



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# L'évaluation du prix des terres en France

Une application aux effets de la réforme  
de la PAC

*Jean CAVAILHÈS*  
*Stéphanie DEGOUD*

***The evaluation of land prices in France. An application to the effects of the reformed CAP***

**Key-words:**

land prices,  
model-building, price  
elasticity, anticipations,  
CAP

**L'évaluation du prix  
des terres en France.  
Une application aux  
effets de la réforme de  
la PAC**

**Mots-clés:**

prix des terres,  
modélisation,  
élasticité des prix,  
anticipations, PAC

**Summary** – This paper begins with a review of the (mainly Anglo-Saxon) literature concerning the present state of the models used for determining agricultural land prices. The authors then develop the models that are to be assessed econometrically on French data : a "direct" model  $P = R/i$  ( $P$  = land price;  $R$  = land rent ;  $i$  = interest rate) and an "indirect" model, in which  $R$  is replaced by the price indexes of agricultural products and production factors; each can be used with short-sighted or adaptive anticipations (the hypothesis of prospective anticipations, with option values, is briefly presented).

Although results are mediocre with the short-sighted anticipations, they are satisfactory with the adaptive hypothesis. The inertia of the anticipations, is strong and the long-term elasticity of land prices to product or production factor prices is high. Regionalised models show that the residuals have an abnormally high negative value in 1993 which may be attributed to the reform of the CAP in 1992 (the cereal-growing area in the South-West, the Paris basin, the Jura region).

**Résumé** – L'état actuel des modèles de détermination du prix des terres agricoles est tout d'abord présenté dans une revue de la littérature (principalement anglo-saxonne). Les auteurs développent ensuite les modèles qui vont être estimés économétriquement sur les données françaises : un modèle «direct»  $P = R/i$  ( $P$  = prix des terres ;  $R$  = rente foncière ;  $i$  = taux d'intérêt) et un modèle «indirect», où  $R$  est remplacé par les indices de prix des produits agricoles et des facteurs de production ; chacun d'eux peut être utilisé avec des anticipations myopes ou adaptatives (l'hypothèse d'anticipations prospectives, avec valeurs d'option, est brièvement présentée).

Si les résultats sont médiocres avec des anticipations myopes, ils sont satisfaisants dans l'hypothèse adaptative. L'inertie des anticipations est forte et l'élasticité à long terme du prix de la terre au prix des produits ou des facteurs de production est élevée. Des modèles régionalisés montrent que les résidus ont une valeur négative anormalement élevée en 1993 qui peut être attribuée à la réforme de la PAC de 1992 (zone céréalière du Sud-Ouest, Bassin parisien, Jura).

\* Station d'économie et sociologie rurales de l'INRA, 26, boulevard du Docteur Petitjean, 21100 Dijon.

**L**A plupart des travaux et des modèles sur la réforme de la politique agricole commune (PAC) traitent sommairement les questions foncières. L'évaluation du prix des terres est néanmoins importante pour trois types de raisons :

— Les effets sur la production. Nous allons calculer l'élasticité du prix des terres au prix des produits agricoles et des facteurs de production, mesurant ainsi une sensibilité qui doit être introduite dans les modèles macro-économiques et dans les analyses des effets structurels. En effet, si les variables foncières (prix et quantités) ne sont pas endogènes, on ne peut traiter correctement les substituabilités factorielles, le niveau d'intensité de la production, le volume et la localisation de l'offre agricole<sup>(1)</sup>. Par ailleurs, l'exemple danois montre les effets d'un choc sur les valeurs foncières : le système bancaire a accéléré la mise en faillite de très nombreuses exploitations au début des années 80 du fait de la perte de valeur du patrimoine foncier (qui servait de cautionnement aux prêts). Les banques françaises, mais aussi tous les agents qui s'intéressent au patrimoine foncier (SAFER, notaires, etc.) s'inquiètent, à propos de la PAC, du « syndrome danois ».

— Les effets sur la gestion de l'espace. L'équilibre offre-demande sur le marché foncier éclaire le débat sur la déprise agricole et l'usage des sols. On formule souvent l'hypothèse que l'offre de terres agricoles sur le marché foncier obéit à des déterminants démographiques (départ des agriculteurs âgés) et qu'elle est insensible au prix. Un test de cette hypothèse pourrait permettre de savoir si le choc sur la population agricole induit par la réforme de la PAC (régime de préretraites, ralentissement probable des entrées) a des effets déséquilibrants sur le marché foncier. Il y aurait alors des risques de déprise agricole au profit de la forêt, de la lande ou d'autres usages non agricoles. On a ébauché par ailleurs l'analyse de cette question (Cavailhès, Richard, 1992 ; Cavailhès, Normandin, 1993).

— L'analyse des anticipations. Les travaux sur le prix des terres montrent l'importance des anticipations faites sur la valeur à long terme du rendement marginal de la terre, ce qu'on vérifiera à nouveau ici. On fait l'hypothèse que les « anomalies » entre le prix constaté et celui déterminé par un modèle économétrique proviennent d'anticipations faites par les agriculteurs quant à l'évolution à long terme des aides de la PAC. Ces « anomalies » peuvent être éclairées par l'articulation de modèles économétriques et de modèles à valeur d'option, qui permettent d'interpréter des résidus « anormaux » (Cavailhès, Richard, Taverdet, 1995). Il est ici utile de raisonner à un niveau régional : la spécialisation régionale des

<sup>(1)</sup> Il en va de même des autres facteurs quasi-fixes, travail familial et capitaux propres.

systèmes de production entraîne des effets régionaux variables de la réforme de la PAC (Léon, Quinqu, 1994), et les anticipations de long terme peuvent elles-mêmes varier selon les régions. On peut alors formuler des hypothèses sur les anticipations à partir de la valeur des résidus de l'année 1993 dans des régions dominées par les grandes cultures, les régions d'élevage et celles moins concernées par la réforme. On constatera que, contrairement à ce qu'ont pu dire de nombreux experts, les anticipations ont peu varié malgré le choc qu'a représenté la réforme de 1992.

Nous allons nous centrer ici sur la première de ces questions et nous ne donnerons que quelques indications sur les deux autres. La première section présente un résumé des travaux sur la modélisation des valeurs foncières. La deuxième développe des modèles d'estimation du prix des terres issus de la théorie de la production, avec des anticipations naïves ou adaptatives et une approximation directe (VAB) ou indirecte (prix) de la rente foncière. Les résultats sont présentés dans la troisième section et leur interprétation, dans la quatrième, permet de montrer leur intérêt pour l'analyse des effets de la réforme de la PAC<sup>(2)</sup>.

## L'ÉVALUATION DU PRIX DES TERRES: ÉTAT DES CONNAISSANCES

Les modèles d'évaluation des valeurs foncières agricoles partent presque toujours de la formule de capitalisation de D. Ricardo :  $P = R/i$ , où  $P$  est le prix de la terre,  $R$  la rente foncière et  $i$  le taux d'intérêt utilisé pour la capitalisation. Par delà la simplicité apparente de cette formule, se posent des problèmes théoriques qui alimentent les recherches sur le prix des terres et le marché foncier depuis trois décennies.

La première génération de modèles formalise l'équilibre partiel du marché en écrivant une fonction d'offre et de demande dans des modèles à équations simultanées (Reynolds, Timmons, 1969; Tweeten, Martin, 1966; Herdt, Cochrane, 1966). Ces modèles donnent des résultats peu satisfaisants (Featherstone, Baker, 1987; Weisensel, Schoney, Van Kooten, 1988), soit parce qu'ils expliquent mal la flambée du prix des terres des années 70 (Pope, Kramer, Green, Gardner, 1979), soit parce qu'on ne parvient pas à écrire une fonction d'offre foncière satisfaisante (Burt,

---

<sup>(2)</sup> Je remercie Alban Richard pour sa collaboration à ces travaux et pour l'aide qu'il m'a apportée depuis plusieurs années. Je remercie également Y. Léon, Y. Le Roux, H. Guyomard et Q. Vuong, ainsi que les lecteurs désignés par les *Cahiers ESR* pour les remarques qu'ils ont apportées à une première version de ce texte.

1986). Pope *et al.* (1979), en particulier, ont réestimé la plupart de ces modèles avec des données récentes pour conclure à leur faillite.

Une divergence s'est alors produite dans l'histoire des travaux de recherche sur les problèmes fonciers, à partir de ces remises en cause. Vers la fin des années 70, en France et dans quelques autres pays, c'est la racine théorique elle-même,  $P = R/i$ , qui a été abandonnée. J.-L. Guigou, dans la remarquable anthologie qu'il a consacrée aux théories de la rente foncière, l'exprime crûment : *les déterminants de l'appropriation, du prix et de l'usage du sol, constituent très souvent des énigmes pour les économistes. (...) Pour sortir de cette impasse, où nous semblent s'être engagées les théories de la rente foncière, il nous paraît opportun de tenter de renouveler l'approche des problèmes fonciers de trois façons : en retenant la famille comme niveau privilégié d'analyse (...); en effectuant une analyse en termes de patrimoine et non pas seulement en termes de flux et d'échanges; en considérant que les familles, pour la gestion de leur patrimoine foncier, n'obéissent pas qu'à des motivations économiques rationnelles mais se déterminent en fonction de règles, de croyances, de mythes et de symboles dont la connaissance relève de l'anthropologie structurale* (Guigou, 1982).

Peut-être faut-il voir dans ces remises en cause un effet de la critique marxiste, alors dominante, de la théorie néoclassique, de la formalisation et des méthodes économétriques? Appliqué au prix de la terre ce serait une erreur car, sur cette question, les divergences entre Ricardo, Marx, Marshall ou Walras sont minces. Elles sont irréductibles sur l'origine de la rente, mais pas sur sa capitalisation pour évaluer le prix des terres, rare point sur lequel les fondateurs de la discipline sont presque unanimes.

Dans les pays anglo-saxons, l'évolution de la pensée fut différente : on chercha les causes de la flambée du prix des terres agricoles des années 70 dans le cadre de la théorie standard. Melichar (1979), fidèle à la formule de capitalisation, introduit l'hypothèse d'un revenu foncier anticipé progressant à un taux  $g$ , les agents incluant ce revenu futur dans leurs évaluations actuelles. Pour Castel et Hoch (1982), c'est l'anticipation de plus-values qui est la cause de hautes valeurs foncières, sans qu'ils remarquent que cette explication est, au fond, la même que celle de Melichar : n'est-ce pas la rente future qui produit les plus-values futures (Featherstone, Baker, 1987)? Alston (1986), dans une équation où le prix de la terre est une combinaison linéaire de la rente courante, de l'inflation, du taux d'intérêt et de la série de plus-values annuelles des valeurs foncières durant les années antérieures, montre l'effet des gains en capital.

Les travaux de Feldstein (1980) sont originaux puisqu'ils introduisent des modèles de gestion de portefeuille pour montrer l'effet de l'inflation et de la fiscalité sur le prix des terres. L'inflation anticipée entraîne une baisse anticipée du taux d'intérêt réel et donc une hausse du prix des terres. De nombreux travaux ont, depuis, été consacrés au rôle de l'inflation (Alston, 1986; Burt, 1986; Martin, Heady, 1982; Phipps, 1984); leurs résultats sont, généralement, divergents et peu robustes (Gertel, 1990). Récemment, Just et Miranowski (1993) montrent le rôle

de valeur-refuge de la terre en période d'inflation, ainsi que celui de l'aversion pour le risque.

Le recul du temps aidant, on peut penser que la plupart de ces modèles étaient des constructions *ad hoc* adaptées à la période de forte hausse des prix. Si la hausse de la rente, ou les plus-values espérées, ou l'optimisme des agents expliquent les prix élevés de la terre, pourquoi est-on optimiste, pourquoi anticipe-t-on une rente croissante ou des plus-values? La politique agricole, le succès des exportations peuvent être évoqués (Runge, Halbach, 1990), de même que les gains de productivité ou la demande de terrains à bâtir; aucune de ces explications n'est réellement intégrée aux modèles théoriques. De plus, c'est quand on s'ingéniait à rendre compte de la hausse ininterrompue du prix des terres que celui-ci amorça aux Etats-Unis un mouvement de baisse important au début des années 80.

L'analyse des anticipations a une place décisive dans les travaux ultérieurs, jusqu'aux plus récents, en liaison avec des progrès méthodologiques, en particulier l'utilisation de modèles autorégressifs-moyenne mobile (ARMA). Burt (1986) montre que les résidus obéissent à un processus MA de premier ordre, ce qu'il explique par des mécanismes d'autocorrection amplificateurs sur le marché. Featherstone et Baker (1987) ont élaboré un modèle plus complet, raisonnant sur des équations simultanées de valeurs foncières, revenu et taux d'intérêt, dans lesquelles chacune des variables est déterminée par les anticipations sur les deux autres dans des équations auto-régressives<sup>(3)</sup>. Ils concluent à la possibilité de bulles de prix et de surréactions du marché foncier, comme le font d'autres auteurs (Runge, Halbach, 1990). L'hypothèse d'anticipations rationnelles a été testée, sans résultats très probants: Lloyds, Rayner et Orme (1991), ainsi que Moore et Meyers (1986) concluent que des anticipations adaptatives sont préférables. Dans les modèles les plus récents, la cointégration est utilisée (Hallam, Machado, Rapsomanikis, 1992; Clark, Fulton et Scott, 1993).

Moins sophistiqué, mais peut être plus intéressant, le modèle de Weisensel, Schoney et Van Kooten (1988) montre que l'on obtient de bons résultats en supposant des anticipations adaptatives, ce qui conduit à un modèle AR(1) des résidus. Le test d'un modèle AR(2) donne des résultats voisins, ce qui incite à choisir la formule la plus simple<sup>(4)</sup>. Ger-

<sup>(3)</sup> Malheureusement, ils notent que: *les résultats de systèmes d'équations autorégressives sont difficiles à présenter succinctement et que chacun des paramètres de la régression est difficile à interpréter. Les coefficients pour des retards successifs changent fréquemment de signe, ce qui rend peu clair le sens de l'effet, et des effets de rétroaction entre équations compliquent les interprétations.* Ils analysent néanmoins l'effet de chacune des variables et décomposent selon celles-ci les variations du prix des terres.

<sup>(4)</sup> Ils obtiennent une élasticité d'anticipation de 0,81, très voisine de celle de nos propres estimations. Comme *proxy* de  $R$ , ils choisissent le produit brut du blé, solution évidemment grossière.

tel (1990) analyse particulièrement le problème du taux d'intérêt : il démontre que les hypothèses d'un taux de capitalisation constant ou celle du taux d'intérêt courant doivent être rejetées au profit d'une capitalisation des rentes à un taux d'intérêt réel anticipé<sup>(5)</sup>.

Nous retiendrons que le traitement des anticipations est décisif pour la qualité des modèles, le choix d'anticipations adaptatives convenant assez bien. Certains développements théoriques (bulles spéculatives et volatilité des valeurs foncières, aversion au risque, valeur-refuge, inflation et fiscalité, etc.) et méthodologiques améliorent peu la portée pratique des résultats et posent le problème des données statistiques utilisées, souvent trop frustes, en particulier pour la variable qui représente la rente foncière.

## PRÉSENTATION DES QUATRE MODÈLES UTILISÉS

Nous allons présenter quatre types de modèles, qui seront ensuite estimés au niveau national et, pour certains, à un niveau régional. Un modèle « indirect » utilise les prix des extrants et intrants. Mais on ne peut pas l'utiliser à un niveau infra-national. Nous emploierons donc un modèle « direct » qui utilise la VAB comme *proxy* de  $R$ . Ces deux types de modèles sont combinés avec des anticipations « myopes » (seule la valeur courante des variables explicatives intervient) ou adaptatives.

### Modèle « indirect » à partir des indices de prix

En considérant la terre et le travail comme des facteurs quasi-fixes, on écrit la fonction de coût total de court terme :

$$c^s = c^s(p_j, Y, X_L, X_W) + p_L X_L + p_w X_W \quad (1)$$

en appelant  $Y$  le produit (dont le prix est  $p_j$ ),  $p_j$  le prix des facteurs de production variables,  $X_W$  la quantité de travail (dont le prix fictif est  $p_w$ ) et  $X_L$  celle de terre (prix fictif  $p_L$ , égal au rendement marginal). La relation entre la fonction de coût de long terme et de court terme s'écrit :

$$c(p_j, Y) = \min_{X_w} c^s(p_j, Y, X_L, X_W) + p_L X_L + p_w X_W \quad (2)$$

<sup>(5)</sup> Sur la *Corn Belt*, où ses résultats sont meilleurs qu'au niveau national, il obtient une inertie des anticipations de 0,86, voisine de celle de Weisensel *et al.* (1988). La somme des paramètres du taux d'intérêt, actuel et retardé, est de 0,11 à 0,15 soit une élasticité à long terme voisine de 1. La progression du taux d'intérêt ayant été de 400 % entre 1981 et 1983, on voit le rôle majeur de cette variable dans la baisse du prix des terres à cette période.



A partir de (1) ou (2), on obtient à l'optimum (condition de premier ordre, Chambers, 1988):

$$\frac{d c(p_j, Y, X_w)}{d X_L} + p_L = 0$$

soit une relation qui permet d'obtenir le prix fictif de la terre:

$$P_L = f(p_j, Y, X_w)$$

En résolvant le programme d'optimisation du profit sous contrainte de la fonction de production:

$$\max \Pi = (p_y Y - c(p_j, Y)) \quad \text{s/c } Y = f(X) \quad (3)$$

On déduit une relation de type:

$$p_L = f(X_w, p_1, \dots, p_j, \dots, p_n, p_y) \quad (4)$$

Dans cette équation,  $p_L$  est le rendement marginal de la terre. On obtient le prix  $P_L$  par la formule ricardienne de capitalisation.

Supposons une fonction de production Cobb-Douglas, sans facteurs fixes, qui présente l'avantage de la simplicité, avec trois facteurs de production, la terre (quantité  $X_L$ , prix  $p_L$ ), le capital et les consommations intermédiaires (quantité  $X$ , prix  $p_x$ ) et le travail (quantité  $X_w$ ), avec un terme de progrès technique  $e^{vp_t}$  sur  $p_t$ , rendement par hectare de terre:

$$Y_t = a X_{L(t)}^\alpha X_t^\beta X_{w(t)}^\gamma e^{vp_t} \quad (5)$$

A partir des conditions classiques d'optimisation, et en passant aux logarithmes, on obtient:

$$\begin{aligned} \ln p_{L(t)} = C + \frac{\alpha + \beta - 1}{1 - \beta} \ln L_{(t)} + \frac{1}{1 - \beta} \ln p_{y(t)} - \frac{\beta}{1 - \beta} \ln p_{x(t)} \\ + \frac{\gamma}{1 - \beta} \ln X_{w(t)} + \frac{1}{1 - \beta} vp_{(t)} \end{aligned} \quad (6)$$

Le passage du rendement marginal de la terre  $p_L$ , au prix de la terre,  $P_L$ , se fait par la formule de capitalisation  $P_L = p_L / i$ ; on obtient un modèle linéaire qui peut être estimé économétriquement par les MCO ( $t$  désignant l'année)<sup>(6)</sup>:

<sup>(6)</sup> Dans cette équation,  $F$  devrait être contraint à - 1. Nous n'imposons pas cette condition pour deux raisons:

— On raisonne en termes réels, avec une variable  $\ln(i - p)$  où  $p$  est le taux d'inflation et avec des  $p_{y(t)}$  et  $p_{x(t)}$  déflatés par l'indice du prix du PIB.

— Le prix du capital, qui représente une partie de  $X$ , est estimé à partir de son coût d'usage (cf. *infra*); une partie de celui-ci étant emprunté, il faudrait utiliser dans  $p_x$  un prix composite intégrant le coût du crédit  $i'$ ; comme nous ne procédons pas ainsi,  $E \ln i$  représente donc, dans l'équation (6), le terme de capitalisation au taux  $i'$  et le coût du crédit au taux  $i''$  pour le capital d'exploitation emprunté.

$$\ln P_{L(t)} = C + A \ln X_{L(t)} + B \ln P_{y(t)} + D \ln P_{x(t)} + E \ln X_{W(t)} + F \ln i_{(t)} + G \rho_{(t)} + u_{(t)} \quad (7)$$

### Modèle «direct» à partir de la valeur ajoutée

Un modèle différent du précédent est parfois nécessaire, pour deux raisons. D'une part, les indices de prix des produits agricoles et des facteurs de production ne sont disponibles qu'au niveau national, alors que nous nous proposons de faire aussi des estimations régionalisées du prix des terres; d'autre part, le passage d'un soutien par les prix des produits agricoles à des aides directes à partir de 1993 (réforme de la PAC) fait qu'une fraction de la rente foncière ne transite plus par les prix. La mesure de  $R$  est un problème dans la plupart des études: Featherstone et Baker (1987) utilisent le revenu du secteur agricole; Alston (1986), Castel et Hoch (1982) les fermages nets payés; d'autres travaux le revenu agricole par hectare, ou même le produit brut (Weissensel, Schoney et Van Kooten, 1988). Nous utiliserons, comme dans des travaux antérieurs (Boinon, Cavailhès, 1988), la valeur ajoutée brute (VAB) comme variable approchée de la rente  $R$ . On peut alors écrire le prix de la terre  $P$  comme une fonction de la VAB et du taux d'intérêt  $i$ , dans une équation que l'on peut linéariser en passant aux logarithmes, pour pouvoir l'estimer par les moindres carrés ordinaires (MCO):

$$\ln P_{(t)} = C + A \ln(VAB)_{(t)} - B \ln i_{(t)} + u_{(t)} \quad (8)$$

Nous qualifions de **directe** cette méthode d'évaluation. Nous l'utilisons pour les estimations régionalisées, ainsi que pour simuler les effets de la réforme de la PAC. Pour les estimations au niveau national, nous préférons la solution **indirecte**, plus exacte sur le plan théorique.

### Modèles avec anticipations myopes et adaptatives

La terre est un bien durablement conservé dans le portefeuille des ménages: les échanges annuels sur le marché foncier agricole portent sur 4 à 600 000 hectares, soit 1,5 à 2 % de la SAU. Ce taux d'ouverture du marché implique que la terre reste, en moyenne, 50 à 70 ans dans le patrimoine des ménages avant d'être mise en marché. Ceci s'explique, en partie, par les coûts de transaction élevés (les frais notariaux et d'enregistrement représentent environ 15 % du prix). Il est dès lors probable que le prix de marché de la terre repose sur des valeurs anticipées des variables explicatives plus que sur leur niveau instantané.

Désignons par l'exposant  $e$  les valeurs anticipées des variables. Par analogie avec (7), on construit une équation:

$$\ln P_{L(t)} = C + A \ln X_{L(t)} + B \ln X_{W(t)} + D \ln p_{y(t)}^e + E \ln p_{x(t)}^e + F \ln i_{(t)}^e + G \rho_{(t)}^e + u_{(t)} \quad (9)$$

Compte tenu des limites des modèles de prix des terres reposant sur des anticipations rationnelles (cf. *supra*), on retient ici l'hypothèse d'anticipations adaptatives, classique dans de nombreux travaux sur l'agriculture depuis Nerlove: les anticipations sont révisées à chaque période sur la base des informations apportées par la dernière valeur observée. Le mécanisme s'écrit, en l'appliquant par exemple au prix de l'output:

$$\ln p_{y(t)}^e - \ln p_{y(t-1)}^e = (1 - \lambda) (\ln p_{y(t)} - \ln p_{y(t-1)}^e) \quad (10)$$

$p_{y(t)}^e$  est la nouvelle anticipation formée à la fin de la période  $(t)$ , une fois la valeur de  $p_{y(t)}$  connue. Elle est égale à l'anticipation formée à la fin de la période précédente  $p_{y(t-1)}^e$  corrigée par une fraction  $\lambda$  de l'écart entre celle-ci et la réalisation  $p_{y(t)}$ . Si  $\lambda$  était égal à zéro la valeur anticipée serait égale à la valeur courante, ce qui conduit à l'équation (7);  $\lambda = 1$  signifierait que les anticipations restent inchangées au cours du temps, quelles que soient les valeurs observées:  $\lambda$  mesure l'inertie, ou l'élasticité des anticipations.

L'équation (10) peut s'écrire:

$$\ln p_{y(t)}^e = (1 - \lambda) \ln p_{y(t)} + \lambda (1 - \lambda) \ln p_{y(t-1)} + \lambda^2 (1 - \lambda) \ln p_{y(t-2)} + \dots$$

L'anticipation formée dans la dernière période est donc une somme pondérée de l'ensemble des valeurs passées, le « poids » des périodes décroissant selon le paramètre  $\lambda$ . En appelant  $L$  l'opérateur retard tel que  $L(Z_{(t)}) = Z_{(t-1)}$ , on a:

$$\ln p_{y(t)}^e = \frac{1 - \lambda}{1 - \lambda L} \ln p_{y(t)}$$

L'équation (9) s'écrit alors, en appelant  $\lambda$  l'élasticité des anticipations formées sur  $p_y$ ,  $\chi$  celles sur  $p_x$ ,  $\delta$  sur le taux d'intérêt et  $\phi$  sur le rendement:

$$\begin{aligned} \ln p_{L(t)} = C + A \ln X_{L(t)} + B \ln X_{W(t)} + D \frac{1 - \lambda}{1 - \lambda L} \ln p_{y(t)} + E \frac{1 - \chi}{1 - \chi L} \ln p_{x(t)} \\ + F \frac{1 - \delta}{1 - \delta L} \ln i_{(t)} + G \frac{1 - \phi}{1 - \phi L} \rho_{(t)} + u_{(t)} \end{aligned} \quad (11)$$

Si on suppose que  $\lambda = \chi = \delta = \phi$ , et que  $X_{L(t)} = X_{L(t-1)}$  on obtient, tous calculs faits:

$$\begin{aligned} \ln P_{L(t)} = & C + A (1 - \lambda) \ln X_{L(t)} + B (1 - \lambda) \ln X_{W(t)} + \lambda \ln P_{L(t-1)} \\ & + D (1 - \lambda) \ln p_{y(t)} + E (1 - \lambda) \ln p_{x(t)} + F (1 - \lambda) \ln i_{(t)} \\ & + G (1 - \lambda) \rho_{(t)} + u_{(t)} + \lambda u_{(t-1)} \end{aligned} \quad (12)$$

Les moindres carrés ordinaires ne permettent pas d'estimer cette équation, dans laquelle les termes aléatoires sont auto-corrélés. L'erreur porterait non seulement sur la variance, mais aussi sur les paramètres dont l'estimation serait biaisée. La cointégration, dont on a mentionné le développement dans les publications récentes, n'est pas utilisable ici, le nombre d'observations étant insuffisant. Nous utilisons une variable instrumentale de manière à éliminer l'auto-corrélation (Maddala, 1992). On obtient un modèle auto-régressif du même type pour le modèle « direct », l'estimation se faisant également par une variable instrumentale. Dans les deux cas, on effectue un classement ordinal de  $P_{L(t-1)}$  et on choisit comme variable instrumentale la variable ordinale ainsi obtenue.

## Modèle avec anticipations prospectives

L'hypothèse d'un changement de régime des anticipations en 1993 peut être introduite dans les spécifications. On a dit, en effet, que les anticipations adaptatives sont uniquement fonction du passé. Or, les agents ont pu, en 1993, fonder leurs anticipations en tenant compte des valeurs futures qu'ils prévoient dans le cadre de la nouvelle PAC et de son évolution. Les modèles à utiliser devraient alors combiner des anticipations adaptatives, en tant qu'elles traduisent une forme de rationalité limitée des agents (qui ne savent prévoir qu'en fonction des valeurs passées, faute de pouvoir faire des anticipations plus sophistiquées), et des anticipations directement prospectives lorsqu'ils ont de bonnes raisons pour connaître l'évolution future des variables explicatives. On aurait alors des modèles de la forme :

$$\begin{aligned} \ln P_{L(t)} = & C + A (1 - \lambda) \ln X_{L(t)} + B (1 - \lambda) \ln X_{W(t)} + \lambda \ln P_{L(t-1)} + \\ & D (1 - \lambda) \ln p_{y(t)} + E (1 - \lambda) \ln p_{x(t)} + F (1 - \lambda) \ln i_{(t)} + \\ & G (1 - \lambda) \rho_{(t)} + A_{(t)} + u_{(t)} \end{aligned}$$

où le terme  $\lambda$  traduit les anticipations adaptatives et le terme  $A_{(t)}$  des anticipations « prospectives », en principe insaisissables par des techniques économétriques puisque dans les modèles que nous avons utilisés elles sont intégrées au terme aléatoire :

$$u_{(t)} = A_{(t)} + \varepsilon_{(t)}$$

où  $\varepsilon_{(t)}$  serait un terme aléatoire présentant les « bonnes » propriétés économétriques (échantillon *i.i.d.* : tirages indépendants, loi  $N(0, \sigma^2)$ ). C'est alors une modélisation avec des valeurs d'option qu'il faut utiliser,

en complément des modèles économétriques (Cavailhès, Richard, Taverdet, à paraître en 1996). Nous ne présenterons pas ici ces modèles et tenterons seulement de repérer si  $A_{(t)}$  a une valeur non nulle par l'introduction d'une variable muette pour 1993.

## Les données

Le marché foncier agricole est connu par les notifications qu'adressent les notaires aux sociétés d'aménagement foncier et d'équipement rural (SAFER) qui sont centralisées par la Société centrale d'aménagement foncier rural (SCAFR). C'est une source exhaustive qui donne un prix fiable (la menace du droit de préemption par les SAFER interdit pratiquement les sous-déclarations). Un arbre de segmentation établi en 1982 (Levesque, 1983) permet d'isoler les transactions pour lesquelles les conditions du modèle théorique sont les mieux réunies : marché des terres agricoles *sensu stricto* (en excluant les bois, les terrains résidentiels, etc.) et les biens « libres » (c'est-à-dire sans fermier en place, les terres louées subissant le plus souvent une moins-value); on repère sur ce segment les achats des agriculteurs. Cette méthode a été rétropolée pour obtenir une série homogène 1968-93. On complète ces observations pour la période 1961-67 à partir de l'enquête annuelle sur le prix des terres du Service central d'études économiques et statistiques du ministère de l'Agriculture (SCEES), dont les résultats sont raccordables à ceux de la SCAFR. On obtient ainsi une série de 33 points : 1961-93.

Au niveau départemental, les prix SCAFR sont affectés par le poids de transactions exceptionnelles<sup>(7)</sup>. Pour réduire cet effet, on raisonne sur des regroupements de départements, effectués en considérant à la fois les systèmes de production agricole et leur évolution durant la période (Cavailhès, 1988), et les régimes régionaux de marché foncier (Levesque, 1988).

Les estimations ont également été faites à partir des prix SCEES (sauf pour les régions où dominent les cultures pérennes et la vigne). Ces prix, établis à dire d'experts, sont plus « lissés » que ceux de la SCAFR, ce qui permet d'éviter l'inconvénient lié aux transactions exceptionnelles, mais introduit à l'inverse une inertie, les variations conjoncturelles étant souvent mal prises en compte.

Pour les modèles indirects, le prix de l'output  $p_y$  et celui du capital et des consommations intermédiaires  $p_x$ , sont connus par les indices des prix des produits agricoles à la production (IPPAP) et d'achat des

---

<sup>(7)</sup> Dans certains départements et pour quelques années, le marché peut être inférieur à 1 000 ha. Il suffit alors d'une ou deux transactions à prix particulièrement élevé ou faible portant sur de grandes exploitations pour que la moyenne soit fortement influencée.

moyens de production agricole (IPINEA), calculés par le SCEES et l'INSEE, que nous avons repris tels quels. Pour les modèles directs, les Comptes de l'agriculture fournissent la VAB, au niveau national et départemental. Leur homogénéité a été établie par l'INRA (Fouet *et al.*, 1985) en base 1971 pour la période 1959-85; les années 1986-93 ont été ajoutées après raccordement, en utilisant la grille de passage proposée par le SCEES (Briquel *et al.*, 1990) et en homogénéisant l'ensemble de la série en base 1981.

Le taux d'intérêt utilisé est la moyenne du taux d'intérêt payé (pour la partie empruntée), et d'un taux de rendement d'opportunité (pour la partie autofinancée), pondérée par la part relative des emprunts et de l'autofinancement. La Caisse nationale de crédit agricole (CNCA) fournit, depuis 1960, le prix et le volume des prêts fonciers, qui donnent le premier taux d'intérêt et permettent de calculer le coefficient de pondération emprunts/autofinancement. Les rendements de différents actifs financiers étant très corrélés, un taux de rendement d'opportunité simple a été retenu, moyenne de ceux des livrets A et des obligations cotées en Bourse. Toutes les séries de valeurs et de prix ont été déflatées par l'indice des prix du PIB. On raisonne donc en francs constants (francs 1990) et en taux d'intérêt réel.

Le rendement est introduit dans certaines spécifications, à partir des données des Comptes nationaux de l'agriculture (volume des livraisons rapporté à la SAU). Le volume de terre et la quantité de travail sont issus de la base de données INRA (Fouet *et al.*, 1985) pour la période 1960-1985, puis de l'enquête annuelle TERUTI (pour la surface agricole utilisée) et des Comptes de l'agriculture (pour les unités annuelles de travail).

## RÉSULTATS NATIONAUX ET VALIDATION DU MODÈLE

### Inélasticité de l'offre foncière

Les équations (7) ou (11) ne présentent un intérêt pour l'estimation de  $P_L$  que si  $X_L$  est exogène. On suppose généralement qu'il en est ainsi du fait de dysfonctionnements des mécanismes d'ajustement par le marché foncier. La plupart des spécialistes du marché foncier agricole (Boinon, 1991) admettent cette inélasticité: l'offre émane principalement des agriculteurs âgés, des retraités agricoles et d'héritiers indivisaires d'agriculteurs. Ces agents peuvent ne pas avoir les moyens d'élaborer une stratégie de vente selon le prix (cas des sorties d'indivision); ils peuvent avoir des besoins irrésistibles de liquidité (réalisation d'une migration résidentielle de retraite); la vente rapide des terres peut être nécessaire

pour éviter la dégradation d'un bien non cultivé. La mise en marché résulte alors du mécanisme démographique de sortie de l'activité agricole, indépendamment du prix: *ce n'est pas parce que le prix de la terre monte ou descend qu'un agriculteur prend sa retraite* (Boussard, 1987).

Des travaux sont en cours pour vérifier cette hypothèse d'inélasticité de l'offre foncière. Nous avons tenté de montrer qu'au niveau national le volume annuel du marché foncier est assez bien expliqué par les libérations de terre des agriculteurs (Cavailhès, Richard, 1992). C'est ainsi qu'à une période de « faim des terres », où la demande était supérieure à l'offre, au cours des années 60 et 70, aurait succédé une phase de « satiété foncière » dans les années 80, avec une offre excédant la demande. Mais la vérification statistique reste fragile. Un travail plus solide supposerait de connaître le volume des terres libérées à partir des enquêtes « concentration » et « structures » qui ont eu lieu dans les années 70 et 80. On admettra ici que  $X_L$  est exogène. On introduit dans la spécification non pas la quantité de terre utilisée en faire-valoir direct dans l'agriculture mais le volume du marché, qui se déduit par une formule récurrente<sup>(8)</sup>.

## Rôle du volume de terre, du travail et du rendement

En introduisant ces trois variables, théoriquement nécessaires dans les équations (7) et (11), on obtient des paramètres non significatifs; il en est de même en faisant les régressions avec deux d'entre elles. Par contre, avec seulement la SAU, le nombre d'UTA ou le rendement, le paramètre a un  $T$  de Student proche de 2 ou supérieur. Le modèle ne permet pas d'établir clairement le rôle de ces variables, pour deux raisons: elles sont très corrélées entre elles ( $r^2$  de 0,94 à 0,99) et leur évolution est mal connue d'une année sur l'autre, ce qui conduit les statisticiens à faire des estimations par intra- ou interpolation quasi-linéaire: cela explique l'évolution assez linéaire de ces variables. Dans ces conditions, nous n'introduisons dans certains modèles que l'une d'entre elles, le rendement.

<sup>(8)</sup> En appelant  $O_{(t)}$  le volume des terres agricoles mises en vente, donc le volume des achats d'agriculteurs l'année  $(t)$  et  $M_{(t)}$  le solde des mutations à titre gratuit, on a :

$$X_{L(t)} = X_{L(t-1)} + O_{(t)} + M_{(t)}$$

$$X_{L(t-1)} = X_{L(t-2)} + O_{(t-1)} + M_{(t-1)}$$

etc. Soit :

$$X_{L(t)} = X_{L(0)} + \sum_i O_i + \sum_i M_i$$

Cette formule est indépendante de  $p_L$  si  $O_i$  l'est, puisque  $M_i$  ne dépend que de la démographie. En supposant par ailleurs que le volume des terres en fermage est indépendant du prix des terres libres,  $X_{L(t)}$  est indépendant de  $p_L$ . Dans l'équation (7) ou (11),  $p_L$  n'apparaît pas dans le terme de droite à travers  $X_L$  ce qui permet une estimation économétrique simple.

## Anticipations myopes

Dans le cas d'anticipations « myopes », le modèle avec le prix des extrants et des intrants comme celui avec la VAB donnent des résultats très mauvais (cf. tableau 1, colonne 1). L'élasticité du prix de la terre au taux d'intérêt est d'environ  $-0,23$  dans les deux modèles; celle au prix de l'exrant est faible et non significative et celle au prix des intrants n'a pas le signe attendu. Le paramètre de la VAB est supérieur à 1 (avec un  $T$  de Student significatif). Le  $R^2$  est faible dans les deux spécifications et les résidus fortement corrélés ( $DW = 0,5$  ou  $0,8$ ).

Tableau 1. Explication du prix de la terre. Valeur des paramètres estimés (période 1961-93)

### Modèle indirect

	Anticipation myope	Anticipation adaptative	Anticip. adapt. avec variation inertie	Anticip. adapt. avec variation inertie et effet PAC	Anticip. adapt. avec var. inertie effet PAC et rendement
$R^2$ (coeff. de détermination)	0,51	0,979	0,988	0,991	0,992
DW ou $r^2$ (coeff. de corrélation) entre résidus	DW = 0,5	$r^2 = 0,07$ (seuil : 15 %)	$r^2 = 0,0$	$r^2 = 0,0$	$r^2 = 0,0$
Constante	8,8 (3,5)	1,7 (4,6)	1,8 (7,3)	1,8 (7,1)	2,1 (7,8)
Inertie anticip.	/	0,86 (19,0)	0,83 (30,1)	0,82 (34,0)	0,79 (24,4)
IPPAP	0,28 (1,3)	0,34 (6,8)	0,32 (8,2)	0,30 (8,5)	0,37 (4,4)
IPINEA	0,14 (0,2)	-0,31 (2,3)	-0,18 (1,7)	-0,25 (2,6)	-0,23 (2,8)
Taux d'intérêt	-0,23 (3,7)	-0,03 (1,8)	-0,025 (2,0)	-0,031 (2,8)	-0,034 (2,8)
Variation inertie	/	/	0,004 (4,3)	0,004 (4,9)	0,004 (5,3)
Effet PAC 93	/	/	/	0,02 (0,7)	0,025 (0,9)
Rendement	/	/	/	/	0,10 (1,6)

### Modèle direct

	Anticipation myope	Anticipation adaptative	Anticip. adapt. avec variation inertie	Anticip. adapt. avec variation inertie et effet PAC	Anticip. adapt. avec var. inertie effet PAC et rendement
$R^2$ (coeff. de détermination)	0,64	0,969	0,989	0,980	0,991
DW ou $r^2$ (coeff. de corrélation) entre résidus	DW = 0,8	$r^2 = 0,17$ seuil 2 %	$r^2 = 0,03$ seuil 36 %	$r^2 = 0,06$ seuil 17 %	$r^2 = 0,02$ seuil 43 %
Constante	0,17 (0,0)	1,1 (2,1)	1,0 (3,3)	1,2 (2,8)	1,0 (3,2)
Inertie des anticip.	/	0,76 (16,6)	0,83 (26,6)	0,76 (20,3)	0,82 (27,7)
VAB	1,2 (3,5)	0,40 (3,6)	0,28 (3,9)	0,39 (4,3)	0,27 (3,9)
Taux d'intérêt	-0,22 (5,4)	-0,053 (3,2)	-0,022 (1,9)	-0,047 (3,4)	-0,024 (2,2)
Trend	/	/	-0,003 (5,6)	/	-0,003 (5,3)
Var inertie anticip.	/	/	0,004 (4,9)	0,005 (3,9)	0,005 (5,3)
Effet PAC 93	/	-0,02 (0,45)	/	-0,028 (0,8)	-0,06 (1,2)

(entre parenthèses : valeur absolue du  $T$  de Student)

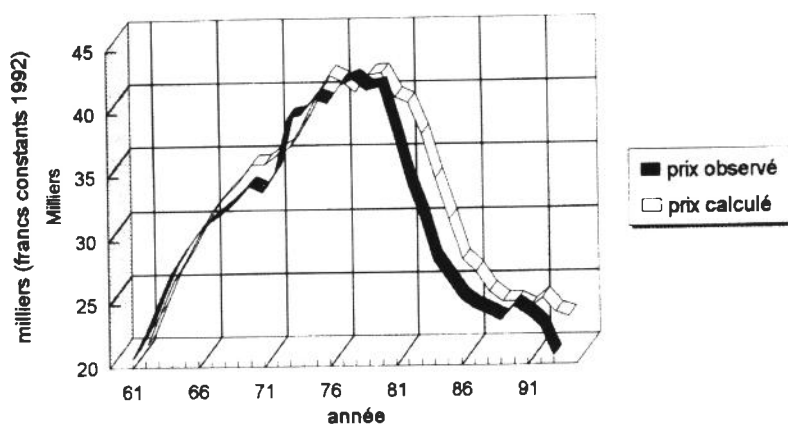
/ : variable non introduite dans le modèle



## Anticipations adaptatives : choix du type d'anticipation

La colonne 2 du tableau 1 présente les résultats dans l'hypothèse d'anticipations adaptatives, qui sont plus satisfaisants. Pour le modèle « indirect » on constate une forte inertie des anticipations: un choc exogène n'intervient, l'année où il se produit, que sur le 1/6 du prix des terres. Les paramètres ont le signe attendu et sont significatifs (valeur limite pour le taux d'intérêt). Dans le modèle « direct », l'élasticité des anticipations est légèrement plus faible (0,76).

Graphique 1.  
Prix observé et  
calculé: anticipations  
adaptatives  
inertie des  
anticipations  
constantes



Il reste, néanmoins, une autocorrélation entre les résidus (significative à un seuil de 2 ou 15 % dans le modèle direct et indirect), que l'on observe sur le graphique 1. Elle peut être due à des raisons économiques. Les résidus sont positifs en 1977-80, au moment du retournement du marché foncier et ils deviennent négatifs par la suite, en 1981-84. Or, on a montré que les agents économiques n'anticipent pas de la même manière le prix des terres lorsque certaines variables connaissent des variations brutales ou quand un *trend* se retourne (Burt, 1986). On peut penser que les anticipations étaient particulièrement inertes à la fin des années 70, après plus d'un quart de siècle de hausse ininterrompue des valeurs foncières et que le retournement du marché, inattendu tant pour les opérateurs que pour les experts, a pu se traduire ensuite par des anticipations « myopes » au début des années 80.

Cette hypothèse peut être testée en introduisant une variable muette sur le prix des terres retardé dans l'équation auto-régressive, qui exprime que l'inertie, dont la valeur est  $\lambda$  pour la majeure part des années, vaut  $\lambda + \omega$  certaines années (1977-80) et  $\lambda - \omega$  certaines autres (1981-84). On obtient alors les résultats présentés dans la troisième colonne du tableau 1. La valeur des paramètres est peu modifiée par rapport à une estimation sans variation de l'inertie des anticipations, mais l'autocorrélation entre les résidus disparaît. Le  $\omega$  qui exprime cette variation au moment du retournement est significativement différent de zéro, mais la

variation de l'inertie est très faible: le retard moyen  $\lambda/(1 - \lambda)$  (Johnston, 1985), de cinq ans en dehors de cette période, monte seulement à 5,13 ans à la fin des années 70 et descend à 4,8 ans au début des années 80.

On constate enfin, dans le tableau 1, que l'introduction d'une variable muette pour tester un changement de régime en 1993 n'améliore pas le modèle: le  $T$  de Student n'est jamais supérieur à 2. Cela voudrait dire que, malgré la réforme de la PAC, il n'y aurait pas de changements significatifs dans le mode de détermination du prix des terres. Les résultats régionaux permettront de revenir sur cette conclusion.

## INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

### Les élasticités du prix de la terre

L'élasticité à court terme du prix des terres à une variation du prix des produits agricoles ou des facteurs de production est faible: une baisse de 10% du premier fait baisser le prix des terres de 3%<sup>(9)</sup>, tandis qu'une augmentation de 10% de l'IPINEA se traduit par une baisse de 2% des valeurs foncières. L'élasticité à long terme est plus forte: si les mêmes modifications de prix étaient pérennes, la diminution des valeurs foncières serait de 18% environ suite à une baisse de l'IPPAP, de 12% si c'était l'IPINEA qui augmentait. A long terme, 10% de baisse de la VAB feraient baisser le prix des terres du sixième de leur valeur (tableau 2).

#### *Modèle utilisant l'IPPAP et l'IPINEA*

Tableau 2.  
Elasticités du prix de  
la terre

	Court terme	Long terme
Prix des produits agricoles	0,3	1,8
Prix des facteurs de production	- 0,2	- 1,2
Taux d'intérêt	- 0,03	0,16

#### *Modèle utilisant la VAB*

	Court terme	Long terme
Valeur ajoutée brute	0,28	1,67
Taux d'intérêt	- 0,022	0,14

Le taux d'intérêt réel a, quant à lui, un effet limité, puisqu'une variation de 20% (passage d'un taux de 5 à 6% par exemple) entraîne une baisse du prix des terres de 0,6% à court terme, qui serait de 3,6% à long terme (les résultats sont voisins pour le modèle « indirect » et « direct »).

<sup>(9)</sup> Compte tenu des écarts-types, on ne va pas au-delà d'un chiffre significatif après la virgule.

Mais les fluctuations du taux d'intérêt ont été considérables durant la période étudiée, ce qui explique une part importante de la baisse du prix des terres depuis une quinzaine d'années<sup>(10)</sup>. Ces résultats montrent que les modèles qui utilisent un taux de capitalisation constant (par exemple un taux d'actualisation) peuvent conduire à des interprétations erronées. Cette erreur se retrouve dans de nombreux travaux, dont certains contemporains (Burt, 1986; Robinson, Lins, Venkataraman, 1985; Melichar, 1979; Weisensel, Schoney, Van Kooten, 1988). Cet effet du taux d'intérêt donne aussi, a posteriori, raison au ministère des Finances qui, dans les années 60, cherchait à convaincre le ministère de l'Agriculture et les organisations professionnelles qu'il ne fallait pas bonifier les prêts fonciers car cela entraînait une augmentation du prix des terres (Cornut, 1976).

Lorsqu'on introduit des gains de rendement dus au progrès technique, on obtient un effet très faible: quasi-nul dans plusieurs spécifications, il n'est significatif qu'à 12 % dans l'équation finale (son introduction améliore, néanmoins, la valeur des autres paramètres; cf. dernière colonne du tableau 1). Son effet sur le prix des terres est faible. Une tendance de progrès technique de 2 % par an double presque le rendement en 31 ans, mais la valeur finale des terres au terme de la période n'est que de 10,5 % supérieure à ce qu'elle serait s'il n'y avait pas eu de gains de rendement. Sous les réserves statistiques mentionnées plus haut, le progrès technique jouerait donc un rôle moindre que celui supposé par plusieurs auteurs (Melichar, 1979; Castel et Hoch, 1982; Alston, 1986). Il est vraisemblable que ceci tienne à l'anticipation simultanée des gains de rendement et des baisses de prix induites par la redistribution du surplus de productivité.

## L'analyse de l'année 1993

On pouvait penser que l'année 1993 aurait conduit à des prix des terres « anormalement » bas compte tenu:

— d'une part, d'anticipations sur une baisse de la VAB/ha, pouvant résulter d'une extensification (économies sur les charges opérationnelles, baisse du rendement et baisse de la valeur ajoutée) et/ou d'un pessimisme des agriculteurs face à la réforme de la PAC et aux accords du GATT;

— d'autre part, de la libération importante de terres en 1992-93 du fait de la politique de préretraites (qui a libéré environ 800 000 ha), qui

<sup>(10)</sup> Entre 1975 et 1991, le prix de la terre est passé (en francs constants 1990) de 45 500 F à 24 000 F. Une simulation à partir de la valeur des paramètres du modèle montre que si le taux d'intérêt était resté fixé à son niveau de 1974-76, le prix des terres aurait été en 1991, sous l'effet des autres variables explicatives, de 34 300 F; il aurait été de 45 050 F si l'IPPAP s'était maintenu au niveau 1974-76 et de 19 250 F si tel avait été le cas de l'IPINEA (Cavailhès, Richard, 1992).

aurait pu permettre à une partie de la demande d'être satisfaite sur le marché locatif, en contribuant à faire baisser les valeurs sur le marché vénal.

Or, au niveau national, il n'en est rien : la variable indicatrice affectée à l'année 1993 n'a pas un paramètre significativement différent de zéro. Même au seuil de 10 %, dans le modèle avec la VAB, le paramètre n'est pas tout à fait significatif, quoique le prix observé soit nettement plus bas que celui prédit par le modèle (– 1 200 F/ha environ ; avec les autres spécifications on se situe à environ – 500 à – 700 F/ha).

Pour permettre d'affiner l'analyse, des modèles régionaux ont été utilisés sur des regroupements de départements (pour les raisons indiquées), avec le modèle direct, pour les prix des terres de la SCAFR et du SCEES, pour la période 1961-93. Les résultats sont moins bons qu'au niveau national et il y a quelques cas où ils sont mauvais (VAB non significative). L'inertie des anticipations est toujours plus forte avec les prix SCEES qu'avec ceux de la SCAFR, pour les raisons évoquées : les experts accordent plus de poids à la séquence des rentes antérieures qu'aux chocs récents. Le taux d'intérêt n'est pas toujours significatif, ce qui provient probablement de l'utilisation du même taux national dans chaque région. La VAB a une élasticité toujours significativement positive avec les prix SCEES (dans un cas au seuil de 10 %), mais seulement dans onze régions avec les prix SCAFR ; dans ce cas les élasticités à court terme sont généralement comprises entre 0,35 et 0,40 et ne s'écartent de ces valeurs que dans quelques cas (Limousin : 0,15 ; Charolais : 0,46). Par contre, dans huit régions le paramètre de la VAB n'est pas différent de zéro avec les prix de la SCAFR. L'examen de la série des prix montre, dans ces cas, des pics et des creux qui résultent de transactions exceptionnelles dont le poids a été réduit, mais non supprimé, en raisonnant sur des groupes de départements voisins. Dans quelques cas, lorsque le prix d'une année donnée était trop éloigné des années voisines et que la série du SCEES n'indiquait pas de telles variations, on a procédé à des corrections, qui permettent d'obtenir les résultats « avec prix corrigé ». Ils restent mauvais pour la région 11 (Bordelais-Charentes), et pas très bons pour les régions 2, 16 et 19.

L'examen des situations régionales montre qu'il semble y avoir trois régions où le modèle établi pour la période 1961-92 ne s'applique pas correctement pour l'année 1993 (cf. carte 1 et tableau 3 en annexe). Le prix des terres y est inférieur de plusieurs milliers de francs à la valeur prédite par le modèle ( de – 3 800 à – 7 400 F/ha). Il s'agit de :

- la zone céréalière du Sud-Ouest, ce qui peut être en partie dû à un pessimisme des agriculteurs sur l'évolution de la PAC (cf. les mobilisations importantes de la Coordination rurale en 1992, dans cette zone) ;

- le cœur du Bassin parisien, pour lequel la plupart des modèles de simulation indiquent une baisse du revenu rapporté à l'hectare à l'horizon

zon de 1996; dans cette région, les anticipations des agriculteurs seraient donc rationnelles;

— la région d'élevage du Jura. Dans d'autres régions (Bassin de la Loire, Sud du Bassin parisien, Charolais, Massif central) on observe également des paramètres assez élevés et significatifs à des seuils compris entre 10 et 15 % pour la variable muette de 1993. On peut penser qu'il y a là une combinaison d'anticipations à une baisse de la VAB/ha et de l'effet des préretraites, qui ont libéré des volumes de terres particulièrement importants dans ces régions.

A l'inverse, dans les régions à dominante de grande culture du Nord du Bassin parisien, de même que, à un degré moindre, dans l'Est et le Nord, les agriculteurs n'auraient pas modifié leurs anticipations: le modèle des trois dernières décennies semble s'appliquer correctement à l'année 1993. Cela voudrait dire que les agriculteurs de ces régions anticiperaient soit un maintien des aides directes de la nouvelle PAC au-delà de l'échéance de 1996, soit qu'ils penseraient que leurs capacités d'adaptation (agrandissement, agriculture plus économe, meilleure technicité, etc.) et le mouvement général de progrès technique pourraient suffire à compenser des aides directes fondantes. Dans les autres régions, en particulier la moitié sud du pays (sauf le Sud-Ouest céréalier), il ne semble pas y avoir de modification du comportement d'anticipation des agriculteurs en matière de prix des terres, mais il est vrai que ces régions sont moins concernées par la réforme de 1992.

Il faut rester prudent dans les conclusions que l'on peut tirer de ces résultats. Ils semblent cependant indiquer que la réforme de la PAC n'a pas induit de bouleversements considérables dans le mode de détermination du prix des terres, mais qu'une baisse s'est produite dans certaines des régions les plus touchées par cette réforme.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALSTON (J.M.), 1986 — An analysis of growth of US farmland prices, 1963-82, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 1, pp 1-9.
- BOINON (J.-P.), 1991 — Comportement des acteurs du marché foncier et formation du prix des terres agricoles en France, thèse de doctorat, Université de Bourgogne, Dijon, INRA, ENITA, 441 p.

- BOINON (J.-P.), CAVAILHÈS (J.), 1988 — Essai d'explication de la baisse du prix des terres, *Etudes rurales*, n° 111-112, avril-décembre, pp. 215-234.
- BOUSSARD (J.-M.), 1987 — *Economie de l'agriculture*, Paris, Economica, 310 p.
- BRIQUEL (V.), LEGRAND (M.-M.), COLONNIER (R.), 1990 — Les comptes départementaux et régionaux de l'agriculture en base 1981, Séries de 1981 à 1988, SCEES, *Synthèses statistiques. Comptes et revenus*, n° 89, 173 p.
- BURT (O.R.), 1986 — Econometric modeling of the capitalization formula for farmland prices, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 1, pp. 10-26.
- CASTEL (E.N.), HOCH (I.), 1982 — Farm real estate prices components, 1920-78, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 64, n° 1, pp. 8-18.
- CAVAILHÈS (J.), 1988 — La localisation des systèmes de production, in: BRUN (A.), STEPHAN (J.-M.), BONTRON (J.-C.), *Le Grand Atlas de la France rurale*, Paris, De Monza, pp. 138-139.
- CAVAILHÈS (J.), 1992 — *Le marché foncier et le prix des terres agricoles*, Dijon, INRA-ESR, document de travail, 51 p.
- CAVAILHÈS (J.), 1994 — Prix des terres agricoles en 1993: quels effets de la nouvelle PAC?, *Regards sur le foncier*, n° 39.
- CAVAILHÈS (J.), RICHARD (A.) (coll.), 1992 — Marché foncier et prix des terres agricoles, *INRA-Sciences Sociales*, n° 5.
- CAVAILHÈS (J.), RICHARD (A.), TAVERDET (N.), 1996 — Des rentes classiques aux options de rentes: une analyse de l'évolution du prix des terres en France, *Revue économique* (à paraître).
- CHAMBERS (R.G.), 1988 — *Applied production analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, 331 p.
- CLARK (J.S.), FULTON (M.), SCOTT (J.T.), 1993 — The inconsistency of land values, land rents and capitalization formulas, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, n° 1, pp. 146-155.
- CORNUT (C.), 1976 — Note sur les facteurs explicatifs du prix des terres agricoles en France, Paris, ministère de l'Economie et des Finances, Inspection générale des finances, 13 p. + annexes.
- FEATHERSTONE (A.M.), BAKER (T.G.), 1987 — An examination of farm sector real asset dynamics: 1910-85, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 39, n° 3, pp. 532-546.

- FELDSTEIN (M.), 1980 — Inflation, portfolio choice and the prices of land and corporate stock, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 62, n° 5, pp. 910-916.
- FOUET (J.-P.), BONNIEUX (F.), RAINELLI (P.), 1985 — Les comptes départementaux de 1962 à 1969, SCEES, *Synthèses statistiques, Comptes et revenus*, n° 65, 99 p.
- GERTEL (K.), 1990 — Farmland prices and the real interest rate on farm loans, *The Journal of Agricultural Economics Research*, vol. 42, n° 1, pp. 8-15.
- GUIGOU (J.-L.), 1982 — *La rente foncière. Les théories et leur évolution depuis 1650*, Paris, Economica, 954 p.
- HALLAM (D.), MACHADO (F.), RAPSOMANIKIS (G.), 1992 — Co-integration analysis and the determination of land price, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 43, n° 1, pp. 28-37.
- HERDT (R.W.), COCHRANE (W.W.), 1966 — Farmland prices and technological advance, *Journal of Farm Economics*, n° 48, pp. 243-263.
- JOHNSTON (J.), 1985 — *Méthodes économétriques*, Paris, Economica, 648 p.
- JUST (R.E.), MIRANOWSKI (J.A.), 1993 — Understanding farmland price changes, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, n° 1, pp. 156-168.
- LÉON (Y.), QUINQU (M.), 1994 — Réforme de la PAC: un faible impact sur la répartition régionale des valeurs ajoutées, Paris, INRA-ESR, *Actes et Communications* n° 12, pp. 119-140
- LEVESQUE (R.), 1983 — *Analyse du marché foncier par grande région et par département. Renouveau du traitement statistique du marché foncier d'origine agricole*, Paris, SCAFR, 130 p. + annexes.
- LEVESQUE (R.), 1988 — Le marché foncier, in: BRUN (A.), STEPHAN (J.M.), BONTRON (J.-C.), *Le Grand Atlas de la France rurale*, Paris, De Monza, pp. 164-165.
- LLOYDS (T.A.), RAYNER (A.J.), ORME (C.D.), 1991 — Present-value models of land price in England and Wales, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 18, pp. 141-166.
- MADDALA (G.S.), 1992 — *Introduction to Econometrics*, New-York, Maxwell Macmillan International Editions, 631 p.
- MARTIN (J.H.), HEADY (E.O.), 1982 — Inflationary expectations and the value of the farm real estate: some consistent estimates, Paper presented to the Southern Economics Association meetings, Orlando, FL (USA).

- MELICHAR (E.), 1979 — Capital gains versus current income in the farming sector, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 61, pp. 1086-1092.
- MOORE (K.C.), MEYERS (W.H.), 1986 — *Predictive Econometric Modeling of the US Farmland Market: An Empirical Test of the Rational Expectations Hypothesis*, CARD Report 133, Iowa State University, 93 p.
- PHILIPPS (T.T.), 1984 — Land prices and farm-based returns, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, n° 4, pp. 422-429.
- POPE (R.D.), KRAMER (R.A.), GREEN (R.D.), GARDNER (B.D.), 1979 — An evaluation of econometric models of US farmland prices, *Western Journal of Agricultural Economics*, n° 4, pp. 107-116.
- REYNOLDS (T.E.), TIMMONS (J.F.), 1969 — Factors affecting farmland values in the United States, Iowa State University, *Agricultural Experimental Station Research Bulletin*, n° 566.
- ROBINSON (L.J.), LINS (D.A.), VENKATARAMAN (R.), 1985 — Cash rents and land values in US agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 67, n° 4, pp. 788-794.
- RUNGE (C.F.), HALBACH (D.), 1990 — Export demand and land prices, *Land economics*, vol. 66, n° 2, pp. 150-162.
- TWEETEN (L.G.), MARTIN (J.E.), 1966 — A methodology for predicting US farm real estate price variation, *Journal of Farm Economics*, vol. 48, pp. 378-393.
- WEISENSEL (W.P.), SCHONEY (R.A.), VAN KOOTEN (G.C.), 1988 — Where are Saskatchewan farmland prices headed? — *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 36, n° 1, pp. 37-50.



## ANNEXE

*Discussion de la validité du modèle**1 - Spécification*

En retenant le modèle indirect (avec IPPAP et IPINEA) avec changement d'inertie au moment du retournement du marché, *trend* de progrès technique et une variable indicatrice pour 1993, il existe une contrainte sur la valeur des paramètres B et D de l'équation (7), qui résulte de l'équation (6):

$$\begin{aligned} B &= (1 - \lambda) / (1 - \beta) \\ D &= (1 - \lambda) \beta / (1 - \beta) \end{aligned}$$

où  $\beta$  est l'élasticité-volume de la production Y à la quantité de capital et de consommations intermédiaires X (équation 6). Avec la valeur des paramètres obtenue dans l'estimation avec anticipations adaptatives et variation de l'élasticité de l'anticipation, cette contrainte est spontanément à peu près satisfaite ( $\beta = 0,44$  ou  $0,38$  selon le calcul de  $\beta$  à partir de B ou D), ce qui justifie l'écriture particulière choisie pour le progrès technique: avec d'autres formules on obtiendrait des  $\beta$  différents. Remarquons que ce modèle permet de remonter aux paramètres de la fonction de production à partir des données du marché foncier.

*2 - Stabilité*

Le modèle a été estimé pour les sous-périodes 1961-80 et 1973-92 pour vérifier sa stabilité temporelle, qui est assez bonne: pour 1973-92 l'inertie des anticipations reste presque la même (0,86), celle du prix de la terre à l'IPPAP (0,37) et au taux d'intérêt  $-0,046$  sont voisines; seul l'IPINEA a un paramètre légèrement plus fort ( $-0,66$ ). Pour 1961-80 les résultats sont également acceptables pour l'inertie des anticipations (0,90) et l'IPPAP (0,27); ils sont, par contre, non significatifs pour le taux d'intérêt ( $-0,006$ ;  $T = -0,5$ ) et l'IPINEA (0,05;  $T = 0,4$ ). Cela peut s'expliquer par la mauvaise qualité des données statistiques anciennes. Le modèle présente, au total, une robustesse acceptable.

*3 - Introduction d'un trend linéaire dans le modèle direct*

Dans le modèle direct, l'introduction d'un *trend* linéaire devient significative au seuil de 5% et elle améliore légèrement le résultat (quoique le T de Student tombe légèrement sous le seuil de 2 pour le taux d'intérêt). Cette variable peut s'interpréter par un écart temporel li-

néairement croissant entre la VAB et la rente foncière  $R$ , dû aux postes comptables qu'il aurait fallu retrancher de la VAB pour avoir une meilleure *proxy* de  $R$  (amortissements, frais financiers, travail salarié).

#### *4 - Inertie différente des anticipations selon les variables exogènes*

L'hypothèse d'une inertie d'anticipations différente selon les variables n'est pas retenue : on pouvait penser que l'élasticité n'était pas la même, soit pour le taux d'intérêt et pour les indices de prix, IPPAP et IPINEA. Les résultats (Cavailhès, 1992) conduisent au rejet de cette hypothèse, ce qui peut paraître surprenant, le taux d'intérêt étant plus difficile à anticiper que les autres variables ; mais les taux d'intérêt nominaux sont généralement connus au moment des transactions (en particulier le taux des emprunts fonciers au moment de la réalisation) : seule l'inflation doit être anticipée pour obtenir le taux d'intérêt réel anticipé.

Tableau 3. Estimations régionales

*Anticipations adaptatives (prix SCEES)\**

Nom et numéro de région	Prix décalé	VAB	Taux d'int.	$R^2$	h-DW**
Nord-Alsace (1)	0,86 (14,1)	0,17 (3,9)	-0,005 (0,3)	0,97	4,40
Picardie-Est BP (2)	0,77 (13,3)	0,29 (2,6)	-0,047 (2,2)	0,96	4,72
Lorraine (3)	0,84 (17,7)	0,34 (4,3)	-0,046 (1,8)	0,96	2,50
Normandie (4)	0,89 (13,1)	0,36 (2,9)	-0,036 (1,3)	0,97	5,23
Bassin parisien (5)	0,77 (9,6)	0,27 (2,7)	-0,039 (1,4)	0,95	5,13
Bretagne péninsulaire (6)	0,96 (24,4)	0,30 (4,6)	-0,09 (0,5)	0,97	3,33
Basse Loire (7)	0,96 (17,3)	0,34 (2,5)	-0,027 (1,1)	0,98	4,87
Sud Bassin parisien (8)	0,78 (16,2)	0,41 (4,6)	-0,084 (3,3)	0,97	4,21
Charolais (9)	0,81 (13,6)	0,56 (5,0)	-0,034 (1,4)	0,98	3,23
Jura-Vosges (10)	0,92 (17,0)	0,30 (5,1)	-0,0 (0,0)	0,97	3,68
Bordelais-Charentes (11)	/	/	/	/	/
Limousin (12)	0,87 (18,5)	0,16 (4,3)	-0,3 (1,3)	0,97	2,20
Massif central (13)	0,89 (23,6)	0,17 (4,8)	-0,027 (1,8)	0,97	2,88
Alpes du Nord (14)	0,86 (20,9)	0,22 (5,9)	-0,018 (1,1)	0,96	3,16
Sud Massif central (15)	0,94 (20,1)	0,25 (3,1)	-0,008 (0,4)	0,96	1,19
Garonne-Landes (16)	0,81 (16,6)	0,12 (1,7)	-0,08 (4,6)	0,96	4,04
Pyrénées (17)	0,79 (14,9)	0,29 (2,5)	-0,068 (2,8)	0,94	3,58
Languedoc (18)	/	/	/	/	/
Rhône-Prov-Alpes Sud (19)	/	/	/	/	/

\* Les prix SCEES 1993 n'étant pas connus à ce jour, le paramètre de la variable muette PAC 1993 ne peut être estimé.

\*\* Si  $h > 1,645$ , absence d'auto-corrélation d'ordre 1 entre les résidus.

(entre parenthèses :  $T$  de Student)

/ : estimation sans objet sur données SCEES

*Anticipations adaptatives (prix SCAFR)*

Nom et numéro de région	Prix décalé	VAB	Taux d'int.	Effet PAC 1993	$R^2$	Cor. rés. ord.1
Nord-Alsace (1)	0,55 (4,7)	0,32 (3,2)	-0,086 (2,1)	-0,09 (0,8)	0,87	NS
Picardie-Est BP (2)	0,73 (9,8)	0,0 (0,0)	-0,068 (2,4)	-0,0 (0,0)	0,87	NS
Lorraine (3)	0,83 (15,0)	0,26 (3,0)	-0,043 (1,7)	-0,09 (1,2)	0,94	NS
Normandie (4)	0,83 (10,7)	0,38 (3,0)	-0,058 (1,8)	-0,04 (0,4)	0,96	0,20
Bassin parisien (5)	0,65 (4,8)	0,39 (2,3)	-0,044 (0,9)	-0,23 (2,2)	0,89	NS
Bretagne péninsulaire (6)	0,86 (16,6)	0,29 (3,5)	-0,041 (1,7)	-0,06 (1,0)	0,96	NS
Basse Loire (7)	0,85 (10,1)	0,42 (2,5)	-0,048 (1,4)	-0,14 (1,5)	0,95	NS
Sud Bassin parisien (8)	0,76 (13,8)	0,36 (4,0)	-0,063 (2,3)	-0,11 (1,5)	0,96	NS
Charolais (9)	0,72 (7,6)	0,46 (3,1)	-0,044 (1,1)	-0,16 (1,6)	0,91	NS
Jura-Vosges (10)	0,74 (7,7)	0,36 (3,9)	-0,0 (0,1)	-0,24 (2,9)	0,90	NS
Bordelais-Charentes (11)	0,79 (7,1)	0,0 (0,2)	0,03 (1,0)	-0,44 (3,6)	0,61	NS
Limousin (12)	0,83 (14,2)	0,15 (3,9)	-0,043 (1,8)	-0,07 (1,0)	0,96	NS
Massif central (13)	0,88 (10,9)	0,03 (0,4)	-0,05 (1,6)	-0,15 (1,8)	0,89	NS
Alpes du Nord (14)	0,53 (3,9)	0,08 (0,7)	-0,063 (1,3)	-0,06 (0,4)	0,60	NS
Sud Massif central (15)	0,86 (11,0)	0,082 (0,7)	-0,053 (1,7)	-0,05 (0,5)	0,91	NS
Garonne-Landes (16)	0,77 (15,3)	-0,07 (1,0)	-0,07 (4,2)	-0,27 (5,3)	0,95	NS
Pyrénées (17)	0,78 (11,7)	-0,01 (0,1)	-0,081 (2,5)	-0,11 (1,0)	0,89	NS
Languedoc (18)	0,58 (4,5)	0,31 (1,9)	-0,03 (0,6)	-0,16 (1,0)	0,57	NS
Rhône-Prov-Alpes Sud (19)	0,55 (4,2)	0,18 (0,9)	-0,056 (1,3)	-0,03 (0,2)	0,58	NS

NS: non significatif à 5 %

*Anticipations adaptatives (prix SCAFR corrigés\*)*

Nom et numéro de région	Prix décalé	VAB	Taux d'int.	Effet PAC 1993	$R^2$	Corr. rés ord.1
Nord-Alsace (1)	0,58 (46,6)	0,29 (4,4)	-0,07 (2,5)	-0,12 (1,6)	0,926	NS
Picardie-Est BP (2)	0,75 (12,7)	0,11 (1,0)	-0,042 (1,8)	-0,02 (0,0)	0,924	NS
Lorraine (3)	0,83 (15,0)	0,26 (3,0)	-0,043 (1,7)	-0,09 (1,2)	0,942	NS
Normandie (4)	0,83 (10,7)	0,38 (3,0)	-0,058 (1,8)	-0,05 (0,6)	0,961	0,20
Bassin parisien (5)	0,65 (4,8)	0,39 (2,3)	-0,044 (0,9)	-0,23 (2,2)	0,895	NS
Bretagne péninsulaire (6)	0,86 (16,6)	0,29 (3,5)	-0,041 (1,7)	-0,06 (1,0)	0,960	NS
Basse Loire (7)	0,86 (10,6)	0,42 (2,5)	-0,046 (1,3)	-0,14 (1,5)	0,953	NS
Sud Bassin parisien (8)	0,76 (13,8)	0,36 (4,0)	-0,063 (2,3)	-0,11 (2,0)	0,957	NS
Charolais (9)	0,74 (10,1)	0,43 (3,7)	-0,045 (1,6)	-0,15 (1,9)	0,947	NS
Jura-Vosges (10)	0,78 (9,0)	0,33 (3,9)	-0,0 (0,1)	-0,24 (3,3)	0,926	NS
Bordelais-Charentes (11)	0,79 (7,1)	0,0 (0,2)	0,03 (1,0)	-0,44 (3,6)	0,61	NS
Limousin (12)	0,81 (18,0)	0,11 (3,9)	-0,053 (2,9)	-0,10 (2,1)	0,974	NS
Massif central (13)	0,88 (22,5)	0,088 (2,2)	-0,041 (2,7)	-0,14 (2,8)	0,972	NS
Alpes du Nord (14)	0,71 (7,6)	0,115 (1,6)	-0,036 (1,3)	-0,0 (0,1)	0,821	NS
Sud Massif central (15)	0,90 (18,6)	0,104 (1,4)	-0,044 (2,2)	-0,04 (0,9)	0,962	NS
Garonne-Landes (16)	0,77 (15,3)	-0,07 (1,0)	-0,07 (4,2)	-0,27 (5,3)	0,95	NS
Pyrénées (17)	0,78 (11,7)	0,0 (0,0)	-0,08 (2,5)	-0,10 (1,3)	0,888	NS
Languedoc (18)	0,87 (9,5)	0,16 (1,8)	-0,03 (1,1)	-0,10 (1,4)	0,890	NS
Rhône-Prov-Alpes Sud (19)	0,69 (8,6)	0,128 (1,1)	-0,038 (1,7)	0,03 (0,0)	0,838	NS

(entre parenthèses :  $T$  de Student)\* prix corrigés = prix d'expert. *Résultats en italiques*

NS : non significatif à 5 %

Carte 1. Les anticipations formées en 1993

