

Estimation des choix technologiques pour l'irrigation de la canne à sucre à l'île de la Réunion

Richefort Lionel *

Janvier 2009
(version provisoire)

Résumé. Nous développons un cadre conceptuel probabiliste permettant d'analyser les conditions de sélection des nouvelles technologies d'irrigation à l'échelle d'une exploitation agricole. Une version réduite de ce modèle est estimée à partir d'un échantillon de 87 agriculteurs localisés à l'île de la Réunion (France) et spécialisés dans la culture de canne à sucre. On trouve que les choix technologiques individuels sont conditionnés par des facteurs agro-économiques et sociaux. On montre aussi que l'acquisition d'informations dans le réseau associatif de la part des agriculteurs réduit la valeur d'option de l'adoption et accélère le rythme de diffusion des technologies d'irrigation les plus sophistiquées.

Mots-clés : technologies d'irrigation, modèle d'adoption, application empirique.

JEL classification : C25, Q12 .

*CIRAD, UMR G-EAU, F-97408 Saint-Denis, La Réunion, France et Université de la Réunion, CERESUR, F-97408 Saint-Denis, France. Adresse pour correspondance: Faculté de Droit et d'Économie, Université de La Réunion, 15 Avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint-Denis Messag. Cedex 9, Ile de la Réunion, France. Tel: 0262 93 84 05. Fax: 0262 93 84 86. Email: lionel.richefort@wanadoo.fr

1 Introduction

Deux composantes majeures caractérisent le comportement d'exploitations agricoles susceptibles d'investir dans une nouvelle technologie. Il existe, d'une part, une composante macroéconomique liée aux interactions sociales, où l'apprentissage (endogène) et le mimétisme sont les facteurs explicatifs des décisions économiques et des choix technologiques (Griliches, 1957 ; Jarvis, 1981). D'autre part, il existe une composante microéconomique liée à la rationalité privée des agriculteurs, où les caractéristiques agronomiques et socio-économiques des exploitations agricoles sont les facteurs explicatifs des décisions économiques et des choix technologiques (Feder et al., 1985 ; Feder et Umali, 1993 ; Sunding et Zilberman, 2001).

Le poids de chaque composante peut cependant varier selon la complexité et le coût des nouvelles technologies. Le cas des technologies d'irrigation sur les périmètres irrigués du sud de La Réunion illustre bien cette idée. Sur ces périmètres, où la canne à sucre occupe plus de 80 % de la surface irriguée, les interactions sociales génèrent un sentier de diffusion en S de l'aspersion en couverture intégrale, une nouvelle technologie d'irrigation peu complexe. En revanche, la diffusion de technologies d'irrigation plus sophistiquées comme le goutte-à-goutte et les outils de pilotage automatique semble mal correspondre aux critères de diffusion épidémiologique (Richefort, 2008).

Le modèle des choix rationnels d'adoption permet d'analyser le comportement économique et les choix technologiques à l'échelle d'une exploitation agricole (David, 1969 ; Caswell et Zilberman, 1986 ; Khanna et al., 2002). En théorie, l'agriculteur représentatif adoptera une nouvelle technologie d'irrigation s'il est *rationnel* d'agir comme cela, i.e. si l'utilité espérée avec l'adoption est supérieure à l'utilité espérée sans l'adoption. En d'autres termes, chaque technologie procure un niveau spécifique de satisfaction qui détermine le choix technologique de l'exploitant agricole. La dynamique de diffusion est le fruit des décisions individuelles des agriculteurs : à chaque instant t donné, le taux d'adoption agrégée d'une nouvelle technologie d'irrigation correspond à une certaine combinaison des choix technologiques individuels.

Dans sa forme complète, l'estimation de ce modèle appliqué au domaine de l'irrigation nécessite l'estimation de la fonction d'efficience de l'irrigation, de la fonction de production, de la fonction de profit, de la fonction d'utilité et de la distribution du risque pour

chaque exploitation agricole. Cela nécessite l'accès à de nombreuses données généralement non disponibles en recherche agricole. C'est pourquoi au niveau empirique, de nombreuses études ont estimé une version réduite de ce modèle, mettant en évidence des facteurs tels que le choix d'assolement, le contexte pédo-climatique, le prix de l'eau, le risque, l'information, etc. (Caswell et Zilberman, 1985; Shresta et Gopalakrishnan, 1993; Green et al., 1996; Schuck et al., 2005; He et al., 2007).

Plus récemment, quelques applications empiriques ont cherché à incorporer des aspects dynamiques dans l'estimation en focalisant sur des facteurs qui reflètent la structure stochastique de la fonction d'utilité et les coûts irréversibles liés à la décision d'adopter. Le poids de ces facteurs reste néanmoins ambigu et semble dépendre fortement des coûts fixes d'investissement, du niveau d'incertitude lié à l'utilisation de chaque technologie et des caractéristiques individuelles (Kemp, 1997; Carey et Zilberman, 2002; Koundouri et al., 2006).

Ce papier fournit une contribution empirique originale à cette littérature. Notre jeu de données inclut la possibilité de tester, à l'échelle d'une exploitation agricole, l'effet de plusieurs variables liées aux caractéristiques agronomiques, économiques et sociales des agriculteurs sur le choix d'une technologie d'irrigation donnée. En complément à l'originalité du jeu de données, on estime la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation combinée au choix des outils de pilotage de l'irrigation. Notre analyse diffère des analyses d'adoption traditionnelles en économie de l'irrigation dans la mesure où les caractéristiques des irrigants, les caractéristiques du contexte d'adoption des irrigants et les caractéristiques des nouvelles technologies d'irrigation sont prises en compte simultanément pour expliquer le processus de sélection des technologies d'irrigation par les agriculteurs.

Ce papier est organisé ainsi. A la section 2, nous détaillons le cadre conceptuel. La section 3 présente les données utilisées ainsi que la méthode d'estimation des probabilités d'adoption de chaque nouvelle technologie d'irrigation. La section 4 analyse les résultats d'estimation et la section 5 conclut en dégagant quelques recommandations pour les décideurs publics.

2 Cadre conceptuel

Dans cette section, on développe le modèle théorique. On note j l'indicateur concernant la technologie d'irrigation avec $j = 0$ pour la technologie obsolète, $j = 1$ pour une amélioration incrémentale de la technologie obsolète et $j = 2$ pour une technologie plus moderne. La décision d'adopter une technologie d'irrigation améliorée est modélisée comme un choix discret. L'agriculteur peut choisir d'adopter une technologie d'irrigation améliorée ($\delta_j = 1$ pour $j = 1$) ou une technologie d'irrigation plus sophistiquée ($\delta_j = 1$ pour $j = 2$) (Sunding, 2002).

On suppose que l'agriculteur est en monoculture ; il produit seulement un output q . On note p le prix de l'output, $f()$ la fonction de production supposée continue et deux fois différentiable, x_j l'eau consommée par hectare avec la technologie j et w le paramètre correspondant au prix de l'eau d'irrigation, Z^j le vecteur des autres inputs (travail, engrais, etc.) consommés avec la technologie j et r le vecteur correspondant aux prix des autres inputs, et k_j le coût par hectare de la technologie j .

L'eau (input x_j) est supposée être un facteur de production essentiel. On suppose que l'efficience de l'irrigation varie entre les agriculteurs. Cette hypothèse est intégrée au modèle par l'intermédiaire du paramètre $h_j(\alpha)$ dans la fonction de production, α étant un vecteur de caractéristiques de l'agriculteur. On suppose que la distribution climatique est aléatoire et on intègre ε , une variable aléatoire représentant le risque climatique, dans la fonction de production qui peut s'écrire $q = f(h_j(\alpha) x_j, Z^j, \varepsilon)$. Dans ce contexte, le besoin en eau est incertain et la profitabilité d'une amélioration de l'efficience d'irrigation est incertaine.

On suppose que les agriculteurs ont une fonction d'utilité de Von Neuman-Morgenstern U qui reflète leurs préférences, U_j représentant l'utilité de l'agriculteur avec la technologie j . La distribution du risque, $G()$, est supposée exogène aux actions des agriculteurs (Koundouri et al., 2006). Le problème de choix de technologie d'irrigation auquel est confronté l'agriculteur s'écrit de la façon suivante :

$$\text{Max}_{\delta_j, x_j} \sum_{j=0}^2 \delta_j \int [U(p f(h_j(\alpha) x_j, Z^j, \varepsilon) - w x_j - r' Z^j - k_j)] dG(\varepsilon) \quad (1)$$

$$s/c \begin{cases} \delta_j \in \{0, 1\} \\ \sum_{j=0}^2 \delta_j = 1 \end{cases} \quad (2)$$

La recherche d'un maximum se déroule en deux étapes. Premièrement, la quantité optimale d'eau est déterminée conditionnellement à chaque technologie d'irrigation. Ensuite la technologie d'irrigation conduisant à l'espérance d'utilité la plus élevée est identifiée.

La quantité optimale d'eau est déterminée de la manière suivante :

$$E(U^j) = \text{Max}_{x_j} \int [U(pf(h_j(\alpha)x_j, Z^j, \varepsilon) - wx_j - r'Z^j - k_j)] dG(\varepsilon) \quad (3)$$

La condition du premier ordre est :

$$p \left(E \left[\frac{\partial f(h_j(\alpha)x_j, Z^j, \varepsilon)}{\partial x_j} \right] + \frac{\text{cov}(U', \partial f(h_j(\alpha)x_j, Z^j, \varepsilon)/\partial x_j)}{E(U')} \right) = w \quad (4)$$

En d'autres termes, cette condition d'optimisation implique que l'utilité marginale espérée de l'eau doit être égale au prix de l'eau ¹. Plus précisément, le terme $\text{cov}(\cdot)/E(U')$ reflète les préférences de l'agriculteur face au risque. Si l'agriculteur est neutre au risque, ce terme est nul et la condition d'optimisation implique que la profitabilité marginale espérée de l'eau doit être égale au prix de l'eau comme dans le cas déterministe. Si l'agriculteur est averse au risque, ce terme est différent de zéro ; il est proportionnel et de signe opposé à la prime marginale de risque (Koundouri et al., 2006). De plus, comme $\partial^2 f/(\partial \varepsilon \partial x_j) < 0$, plus l'irrigant est averse au risque, plus sa consommation d'eau à l'équilibre est élevée.

Ensuite la technologie d'irrigation conduisant à l'espérance d'utilité la plus élevée est identifiée. On suppose que les profits futurs après adoption sont incertains. Autrement dit, l'achat d'une nouvelle technologie d'irrigation implique un coût fixe d'investissement et une valeur d'option (des "fonds perdus") liée à une certaine irréversibilité dans la décision d'adopter. Dans ce contexte, il peut exister une valeur positive de l'information et les agriculteurs peuvent préférer retarder l'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation afin d'obtenir plus d'informations sur les nouveaux équipements (Dixit et Pindyck, 1994 ; Carey et Zilberman, 2002 ; Koundouri et al., 2006). L'agriculteur choisira d'adopter la nouvelle technologie d'irrigation si l'utilité espérée avec l'adoption est supérieure à la

¹On suppose w constant.

somme de l'utilité espérée sans l'adoption et d'une prime additionnelle V_j pour $j = 1, 2$. Le problème de choix de technologie d'irrigation auquel est confronté l'agriculteur s'écrit de la façon suivante :

$$\left\{ \begin{array}{ll} \delta_2 = 1 & \text{si} \quad E(U_2) - V_2 > E(U_0) \quad \text{et} \quad E(U_2) - V_2 > E(U_1) - V_1 \\ \delta_1 = 1 & \text{si} \quad E(U_1) - V_1 > E(U_0) \quad \text{et} \quad E(U_1) - V_1 > E(U_2) - V_2 \\ \delta_2 = \delta_1 = 0 & \text{sinon} \end{array} \right. \quad (5)$$

La prime V_j représente la valeur de l'information et devrait dépendre des coûts fixes d'investissement, du niveau d'incertitude rattaché à l'utilisation de la nouvelle technologie et des caractéristiques des agriculteurs. La condition de choix d'une nouvelle technologie ($\delta_j = 1$ si $j = 2$) peut finalement s'écrire :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(U_2) - E(U_0) > V_2 \\ E(U_2) - E(U_1) > V_2 - V_1 \end{array} \right. \quad (6)$$

Malgré l'importance donnée aux variations microéconomiques dans la littérature théorique, la plupart des études empiriques sur l'adoption d'innovations par les agriculteurs souffre de l'utilisation de données agrégées sur les choix technologiques, généralement à l'échelle d'une région, et cherche à comparer les pourcentages d'adoption entre les différentes zones. Peu d'études empiriques ont en fait été capables d'analyser la sélection technologique par une exploitation agricole avec des variables microéconomiques.

3 Stratégie d'estimation

Dans cette section, on présente d'abord les variables utilisées pour l'approche empirique, puis on développe la stratégie économétrique adéquate pour estimer les probabilités individuelles d'adoption des nouvelles technologies d'irrigation.

3.1 Les variables utilisées

Les données utilisées dans ce papier proviennent d'une enquête réalisée en 2006 sur les périmètres irrigués du Bras de la Plaine et Bras de Cilaos à l'île de la Réunion. Ces

périmètres comptaient en 2000, une surface de 7560 hectares souscrite à l'irrigation par 2430 abonnés, ayant consommé au cours de la campagne 1999/2000 un volume de 56.8 Mm³ d'eau. Une caractéristique de ces périmètres irrigués est la grande hétérogénéité des abonnés avec une forte proportion d'entre eux dotés de très petites surfaces et n'exerçant donc vraisemblablement pas, ou plus, d'activité agricole. Ainsi, la population d'irrigants agriculteurs peut être estimée à 1400 (Chopart et al., 2006).

Les structures de production sur ces périmètres irrigués sont marquées par l'ampleur de la restructuration foncière qui a accompagné les aménagements hydrauliques. Environ 3000 hectares, soit plus de 40 % de la surface des périmètres, ont été attribuées depuis les années 1970 via la SAFER² à des petites exploitations familiales installées sur des lots de 5 à 7 hectares. La culture de canne à sucre est dominante sur les périmètres irrigués, elle occupe 4500 hectares, soit près des deux tiers de la surface irriguée. Le matériel d'irrigation le plus représenté est l'aspersion, qui concerne près de trois quart des exploitations cannières. Le goutte-à-goutte concerne un quart des exploitations cannières. Parmi les exploitations équipées en aspersion, un tiers utilise encore un système en couverture totale ou mobile et deux tiers utilisent un système en couverture intégrale (Fusillier, 2006).

Pour l'analyse empirique des choix technologiques individuels, nous retenons six variables indépendantes : deux quantitatives (surface par actif et besoin en eau³) et quatre qualitatives ordonnées (intensification en canne, diversification, bénéfice d'un revenu non agricole et implication dans le réseau associatif). La variable dépendante tient compte du choix combiné, que l'on suppose simultané, de matériel d'irrigation et d'outils de pilotage de l'irrigation⁴. Le système d'aspersion en couverture totale (voire mobile dans quelques cas isolés) avec vannes manuelles est utilisé comme la technologie standard de référence pour cultiver la canne à sucre.

L'échantillon fut construit de manière empirique, par la méthode des strates, en utili-

²Société d'Aménagement Foncier et d'Etablissement Rural.

³La confrontation des variations spatiales du climat (pluie, ETP) et du sol (RU) dans les périmètres existants a permis de définir un certain nombre d'unités spatiales aux caractéristiques pédo-climatiques relativement homogènes. Une différenciation de 26 micro-zones, dont la surface varie de une à quelques centaines d'hectares, a pu être dérivée. Suite à ce découpage, le besoin théorique en eau a pu être simulé par un modèle de bilan hydrique dans chacune des micro-zones (Chopart et al., 2006).

⁴La mise en eau successive des postes d'arrosage, qui peuvent comprendre une ou plusieurs rampes en fonctionnement simultané, est réalisée par l'ouverture ou la fermeture de petites vannes. Ces vannes peuvent être commandées de manière manuelle, semi-automatique (vannes volumétriques) ou automatique (programmeur d'arrosage).

sant une base de sondage construite en 2000 par le CIRAD⁵. Les strates utilisées furent d’abord la localisation géographique des irrigants, puis leur niveau de consommation d’eau. Les données utilisées dans ce papier, résumées dans le tableau (1), concernent la campagne sucrière 2005-2006 et l’échantillon est constitué de 87 exploitants agricoles spécialisés dans la culture de la canne à sucre.

TAB. 1: Statistiques descriptives

Variable		Obsolète	Améliorée sans auto.	Améliorée avec auto.
Proportion (n=87)		24 %	39 %	37 %
Surface par actif (ha)	Moyenne	4.43	6.15	8.02
	Ecart-type	2.10	3.26	4.24
Intensification	1	3 %	2 %	0 %
	2	17 %	20 %	21 %
	3	3 %	17 %	17 %
Diversification	1	22 %	26 %	17 %
	2	1 %	5 %	6 %
	3	1 %	8 %	14 %
Besoin en eau (m ³ /ha/an)	Moyenne	6521	6440	6234
	Ecart-type	755	748	825
Ecart au besoin en eau	Moyenne	0.18	0.12	0.02
	Ecart-type	0.65	0.44	0.46
Autre activité	0	22 %	21 %	28 %
	1	2 %	18 %	9 %
Association	0	18 %	28 %	21 %
	1	6 %	11 %	16 %

Source : CIRAD et enquête personnelle

D’après le tableau (1), on peut spécifier un profil d’irrigants par stratégie en matière de technologies d’irrigation :

- Les agriculteurs encore équipés en aspersion en couverture totale (ou mobile) avec des vannes manuelles (“Obsolète”) affichent une consommation en eau éloignée du

⁵Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement.

besoin en eau. Ils semblent installés sur des petites surfaces, sont très peu diversifiés, ne bénéficient généralement pas de revenu extérieur à l’agriculture et ne sont pas impliqués dans le réseau associatif ;

- Les agriculteurs ayant fait le choix de s’équiper d’un système d’irrigation par aspersion en couverture intégrale avec des vannes manuelles (“ Améliorée sans auto. ”) affichent une consommation en eau assez éloignée du besoin en eau. Ils semblent avoir un objectif de productivité en canne assez intensif, sont peu diversifiés et bénéficient généralement d’un revenu extérieur à l’agriculture ;
- Les agriculteurs ayant fait le choix de s’équiper d’une nouvelle technologie d’irrigation avec des vannes automatiques (“ Améliorée avec auto. ”) sont ceux qui semblent valoriser le mieux la ressource en eau. Ils sont installés sur de plus grandes surfaces, semblent avoir un objectif de productivité en canne assez intensif et sont généralement diversifiés ainsi qu’impliqués dans le réseau associatif.

3.2 La procédure d’estimation

Le modèle des choix rationnels d’adoption que nous appliquons empiriquement est le modèle logit multinomial à modalités non ordonnées. Nous cherchons à expliquer pourquoi l’adoption d’une technologie d’irrigation améliorée intervient ou pas chez les agriculteurs. Autrement dit, nous cherchons à calculer la probabilité qu’un tel événement se produise. Le modèle à estimer est donné par l’équation (5). Nous estimons une version réduite de ce modèle, en nous concentrant sur des facteurs liés aux caractéristiques agro-économiques et sociales des irrigants.

3.2.1 La spécification du modèle

Dans notre modèle, on suppose que la variable à expliquer (l’adoption d’une technologie d’irrigation améliorée donnée) peut prendre trois modalités : pas d’adoption (toujours en couverture mobile ou totale), adoption d’une technologie d’irrigation améliorée (couverture intégrale) sans automatismes, adoption d’une technologie d’irrigation améliorée (couverture intégrale ou goutte-à-goutte) avec automatismes.

De plus, nous ne donnons pas de hiérarchie entre chaque modalité. Les modalités possibles de la variable dépendante ne sont le reflet d’aucun classement ou d’aucune

hiérarchie sous-jacente ; l'ordre dans lequel sont rangées les différentes occurrences de la variable à expliquer est sans importance et ne doit pas affecter le calcul des probabilités de ces occurrences. Dans ce contexte, nous suivons une approche en terme de fonction d'utilité : on suppose que chaque type de matériel induit pour l'agriculteur un niveau de satisfaction qui détermine le choix de cet agriculteur. L'agriculteur i choisit la modalité j si :

$$U_{ij} = \text{Max} \{U_{i0}, U_{i1}, \dots, U_{iJ}\} \quad (7)$$

où U_{ij} représente l'utilité de l'agriculteur i avec la modalité j . On suppose que l'utilité que retire un agriculteur i de la modalité j n'est pas la même que celle que retirerait un autre agriculteur i' de cette même modalité : cette utilité⁶ est susceptible de varier en fonction de caractéristiques x_i propres à chaque agriculteur telles que la capacité à couvrir les coûts fixes, la capacité à valoriser le facteur le plus limitant sur l'exploitation (notamment le travail pour les grandes exploitations), le degré d'incertitude sur les résultats (lié aux connaissances des irrigants), l'aversion au risque des irrigants, etc. Le paramètre β_j représente les caractéristiques spécifiques à la modalité j (les coefficients β_j peuvent varier entre les différentes modalités) mais communes à tous les agriculteurs et ε_{ij} un terme d'erreur pour l'agriculteur i avec la modalité j . Le modèle empirique que nous estimons prend la forme générale suivante :

$$U_{ij} = \beta_j x_i + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

Dans sa forme complète, le modèle empirique que nous estimons prend la forme suivante :

$$U_{ij} = \beta_{1j} + \beta_{2j} S_i + (\beta_{3j} + \beta_{3'j} Z_1 + \beta_{3''j} Z_2) B_i + \beta_{4j} I_i + \beta_{5j} D_i + \beta_{6j} R_i + \beta_{7j} A_i + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

où la variable quantitative S_i représente le ratio surface par actif de l'agriculteur i , la variable quantitative B_i reflète le besoin en eau de l'agriculteur i , les variables binaires Z_1 et Z_2 sont deux dummies concernant deux micro-zones où l'effet du besoin en eau

⁶Qui peut aussi être assimilée à une profitabilité.

sur le choix technologique semble contraire au reste des périmètres irrigués⁷, la variable qualitative I_i reflète l'objectif de productivité de l'agriculteur i , la variable qualitative D_i reflète le choix de diversification de l'agriculteur i , la variable binaire R_i reflète le bénéfice d'un revenu extérieur à l'agriculture pour l'agriculteur i et la variable binaire A_i reflète l'implication de l'agriculteur i dans le réseau social.

3.2.2 L'estimation des déterminants du choix individuel d'adoption technologique

Comme les méthodes linéaires donnent des probabilités qui pourraient être inférieures à 0 ou supérieures à 1 et des problèmes d'hétéroscédasticité sur les termes d'erreur, nous devons utiliser une méthode non linéaire. Il est de plus nécessaire, dans le cas du modèle logit multinomial, de supposer que les termes d'erreur sont des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées selon une loi de Weibull (Domencich et McFadden, 1975). Dès lors, en prenant la précaution de normaliser β_0 à 0, la probabilité que la satisfaction (ou l'utilité) de l'agriculteur i soit maximisée lorsqu'il choisit la modalité j (i.e. la probabilité pour qu'il choisisse effectivement la modalité j) s'écrit :

$$P_{ij} = \frac{e^{\beta'_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta'_k x_i}} \quad \text{pour } j = 1, 2, \dots, J \quad (10)$$

De plus, la probabilité que la satisfaction de l'agriculteur i soit maximisée lorsqu'il choisit le statu quo (i.e. la probabilité pour qu'il choisisse effectivement de conserver sa technologie d'irrigation traditionnelle) :

$$P_{i0} = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta'_k x_i}} \quad (11)$$

On occultera par la suite, pour des raisons de commodité, le signe prime qui affecte les différents coefficients. Il est important de noter, cependant, que chaque coefficient β_{mj}

⁷Ces deux micro-zones ont été identifiées grâce à un test économétrique. On a d'abord estimé le modèle sans tenir compte des deux micro-zones, i.e. on a d'abord estimé le modèle $U_{ij} = \beta_{1j} + \beta_{2j}S_i + \beta_{3j}B_i + \beta_{4j}I_i + \beta_{5j}D_i + \beta_{6j}R_i + \beta_{7j}A_i + \varepsilon_{ij}$ où on a constaté des résultats ambigus (signe négatif, non significatif) concernant le paramètre β_{3j} . On a alors cherché à identifier, en utilisant la spécification décrite par l'équation (9), les micro-zones susceptibles de troubler les résultats. On a finalement retenu deux micro-zones : Pierrefonds et une zone englobant Bassin Martin et Bassin Plat.

(le coefficient relatif à la m -ième variable explicative et à la j -ième technologie) doit être interprété comme représentatif des conséquences d'une modification unitaire de x_{mi} sur la probabilité que le choix de l'agriculteur i se porte sur la modalité j plutôt que sur la modalité 0.

Autrement dit, si β_{mj} est positif, tout accroissement de x_{mi} contribue à rendre plus probable le choix de la modalité j par rapport à celui de la modalité 0 pour l'agriculteur i :

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{i0}} \right] = \beta_j x_i \quad (12)$$

La Log Vraisemblance de l'échantillon d'estimation s'écrit de la façon suivante (Greene, 2000) :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J \delta_{ij} \ln P_{ij} \quad (13)$$

avec $\ln P_{ij} = \beta_j x_i - \ln \left(1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i} \right)$. Les coefficients β_j sont obtenus par maximisation de la Log Vraisemblance de l'échantillon d'estimation :

$$\text{Max}_{\beta_1, \dots, \beta_J} \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J \delta_{ij} \ln P_{ij} \quad (14)$$

où il est utile de rappeler que $\delta_{ij} = 1$ si, *de facto*, l'agriculteur i choisit la modalité j et $\delta_{ij} = 0$ sinon. La condition du premier ordre est :

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n [\delta_{ij} - P_{ij}] x_i \quad \text{pour } j = 1, \dots, J \quad (15)$$

Ces conditions du premier ordre n'admettent pas de solution explicite. Pour calculer l'estimation des coefficients β_j , la procédure d'itération de Newton est utilisée⁸. Le logiciel R est utilisé pour programmer l'estimation.

3.2.3 Le calcul des élasticités et des probabilités d'adoption agrégée

Munis des estimations des différents coefficients, on peut calculer l'effet marginal d'une variation de x_m sur la probabilité que l'agriculteur choisisse la technologie j (plutôt que

⁸Voir Greene (2000), pp 860-861.

0) :

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_m} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] \quad (16)$$

ou l'élasticité de ce choix par rapport à x_m :

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_m} \frac{x_m}{P_j} = x_m \left[\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] \quad (17)$$

On note que les valeurs de l'effet marginal comme de l'élasticité dépendent du point à partir duquel on les mesure. Pour cette raison, on les calcule ici au point moyen.

Cette remarque est aussi valable pour l'agrégation des probabilités individuelles. On propose de les calculer de deux façons différentes. Tout d'abord au point moyen :

$$\Gamma_j = \frac{e^{\beta'_j \bar{x}}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta'_k \bar{x}}} \quad \text{pour } j = 1, \dots, J \quad (18)$$

puis comme la moyenne des probabilités individuelles estimées :

$$\Gamma'_j = \frac{\sum_{i=1}^n P_{ij}}{n} \quad \text{pour } j = 1, \dots, J \quad (19)$$

4 Résultats d'estimation

Dans cette section, on analyse d'abord les résultats généraux de l'estimation du modèle puis on évalue précisément le rôle des différents facteurs-clés identifiés. Cela nous permet, dans un premier temps, de caractériser le seuil d'adoption des différentes nouvelles technologies d'irrigation étudiées, puis dans un deuxième temps, de discuter du rôle des principaux facteurs d'adoption.

4.1 Les caractéristiques du seuil d'adoption

Pour évaluer les qualités explicative et prédictive du modèle, des indicateurs fondés sur les vraisemblances (plutôt que sur le carré des résidus) sont privilégiés. A la statistique de Fisher pour l'hypothèse nulle $\beta_m = 0 \quad \forall m > 1$ on substitue un ratio de Log Vrai-

semblance : $LR = 2(\ln L_{UR} - \ln L_R)$, où L_{UR} et L_R sont les vraisemblances des modèles, respectivement, non contraint et contraint. Sous H_0 , le ratio de Log Vraisemblance est réputé obéir à une loi du Chi-deux à $l - 2$ degrés de liberté, où l est le nombre de paramètres estimés (Amemiya, 1981). Au R^2 traditionnel on préférera le R^2 de McFadden : $1 - [(\ln L_{UR})/(\ln L_R)]$. Enfin, le pourcentage de prédictions correctes est calculé comme le nombre total de prédictions correctes (i.e. on évalue la prédiction pour chaque observation de l'échantillon) divisé par le nombre total d'observations.

Chacune de ces mesures, reportées dans le tableau (2), montrent que le modèle estimé possède un bon pouvoir explicatif et prédictif. Le ratio de Log Vraisemblance calculé, égal à 51.4, est supérieur à la valeur théorique du Chi-deux à 16 degrés de liberté, égal à 34.27. Etant donnée la valeur de la Log Vraisemblance du modèle estimé, cela nous permet de conclure que les coefficients estimés, excepté la constante, sont différents de zéro de façon significative pour un niveau de significativité de 1 %. Le R^2 de McFadden calculé, égal à 0.27, est conforme aux valeurs trouvées dans la littérature (Caswell et Zilberman, 1985 ; Sunding et Zilberman, 2001). Enfin, le modèle prédit correctement le choix de technologie d'irrigation de 59 agriculteurs sur 87, soit un pourcentage de prédictions correctes égal à 68 %. Les valeurs de ces indicateurs sont des résultats raisonnables au regard de la taille de l'échantillon et compte tenu du fait que l'analyse porte sur des données en coupe.

D'après le tableau (2), le signe de chaque coefficient estimé semble cohérent. Les résultats montrent que la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation, sans ou avec automatismes, s'accroît à mesure qu'augmente le rapport surface par actif, le besoin en eau, l'objectif de productivité ou le degré de diversification. Cette probabilité augmente aussi si l'agriculteur bénéficie d'un revenu extérieur à l'agriculture ou s'il est impliqué dans le réseau associatif. Les statistiques de student montrent que tous les coefficients sont significatifs pour un degré de significativité d'au moins 15 %. Parmi les facteurs qui affectent principalement le choix d'une nouvelle technologie d'irrigation sans automatismes, on note le bénéfice d'un revenu extérieur à l'agriculture, significatif à 1 %, ainsi que le besoin en eau, l'objectif de productivité en canne à sucre (intensification) et l'intensité de la diversification, significatifs à 5 %. Parmi les facteurs qui affectent principalement le choix d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes, on recense le rapport surface par actif et l'intensité de la diversification, significatifs à 1 %, ainsi que l'objectif

TAB. 2: Résultats du modèle logit multinomial pour le choix d'une nouvelle technologie d'irrigation donnée

Variable	Améliorée sans auto.	Améliorée avec auto.
Constante	-18.4371** (-2.77)	-17.7044** (-2.65)
Surface par actif	0.3096 (1.90)	0.4179** (2.57)
Besoin en eau	0.0016* (2.16)	0.0013 (1.66)
Dummy 1	-0.0003 (-1.67)	-0.0005* (-2.29)
Dummy 2	0.0005 (1.74)	0.0006* (2.03)
Intensification	1.7095* (2.25)	1.6754* (2.17)
Diversification	1.6808* (2.19)	2.3601** (3.03)
Autre activité	3.1843** (2.72)	1.9777 (1.57)
Association	1.2280 (1.44)	1.7552* (1.96)
Log Vraisemblance	68.1	
Test du ratio de $\ln L : \chi^2_{16}$	51.4	
R ² de McFadden	0.27	
Proportion de prédictions correctes : 68 % (59/87)		

** significatif à 1 %, * significatif à 5 %, statistique de student entre parenthèses.

de productivité en canne à sucre et l'implication dans le réseau associatif, significatifs à 5 %.

Deux zones où l'effet du besoin en eau sur le choix de technologie d'irrigation contraste avec l'effet total associé au besoin en eau ont été détectées. La première concerne Pierrefonds, micro-zone située dans les bas avec un fort besoin en eau et un sol très pierreux. Dans cette micro-zone, il se pourrait que des facteurs tels que le risque de déclassement des terrains agricoles ainsi que le risque de vol des nouveaux matériels contraignent fortement

l'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation. Les coefficients associés à cette dummy sont négatifs et ce facteur affecte principalement le choix d'une nouvelle technologie avec automatismes, significatif à 5%. La seconde zone concerne les micro-zones limitrophes de Bassin Martin et Bassin Plat, où le besoin en eau est relativement faible comparé aux autres micro-zones (Chopart et al., 2006). Dans cette micro-zone, il se pourrait que le renouvellement des générations d'exploitants agricoles ainsi que le fort appui-conseil à l'irrigation incitent à l'adoption des nouvelles technologies d'irrigation. Les coefficients associés à cette variable sont positifs et ce facteur affecte principalement le choix d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes, significatif à 5%.

4.2 Le rôle des principaux facteurs d'adoption

Dans le cas du modèle linéaire, le coefficient β_{mj} peut être interprété comme l'effet d'une variation unitaire de x_{mi} sur P_{ij} . Avec les modèles non linéaires, il en va différemment. Afin de mesurer les conséquences d'une variation de x_{mi} sur P_{ij} , on propose deux mesures. On calcule, d'une part, les effets marginaux des variables discrètes donnés par l'équation (16). Cette mesure reflète la variation de la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation donnée en réponse à une variation unitaire de chaque variable discrète. Pour les facteurs quantitatifs, l'inconvénient majeur de cette mesure concerne sa sensibilité à l'échelle dans laquelle est exprimée la variable x_m . On calcule donc, d'autre part, les élasticités des variables continues données par l'équation (17). Cette mesure reflète la variation de la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation donnée en réponse à une variation de 1% de chaque variable continue.

D'après le tableau (3), les probabilités d'adoption d'une nouvelle technologie sans ou avec automatismes apparaissent très sensibles au besoin en eau. Plus précisément, la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation sans automatismes apparaît très sensible au besoin en eau ainsi qu'au bénéfice d'un revenu extérieur à l'agriculture alors que la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes apparaît particulièrement sensible au besoin en eau ainsi qu'au rapport surface par actif, à l'intensification de la diversification et à l'implication dans le réseau associatif.

Ces résultats suggèrent deux interprétations importantes. Premièrement, les agriculteurs ne sont pas neutres au risque pesant sur le profit. Le choix d'une nouvelle technologie

d'irrigation donnée est alors conditionné par la nature de ce risque. Deuxièmement, les agriculteurs les mieux informés affecteraient une valeur plus faible à l'option d'attendre pour changer de matériel et pour cette raison, adopteraient plus tôt que les autres une nouvelle technologie d'irrigation plus sophistiquée. Autrement dit, l'acquisition d'informations dans le réseau associatif de la part des agriculteurs réduit la valeur d'option de l'adoption et accélère le rythme de diffusion des nouvelles technologies d'irrigation avec automatismes.

TAB. 3: Elasticités, effets marginaux et probabilités agrégées

Variable	Améliorée sans auto.		Améliorée avec auto.	
	Elasticité	Effet marginal	Elasticité	Effet marginal
Surface par actif	0.1878		0.8834	
Besoin en eau	3.4126		1.3212	
Intensification		0.1399		0.1734
Diversification		0.0383		0.3455
Autre activité		0.4195		0.0424
Association		0.0237		0.2600
Probabilité agrégée ^a		0.42		0.51
Probabilité agrégée ^b		0.32		0.43

^a Calculé à la valeur moyenne de chaque variable explicative.

^b Moyenne des probabilités individuelles.

Les résultats de deux méthodes d'agrégation des probabilités individuelles d'adoption sont aussi présentées dans le tableau (3). Chaque méthode utilisée propose des valeurs relativement proches des valeurs réelles (39 % d'agriculteurs équipés d'un système d'aspersion en couverture intégrale avec vannes manuelles et 37 % d'agriculteurs équipés d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes).

La première méthode d'agrégation, qui consiste à calculer les probabilités d'adoption de chaque nouvelle technologie d'irrigation à la valeur moyenne de chaque variable explicative. On constate que cette méthode sous-estime très légèrement (différentiel de 3 % entre la valeur réelle et la valeur estimée) la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation sans automatismes et sur-estime assez fortement (différentiel de 14 %)

la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes. La deuxième méthode d'agrégation, donnée par l'équation (19), consiste à calculer la moyenne des probabilités individuelles d'adoption. On constate que cette méthode sous-estime légèrement (différentiel de 6 %) la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation sans automatismes et sur-estime légèrement (différentiel de 6 %) la probabilité d'adoption d'une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes. La différence des valeurs des probabilités entre chaque méthode utilisée pose la question épineuse de la meilleure méthode à utiliser pour agréger les préférences individuelles. A la lecture de ces résultats, il semblerait préférable de calculer la moyenne des probabilités individuelles. Cette méthode pourrait permettre de mieux tenir compte de l'hétérogénéité des comportements individuels.

5 Conclusion

Ce papier a développé un référentiel théorique permettant de comprendre comment un agriculteur acquiert l'information à propos de plusieurs nouvelles technologies d'irrigation, différenciées selon le type d'outils de pilotage accompagnant le matériel d'irrigation, et au final d'identifier les facteurs explicatifs de la sélection des technologies d'irrigation à l'échelle d'une exploitation agricole. Ce référentiel met en évidence le rôle du risque et de l'apprentissage, par l'intermédiaire d'une fonction de production stochastique et d'une valeur d'option intégrée aux analyses coûts-bénéfices sous incertitude réalisées par l'agriculteur pour chaque technologie d'irrigation disponible.

Au niveau empirique, on estime un modèle logit multinomial à modalités non ordonnées sur un échantillon de 87 exploitants agricoles spécialisés dans la culture de la canne à sucre et localisés sur les périmètres du sud (Bras de la Plaine et Bras de Cilaos) de La Réunion. Trois types de facteurs sont pris en compte. D'une part, la complexité (corrélée au coût ainsi qu'à l'efficacité de l'eau) des nouvelles technologies d'irrigation est prise en compte par l'intermédiaire de la variable dépendante qui tient compte à la fois du matériel d'irrigation et des outils de pilotage de l'irrigation sélectionnés par l'agriculteur. D'autre part, les caractéristiques des irrigants sont prises en compte par l'intermédiaire du rapport surface par actif, de l'objectif de productivité en canne à sucre et de l'intensité de

la diversification. Enfin, les caractéristiques du contexte d'adoption des agriculteurs sont prises en compte par l'intermédiaire du besoin en eau net de la canne à sucre au sein de l'exploitation, du bénéfice d'un revenu extérieur à l'agriculture ainsi que de l'implication dans le réseau associatif.

On note que le choix d'adopter une nouvelle technologie d'irrigation avec automatismes dépend principalement de facteurs économiques (rapport surface par actif, objectif de productivité en canne à sucre), de facteurs liés au risque climatique (besoin en eau) et financier (intensité de la diversification) ainsi que d'un facteur lié au réseau social des irrigants (implication dans une association d'irrigants). C'est pourquoi, lorsque les Pouvoirs Publics envisagent l'utilisation d'instruments économiques pour inciter les agriculteurs à adopter plus rapidement, ils doivent incorporer les bénéfices liés au changement de nature du risque engendré par l'adoption dans l'analyse coûts-bénéfices adéquate. En particulier, un effort insuffisant du côté de la formation pour le matériel le plus sophistiqué risquerait de conduire à des politiques publiques non optimales. Enfin, l'apprentissage des agriculteurs généré par leur degré d'implication dans le réseau social réduit la valeur de l'information à propos des technologies d'irrigation les plus sophistiquées, et accélère le rythme de diffusion des nouvelles technologies d'irrigation plus économes en eau.

Références

- [1] AMEMIYA T., 1981. "Qualitative Response Models : A Survey", *Journal of Economic Literature*, vol 19, pp. 1483-1536.
- [2] CAREY J. M. and ZILBERMAN D., 2002. "A Model of Investment under Uncertainty : Modern Irrigation Technology and Emerging Markets in Water", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84, pp. 171-183.
- [3] CASWELL M. and ZILBERMAN D., 1985. "The Choices of Irrigation Technologies in California", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 67, pp. 224-234.
- [4] CASWELL M. and ZILBERMAN D., 1986. "The Effects of Well Depth and Land Quality on the Choice of Irrigation Technology", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, pp. 798-811.

- [5] CHOPART J-L., FUSILLIER J-L., LE MÉZO L., MÉZINO M., RICHEFORT L. et CORNU C., 2006. “Variabilité des consommations en eau d’irrigation en culture de canne à sucre dans les périmètres du sud de la Réunion (Bras de la Plaine, Bras de Cilaos) - Rôle des facteurs pédo-climatiques et des modes d’irrigation”, Rapport scientifique CIRAD, 36 p.
- [6] DAVID P. A., 1969. “A Contribution to the Theory of Diffusion”, Stanford Center for Research in Economic Growth, Memorandum 71.
- [7] DOMENCICH T. A. and MCFADDEN D., 1975. *Urban Travel Demand : A Behavioural Analysis*, North Holland.
- [8] FEDER G., JUST R. E. and ZILBERMAN D., 1985. “Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries : A Survey”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 33, pp. 255-298.
- [9] FEDER G. and UMALI D. L., 1993. “The Adoption of Agricultural Innovations : A Review”, *Technological Forecasting and Social Change*, vol. 43, pp. 255-298.
- [10] FUSILLIER J-L., 2006. “Les systèmes de production agricole et leurs fonctions de demande en eau sur les périmètres irrigués du sud de la Réunion (Bras de la Plaine et Bras de Cilaos) – Approche par la modélisation économique des exploitations”, Rapport scientifique CIRAD, 33 p.
- [11] GREENE W. H., 2000. *Econometric Analysis*, Fourth Edition, Prentice Hall International, New Jersey.
- [12] GRILICHES Z., 1957. “Hybrid Corn : An Exploration in the Economics of Technological Change”, *Econometrica*, vol. 25, pp. 501-522.
- [13] HE X-F., CAO H. and LI F-M., 2007. “Econometric Analysis of the Determinants of Adoption of Rainwater Harvesting and Supplementary Irrigation Technology (RH-SIT) in the semiarid Loess Plateau of China”, *Agricultural Water Management*, vol. 89, pp. 243-250.
- [14] JARVIS L. S., 1981. “Predicting the Diffusion of Improved Pastures in Uruguay”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 63, pp. 495-502.

- [15] KEMP R., 1997. *Environmental Policy and Technical Change - A Comparison of the Technological Impact of Policy Instruments*, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.
- [16] KHANNA M., ISIK M. and ZILBERMAN D., 2002. “ Cost-Effectiveness of Alternative Green Payment Policies for Conservation Technology Adoption with Heterogeneous Land Quality”, *Agricultural Economics*, vol. 27, pp. 157-174.
- [17] KOUNDOURI P., NAUGES C. and TZOUVELEKAS V., 2006. “Technology Adoption under Production Uncertainty : Theory and Application to Irrigation Technology”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 88, pp. 657-670.
- [18] RICHEFORT L., 2008. “La diffusion de technologies d’irrigation économes en eau à l’île de la Réunion”, *Revue d’Économie Regionale et Urbaine*, vol. 1, pp. 109-130.
- [19] SCHUCK E. C., MARSHALL FRASIER W., WEBB R. S., ELLINGSON L. J. and UMBERGER W. J., 2005. “Adoption of More Technically Efficient Irrigation Systems as a Drought Response”, *Water Resources Development*, vol. 21, pp. 651-662.
- [20] SUNDING D., 2002. “The Economics of Agricultural Water Use and the Role of Prices”, Paper Prepared for the National Academy of Sciences, Washington, 38 p.
- [21] SUNDING D. and ZILBERMAN D., 2001. “The Agricultural Innovation Process : Research and Technology Adoption in a Changing Agricultural Sector”, Chapter 4 in *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 1, pp. 207-261, GARDNER B. L. and RAUSSER G. C., eds, North Holland.