

Article

« Imperfection du marché du capital et investissement des exploitations agricoles »

Catherine Benjamin et Euan Phimister

L'Actualité économique, vol. 77, n° 3, 2001, p. 357-383.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602356ar>

DOI: 10.7202/602356ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

IMPERFECTION DU MARCHÉ DU CAPITAL ET INVESTISSEMENT DES EXPLOITATIONS AGRICOLES

Catherine BENJAMIN

INRA

Unité d'Économie et Sociologie Rurales

Euan PHIMISTER

Department of Economics

University of Aberdeen

RÉSUMÉ – Le but de notre article est de rechercher les déterminants des décisions d'investissement des exploitants agricoles français en présence d'imperfections du marché du capital. Les contraintes d'accès au marché du crédit qui semblent jouer un rôle croissant en France sont prises en compte en intégrant des coûts de transaction associés aux emprunts et en définissant un plafond d'endettement. L'introduction de ces imperfections conduit à la simultanéité entre les décisions financières et les décisions d'investissement de l'exploitation. Un des résultats du modèle est de montrer que, pour comprendre les variations du taux d'investissement, il est nécessaire de différencier les exploitations ayant contracté des emprunts sur deux années successives. Le modèle est estimé sur données de panel en utilisant la méthode des moments généralisés. Le modèle n'est pas rejeté par les données pour le sous-échantillon des exploitations où le chef d'exploitation a une formation générale, le sous-échantillon des grandes exploitations.

ABSTRACT – This article looks for the determinants of the investment decisions for French farmers in presence of imperfections of the capital market. The access constraints to the credit market which seems to play a growing role in France are taken into account by integrating transaction costs associated with borrowings and by defining restrictions on credit. One result of the model is that it is necessary to differentiate farms according to their borrowing behaviour to understand the variations of the rate of investment. This model has been tested and estimated with french farm level panel data using Generalised Method of Moments. The results indicate that the model using the perfect capital market assumption is rejected. In contrast, the equations using the sample selection rule from the theoretical model are not rejected for big farms and for farms which are conducted by farm operators who have a high general education level.

INTRODUCTION

Pour financer ses investissements, une entreprise peut recourir à des emprunts (financements externes) ou elle peut faire appel à ses fonds propres (financements internes). Dans un univers financier parfait, les financements externes et internes sont parfaitement substituables et les décisions d'investissement d'une entreprise sont indépendantes de leur mode de financement et de facteurs financiers. Dans un univers financier imparfait, il existe une dépendance entre les décisions d'investissement et de financement. Depuis la fin des années quatre-vingt, de nombreux travaux microéconomiques se sont développés pour modéliser l'influence des contraintes de financement sur les comportements des agents. Ils mettent en évidence l'impact des imperfections du marché du capital dues principalement à une asymétrie d'information entre les emprunteurs et les prêteurs. Ces problèmes d'information peuvent prendre diverses formes et sont liés aux risques associés au projet d'investissement. N'étant pas certain de la qualité des projets d'investissement et ne pouvant pas contrôler parfaitement les comportements des emprunteurs, les intermédiaires financiers utilisent différents mécanismes (exigence de garanties contractuelles, évaluation des projets) pour sélectionner les firmes possédant des capacités réelles de remboursement.

Ces critères de sélection ont deux effets principaux. Tout d'abord, les emprunteurs peuvent faire face à une restriction sur le montant de la dette si bien qu'ils ne satisfont pas totalement leur demande de crédit au taux d'intérêt du marché. Les restrictions du montant de l'endettement sont généralement basées sur les caractéristiques financières et sur les avoirs des emprunteurs. De plus, ces différents mécanismes créent un ensemble de coûts de transaction *ex ante* qui représentent une barrière supplémentaire pour accéder au marché du capital (Williamson, 1985). Ces coûts de transaction incluent tout d'abord les coûts explicites correspondant aux charges perçues par les banques quand de nouveaux emprunts sont contractés (frais de dossier, frais de commission). Les coûts de transaction incluent aussi les coûts implicites supportés par les emprunteurs lors de la constitution du dossier (coût d'opportunité du temps utilisé pour justifier de sa situation financière, pour présenter ses comptes et son plan de financement). Dans le coût du financement externe apparaissent donc non seulement les intérêts mais aussi les frais de transaction. L'asymétrie d'information augmente ainsi le coût relatif des fonds externes par rapport au coût des fonds internes et élimine donc la substitution entre ces deux sources de financement.

Les conséquences des imperfections sur le marché du capital ont fait l'objet de nombreuses études empiriques (Whited, 1992; Schaller, 1993, et Faroque et Ton-That, 1995). La plupart des applications confirment l'existence d'asymétrie d'information et montrent que l'on ne peut pas considérer un investissement indépendamment de son mode de financement (endettement ou fonds internes). Peu de travaux appliqués ont été effectués dans le domaine agricole. Les objectifs des travaux existants diffèrent suivant les formes particulières d'imperfections sur le marché du capital.

L'imperfection extrême du marché du capital correspond au cas d'une économie où il n'existe pas de marché de crédit, caractéristique surtout observée dans certains pays en développement. Le crédit permet aux producteurs de couvrir les besoins en liquidités créés par les cycles de production qui caractérisent l'agriculture. En l'absence d'un marché du crédit, les exploitants agricoles doivent maintenir une réserve financière pour couvrir les dépenses en biens de consommation et les dépenses d'entretien de la période précédant la récolte (Behrman *et al.*, 1997). Dans les pays développés, l'objectif des travaux est de comprendre le comportement d'investissement des exploitants agricoles et les applications sont centrées sur la mise en évidence d'une contrainte de liquidité pour financer les investissements (Hubbard et Kashyap, 1992, et Bierlen et Featherstone, 1998).

Le but de notre article est de rechercher les déterminants des décisions d'investissement des exploitants agricoles français en présence d'imperfections du marché du capital. Par rapport aux études existantes, nous allons montrer que le comportement d'investissement n'est pas uniquement influencé par l'existence d'un plafond d'endettement mais aussi par l'existence de coûts de transaction. L'analyse des comportements d'investissement est une étape préliminaire pour savoir notamment si la réponse des exploitants agricoles à des changements de politique dépend ou non de l'existence de contraintes financières.

Nous présentons tout d'abord les spécificités françaises pour expliquer pourquoi les imperfections du marché du capital ont vraisemblablement joué un rôle sur la période d'étude. Puis nous écrivons un modèle structurel pour analyser le comportement d'investissement de l'exploitant en prenant en compte à la fois l'existence d'un plafond d'endettement et l'existence de coûts de transactions apparaissant quand de nouveaux emprunts sont contractés. Cette approche structurelle permet de tester, à partir d'équations d'Euler, l'hypothèse selon laquelle les imperfections du marché du capital affectent les décisions d'investissement des exploitations agricoles françaises. Nous testons cette hypothèse avec la méthode des moments généralisés à partir d'un panel cylindre sur la période 1989-1993, les exploitations étant classées *a priori* suivant leur facilité d'accès au marché du crédit (taille, formation du chef d'exploitation).

Les caractéristiques de l'environnement des exploitations agricoles françaises sur la période d'étude sont décrites dans la première section. Le modèle de comportement est développé dans la deuxième section. La troisième section précise les principes d'estimation. Les résultats sont présentés dans la quatrième section.

1. L'INVESTISSEMENT ET LE RECOURS AU CRÉDIT DES EXPLOITATIONS AGRICOLES FRANÇAISES

Longtemps protégée par les barrières douanières nationales, l'agriculture française s'est profondément modernisée depuis la fin des années cinquante. L'expansion du secteur agricole a été favorisée par une forte demande interne, des

débouchés européens et par l'existence de niveaux de prix garantis pour les producteurs. Les mécanismes de soutien de l'agriculture européenne qui prévalaient dans la *Politique Agricole Commune* originelle et notamment le soutien par les prix a protégé les agriculteurs des fluctuations des cours mondiaux encourageant les investissements et la modernisation des exploitations. Pendant la période de modernisation de l'agriculture française, les agriculteurs ont largement utilisé le crédit pour se développer. Un facteur déterminant de la progression de l'investissement a été l'intervention de l'État français sur les conditions de financement des projets d'investissement par l'octroi de prêts bonifiés. Ces prêts ont un taux fixé par les pouvoirs publics et permettent d'assurer des financements à taux privilégié aux agriculteurs ayant besoin de réaliser des investissements lourds ou assortis d'une rentabilité différée. Les prêts bonifiés sont donc un instrument d'orientation de la politique agricole par exemple pour favoriser certains types de production, faciliter le renouvellement des générations, établir un équilibre entre les régions.

La fin des années quatre-vingt marque en France une rupture dans l'évolution de l'investissement et correspond à une décroissance du taux d'investissement. Deux éléments contribuent à l'explication de cette évolution.

Tout d'abord, au début des années quatre-vingt-dix, l'apparition d'excédents structurels et les difficultés de maîtrise budgétaire ont nécessité la formulation de nouveaux modes d'interventions. Une réforme en profondeur de la *Politique Agricole Commune* s'est avérée indispensable notamment pour inciter les agriculteurs à adopter des stratégies moins productives. La fin des années quatre-vingt coïncide avec l'annonce d'une réforme de cette politique (les mécanismes d'intervention ont été ainsi modifiés en 1992). Cette période caractérise ainsi une période d'incertitude pour les exploitants agricoles et de pessimisme sur l'avenir de la *Politique Agricole Commune*.

De plus, depuis 1990, la réduction observée des taux d'intérêt nominaux a entraîné une baisse de la bonification versée par l'État français. Le poids des prêts bonifiés diminue. Le crédit n'est plus un instrument important de l'intervention de l'État français.

Dans ce contexte, les banques ont dû réaliser des prêts à des exploitations confrontées à des hypothèses d'évolution de prix et de revenus plus difficiles à déterminer. Aussi, les modalités de financement sont devenues plus personnalisées. En France, la sélectivité du crédit s'est accrue depuis le début des années quatre-vingt-dix, les banques s'orientant vers une connaissance plus spécifique des emprunteurs. Pour les prêts accordés aux exploitants agricoles, diverses conditions portant sur les exploitations (taille, orientation productive) et sur les personnes (âge, qualification), sont appliquées (Économie et finances agricoles, 1994). Ces observations empiriques traduisent l'existence d'imperfections sur le marché du capital. En effet, les transactions sur le marché du crédit ne sont pas fondées uniquement sur le prix de ce marché, le taux d'intérêt. De plus, le réseau de la Caisse nationale de Crédit Agricole assure près de 90 % des financements bancaires

à l'agriculture. Lors de la réalisation d'un prêt, les emprunteurs sont tenus d'acquitter une cotisation basée sur le montant de l'emprunt perçu (prises de nouvelles parts sociales auprès du Crédit Agricole, Lefèbre, 1997).

En tenant compte de ce nouveau contexte, nous étudions dans l'article l'influence des contraintes d'accès au marché du crédit sur les décisions d'investissement des exploitants agricoles sur la période 1989-1993. Nous examinons en particulier l'influence de l'existence d'une limite dans l'endettement et de l'existence de coûts de transaction.

2. LE MODÈLE

L'analyse du comportement d'investissement des exploitants français s'effectue en intégrant dans la modélisation une autre caractéristique du contexte français à savoir le caractère familial des exploitations agricoles. En effet, en France les exploitations agricoles sont gérées principalement par des ménages.

Nous supposons que le ménage gérant l'exploitation agricole maximise, jusqu'à un horizon T , sous diverses contraintes, la somme espérée et actualisée des ressources générées par l'exploitation. Le programme de comportement s'écrit de la manière suivante :

$$\max E_t \sum_{\tau=t}^T \theta'_\tau (\pi_\tau(K_\tau, L_\tau, I_\tau, A_\tau) - r_{\tau-1} d_{\tau-1} + b_\tau - g(b_\tau) - a_\tau) \quad (1)$$

$$\pi_\tau(K_\tau, L_\tau, I_\tau, A_\tau) - r_{\tau-1} d_{\tau-1} + b_\tau - g(b_\tau) - a_\tau \geq \bar{C}_\tau; \quad (a)$$

$$K_\tau = (1 - \delta) K_{\tau-1} + I_\tau; \quad (b)$$

$$d_\tau = d_{\tau-1} + b_\tau - a_\tau; \quad (c)$$

$$d_\tau \leq \bar{d}_\tau; \quad (d)$$

$$a_\tau \geq \bar{a}_\tau; \quad (e)$$

$$b_\tau \geq 0; \quad (f)$$

$$d_\tau \leq 0; \quad (g)$$

$$d_{t-1} = \bar{d}_{t-1} \quad (h)$$

$$\text{et } K_{t-1} = \bar{K}_{t-1} \quad (i)$$

où E_t représente l'espérance à l'instant t , θ'_τ le taux d'escompte exogène, $\pi_\tau(\cdot)$ la fonction de profit définissant pour chaque période le revenu net de l'exploitation, K_τ le stock de capital au début de la période, L_τ le vecteur des facteurs de production variables, I_τ le niveau d'investissement, A_τ le vecteur des facteurs fixes, r_τ le taux d'intérêt, $d_{\tau-1}$ le montant de dettes au début de la période, b_τ le montant des nouveaux emprunts contractés, $g(\cdot)$ la fonction définissant les coûts de transaction,

a_t le montant des remboursements, \bar{C}_t le niveau minimal de ressources (déterminé de manière exogène par le ménage agricole), et δ le taux de dépréciation du capital constant compris entre 0 et 1.

Nous avons supposé que le ménage agricole souhaite maximiser le revenu généré par l'exploitation. Cependant, pour chaque période l'exploitation doit générer un revenu minimum pour faire face aux besoins de consommation du ménage. Ainsi les besoins en consommation influencent les décisions de production par la contrainte (a). Cette inégalité précise que pour chaque période, le revenu, c'est-à-dire le profit de l'exploitation moins les intérêts liés aux dettes précédemment contractées plus éventuellement un nouvel emprunt et moins les coûts de transaction, doit au moins être égal à un niveau minimal de ressources.

La contrainte (b) décrit l'équation d'accumulation du capital. Le capital se déprécie à chaque période t du montant δK_{t-1} et s'accroît du niveau de l'investissement brut. La dépréciation est supposée constante dans le temps (comme Bond et Meghir, 1995).

La contrainte (c) définit l'endettement d_t au début de la période comme la somme du niveau d'endettement de la période précédente et des nouveaux emprunts contractés moins les intérêts exigibles sur les emprunts.

Les contraintes d'accès au marché du crédit qui semblent jouer un rôle croissant en France (voir la première section) sont prises en compte en intégrant des coûts de transaction explicites associés aux emprunts et en définissant un plafond d'endettement.

Les coûts de transaction sont définis comme une fonction croissante et linéaire avec le niveau de l'emprunt c'est-à-dire $g(b_t) = \alpha_t b_t$. Cette définition est simplifiée par rapport à la réalité car d'autres facteurs doivent vraisemblablement jouer sur ces coûts. Cependant, cette écriture correspond au contexte français où les emprunteurs auprès du Crédit Agricole sont tenus d'acquitter une cotisation basée sur le montant de l'emprunt.

Le niveau maximal d'endettement possible pour l'exploitation est défini par la contrainte (d). Le niveau de dette maximale \bar{d}_t est fixé de manière exogène par la banque. L'introduction de cette contrainte constitue l'approche utilisée généralement pour prendre en compte les restrictions de crédit créées par l'asymétrie d'information sur le marché du capital.

La contrainte (e) permet de définir un montant minimum de remboursement au cours de la période τ noté \bar{a}_τ exigé par l'intermédiaire financier.

À l'instant t , le programme de l'exploitant agricole peut se réécrire sous la forme du programme dynamique suivant où les variables d'état sont K_{t-1} et d_{t-1} :

$$V_t(K_{t-1}, d_{t-1}) = \max \left\{ \begin{array}{l} \pi_t((1-\delta)K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1}d_{t-1} + b_t - \alpha_t b_t - a_t \\ + \theta_t E_t[V_{t+1}((1-\delta)K_{t-1} + I_t, d_{t-1} + b_t - a_t)] \end{array} \right\} \quad (2)$$

s.t.

$$\pi_t((1 - \delta) K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1} d_{t-1} + b_t - \alpha_t b_t - a_t \geq \bar{C}_t;$$

$$d_t \leq \bar{d}_t;$$

$$a_t \geq \bar{a}_t$$

et $b_t \geq 0$.

Pour résoudre ce programme, on note μ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de ressources minimales (contrainte a), η_t le multiplicateur associé à la contrainte de dettes (contrainte d) et φ_t et λ_t les multiplicateurs associés respectivement aux contraintes de remboursement et de nouvel emprunt.

Des conditions du premier ordre et en appliquant le théorème de l'enveloppe, l'équation d'Euler suivante est dérivée :

$$-\theta_t(1 - \delta)E_t \left[(1 + \mu_{t+1}) \left(\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right) \right] = -(1 + \mu_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - (1 + \mu_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} \tag{3}$$

avec les conditions suivantes sur les valeurs des multiplicateurs :

$$(1 + \mu_t)(1 - \alpha_t) + \lambda_t - \eta_t = \theta_t E_t [(1 + \mu_{t+1})(1 + r_t - \alpha_{t+1}) + \lambda_{t+1}]. \tag{4}$$

Cette équation d'optimalité décrit l'égalité en espérance de gain et de coût marginaux d'un investissement nouveau. De plus, pour estimer les paramètres du modèle, les variables anticipées en début de période, non observées, sont remplacées par leurs valeurs réalisées *ex post* (rationalité des anticipations Hayashi, 1985).

Ce modèle général comprend quatre cas qui décrivent des structures différentes du marché du capital : i) l'existence d'un marché du capital parfait c'est-à-dire sans coûts de transaction et sans contrainte d'endettement (dans le modèle, ce cas particulier correspond au cas où $\bar{d}_t \rightarrow \infty$, $\alpha = 0$), ii) l'existence d'une contrainte d'endettement uniquement (ce cas particulier apparaît quand \bar{d}_t est fini et $\alpha = 0$), iii) l'existence uniquement de coûts de transaction (ce cas correspond au cas où $\bar{d}_t \rightarrow \infty$ et le coefficient α_t est différent de zéro), et iv) l'existence de contrainte d'endettement et de coûts de transaction (ce cas particulier correspond au cas où \bar{d}_t est fini et $\alpha > 0$). D'un point de vue empirique, ces quatre cas vont conduire à des spécifications différentes pour expliquer les variations du taux d'investissement.

Dans le premier cas (absence de coûts de transaction et de contrainte d'endettement), on retrouve l'équation d'Euler obtenue sous l'hypothèse de maximisation du profit dans un contexte de perfection du marché du capital (Bond et Meghir, 1995) c'est-à-dire on obtient la relation suivante¹ :

1. Les équations (3) et (4) sont écrites avec le coefficient des coûts de transaction égal à zéro ainsi que le multiplicateur associé à la contrainte du montant d'endettement.

$$-(1 - \delta) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = -(1 + r_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - (1 + r_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} + v_{t+1} \quad (5)$$

où v_{t+1} représente l'erreur d'anticipation qui est supposée non corrélée avec le passé de la variable anticipée. Dans ce cas, l'investissement des exploitations est indépendant des décisions financières de l'exploitation.

Dans le second cas, (existence d'une limite dans le niveau d'endettement) la présence du multiplicateur η_t , inobservable dans l'équation (4), pour les exploitations pour lesquelles la contrainte de dette est active, implique que le comportement d'investissement de ces exploitations est influencé par les variables financières. Si la contrainte de dette n'est pas active le multiplicateur η_t est égal à zéro et l'équation (5) est valide.

Le troisième cas correspond à la situation où il existe uniquement des coûts de transaction. L'estimation directe du modèle n'est pas possible en raison de la présence de multiplicateurs de Lagrange non observables dans l'équation (3). Toutefois si l'exploitation emprunte sur deux périodes successives c'est-à-dire quand $b_t > 0$ et $b_{t+1} > 0$, on peut dériver, des conditions du premier ordre, et en supposant des anticipations rationnelles, l'équation suivante (voir l'annexe pour la démonstration de ce résultat).

$$-(1 - \delta) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = - \left(\frac{1 + r_t - \alpha_{t+1}}{1 - \alpha_t} \right) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} - \left(\frac{1 + r_t - \alpha_{t+1}}{1 - \alpha_t} \right) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} + v_{0,t+1} \quad (6)$$

La spécification est donc similaire à la relation obtenue sous l'hypothèse de perfection du marché du capital, avec la différence que les coefficients des variables dépendent des coûts de transaction.

Si l'exploitation n'emprunte pas dans deux périodes successives, l'équation d'Euler dépend des multiplicateurs de Lagrange. Ces derniers sont fonctions des variables d'état et des autres variables exogènes du modèle.

Le quatrième cas autorise la double existence de coûts de transaction et d'un rationnement sur le niveau de dette. L'équation (6) reste valide pour les exploitations empruntant sur deux périodes successives et non rationnées sur leur montant d'endettement.

Le résultat important du modèle théorique est le fait que pour étudier les variations du taux d'investissement, les exploitations ayant contracté des emprunts sur deux années successives doivent être distinguées des autres exploitations. La spécification économétrique présentée dans la troisième section est basée sur cette conclusion. L'objectif de l'application empirique est de tester sur la période étudiée l'hypothèse de perfection du marché du capital, l'existence de contraintes d'endettement ou de coûts de transaction.

3. SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE

Pour dériver la spécification économétrique, les fonctions de production et de coût d'ajustement sont paramétrées. Le profit d'une exploitation à l'instant t s'écrit

$$\pi_t = p_t F(K_t, L_t, A_t) - p_t G(I_t, K_t) - w_t L_t - p_t^I I_t \tag{7}$$

où p_t définit le prix à la production, $F(K_t, L_t, A_t)$ la fonction de production, la fonction G les coûts d'ajustement à rendements constants, w_t le vecteur prix pour les inputs variables et p_t^I le prix des biens d'investissement.

Pour la fonction de production, une forme Cobb-Douglas² est retenue ($F(K_t, L_t, A_t) = dK_t^{\gamma_1} L_t^{\gamma_2} A_t^{1-\gamma_1-\gamma_2}$). Le coût d'ajustement est supposé quadratique et homogène de degré zéro, $G(I_t, K_t) = (1/2) bK_t(I_t/K_t - c)^2$. La valeur nette (observable) de l'output est notée Y ($Y = F - G$). Vu les hypothèses sur la fonction de production et la fonction définissant les coûts d'ajustement, la fonction $Y(K_t, L_t, A_t)$ est aussi linéaire homogène. Aussi,

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} = -bp_t \left(\frac{I}{K} \right)_t + bc p_t - p_t^I$$

et
$$\frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} = \gamma_1 p_t \left(\frac{Y}{K} \right)_t + (1/2) bp_t (\gamma_1 + 1) \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - bc \gamma_1 p_t \left(\frac{I}{K} \right)_t + (1/2) bp_t c^2 (\gamma_1 - 1).$$

En utilisant ces formes paramétriques les variations du taux d'investissement sous l'hypothèse de perfection du marché du capital s'écrivent

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{t+1} &= c(1 - (1/2)c(\lambda_1 - 1)\phi_{t+1} - \phi_{t+1}) + \phi_{t+1}(1 + c\lambda_1) \left(\frac{I}{K} \right)_t \\ &- \phi_{t+1}(1/2)(\lambda_1 + 1) \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \frac{\gamma_1}{b} \phi_{t+1} \left(\frac{Y}{K} \right)_t + \frac{\phi_{t+1}}{b} Q_t + u_{t+1} \end{aligned} \tag{8}$$

où $\phi_{t+1} = (p_t/p_{t+1})(1 + r_t/1 - \delta)$, $Q_t = \frac{1}{p_t} \left(\frac{rp_t^I + (p_t^I - p_{t+1}^I) + \delta p_{t+1}^I}{1 + r_t} \right)$ et u_{t+1} est le terme

d'erreur.

2. Pour obtenir une spécification empirique de l'équation d'Euler, il est nécessaire de spécifier la productivité marginale du capital. Nous avons choisi de spécifier la fonction de production. Cette forme paramétrique est certes restrictive. Toutefois, l'utilisation de données de panel permet à la technologie de production *via* l'effet fixe de différer entre les exploitations. De plus, si la fonction de production n'est pas paramétrée, une spécification similaire pour le taux d'investissement serait obtenue en supposant les marchés des facteurs terre et travail concurrentiels et l'homogénéité de degré 1 de la fonction de production (voir Bond et Meghir, 1992).

Le terme Q_t est équivalent au coût d'usage du capital avec le numérateur égal aux intérêts plus le coût de dépréciation du capital plus le coût d'investissement. Pour l'application empirique, des données de panel sont utilisées. Aussi la spécification de l'équation à estimer s'écrit :

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t+1} = \beta_{1t} \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t} + \beta_{2t} \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t}^2 + \beta_{3t} \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t} + \rho_i + \sigma_{t+1} + v_{it+1} \quad (9)$$

avec $\beta_{1it} = \phi_{it+1}(1 + c\lambda_1)$, $\beta_{2it} = -\phi_{it+1}(1/2)(\lambda_1 + 1)$ et $\beta_{3it} = -\frac{\gamma_1}{b}\phi_{it+1}$

où ρ_i représente l'effet individuel et σ_{t+1} est l'effet temporel³. Ces deux effets intègrent l'effet du coût d'usage du capital (Bond et Meghir). Du modèle structurel, on déduit que le coefficient sur I/K doit être positif et ceux de $(I/K)^2$ et Y/K doivent être négatifs.

La spécification précédente correspond au cas où le marché du capital est parfait. Dans le cas où il existe uniquement des coûts de transaction, une spécification symétrique à l'équation (9) peut être dérivée pour les exploitations ayant emprunté sur deux périodes successives. La seule différence réside dans la définition des coefficients qui dans ce cas dépendent des coûts de transaction. Ainsi, dans ce cas, il suffit de substituer à $1 + r_t$ l'expression $1 + r'_t = (1 + r_t - \alpha_{t+1}) / (1 - \alpha_t)$. Pour les exploitations n'ayant pas emprunté sur deux périodes successives, les variations du taux d'investissement doivent dépendre de variables supplémentaires.

De manière générale pour les deux autres régimes, le fait d'introduire les contraintes liées aux imperfections de marché (existence de coûts de transaction, plafond d'endettement) introduit dans l'équation d'Euler des termes difficilement estimables liés aux multiplicateurs de Lagrange des contraintes. L'optique retenue dans la partie empirique est d'introduire l'effet de ces multiplicateurs comme une fonction *ad hoc* de variables de l'exploitation.

Aussi, la difficulté rencontrée dans la partie empirique est l'interprétation du rejet de l'équation (9). L'approche traditionnelle est de scinder l'échantillon en groupes d'exploitations pour lesquelles on pense *a priori* qu'elles ne sont pas affectées par des restrictions quantitatives d'endettement. Les critères utilisés correspondent à la taille des exploitations, à la formation du chef de l'exploitation. Les spécifications sont estimées pour différents sous-échantillons d'exploitations dont on pense que les contraintes financières ne pèsent pas. Si le rejet de l'équation d'Euler est dû uniquement à l'existence de contrainte d'endettement, le rôle des variables financières doit être observé uniquement pour le groupe *a priori* contraint.

3. Dans la partie empirique, on suppose que les prix sont identiques pour toutes les exploitations. Leur impact est capté par l'effet spécifique temporel qui correspond à l'omission de variables dont la valeur est identique pour tous les individus. Dans chaque spécification, des variables muettes sont introduites.

Notre modèle fournit un autre enseignement au rejet de l'équation (9). En présence de coûts de transaction, le comportement d'investissement pour les exploitations empruntant sur deux périodes successives doit être cohérent avec l'équation (9).

L'approche utilisée dans la partie empirique est une combinaison de ces deux approches. Ainsi, si le rejet de l'équation d'Euler est dû non seulement à l'existence de contrainte d'endettement mais aussi à l'existence de coûts de transaction, on s'attend à ce que l'équation d'Euler soit valide pour les exploitations qui ne sont pas contraintes *a priori* et celles qui ont contracté de nouveaux emprunts sur des périodes consécutives.

Nous allons tester plusieurs hypothèses. Le premier élément à vérifier est la validité de l'hypothèse de perfection du marché du capital. Cette hypothèse ne sera pas rejetée si l'équation (9) est valide pour l'échantillon de toutes les exploitations et si les coefficients ont les signes corrects et sont statistiquement significatifs. Si ce modèle est rejeté, nous allons tester une seconde hypothèse c'est-à-dire l'existence de contraintes financières. Cette hypothèse est testée en rajoutant à l'équation (9) des variables financières et en vérifiant si ces variables ont un pouvoir explicatif significatif. La troisième hypothèse que nous voulons tester est le modèle basé sur l'existence de coûts de transaction. Pour tester cette hypothèse, nous allons différencier le comportement des exploitations ayant emprunté sur deux périodes successives des autres. Seulement pour ces dernières exploitations, des variables supplémentaires à celles présentes dans l'équation (9) doivent jouer sur les variations du taux d'investissement. Ces différentes hypothèses sont testées à partir de classes d'exploitations *a priori* plus ou moins sujettes aux imperfections du marché du crédit et en particulier aux coûts de transaction. Le problème est d'identifier ces sous-échantillons et de retenir les critères adéquats. Le Crédit Agricole applique différents critères pour vérifier la capacité de remboursement des emprunteurs, nous tentons d'utiliser ces mêmes critères à savoir le niveau de formation du chef d'exploitation et la taille de l'exploitation.

4. ESTIMATIONS SUR DONNÉES DE PANEL FRANÇAISES

L'estimation s'effectue à partir d'un panel cylindre de 3 645 exploitations⁴ agricoles françaises sur la période 1989-1993 extrait du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA). Le RICA est une opération de recueil d'informations comptables individuelles auprès de 62 000 exploitations agricoles européennes.

Pour évaluer sur ces données les hypothèses de contraintes financières et de coûts de transaction nous devons, comme nous l'avons précisé dans la section précédente, classer ces exploitations en sous-échantillons pour caractériser les

4. Pour chaque année et pour chaque exploitation nous avons des données sur les valeurs de l'investissement, le niveau de capital et d'output, et les niveaux d'emprunts (nouveaux et anciens). En annexe, des statistiques descriptives des variables utilisées dans l'estimation sont présentées.

exploitations *a priori* contraintes dans leur accès au crédit. Aussi, nous utilisons deux critères exogènes pour scinder l'échantillon : le niveau de formation des chefs d'exploitation et la taille de l'exploitation. Le choix de ces deux critères⁵ est basé sur les conditions utilisées par le Crédit Agricole pour vérifier la capacité de remboursement des emprunteurs. Nous différencions ainsi les exploitations gérées par un chef d'exploitation ayant au moins deux ans de formation générale (1 122 exploitations) des autres⁶. Le second critère concerne la taille de l'exploitation mesurée par la marge brute standard⁷, un premier groupe de 1 756 exploitations constitue le groupe des petites exploitations. Le tableau 1 précise les effectifs de chaque sous-échantillon suivant le critère utilisé.

TABLEAU 1
DÉFINITION DE QUATRE SOUS-ÉCHANTILLONS

| Critère de formation générale du chef d'exploitation | | Critère de taille basée sur la Marge Brute Standard (MBS) de l'exploitation | |
|--|-------------------------------|---|-----------------------------|
| Moins de deux ans de formation | Plus de deux ans de formation | MBS inférieure à 40 000 UDE | MBS supérieure à 40 000 UDE |
| 2 523 exploitations | 1 122 exploitations | 1 756 exploitations | 1 889 exploitations |

Les estimations empiriques sont basées sur l'équation (9). Dans cette équation les variables expliquées décalées sont corrélées avec l'effet individuel. Aussi, un traitement fixe de cette équation conduisant à l'estimateur *within* (moindre carrés après avoir pris les écarts aux moyennes individuelles) n'est pas convergent puisque cette transformation induit une corrélation entre la variable expliquée décalée et le terme d'erreur. La solution est de raisonner en différence première pour supprimer l'effet fixe et appliquer l'estimateur de la méthode des moments généralisés en utilisant comme instruments les variables décalées. Cette méthode conduit à des estimateurs convergents mais non efficaces.

Deux critères sont utilisés pour s'assurer de la validité de chaque modèle estimé : le test de Sargan et les signes des coefficients. Le test de Sargan teste si les moments de l'échantillon correspondant aux conditions d'orthogonalité sont

5. Nous avons essayé un autre critère lié à la spécialisation de l'exploitation notamment en séparant les exploitations ayant une activité de production végétale des autres. Nous n'avons pas obtenu de différences entre les deux groupes.

6. Nous nous plaçons en début de période pour définir ces sous-échantillons et éviter les problèmes de biais de sélection.

7. La Marge Brute Standard (MBS) est une évaluation en unités de compte européennes (UDE, une UDE correspond à 1 200 écus) d'un produit brut potentiel dont on déduit les charges affectées. Il s'agit donc d'un indicateur proche de la valeur ajoutée. Pour calculer la MBS, les surfaces végétales ou les effectifs animaux sont valorisés avec des coefficients variables selon les exploitations et régions.

suffisamment proches de zéro. Sous cette hypothèse, la statistique de Sargan suit une loi du khi-deux (avec un degré de liberté égal au nombre de restrictions). Le rejet de l'hypothèse signifie que le modèle de comportement n'est pas valide ou que les instruments ne sont pas correctement choisis⁸. Pour les signes des coefficients, le modèle théorique montre que le coefficient de la variable endogène décalée doit être positif et ceux de $(I/K)^2$ et (Y/K) doivent être négatifs.

La première hypothèse testée est l'hypothèse de perfection du marché du capital. L'équation (9) est ainsi estimée sur l'échantillon complet et sur les quatre sous-échantillons définis dans le tableau 1.

Les estimations sont présentées dans le tableau 2. Pour toutes les spécifications, sous les valeurs des coefficients on reporte la valeur des écart-types robustes à la présence d'hétéroscédasticité. De plus toutes les spécifications incluent des variables muettes temporelles.

Les instruments utilisés pour cette spécification sont $(I/K)_{t-2}$, $(I/K)_{t-3}$, $(I/K)_{t-4}$, $(I/K)^2_{t-2}$, $(I/K)^2_{t-3}$, $(I/K)^2_{t-4}$ et $(Y/K)_{t-2}$, $(Y/K)_{t-3}$, $(Y/K)_{t-4}$ ⁹. Les deux critères de validité du modèle ne sont jamais vérifiés simultanément. Ainsi les signes des coefficients sont corrects seulement pour l'estimation réalisée sur tout l'échantillon et pour l'estimation réalisée sur le sous-échantillon des grandes exploitations. Mais les estimations sont rejetées en appliquant le critère de Sargan. L'hypothèse de perfection du marché du capital ne peut donc pas être acceptée.

La seconde hypothèse testée est l'existence d'une imperfection du marché du capital due à une contrainte sur le montant d'endettement. Pour chaque échantillon, la spécification estimée est l'équation (9) où on rajoute deux variables explicatives : le rapport des profits sur le stock de capital (res/K) et le rapport des emprunts de long terme sur le stock de capital ($borr/K$). Les instruments sont ceux de la première spécification ainsi que les variables $(res/K)_{t-2}$, $(res/K)_{t-3}$, $(res/K)_{t-4}$ et $(borr/K)_{t-2}$, $(borr/K)_{t-3}$, $(borr/K)_{t-4}$. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Cette spécification est valide uniquement pour le groupe des exploitations où le chef d'exploitation a une formation car les conditions d'orthogonalité sont acceptées et les signes des coefficients sont conformes aux prévisions dérivées du modèle théorique. Pour les autres groupes, le modèle estimé est rejeté (soit par la statistique de Sargan, soit par la non-conformité des signes des coefficients au modèle théorique).

8. Les statistiques m1 et m2 sont calculées, la statistique m2 teste si la différence première des résidus n'est pas corrélée. Si cette hypothèse est rejetée, les instruments datés en $t-2$ ne sont pas valides (Arellano et Bond, 1991). La statistique m1 permet de tester l'autocorrélation à l'ordre 1 des résidus.

9. Les variables muettes sont aussi incluses dans la liste des instruments.

TABLEAU 2
PERFECTION DU MARCHÉ DU CAPITAL

| T = 1990-1993 | Tout l'échantillon n = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|----------------------------|---|---------------------------------------|--|---|--|
| | | Pas de formation n = 2 523 | Avec formation n = 1 122 (**) | Petites exploitations n = 1 756 (**) | Grandes exploitations n = 1 889 |
| $(I/K)_{i,t-1}$ | 0,097 (0,034) | -0,060 (0,038) | -0,555 (0,148) | -0,457 (0,063) | 0,142 (0,035) |
| $(I/K)^2_{i,t-1}$ | -0,073 (0,018) | -0,034 (0,013) | 0,098 (0,077) | 0,024 (0,012) | -0,085 (0,021) |
| $(Y/K)_{i,t-1}$ | 0,015 (0,800 * 10 ⁻²) | 0,029 (0,013) | 0,073 (0,016) | 0,054 (0,023) | -0,212 * 10 ⁻² (0,522 * 10 ⁻²) |
| Sargan (degrés de liberté) | 59,82 (*) (21) | 92,07 (*) (21) | 13,36 (9) | 12,16 (9) | 43,55 (*) (21) |
| m1 | -4,77 | -0,47 | -2,59 | -1,70 | -5,59 |
| m2 | -1,54 | -1,71 | | | -1,04 |
| valeur critique | 32,67 | 32,67 | 16,92 | 16,92 | 32,67 |

NOTES : (*) Les conditions d'orthogonalité sont refusées.

(**) Les instruments datés en $t - 2$ ne sont pas valides.

TABLEAU 3

EXISTENCE D'UN PLAFOND D'ENDETTEMENT

| | Tout l'échantillon <i>n</i> = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|-------------------------------|---|---|---------------------------------------|--|--|
| | | Pas de formation <i>n</i> = 2 523 | Avec formation <i>n</i> = 1 122 | Petites exploitations <i>n</i> = 1 756 | Grandes exploitations <i>n</i> = 1 889 |
| <i>T</i> = 1990-1993 | | | | | |
| $(I/K)_{i,t-1}$ | 0,068 (0,024) | -0,035 (0,033) | 0,027 (0,047) | -0,417 (0,191) | 0,146 (0,043) |
| $(I/K)_{i,t-1}^2$ | -0,049 (0,100) | -0,062 (0,948 * 10 ⁻²) | -0,047 (0,021) | 0,049 (0,030) | -0,131 (0,031) |
| $(Y/K)_{i,t-1}$ | -0,559 * 10 ⁻² (0,016) | -0,025 (0,010) | -0,010 (0,043) | -0,043 (0,081) | -0,865 * 10 ⁻² (0,012) |
| $(res/K)_{i,t-1}$ | 0,065 (0,038) | 0,126 (0,026) | 0,073 (0,058) | 0,154 (0,091) | 0,028 (0,032) |
| $(borr/K)_{i,t-1}$ | -0,474 * 10 ⁻² (0,037) | 0,249 (0,063) | 0,015 (0,021) | 0,104 (0,128) | -0,093 (0,037) |
| Sargan (degrés de liberté) | 64,59 (*) (31) | 92,17 (*) (31) | 42,71 (31) | 16,70 (13) | 78,97 (*) (31) |
| m1 | -4,06 | -0,62 | -5,00 | -2,09 | -5,63 |
| m2 | -1,35 | -1,80 | -1,51 | | -1,38 |
| valeur critique à 5 % | 44,70 | 44,70 | 44,70 | 22,36 | 44,70 |

NOTE : (*) Les conditions d'orthogonalité sont refusées.

Malgré ce constat, on remarque que les valeurs des coefficients estimés sont cohérentes aux résultats des autres études. Ainsi l'investissement est plus sensible aux variables financières pour les exploitations qui ont plus de difficulté pour accéder au crédit (les exploitations sans formation, les petites exploitations).

D'après les enseignements du modèle, si les résultats sont cohérents avec la double existence de coûts de transaction et de contrainte d'endettement, l'équation (9) ne sera pas rejetée par le sous-échantillon des exploitations où le chef a une formation, le sous-échantillon des grandes exploitations ayant contracté des emprunts sur des périodes successives.

Dans une troisième spécification, pour chaque sous-groupe, les exploitations sont différenciées suivant leur comportement d'emprunts à l'aide d'une variable indicatrice notée dum_{it} égale à 1 quand l'exploitation i n'a pas contracté de nouveaux emprunts dans deux périodes consécutives (dans la période t et la période $t + 1$) et 0 sinon. Cette variable indicatrice est croisée avec les variables explicatives du modèle pour permettre aux paramètres de varier sur les deux sous-échantillons. Suivant la spécification déduite du modèle théorique, seules des variables supplémentaires doivent être intégrées pour les exploitations n'ayant pas de nouveaux emprunts sur des périodes successives. Le tableau 4 présente les résultats basés sur l'équation d'Euler empirique en présence de coûts de transaction. Les instruments utilisés pour la spécification sont $(I/K)_{t-2}$, $(I/K)_{t-3}$, $(I/K)_{t-4}$, $(I/K)_{t-2}^2$, $(I/K)_{t-3}^2$, $(I/K)_{t-4}^2$, $(Y/K)_{t-2}$, $(Y/K)_{t-3}$, $(Y/K)_{t-4}$, $(res/K)_{t-2}$, $(res/K)_{t-3}$, $(res/K)_{t-4}$ et $(borr/K)_{t-2}$, $(borr/K)_{t-3}$ et $(borr/K)_{t-4}$.

Le premier résultat au vu de ce tableau est l'amélioration des résultats quand la règle de sélection fondée sur le comportement financier de l'exploitation est introduite. En effet, le critère de Sargan est accepté pour le sous-échantillon des chefs d'exploitation ayant une formation générale et les deux sous-échantillons déterminés avec le critère de taille. Même si toutes les prédictions en termes de signe ne sont pas vérifiées, pour les exploitations n'ayant pas emprunté sur deux années successives, les coefficients n'ayant pas le signe prévu ne sont pas significatifs. Toutefois, il apparaît que les signes des coefficients pour les exploitations ayant emprunté sur deux années successives ont des signes conformes au modèle uniquement pour le groupe des grandes exploitations.

Dans une quatrième spécification, nous prenons en compte les imperfections liées aux contraintes de liquidité et celles liées à l'existence de coûts de transaction. Nous avons introduit les variables financières y compris pour les exploitations qui n'ont pas emprunté sur deux années successives.

Cette spécification est largement rejetée au vu du critère de Sargan pour le sous-échantillon des chefs d'exploitation n'ayant pas de formation. Pour l'échantillon complet, cette estimation n'est pas rejetée à 2,5 %. Pour les autres groupes, les conditions d'orthogonalité sont acceptées. De plus, les prévisions sur les

signes sont valides¹⁰. Ces résultats montrent donc que le modèle basé uniquement sur l'existence de coûts de transaction (tableau 4) n'est pas suffisant pour expliquer le comportement d'investissement. Toutefois, en prenant en compte l'existence de coûts de transaction, la conclusion selon laquelle l'investissement est plus sensible aux variables financières pour les exploitations qui ont plus de difficulté pour accéder au crédit (voir commentaire du tableau 3) n'est plus valide. Ainsi, l'effet de la variable définie à partir du profit est le plus élevé pour le groupe des grandes exploitations et celles gérées par un chef d'exploitation ayant une formation. Par contre, l'endettement a un effet plus important pour les petites exploitations et celles gérées par un chef d'exploitation n'ayant pas de formation. Les variables financières ont donc un rôle. Enfin, les signes des coefficients sont valides pour les exploitations ayant emprunté sur deux années successives pour le groupe sans formation et les petites exploitations.

10. Seul le signe du coefficient de $(Y/K)_{i,t-1}$ pour le groupe des grandes exploitations n'est pas conforme aux prévisions, mais le coefficient n'est pas significatif.

TABLEAU 4
EXISTENCE DE COÛTS DE TRANSACTION

| | Tout l'échantillon <i>n</i> = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|-----------------------------|---|---|---------------------------------------|--|--|
| | | Pas de formation <i>n</i> = 2 523 | Avec formation <i>n</i> = 1 122 | Petites exploitations <i>n</i> = 1 756 | Grandes exploitations <i>n</i> = 1 889 |
| <i>T</i> = 1990-1993 | | | | | |
| $(I/K)_{i,t-1}$ | 0,018 (0,213) | -0,226 (0,268) | 0,674 (0,276) | 1,256 (0,582) | 0,252 (0,210) |
| $(I/K)_{i,t-1}^2$ | -0,043 (0,034) | -0,029 (0,052) | -0,121 (0,049) | -0,219 (0,092) | -0,087 (0,043) |
| $(Y/K)_{i,t-1}$ | 0,126 (0,049) | $0,863 \cdot 10^{-2}$ (0,056) | 0,112 (0,039) | 0,070 (0,072) | 0,116 (0,057) |
| $dum_{i,t}(I/K)_{i,t-1}$ | -0,087 (0,262) | 0,281 (0,330) | -0,984 (0,432) | -1,609 (0,688) | -0,441 (0,369) |
| $dum_{i,t}(I/K)_{i,t-1}^2$ | 0,027 (0,048) | 0,018 (0,063) | 0,191 (0,099) | 0,232 (0,097) | 0,149 (0,121) |
| $dum_{i,t}(Y/K)_{i,t-1}$ | -0,074 (0,061) | -0,063 (0,073) | -0,030 (0,081) | $-0,290 \cdot 10^{-2}$ (0,083) | -0,113 (0,061) |
| $dum_{i,t}(res/K)_{i,t-1}$ | -0,122 (0,118) | 0,130 (0,115) | -0,093 (0,143) | 0,102 (0,082) | $-0,749 \cdot 10^{-2}$ (0,078) |
| $dum_{i,t}(borr/K)_{i,t-1}$ | -0,224 (0,102) | -0,300 (0,124) | 0,179 (0,118) | -0,029 (0,026) | -0,100 (0,135) |

TABLEAU 4 (suite)

| | Tout l'échantillon <i>n</i> = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|----------------------------|--|--------------------------------------|------------------------------------|---|---|
| | | Pas de formation <i>n</i> = 2 523 | Avec formation <i>n</i> = 1 122 | Petites exploitations <i>n</i> = 1 756 | Grandes exploitations <i>n</i> = 1 889 |
| T = 1990-1993 | | | | | |
| Sargan (degrés de liberté) | 43,77 (*) (16) | 25,55 (*) (16) | 18,18 (16) | 13,31 (16) | 25,60 (16) |
| m1 | -4,29 | -0,68 | -4,86 | -5,66 | -4,55 |
| m2 | -0,45 | -1,21 | -1,60 | -0,01 | -1,75 |
| valeur critique à 5 % | 26,30 | 26,30 | 26,30 | 26,30 | 26,30 |

NOTE : (*) Les conditions d'orthogonalité sont refusées.

TABLEAU 5
EXISTENCE DE COÛTS DE TRANSACTION ET D'UN PLAFOND D'ENDETTEMENT

| | Tout l'échantillon <i>n</i> = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|----------------------------|---|---|---------------------------------------|--|--|
| | | Pas de formation <i>n</i> = 2 523 | Avec formation <i>n</i> = 1 122 | Petites exploitations <i>n</i> = 1 756 | Grandes exploitations <i>n</i> = 1 889 |
| <i>T</i> = 1990-1993 | | | | | |
| $(I/K)_{i,t-1}$ | 0,906 (0,297) | -0,229 (0,151) | 0,643 (0,296) | 0,599 (0,349) | 0,779 (0,229) |
| $(I/K)_{i,t-1}^2$ | -0,209 (0,057) | -0,045 (0,028) | -0,159 (0,060) | -0,126 (0,056) | -0,364 (0,082) |
| $(Y/K)_{i,t-1}$ | -0,400 (0,115) | 0,139 (0,093) | 0,049 (0,117) | -0,169 (0,119) | 0,022 (0,105) |
| $(res/K)_{i,t-1}$ | 1,039 (0,263) | -0,066 (0,013) | 0,374 (0,298) | 0,415 (0,187) | 0,873 (0,320) |
| $(borrr/K)_{i,t-1}$ | 0,064 (0,052) | $-0,703 \cdot 10^{-2}$ (0,049) | -0,080 (0,041) | 0,130 (0,071) | -0,060 (0,046) |
| $dum_{i,t}(I/K)_{i,t-1}$ | -1,142 (0,395) | 0,379 (0,181) | -0,910 (0,414) | -0,753 (0,421) | -1,409 (0,379) |
| $dum_{i,t}(I/K)_{i,t-1}^2$ | 0,190 (0,064) | $-0,402 \cdot 10^{-2}$ (0,031) | 0,129 (0,086) | 0,091 (0,059) | 0,610 (0,128) |

TABLEAU 5 (suite)

| | Tout l'échantillon <i>n</i> = 3 645 | Critère de formation | | Critère de taille | |
|-----------------------------|--|--------------------------------------|------------------------------------|---|---|
| | | Pas de formation <i>n</i> = 2 523 | Avec formation <i>n</i> = 1 122 | Petites exploitations <i>n</i> = 1 756 | Grandes exploitations <i>n</i> = 1 889 |
| <i>T</i> = 1990-1993 | | | | | |
| $dum_{i,t}(Y/K)_{i,t-1}$ | 0,398 (0,116) | -0,134 (0,093) | 0,041 (0,128) | 0,233 (0,127) | $-0,791 \cdot 10^{-2}$ (0,102) |
| $dum_{i,t}(res/K)_{i,t-1}$ | -1,026 (0,272) | 0,013 (0,173) | -0,427 (0,364) | -0,410 (0,199) | -0,901 (0,326) |
| $dum_{i,t}(borr/K)_{i,t-1}$ | -0,130 (0,024) | -0,066 (0,013) | 0,047 (0,054) | -0,119 (0,015) | 0,150 (0,063) |
| Sargan (degrés de liberté) | 41,57 (*) (26) | 51,98 (*) (26) | 28,11 (26) | 36,56 (26) | 31,97 (26) |
| m1 | -3,52 | -3,33 | -5,17 | -1,61 | -3,29 |
| m2 | -0,148 | 0,60 | -1,60 | 0,44 | -1,33 |
| valeur critique à 5 % | 38,89 | 38,89 | 38,89 | 38,89 | 38,89 |
| valeur critique à 2,5 % | 41,92 | | | | |

NOTE : (*) Les conditions d'orthogonalité sont refusées à 5 %.

CONCLUSION

Dans cet article, un modèle d'investissement pour l'entreprise agricole intégrant les coûts de transaction associés à de nouveaux emprunts, l'existence d'un plafond d'endettement a été construit et estimé à partir de données de panel en utilisant la méthode des moments généralisés. Ce modèle fournit une alternative testable au modèle d'investissement écrit sous l'hypothèse de marché du capital parfait. Les conditions du premier ordre du modèle théorique conduisent à des spécifications différentes du taux d'investissement suivant la prise en compte d'imperfections sur le marché du capital en particulier, l'existence de coûts de transaction entre les individus ou l'existence de contrainte d'endettement. Un des enseignements principaux du modèle théorique est qu'il est nécessaire de différencier, dans la base de données utilisée, les exploitations ayant, sur des périodes successives, contracté de nouveaux emprunts. Ce modèle fournit donc une nouvelle interprétation pour expliquer les variations des taux d'investissement et notamment l'impact des coûts de transaction.

Les résultats indiquent que le modèle basé sur l'hypothèse du capital parfait est rejeté par les données. De plus, un modèle d'investissement basé uniquement sur l'existence de contraintes de liquidité n'apparaît pas suffisant. Par contre, le modèle basé sur une différenciation du comportement en matière d'emprunts n'est pas rejeté par les données pour certains groupes d'exploitations. Ce modèle apparaît ainsi valide pour les grandes exploitations qui peuvent caractériser les exploitations bien intégrées sur le marché du capital. Les coûts de transaction influencent les décisions d'investissement pour les exploitations gérées par un chef ayant un niveau de formation générale et pour les sous-échantillons déterminés suivant le critère de taille. Il n'a pas été possible de retenir un modèle pour le groupe des exploitants sans formation.

Quand on ne prend pas en compte les coûts de transaction, les exploitations qui ont plus de difficulté pour accéder au crédit (les petites exploitations, les exploitations gérées par un chef d'exploitation sans formation) sont plus frappées par l'impact d'une imperfection du marché du capital. La dernière estimation, basée sur la double existence de coûts de transaction et d'un plafond d'endettement, nous montre que la réalité est plus compliquée. Ainsi la validité des tests de Sargan suggère que les coûts de transaction représentent une part importante de l'impact total des imperfections de marché. De plus, l'investissement reste sensible aux variables financières pour toutes les exploitations, les variables les plus importantes étant différentes suivant les sous-échantillons étudiés. Ce résultat peut s'interpréter de la façon suivante : les exploitations qui sont déjà bien engagées sur le marché du capital subissent un coût d'information moins élevé avec la banque. L'impact du profit reste important car il donne de l'information à la banque concernant la performance de l'exploitation. Pour les autres exploitations le niveau d'endettement et le niveau de collatéral disponible sont primordiaux.

Des investigations supplémentaires sont nécessaires notamment pour envisager les effets de long terme en intégrant les décisions d'investissement et donc

les évolutions du capital. La question est de savoir si la réponse des exploitants à des changements de politique dépend ou non de l'existence de contraintes financières. Aussi, une perspective serait de calculer les élasticités d'offre pour des exploitations contraintes financièrement et non contraintes. Il s'agira aussi de mesurer si les variations de variables exogènes (prix du produit, subventions, ...) sur le niveau de produit offert, sur le taux d'investissement sont de même amplitude selon l'existence ou non de contraintes financières. La réponse des exploitants peut être hétérogène suivant le montant d'endettement.

ANNEXE 1

DÉRIVATION DES ÉQUATIONS (3), (4) ET (6)

Le Lagrangien associé au programme d'optimisation (2) pour la période s'écrit :

$$\begin{aligned}
 L = & \pi_t ((1 - \delta)K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1}d_{t-1} + b_t - \alpha b_t - a_t \\
 & + \theta_t E_t [V_{t+1}((1 - \delta)K_{t-1} + I_t, d_{t-1} + b_t - a_t)] \\
 & + \mu_t (\pi_t((1 - \delta)K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1}d_{t-1} + b_t - \alpha b_t - a_t - \bar{C}_t) \\
 & + \varphi_t (a_t - \bar{a}_t) \\
 & + \eta_t (\bar{d}_t - d_{t-1} - b_t + a_t) \\
 & + \lambda_t b_t.
 \end{aligned}$$

Les conditions du premier ordre sont :

$$L_t : (1 + \mu_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} = 0; \quad (\text{I})$$

$$I_t : (1 + \mu_t) \left(\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} \right) + \theta_t E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right] = 0; \quad (\text{II})$$

$$b_t : (1 + \mu_t)(1 - \alpha) + \theta_t E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial d_t} \right] + \lambda_t - \eta_t = 0; \quad (\text{III})$$

$$a_t : -(1 + \mu_t) - \theta_t E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial d_t} \right] + \varphi_t = 0; \quad (\text{IV})$$

$$\begin{aligned}
 \mu_t : & \pi_t((1 - \delta)K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1}d_{t-1} + b_t - \alpha b_t - a_t - \bar{C}_t \geq 0, \mu_t \geq 0 \\
 & \mu_t (\pi_t((1 - \delta)K_{t-1} + I_t, L_t, I_t, A_t) - r_{t-1}d_{t-1} + b_t - \alpha b_t - a_t - \bar{C}_t) = 0; \quad (\text{V})
 \end{aligned}$$

$$\varphi_t : a_t - \bar{a}_t \geq 0, \varphi_t \geq 0, \varphi_t (a_t - \bar{a}_t) = 0; \quad (\text{VI})$$

$$\eta_t : \bar{d}_t - d_{t-1} - b_t + a_t \geq 0, \eta_t \geq 0, \eta_t (\bar{d}_t - d_{t-1} - b_t + a_t) = 0 \quad (\text{VII})$$

$$\text{et } \lambda_t : b_t \geq 0, \lambda_t \geq 0, \lambda_t b_t = 0. \quad (\text{VIII})$$

Équation (3)

Pour déterminer l'équation (3) on obtient à partir du Lagrangien (en appliquant le théorème de l'enveloppe) :

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_t}{\partial K_t} &= (1-\delta) \left((1+\mu_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} + \theta_t E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right] \right) \\ &= -(1-\delta)(1+\mu_t) \frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} \quad (\text{à partir de l'équation (II)}) \end{aligned}$$

$$\text{aussi } E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right] = -(1-\delta) E_t \left[(1+\mu_{t+1}) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right]. \quad (\text{IX})$$

En substituant (IX) dans l'équation (II) on dérive l'équation (3).

Équation (4)

L'équation (4) est obtenue de façon similaire. Dans un premier temps on applique le théorème de l'enveloppe pour obtenir :

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_t}{\partial d_{t-1}} &= -r_{t-1}(1-\mu_t) + \theta_t E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial d_t} \right] - \eta_t \\ &= -(1+\mu_t)(1+r_{t-1}-\alpha_t) - \lambda_t \quad (\text{à partir de l'équation (III)}) \end{aligned}$$

$$\text{et } E_t \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial d_t} \right] = -E_t [(1+\mu_{t+1})(1+r_t-\alpha_{t+1}) - \lambda_{t+1}]. \quad (\text{X})$$

En intégrant la relation (X) dans (III) on obtient l'équation (4).

Équation (6)

Tout d'abord considérons le cas où la solution optimale pour l'exploitation est de contracter des emprunts à la période t . La contrainte de dettes n'est pas active ($\eta_t = 0$, contrainte (VII)) et le multiplicateur associé à la contrainte (VIII) est nul ($\lambda_t = 0$). L'équation d'Euler s'écrit en substituant pour $(1+\mu_t)$ dans l'équation (3) en utilisant (4) :

$$-E_t \left[(1+\mu_{t+1}) \left((1-\delta) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} - \left(\frac{1+r_t-\alpha_{t+1}}{1-\alpha_t} - \frac{\lambda_{t+1}}{(1-\alpha_t)(1+\mu_{t+1})} \right) \left(\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} \right) \right) \right] = 0.$$

En supposant des anticipations rationnelles on obtient

$$-\left((1-\delta) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} - \left(\frac{1+r_t-\alpha_{t+1}}{1-\alpha_t} - \frac{\lambda_{t+1}}{(1-\alpha_t)(1+\mu_{t+1})} \right) \left(\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} + \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} \right) \right) = \frac{e_{t+1}}{(1+\mu_{t+1})}$$

où e_{t+1} est le terme d'erreur avec une moyenne égale à zéro. Aussi pour une exploitation où $b_{t+1} > 0$ ($\Rightarrow \lambda_{t+1} = 0$) l'équation (6) est déterminée.

ANNEXE 2

DÉFINITIONS DES VARIABLES UTILISÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES
SUR LA PÉRIODE 1989-1993

| | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| <i>I/K</i> taux d'investissement d'une exploitation à la période <i>t</i> | 0,159 (0,23) | 0,179 (0,43) | 0,152 (0,23) | 0,139 0,22 | 0,191 (2,28) |
| <i>Y/K</i> rapport output/capital | 1,021 (1,45) | 1,251 (1,85) | 1,283 (2,95) | 1,254 (1,67) | 2,3 (5,3) |
| <i>d_{it}</i> égal à zéro quand l'exploitation agricole a contracté des emprunts sur deux années consécutives (dans l'année <i>t</i> et <i>t</i> + 1), 1 sinon | | 866* | 868 | 686 | 531 |
| <i>Res/K</i> résultats de l'exploitation | 0,280 (0,53) | 0,320 0,73) | 0,324 (1,16) | 0,319 (0,57) | 0,387 (1,23) |
| <i>borr/K</i> niveau des emprunts de long terme | 0,132 (0,15) | 0,108 (0,27) | 0,096 (0,28) | 0,083 (0,19) | 0,079 (0,44) |

NOTE : * C'est-à-dire 866 exploitations ont des nouveaux emprunts en 1989 et 1990.

Le tableau présente la moyenne pour chaque variable, le chiffre entre parenthèses donne la valeur de l'écart-type.

BIBLIOGRAPHIE

- ARRELANO, M. et S. BOND (1991), « Some Tests of Specification of Panel Data: Monte-Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58 : 277-298.
- BASCUNAN, M., R. GARCIA et M. POITEVIN (1995), « Information asymétrique, contraintes de liquidité et investissement : une comparaison internationale », *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, 71(4) : 398-420.
- BEHRMAN, J.R., A. FOSTER et M. ROSENZWEIG (1997), « Dynamic Savings Decisions in Agricultural Environments with Incomplete Markets », *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(2) : 282-292.
- BIERLEN, R. et A.M. FEATHERSTONE (1998), « Fundamental Q, Cash Flow and Investment: Evidence from Farm Panel Data », *Review of Economics and Statistics*, 80 : 927-935.
- BOND, S. et C. MEGHIR (1995), « Dynamic Investment Policy and the Firm's Financial Policy », *Review of Economic Studies*, 61 : 197-222.
- ÉCONOMIE ET FINANCES AGRICOLES (1994), *Relation banque-entreprise*, n° 278.
- ELHORST, J.P. (1993), « The Estimation of Investment Equations at the Farm Level », *European Review of Agricultural Economics*, 20(2) : 167-182.
- FAROQUE, A. et T. TON-THAT (1995), « Financing Constraints and Firm Heterogeneity in Investment Behaviour: An Application of Non-nested Tests », *Applied Economics*, 27 : 317-326.
- FAZZARI, S.M., R.G. HUBBARD et B.C. PETERSEN (1988), « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 : 141-195.
- HAYASHI, F. (1985), « Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey and Some new Observations », in T.F. BEWLEY (éd.), *Advances in Econometrics*, vol. 2, Cambridge University Press, Econometric Society Monographs, p. 91-120.
- HUBBARD, R.G. et A.K. KASHYAP (1992), « Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to US Agriculture », *Journal of Political Economy*, 100 : 506-534.
- LEFÈBVRE, F. (1997), « Agriculture 1997-1998, Financement de l'agriculture », *Crédits à l'agriculture*, 8 003-8 059.
- PHIMISTER, E. (1995), « Farm Consumption Behaviour in the Presence of Uncertainty and Restrictions on Credit », *American Journal of Agricultural Economics*, 77 : 952-959.
- SCHALLER, H. (1993), « Asymmetric Information, Liquidity Constraints and Canadian Investment », *Canadian Journal of Economics*, 26(3) : 552-574.
- STIGLITZ, J.E. et A. WEISS (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, 71 : 393-410.
- WHITED, T.M. (1992), « Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data », *Journal of Finance*, 48(4) : 1 425-1 460.
- WILLIAMSON, O.E. (1985), *The Economic Institutions of Capitalism*, New York, The Free Press.