,p-value 0.80			-	-	-

(1) écarts types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) (2) * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1% (3) quand il s'agit de variable binaire on calcule la déviation de probabilité, si c'est une variable continue, on calcule la quasi élasticité

(4) nombre de personnes sur lequel le calcul des effets marginaux a été réalisé (5) Le paramètre a été fixé ou estimé sous contrainte (6) multiplicateur associé à la restriction de cohérence

Table des matières

Résumé

Introduction

1. Eléments théoriques..... 1
1-1 La décision d'adhérer à une association 2
1-2 L'attractivité du commerçant 3
1-3 Les coûts de production usuels 4
1-4 Le profit total optimal du commerçant 4
1-5 Les prédictions théoriques à tester 4
2 Le modèle empirique 5
2-1 La forme structurelle et la forme réduite du modèle 5
2-2 Stratégie d'estimation 8
2-3 Les données utilisées et description des variables 15
3 Les résultats d'estimations et leur discussion 19
3-1 Présentation des estimations 19
3.2 Discussion des résultats 23
3-2-1 Les variables de l'action collective (tableaux 2 et 4)..... 23
3-2-2 Les variables de la profitabilité
(tableau 2 et 3). 24

Conclusion 25