



HAL
open science

Marché foncier et périurbanisation : aspects déterministes et stochastiques

Jean Cavailhès, Gaelle Contesti, Mohamed Hilal, Pierre Wavresky

► **To cite this version:**

Jean Cavailhès, Gaelle Contesti, Mohamed Hilal, Pierre Wavresky. Marché foncier et périurbanisation : aspects déterministes et stochastiques. 25. Journées de Microéconomie appliquée, Université de la Réunion. REU., May 2008, Saint-Denis de La Réunion, France. 36 p. hal-02817624

HAL Id: hal-02817624

<https://hal.inrae.fr/hal-02817624>

Submitted on 6 Jun 2020

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

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

Marché foncier et périurbanisation : aspects déterministes et stochastiques

Jean Cavailhès Gaëlle Contesti Mohamed Hilal
Pierre Wavresky
INRA-CESAER, Dijon

14 janvier 2008

Résumé

Nous étudions les marchés des terres agricoles et des terrains à bâtir de zones périurbaines. Il s'agit de connaître, premièrement, l'influence urbaine à travers les gradients de rente foncière selon la distance aux villes et les anticipations de plus-values foncières d'urbanisation. Deuxièmement, l'irréversibilité de la conversion à des usages urbains de terres agricoles dans un monde stochastique se traduit par la formation de deux valeurs d'option : l'une, habituelle, est liée au risque de marché, c'est-à-dire aux fluctuations de court terme des prix immobiliers ; l'autre, peu étudiée jusqu'ici par la littérature, résulte d'un risque à long terme dû au caractère incertain des migrations ("risque de population"). Après la présentation des modèles théoriques, en particulier de ceux à valeur d'option, une application économétrique est réalisée sur la région de Dijon (France) à partir de données individuelles de mutations foncières sur les différents marchés fonciers. Les principales prédictions théoriques sont ainsi testées : gradients de prix selon la distance, plus-values d'urbanisation, valeurs d'option résultant du "risque de marché" et du "risque de population".

Classification JEL : D8, Q24, R14, R52.

Introduction

Nous étudions le marché foncier sous influence urbaine pour savoir, d'une part, comment cette influence s'exerce sur le prix des terres agricoles proches des villes et, d'autre part, comment se forme le prix des terres agricoles

convertis en terrains à bâtir¹. Ce sont des questions importantes dans les couronnes périurbaines françaises où le solde migratoire est positif depuis plusieurs décennies, ce qui conduit les agents économiques privés à anticiper cette croissance démographique et les pouvoirs publics à intervenir sur le marché foncier (zonages, fiscalité).

Plus précisément, nous étudions deux caractéristiques de la conversion à des usages urbains de terres agricoles. Premièrement, elle procure au propriétaire foncier des plus-values qui sont anticipées et se capitalisent dans le prix des terres. Ces plus-values dépendent essentiellement de la rente foncière résidentielle que le ménage sera prêt à payer et du moment où la conversion est anticipée. Deuxièmement, cette conversion est irréversible et se raisonne sur un horizon temporel. Ce dernier est, d'une part, le terme de la construction (soit, grosso modo, une année) et, d'autre part, le moment de la revente du bien par l'acquéreur ou celui de l'amortissement par la municipalité des équipements nécessaires pour accueillir de nouveaux habitants (soit une à deux dizaines d'années). Le promoteur ne connaît pas le prix de l'immobilier lorsque la maison sera mise en marché, pas plus que le ménage ou le maire ne connaissent la démographie de la commune au moment de la revente ou du terme de l'amortissement des équipements communaux nouveaux. Ces agents prennent donc des décisions risquées et irréversibles, qui peuvent être différées pour tenir compte d'un flux d'information croissant au cours du temps. L'analyse de ces questions conduit donc à mobiliser l'économie urbaine [27], [26], [18] et l'économie du risque [16], [29] [30].

La partie appliquée de cette communication porte sur le département de Côte-d'Or. Des modèles économétriques sont estimés sur des données individuelles de transactions de terres agricoles ou de terrains à bâtir pour tester certaines prédictions des modèles théoriques. En particulier, nous nous intéressons aux gradients de valeurs foncières selon la distance aux centres d'emploi, aux plus-values d'urbanisation et, enfin, aux valeurs d'option qui se capitalisent dans le prix des terrains à bâtir.

Les enjeux concernent, tout d'abord, la consommation de terres pour des usages résidentiels, à propos de laquelle les opérateurs du marché foncier parlent de "mitage du foncier par l'habitat". Le second enjeu concerne la ressource foncière nécessaire pour répondre à la demande de terrains à bâtir. Il conduit à des points de vue très contrastés des responsables politiques. D'un côté, le rapport présenté par Repentin [34] au Sénat estime que "le foncier physiquement disponible n'est pas rare. De larges disponi-

¹Cette recherche a bénéficié d'un financement de la Direction Générale de l'Urbanisme, de l'Habitat et de la Construction (convention 0001723 du 2 novembre 2006).

bilités foncières existent sur l'ensemble du territoire national et pourraient être mobilisées. Le problème vient, essentiellement, de l'insuffisance de la production foncière par rapport aux besoins, qui entraîne une envolée des prix". A l'inverse, le rapport présenté par Boisson [6] au Conseil économique et social (CES) dresse un constat selon lequel "la ville dévore l'espace et les terres agricoles qui l'entourent" et il dénonce "le développement des réseaux routiers et de l'habitat diffus [qui] contribue à un mitage des espaces naturels", en insistant sur le rôle stratégique que jouent les espaces agricoles pour garantir "notre souveraineté alimentaire", "réduire notre dépendance énergétique" et "lutter contre l'effet de serre". L'insuffisance des travaux scientifiques sur ces questions permet de défendre des positions aussi contradictoires.

En effet, le marché des terres agricoles converties à des usages urbains est mal connu en France. Parmi les exceptions, citons Cavailhès et Wavresky [13], Napoleone [28] et Géniaux et Napoleone [19]. Pourtant, les recherches sur le marché foncier agricole sont nombreuses, en particulier pour l'étude des effets de politiques agricoles sur les valeurs foncières ; on peut se reporter en particulier à Cavailhès *et al.* [12] pour la France et, pour un état de la littérature internationale, à Barnard *et al.* [4], Gray *et al.* [21] et Taylor et Brester [36]. Le marché des terrains résidentiels est lui aussi bien étudié, en particulier pour analyser les politiques publiques de zonage (Lecat [24]).

La suite de cet article est ainsi organisée. La Section 1 présente des modèles analytiques de fonctionnement du marché foncier d'une région périurbaine où la population s'accroît, dans un contexte déterministe puis stochastique. Les modèles économétriques et les données sont présentés dans la Section 2. La Section 3 développe les résultats, en montrant les effets de variables "urbaines" et "agricoles" sur les valeurs foncières dans un monde déterministe puis les effets de l'incertitude sur la formation de valeurs d'option. La Section 4 conclut.

1 Les modèles théoriques

1.1 Ville standard de l'économie urbaine

Une ville isolée sans anticipations ni externalités correspond au modèle le plus simple de l'économie urbaine [1], [18], [27]. Le prix des terrains résidentiels dépend de l'accessibilité au Centre des affaires (le Central Business District, ou CBD). Le prix des terres agricoles est constant si toutes les terres ont la même fertilité (pas de rente ricardienne) et si le coût de transport du bien agricole est nul (pas de rente thünienne). A la limite entre la

ville et l'agriculture, la rente foncière résidentielle est égale à la rente foncière agricole.

Soit un espace constitué par une ligne $\Lambda =]-\infty, +\infty[$ dont l'origine est occupée par un Centre des affaires punctiforme, où tous les emplois non agricoles sont concentrés. Deux types d'agents économiques sont en compétition sur le marché foncier : des ménages, tous identiques, travaillant au CBD et des agriculteurs, tous identiques. Nous supposons que les ménages et les agriculteurs puissent se déplacer librement et sans coût entre cet espace et le reste du monde (modèle de "ville ouverte").

1.1.1 Les agriculteurs

La production agricole est à rendements d'échelle constants et n'utilise que la terre comme facteur de production. Nous supposons, sans perte de généralité, qu'on obtient une unité d'output avec une unité d'input. L'output est vendu au CBD à un prix $p_a > 0$, indépendant de la distance jusqu'au CBD. Les agriculteurs maximisent leur profit $\pi(x)$ qui, du fait des rendements d'échelle constants, est indépendant de la taille de l'exploitation agricole :

$$\pi(x) = p_a S_a(x) - R(x) S_a(x) \Leftrightarrow \frac{\pi(x)}{S_a(x)} = p_a - R(x).$$

A l'équilibre, le profit est également indépendant de la localisation x ; il est égal à une constante $K \geq 0$:

$$\frac{\pi(x)}{S_a(x)} = K.$$

L'enchère foncière des agriculteurs $\Phi(x)$ est égale à la rente foncière R_A , ce qui permet de déterminer la constante K :

$$\Phi(x) = R_A = p_a - K \implies K = p_a - R_A \geq 0.$$

1.1.2 Les ménages

Un ménage résident en $x \in \Lambda$ consomme deux biens : un bien résidentiel $S_H(x)$ pour lequel il paye une rente foncière $R(x)$ et un bien composite aspatial Z disponible en tout lieu, choisi comme bien numéraire (son prix est $p_z = 1$). Pour simplifier les modèles analytiques, nous supposons que la taille du lot résidentiel est fixe et, sans perte de généralité, nous la prenons comme unité de mesure des surfaces : $S_H(x) = 1$. L'utilité u des ménages

est alors : $u = Z(x)$. A l'équilibre elle est indépendante de x et est égale à l'utilité \bar{u} du reste du monde : $u = \bar{u} = Z$. La contrainte budgétaire s'écrit $w = Z + R(x) + \delta x$ où w est le revenu, $R(x)$ la rente résidentielle en x et δ le coût unitaire des migrations alternantes vers le CBD. En appelant R_0 la rente résidentielle au CBD, l'enchère foncière des ménages s'écrit :

$$\Psi(x) = w - Z - \delta x = R_0 - \delta x. \quad (1)$$

L'équilibre est donc déterminé par l'arbitrage entre le coût des migrations alternantes et le coût foncier, de façon à ce qu'un ménage soit indifférent entre une localisation plus proche du centre (coût de migration faible, mais coût foncier élevé) ou plus périphérique (situation inverse). Cet équilibre est illustré par la Figure 1.²

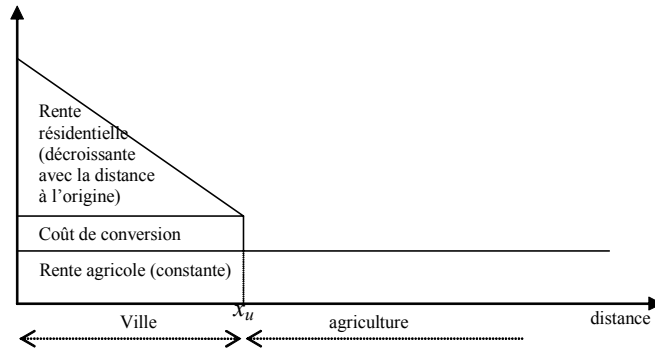


Figure 1. Rente foncière en économie urbaine standard

A la distance x_u du CBD l'enchère foncière du ménage est égale à celle de l'agriculteur. Le propriétaire foncier, qui alloue la terre à l'enchérisseur le plus offrant, accepte l'offre du ménage en deçà de x_u et celle de l'agriculteur au-delà. S'il existe un coût de "conversion" D , coût technique (viabilisation) et économique (frais et marges commerciaux, impôts, etc.), et si ce coût est à la charge du propriétaire, la rente agricole en x_u est égale à la rente résidentielle diminuée de ce coût annualisé (i est le taux d'actualisation). Le profit Π du propriétaire s'écrit :

$$\Pi = \Psi(x_u) = R_0 - \delta x_u - iD = \Phi(x_u) = R_a. \quad (2)$$

²Les figures 1 et 2 sont reprises d'articles de Capozza et Hesley [9], [10].

1.2 Anticipation de la croissance démographique dans un monde déterministe

Nous supposons maintenant que les agents anticipent une croissance démographique de la ville, dans un monde déterministe. Le modèle de Capozza et Hesley [9], celui de Brueckner [7] et, plus récemment, ceux de Hardie *et al.* [22], Plantinga et Miller [32] et de Cavailhès et Wavresky [13] correspondent à ce cadre théorique. Arnott et Lewis [3] avaient déjà introduit ce type de modèle en 1979.

Par rapport à la situation précédente, le prix des terrains résidentiels P est égal à la capitalisation de la rente foncière actuelle et de la rente future anticipée, elle-même fonction du taux de croissance g de la population. On obtient, comme le montrent Capozza et Li [11] :

$$P = \frac{R}{i} + \frac{g}{i^2}.$$

Appelons t^* la date de conversion d'une terre agricole en terrain à bâtir. Le prix des terres et le profit du propriétaire s'écrivent :

$$P = \frac{R_A}{i} (1 - e^{-it^*}) + \left(\frac{R_0 - \delta x}{i} + \frac{g}{i^2} \right) e^{-it^*}. \quad (3)$$

$$\Pi = \frac{R_A}{i} (1 - e^{-it^*}) + \left(\frac{R_0 - \delta x}{i} + \frac{g}{i^2} \right) e^{-it^*} - D e^{-it^*}. \quad (4)$$

Dans (3) le premier terme est la capitalisation de la rente foncière agricole jusqu'en t^* et le second la capitalisation de la rente résidentielle actuelle (qui dépend de la distance au CBD) et future (qui dépend de la croissance de la population). Dans (4) un troisième terme apparaît, égal au coût de conversion que supporte le propriétaire en t^* . Dans les cas particuliers où $t^* = 0$ et où $t^* = \infty$, on obtient les formules habituelles du prix des terrains à bâtir et de celui des terres agricoles hors influence urbaine :

$$\begin{aligned} t^* = 0 &\iff P = \frac{R_0 - \delta x}{i} + \frac{g}{i^2} \iff \Pi = \frac{R_0 - \delta x}{i} + \frac{g}{i^2} - D \\ t^* = \infty &\iff P = \Pi = \frac{R_A}{i}. \end{aligned}$$

Comme chez Plantinga et Miller [32] et Cavailhès et Wavresky [13], le prix des terres agricoles lorsque $0 < t^* < \infty$ est supérieur à la capitalisation de la rente foncière agricole : il incorpore la capitalisation de la rente résidentielle anticipée et actualisée à partir de la date t^* . Le prix des terres

selon la distance est illustré par la Figure 2. Jusqu'à une certaine distance du CBD, x_u , s'étend la ville spécialisée, puis l'agriculture. Jusqu'à un point x_p la croissance urbaine est anticipée, et au-delà l'effet de l'influence urbaine sur les valeurs foncières agricoles s'annule.

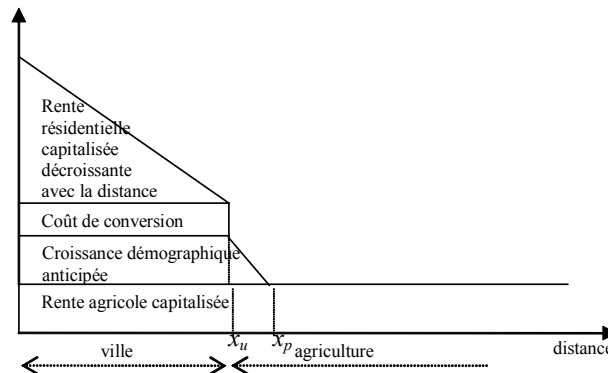


Figure 2. Prix de la terre dans une ville en croissance déterministe

1.3 Anticipation de la croissance démographique dans un monde stochastique

Lorsque le prix des terres ou les valeurs immobilières ne sont pas anticipés avec certitude et que le marché apporte des informations au cours du temps, l'irréversibilité de la construction d'un logement se traduit par la formation de valeurs d'option. Celles-ci peuvent être de deux types : à court terme, il existe un "risque de marché" (le prix de sortie d'un logement n'est pas connu au moment de la mise en chantier) et, à long terme, il y a ce que nous appelons un "risque de population" : l'incertitude sur les mouvements migratoires affecte le marché immobilier futur.

1.3.1 La valeur d'option attachée au "risque de marché" (court terme)

La théorie de l'investissement enseigne que, dans un monde déterministe, il faut développer un terrain lorsque la rente résidentielle qu'il procure dépasse la rente agricole. Mais ce faisant, le promoteur court le risque que la rente résidentielle, si elle suit un processus aléatoire, devienne inférieure à la rente agricole après que le terrain ait été construit. Or, la construction est

irréversible. Du fait (i) de l'incertitude, (ii) de l'irréversibilité de la construction et (iii) de l'arrivée d'informations nouvelles au cours du temps, il est rationnel de différer la conversion à un moment d'autant plus lointain que les fluctuations aléatoires du prix sont fortes [16]. Une valeur d'option, qui est la valeur d'attendre conditionnellement à l'arrivée d'informations, est attaché aux terrains constructibles mais pas encore construits. Elle est d'autant plus élevée que la variabilité du prix est importante. Capozza et Hesley [10], Capozza et Li [11], Cunningham [15], Fisher et Hanemann [17], Plantinga *et al.* [31] et Tenege *et al.* [37] étudient le fonctionnement du marché foncier dans ce cas.

Supposons que les propriétaires fonciers soient neutres au risque. Repartons de l'écriture du prix d'un terrain converti à la date t^* , qui suit maintenant une loi aléatoire. L'espérance du profit du propriétaire foncier s'écrit :

$$\Pi(x) = E \left[\int_0^{t^*} R_A e^{-is} ds + \int_{t^*}^{\infty} R_H(x) e^{-is} ds - D e^{-it^*} \right]. \quad (5)$$

Supposons que la rente foncière résidentielle suive un processus brownien dont la tendance est g et la variance σ^2 :

$$R_H(x, t + s) = R_H(x, t) + gs + \sigma B(s),$$

où B est un mouvement brownien de tendance 0 et de variance 1.

Intégrons par parties la seconde partie de (5), en rappelant que $E[\sigma(t+s)] = 0$:

$$\begin{aligned} & E \left\{ \int_{t^*}^{\infty} [R_H(x) + g(s - t^*) + \sigma(s - t^*)] e^{-is} ds \right\} \\ &= E \left[\left(\frac{R_H(x)}{i} + \frac{g}{i^2} \right) e^{-it^*} \right]. \end{aligned}$$

Le profit du propriétaire (5) s'écrit :

$$\Pi(t^*, x) = \frac{R_A}{i} E(1 - e^{-it^*}) + E \left[\left(\frac{R_H(x)}{i} + \frac{g}{i^2} - D \right) e^{-it^*} \right]. \quad (6)$$

Un propriétaire neutre au risque choisit t^* pour maximiser (6). C'est un problème d'arrêt optimal où le développement intervient lorsqu'une valeur de réservation de $R_H^*(x)$ est atteinte. Plantinga *et al.* [31], utilisant Karlin et Taylor [23] montrent que :

$$e^{-it^*} = e^{-\alpha(R_H^* - R_H)},$$

où :

$$\alpha = \frac{(g^2 + 2\sigma^2 i)^{1/2} - g}{\sigma^2}.$$

Le profit optimal $\Pi^*(x)$ est :

$$\Pi^*(x) = \frac{R_A}{i} \left\{ 1 - e^{-\alpha[R_H^*(x) - R_H(x)]} \right\} + \left[\frac{R_H^*(x)}{i} + \frac{g}{i^2} - D \right] e^{-\alpha[R_H^*(x) - R_H(x)]}. \quad (7)$$

La valeur de réservation $R_H^*(x)$ est obtenue en différenciant (7) par rapport à $R_H^*(x)$:

$$R_H^*(x) = R_A + iD + \frac{i - \alpha g}{\alpha i}.$$

Ce modèle repose sur la combinaison de l'irréversibilité, du mouvement aléatoire autour d'une tendance (il s'agit donc d'un phénomène temporel, à la différence de celui qui va être introduit dans un instant, qui sera spatial) et de l'apport d'information. Le prix des terres est illustré par la Figure 3.

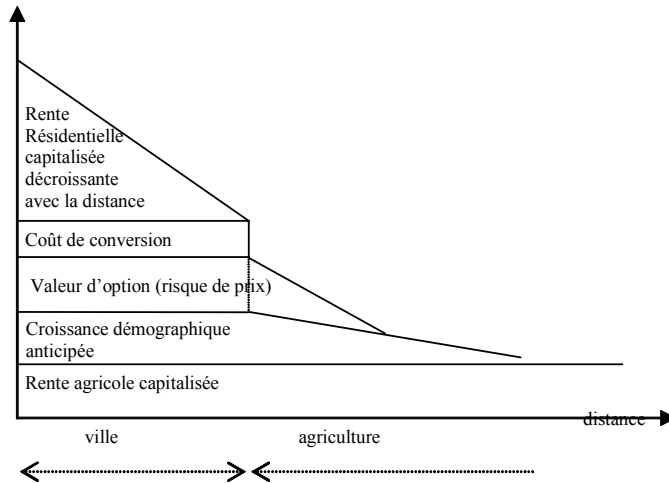


Figure 3. Prix de la terre dans une ville en croissance stochastique

1.3.2 La valeur d’option attachée au “risque de population” (long terme)

L’incertitude qui nous intéresse ici n’est pas la même que celle que nous venons d’examiner. Nous supposons que l’arrivée de population dans une commune obéit à un processus stochastique. Or, le prix auquel l’acquéreur revendra le bien, à un horizon qui dépasse généralement la dizaine d’années, dépend de la demande au moment de la revente, que l’on peut assimiler au flux démographique à cette date. Dès lors, si l’arrivée de population suit un processus aléatoire, il est judicieux que le ménage attende que de nouvelles informations soient apportées sur le flux migratoire pour prendre la décision (irréversible) d’acheter. Une valeur d’option se forme, comme dans le cas précédent d’un risque de marché de court terme. Nous parlons ici d’un “risque de population”, qui se raisonne à un horizon beaucoup plus long.

De plus, l’arrivée de migrants suppose des investissements municipaux (rues, réseaux, équipements publics, etc.), qui sont financés par des emprunts à long terme et qui sont des investissements irrécupérables. Il est rationnel que le maire attende l’arrivée d’informations sur les flux migratoires pour autoriser la construction de nouveaux logements qui entraînent de tels investissements³. La solution qui s’offre à la municipalité pour retarder l’arrivée de population est d’adopter un Plan local d’urbanisme (PLU), car sans cela le Règlement national d’urbanisme (RNU) s’appliquerait, qui rendrait difficile de refuser l’arrivée de migrants. Le PLU est donc un outil réglementaire qui donne le droit de choisir le volume annuel des tranches de permis de construire, donc l’arrivée de migrants, ou de repousser cette arrivée à une échéance ultérieure. Il en résulte, d’une part, une restriction de l’offre de terrains à bâtir et, d’autre part, une valeur d’option qui est capitalisée dans le prix des terrains.

Dans les deux cas, qu’il s’agisse de la revente du logement par le ménage ou du dimensionnement des équipements municipaux par le maire, nous supposons que la distance au centre des affaires joue le même rôle que celui du temps dans la Section précédente. L’évolution de population p_j (le symbole P majuscule désigne un prix de terrain et p minuscule la population d’une commune) de la commune j pour un incrément de distance dx (équivalent à l’incrément de temps dt) suit un trend, autour duquel se produisent des oscillations aléatoires.

Nous adoptons l’écriture d’un mouvement géométrique brownien avec un trend et un aléa : $dp_j = \alpha p_j dx + \sigma p_j \varepsilon_t \sqrt{dx}$, qui est la plus fréquemment

³C’est une hypothèse qui a été formulée par Lecat [24].

utilisée [16], où α est le trend et $\sigma\varepsilon_t$ l'aléa (ε_t est une variable aléatoire de moyenne nulle et de variance unitaire). L'aléa s'accroît avec la distance x sous forme log linéaire (dp_j/p_j suit un mouvement brownien). L'hypothèse fondamentale sous-jacente est que des communes situées dans un voisinage donné connaissent la même évolution de population. De plus, compte tenu de l'horizon lointain de planification, l'anticipation devient plus difficile lorsque s'accroît la distance au CBD, car elle dépend d'éléments multiples : prix de transport, améliorations techniques de l'automobile, qui sont soit incrémentales (économies de carburant) soit radicales (moteur électrique, à hydrogène), prise en compte de coûts sociaux (changement climatique, pollution), évolution des réseaux de transport, télétravail, etc. Il est donc logique de supposer que la variance s'accroît avec la distance.

Le modèle est résolu selon la même méthode que précédemment.

2 Modèles économétriques et données

Plusieurs modèles économétriques sont estimés sur des données individuelles de transactions foncières dans le département de Côte-d'Or. Ce sont, tout d'abord, ceux correspondant à l'hypothèse d'un monde déterministe, qui permettent l'estimation de gradients de prix des terres selon la distance au Centre des affaires (CBD). Nous estimons ensuite une équation comportant un terme de "risque de marché", pour la région dijonnaise uniquement (car c'est seulement pour celle-ci que nous disposons de données temporelles suffisamment longues). Finalement, une équation avec un terme de "risque de population" est estimée pour l'ensemble du département. Avant de développer ces modèles, les données sont présentées.

2.1 Les données

2.1.1 Les sources de données et les variables

Les données concernent des mutations foncières en Côte-d'Or. Elles proviennent d'une part, de Perval, source alimentée par les notaires (avec un taux de déclaration variable, qui s'améliore au cours du temps) pour laquelle nous avons retenu les transactions de terrains à bâtir achetés par des ménages et, d'autre part, de la Safer de Bourgogne par le canal de la Société centrale d'aménagement foncier rural (SCAFR), source provenant également des notaires mais qui comporte toutes les terres préemptables par la Safer (et certaines transactions qui ne le sont pas), dont les destinations sont variées (agriculture, forêt, terrains à bâtir, etc.). Plus précisément :

- Perval : données sur les mutations de gré à gré et en pleine propriété de terrains à bâtir destinés à la construction d’habitations pour les années 2000, 2002, 2004 et 2006 pour l’ensemble du département de Côte-d’Or. Après apurement du fichier et exclusion de centiles extrêmes, nous disposons de 2398 observations.
- Perval : données sur les mutations de gré à gré et en pleine propriété de terrains à bâtir destinés à la construction d’habitations de 1994 à 2006 (à l’exception des années 2003 et 2005) pour une partie du département (environ 40%), que nous appelons par la suite “région d’étude dijonnaise”, qui correspond à l’aire urbaine de Dijon, à l’exception de la commune de Dijon, élargie à des communes proches de l’aire urbaine (communes multipolarisées ou de l’espace à dominante rurale). Après apurement du fichier et exclusion de centiles extrêmes, nous disposons de 3303 observations.
- Safer de Bourgogne : il s’agit des transactions à l’amiable notifiées durant la période 1993-2005 pour l’ensemble du département de Côte-d’Or. Nous avons exclu les parcelles et les communes viticoles (car les prix du vignoble bourguignon obéissent à des mécanismes trop spécifiques) et les transactions comportant un bâtiment (car les caractéristiques de celui-ci sont inconnues). Après apurement du fichier et exclusion de centiles extrêmes, nous disposons de 8246 observations, qui se répartissent en 6153 transactions à destination agricole certaine, 1129 autres à destination “loisirs” et enfin 964 destinées à être artificialisées (terrains à bâtir individuels, lotissements collectifs, emprises de réseaux de transport). Ces trois segments étant nettement différents, nous faisons des estimations économétriques particulières pour chacun d’eux. Les autres destinations, en particulier inconnues, ont été exclues de l’analyse.

Les données provenant de Perval comportent des variables caractérisant le bien (superficie, localisation précise), la transaction (date, type de transaction, opérateurs), les acheteurs et vendeurs (nombre, profession, âge), le prix. Celles issues de la Safer renseignent des variables de même type, avec une précision moindre pour les caractéristiques des acheteurs et vendeurs, mais meilleure pour la caractérisation du bien (par exemple : nature cadastrale des terres) et, en outre, la destination prévue du bien est indiquée.

Les transactions ont été en partie géoréférencées dans le système de coordonnées Lambert 2 ; nous n’exploitons pas cette information ici, dans l’attente d’une saisie qui approchera l’exhaustivité (cf. ci-après).

Nous utilisons également des données provenant de l’Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) (population, etc.), du Service

central des enquêtes et études statistiques (Scees) du ministère en charge de l'agriculture, de l'Institut national géographique (Ign), en particulier pour le calcul de distances (cf. ci-après) et de la direction départementale de l'Équipement (DDE) de Côte-d'Or, en particulier pour les PLU.

2.1.2 Le traitement géographique des données

Trois de type de traitements géographiques ont été réalisés.

Le géoréférencement. Afin de localiser très précisément les transactions à l'intérieur du périmètre d'étude, chaque donnée fait l'objet de traitements préalables permettant de lui attribuer ses coordonnées géographiques, exprimées en latitude et longitude. Pour cela, nous avons recodé sous une forme exploitable les identifiants cadastraux des données foncières. Un appariement a été réalisé avec les coordonnées géographiques des centroïdes des parcelles cadastrales que nous avons extraites par traitements géomatiques ou manuels des fichiers cadastraux des services fiscaux de Côte-d'Or. Cette opération se poursuit au fur et à mesure que ces fichiers cadastraux sont en cours de numérisation.

La localisation par rapport d'autres zonages agricoles ou ruraux.

Outre la localisation communale, deux autres zonages ont été mobilisés pour situer les transactions : les petites régions agricoles et les bassins de vie. Les régions agricoles sont définies par un nombre entier de communes et forment une zone d'agriculture homogène. Les petites régions agricoles sont constituées par le croisement des départements et des régions agricoles. Ce découpage date de 1946. Néanmoins, malgré les mutations technologiques et économiques, le périmètre des 9 petites régions agricoles de Côte-d'Or reste relativement pertinent du point de la spécialisation des productions agricoles. Les bassins de vie d'un bourg ou d'une petite ville constituent le plus petit territoire dans lequel les habitants ont accès à l'emploi et aux équipements courants. La Côte-d'Or possède 18 bassins de vie ruraux structurés autour de leurs pôles (ces derniers ayant moins de 30 000 habitants) et un bassin de vie de grande agglomération, celui de Dijon. Nous avons également intégré les 4 bassins de vie dont le pôle est localisé hors Côte-d'Or.

Les autres variables de localisation. Une série de variables mesurent la distance routière exprimée en temps de trajet, en kilomètres ou en valeur monétaire (i.e. le coût généralisé de transport) entre les chefs-lieux de communes et les principaux pôles urbains ou pôles de bassins de vie. Les

calculs sont réalisés par nos soins avec l’application Odomatrix, développée par l’INRA-CESAER, en utilisant la base de données routières Route500(r) de l’IGN et en tenant compte de l’environnement géographique (altitudes, pentes, agglomérations, campagnes, etc.) et des conditions de circulation (heures creuses et heures pleines). Les résultats des traitements économétriques étant assez proches quelle que soit la variable de distance utilisée, nous avons retenu la distance kilométrique par le réseau routier. Les matrices de voisinages nécessaires aux traitements économétriques sont établies d’après la matrice des distances euclidiennes intercommunales.

2.2 Les modèles économétriques

2.2.1 Caractéristiques communes

Nous utilisons des modèles multiniveaux (ou modèles mixtes) pour tenir compte de variables omises liées à la localisation spatiale. Il s’agit, en particulier, d’introduire dans les équations des variables aléatoires caractérisant les communes j et, parfois, les bassins de vie, bv , ou les petites régions agricoles, pra , en plus d’un terme d’erreur individuel de l’observation i :

$$\ln P = X_{j,bv,pra,i}b + \varepsilon_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i}. \quad (8)$$

Chaque commune présente, en effet, des caractéristiques propres qui ne peuvent être introduites dans le facteur fixe de ces équations soit parce que nous n’en disposons pas, soit parce qu’elles sont fortement corrélées à d’autres variables explicatives. Il s’agit, par exemple, de variables de population (niveau et évolution, catégories sociales, richesse), de politiques publiques locales (zonages, impôts locaux), d’accessibilité aux marchés du travail, de biens et services, ou encore à des aménités, nuisances ou autres externalités, difficiles à connaître précisément. L’ensemble de ces effets sont captés par la variable aléatoire spécifique à chaque commune. Nous opérons de même pour les bassins de vie et, dans les équations portant sur la destination agricole des biens, pour les petites régions agricoles (PRA), dans la mesure où ces variables aléatoires sont significatives.

La décomposition du terme d’erreur ainsi réalisée peut se traduire par des autocorrélations spatiales des variables aléatoires correspondantes. Dans ce cas, les estimateurs seraient inconsistants [2]. Nous avons principalement examiné les corrélations spatiales entre les variables aléatoires communales⁴.

⁴Il peut également y avoir des autocorrélations spatiales entre les résidus individuels. Nous les prendrons en compte lorsque le géoréférencement des transactions aura été achevé et que des variables de localisation intracommunales auront été introduites.

Leur existence est soumise à un test de nullité de l'indice de Moran (pour un voisinage défini par un rayon de 7 kilomètres avec pondération par l'inverse de la distance de mairie à mairie). Lorsqu'elles sont significatives, elles ont été corrigées par l'introduction d'un terme $\rho W \widehat{\varepsilon}_j$ où W désigne la matrice de voisinage spatial (même définition) et $\widehat{\varepsilon}_j$ la variable aléatoire estimée pour la commune j dans une première étape de l'estimation (équation (8)). L'équation estimée devient :

$$\ln P = X_{j,bv,pra,i}b + \rho W \widehat{\varepsilon}_j + \varepsilon'_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i}. \quad (9)$$

Nous vérifions enfin, par le test de nullité de l'indice de Moran des nouvelles valeurs de la variable aléatoire commune, ε'_j , que les autocorrélations entre communes voisines ne sont plus significatives.

Le prix de la transaction est la variable expliquée. Il est introduit sous forme logarithmique (une transformation de Box et Cox, faite dans une étape préliminaire, montre que les paramètres λ de transformation sont toujours proches de 0). La surface du terrain est la variable qui contribue le plus à l'explication du prix. Pour rendre compte au mieux de la relation entre ces deux variables, nous avons introduit la surface sous forme polytomisée : il s'agit, selon le nombre d'observations, de vingtiles ou de déciles. La distance est introduite, sauf exception, sous forme linéaire (la forme log-linéaire des gradients de valeur foncière est la plus fréquemment utilisée dans la littérature) et la plupart des autres variables sont des indicatrices (année de transaction, nature cadastrale du terrain, type de ferme communale, etc.).

2.2.2 Les différents modèles estimés

Il s'agit d'estimer, tout d'abord, des équations (8) ou (9), dérivées de (3) après linéarisation et introduction de variables de contrôle. La variable de distance, mesurée par la distance kilométrique au pôle du bassin de vie, est la variable d'intérêt majeure. Elle est liée à l'existence de PLU ($R = -0,61$), car ce sont les communes proches des pôles des bassins de vie (Dijon tout particulièrement) qui sont dotées de PLU ; or l'effet de l'existence d'un PLU sur les valeurs foncières est également une variable d'intérêt de l'étude, qui ne saurait être éliminée de l'équation estimée. De plus, la distance est négativement liée au revenu imposable moyen des foyers fiscaux de la commune ($R = -0,53$), variable susceptible d'influencer positivement les valeurs foncières. Enfin, la population de la commune et du centre du bassin de vie sont corrélées à la fois aux distances et à la présence d'un PLU.

Nous avons traité ainsi ces multicolinéarités : (i) les variables de population et le revenu fiscal communal ont été supprimées du facteur fixe de

l'équation. Leur effet est donc pris en compte par les variables aléatoires caractérisant les communes et les pôles des bassins de vie⁵ ; (ii) pour ne pas éliminer la distance ni l'existence d'un PLU, nous avons estimé des équations identiques d'une part sur les deux sous-échantillons des communes avec et sans PLU et, d'autre part, sur l'ensemble des observations.

Les gradients de valeurs foncière selon la distance sont estimés pour l'ensemble du département de Côte-d'Or sur les différents marchés, ou segments de marché : terrains à bâtir (source Perval, années 2000, 2002, 2004 et 2006), terres à destination agricole, loisirs ou construction (source Safer, 1993 à 2005). La comparaison des résultats de ces différents marchés donne des indications sur la formation des plus-values d'urbanisation.

La valeur d'option résultant du "risque de marché" est estimé dans un deuxième modèle. Repartons de l'écriture d'un mouvement brownien avec dérive [16], $dP = \alpha dt + \sigma \varepsilon_t \sqrt{dt}$, où ε_t est une variable aléatoire d'espérance nulle et de variance unitaire, α le trend et σ^2 la variance qui affecte le mouvement du prix P autour de ce trend. Nous nous intéressons à la variabilité temporelle du prix expurgée de tout autre effet (i.e. toutes choses égales par ailleurs). Il s'agit donc d'un \tilde{P} , prédit en contrôlant les variables de la matrice X de (8) ou (9). En supposant que l'acheteur prenne sa décision à la période t en se basant sur la variabilité du prix des n trimestres précédents, on tire de la formule précédente :

$$\tilde{P}_t = \tilde{P}_{t-n} + \frac{\alpha}{n} + \frac{\sigma(\tilde{P}_{t-1}, \tilde{P}_{t-n})}{\sqrt{n}},$$

où :

$$\sigma^2(\tilde{P}_{t-1}, \tilde{P}_{t-n}) = \tilde{\sigma}_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{l=1}^n (\tilde{P}_l - \bar{\tilde{P}}),$$

avec :

$$\bar{\tilde{P}} = \frac{1}{n} \sum_{l=t-n}^{t-1} \tilde{P}_l.$$

Pour estimer un prix \tilde{P} expurgé des éléments non temporels, on utilise un modèle mixte avec un intercept aléatoire ε_t pour la période t , qui est le niveau

⁵Le lien statistique n'est pas pour autant supprimé. Il peut se traduire par une endogénéité ($cov(x, \varepsilon_j) \neq 0$, où x est la distance et ε_j est, par exemple, la variable aléatoire caractérisant la commune j). Cependant, cette variable aléatoire ε_j est la résultante d'un grand nombre de variables omises, la population et le revenu fiscal communal n'étant que des composantes parmi d'autres ; par conséquent, le risque d'endogénéité est réduit.

de groupe du modèle, pour lequel nous retenons le trimestre. L'équation (8) devient :

$$\ln P = X_{j,bv,pra,i}b + b_t T + \varepsilon_t + \varepsilon_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i}, \quad (10)$$

où T est une variable temporelle continue. La variable ε_t capte la variation du prix des terrains autour du trend b_t une fois les variables de la matrice X contrôlées. C'est l'écart-type de cette variable temporelle pure qui est introduit dans le modèle explicatif du prix des terrains sur l'échantillon principal. On calcule donc :

$$\widehat{\varepsilon}_t = \frac{1}{n-1} \sum_{l=1}^n (\widehat{\varepsilon}_l - \bar{\varepsilon}), \quad (11)$$

où les “chapeaux” désignent les ε_t estimés par (10) et la “barre” la moyenne de ces valeurs estimée pour les n périodes précédant t . $\widehat{\varepsilon}_t$ est surmonté d'un “tilde” et d'un “chapeau”, puisqu'il s'agit d'une valeur calculée (d'où tilde) à partir de valeurs estimées (d'où chapeau).

L'équation principale est alors :

$$\ln P = X_{j,bv,pra,i}b + b_t T + b_{\sigma t} \widehat{\varepsilon}_t + \varepsilon_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i}. \quad (12)$$

L'intuition est la suivante : la matrice X contrôle les éléments de variabilité du prix en dehors des aspects temporels ; le terme temporel T capture le trend et la dernière variable du facteur fixe de (8), $\widehat{\varepsilon}_t$, capture la variabilité du prix sur la période retenue⁶.

L'estimation se fait en deux étapes : les $\widehat{\varepsilon}_t$ sont tout d'abord estimés par (10), le terme $\widehat{\varepsilon}_t$ est calculé par (11) pour être introduit dans (12)⁷. Cette première étape est réalisée sur les terrains à bâtir de la source Perval. La valeur d'option, estimée à partir du paramètre $b_{\sigma t}$, est celle du moment où l'option est réalisée, puisque la construction débute peu de temps après l'achat⁸. L'estimation est faite sur la région d'étude dijonnaise. L'équation (10) est estimée sur la période 1994 - 2002 (1524 observations) et l'équation

⁶Les éventuelles autocorrélations spatiales entre les ε_j sont corrigées comme dans (9).

⁷La variance des estimateurs de (12) est biaisée vers le bas puisque l'équation comporte une variable estimée. L'inférence statistique suppose donc d'utiliser la méthode du bootstrap pour calculer des intervalles de confiance.

⁸Nous négligeons les cas où la valeur d'option subsiste après l'achat, qui correspond à la situation de terrains achetés comme réserves foncières pour une construction future, car ces situations sont peu fréquentes.

(12) sur une période tronquée à gauche de 4 trimestres (1396 observations), 6 trimestres (1346 observations) ou 10 trimestres (1268 observations).

L’effet du “risque de population” sur les valeurs foncières est, enfin, estimé dans un troisième modèle. En reprenant la même méthode que pour le “risque de marché”, on a une équation :

$$\ln P = X_{j,bv,pra,i}b + b_p\Delta p + b_{\sigma p}\tilde{\varepsilon}_p + \varepsilon_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i},$$

avec :

$$\hat{\varepsilon}_p = \frac{1}{w-1} \sum_{l=1}^w (\hat{\varepsilon}_l - \bar{\varepsilon}),$$

où $\tilde{\varepsilon}_p$ est l’écart-type de variation de l’évolution de la population communale au cours d’une période intercensitaire pour les communes présentes autour de j dans un voisinage w et Δp l’évolution de population au cours de cette période. A la différence du modèle précédent, cet écart-type n’est pas estimé dans une première étape : il est directement calculé à partir des résultats de recensements de population⁹. Le modèle est estimé pour l’ensemble du département de Côte-d’Or pour les années où les données de Perval sont disponibles (2000, 2002, 2004 et 2006). L’écart-type de population sur lequel se fondent les ménages lorsqu’ils prennent la décision d’achat doit être observé sur une période antérieure à cette décision d’achat. Nous retenons la période intercensitaire 1982-1999 compte tenu du délai de production par l’Insee de l’information sur les évolutions communales de population.

3 Résultats

Les résultats détaillés sont reportés en Annexe 1.

3.1 Les valeurs foncières dans un monde déterministe

3.1.1 Les gradients de valeurs foncières selon la distance

Le Tableau 1 indique l’effet de la distance sur les valeurs foncières pour les différents marchés et pour l’ensemble du département et la région d’étude

⁹L’hypothèse d’un contrôle du taux de migration et de sa variabilité par l’instauration de PLU entraîne un biais de sélection : l’écart-type de variation de population dans le voisinage w doit être calculé à partir de la variabilité de la population des communes sans PLU (observée) et de celle de ce qu’elle aurait été dans les communes avec PLU si celles-ci n’en avaient pas adopté (contrefactuelle). Ce biais de sélection sera pris en compte dans une étape à venir de la recherche.

dijonnaise, obtenus dans des équations log-linéaires sauf pour ce qui concerne les données sur les terrains à bâtir provenant de Perval pour lesquelles, en région dijonnaise, un polynôme de degré deux en la distance est retenu.

La distance entre la commune de la transaction et la commune centre du bassin de vie n'influence pas significativement le prix des terres utilisées à des fins de loisirs, ce qui n'est pas surprenant car, pour cet usage, l'éloignement ne joue pas le même rôle que lorsqu'il faut effectuer des migrations alternantes régulières (en particulier : domicile - travail). Pour les autres segments, le prix diminue significativement avec la distance. Pour l'ensemble du département de Côte-d'Or, cette diminution est d'environ -3% par kilomètre de distance pour les terrains destinés à la construction, avec de légères variations autour de cette valeur selon les segments, mais sans que les paramètres estimés ne soient significativement différents. Dans la région d'étude dijonnaise, le gradient de prix des terrains à bâtir (source : Perval) est une parabole convexe : à partir d'une certaine distance de Dijon d'autres pôles urbains ou ruraux ont un effet qui contrecarre celui de l'éloignement de Dijon.

Segment de marché	Evolution du prix par kilomètre de distance routière (δ)	
	Département 21	Région dijonnaise
Safer, terres à destination agricole	- 0,6 % ($\pm 0,2$ %)	- 1,7 % ($\pm 0,4$ %)
Safer, terres à destination de loisirs	NS	NS
Safer, terres à destination construction	- 2,7 % ($\pm 0,7$ %)	- 2,2 % ($\pm 1,0$ %)
Perval, terrains à bâtir, communes avec PLU	- 3,6 % ($\pm 0,7$ %)	- 0,078 δ ($\pm 0,008$) + 0,0007 δ^2 ($\pm 0,0002$)
Perval, terrains à bâtir, communes sans PLU	- 2,7 % ($\pm 0,6$ %)	- 0,074 δ ($\pm 0,0086$) + 0,0005 δ^2 ($\pm 0,0002$)
Perval, terrains à bâtir, ensemble des communes	- 3,1 % ($\pm 0,4$ %)	- 0,073 δ ($\pm 0,008$) + 0,0004 δ^2 ($\pm 0,0002$)

Tableau 1. Gradients de valeurs foncières selon la distance

Un taux de diminution des valeurs foncières d'environ 3% par kilomètre d'éloignement des centres urbains est assez faible en regard des résultats obtenus dans d'autres travaux. Par exemple, MacMillen obtient -14% par mile [25], Söderberg et Janssen -11% par km pour Stockholm [35], Reginster et Goffette-Nagot -11 ou -12% par km pour Namur et Charleroi [33], Goffette-Nagot -8.6% par kilomètre [20], Beckerich -16% par km pour

Lyon [5]. Cependant, Colwell et Munneke obtiennent un taux de diminution de -3% par mile [14] et Cavailhès et Wavresky, pour la même région dijonnaise, $-2,8\%$ par kilomètre [13]. Ces derniers expliquent la faible pente du gradient de valeurs foncières selon la distance par l'existence d'aménités agro-forestières de plus en plus abondantes lorsqu'on s'éloigne des villes. L'effet négatif de la distance est en partie compensé par l'effet positif du cadre de vie, comme chez Brueckner *et al.* [8].

Pour les terres à destination agricole, l'éloignement de la commune centre du bassin de vie entraîne une baisse de leur prix de $0,6\%$ par kilomètre (ensemble du département) ou de $1,7\%$ (région d'étude dijonnaise). On ne peut pas exclure que ce gradient, significativement négatif, soit dû à un mécanisme ricardien (l'histoire de l'urbanisation montre que les villes ont été construites au milieu de terres agricoles fertiles) ou thünien (certains produits frais supportent un coût de transport vers le marché urbain). Néanmoins, on peut penser que ce gradient résulte également des anticipations de conversion de ces terres à des usages urbains. Dans ce cas, les deux mécanismes de l'équation (3) jouent : lorsqu'une terre est localisée plus près d'une ville, d'une part, la rente résidentielle après conversion est plus élevée et, d'autre part, la date de conversion anticipée t^* est plus rapprochée.

3.1.2 Les autres effets de la localisation sur les valeurs foncières

L'année de transaction. La Figure 4 indique l'effet de l'année de transaction sur le prix des terres destinées à la construction (graphique de droite) ou à un usage agricole (graphique de gauche). Il s'agit d'indices de prix calculés à partir des variables indicatrices des années (cf. les résultats détaillées en annexe 1).

Pour les usages agricoles, nous distinguons l'ensemble du département de la Côte-d'Or et la région d'étude dijonnaise ; la progression est assez parallèle dans ces deux espaces en début de période, puis un plafonnement (en monnaie courante) intervient en région dijonnaise en fin de période.

Les terrains à bâtir ne sont renseignés en longue période que pour la région dijonnaise (1993-2005 pour la Safer, 1994 à 2006, sauf 2003 et 2005, pour Perval). L'augmentation du prix sur ce marché est beaucoup plus forte que sur le marché des terres à destination agricole : on passe d'un indice inférieur à 40 en 1994 à l'indice 100 en 2006, alors que les terres à usage agricole passent d'environ 80 (1993) à 100 (2005). L'indice du prix des terrains à bâtir de Perval suit une évolution voisine de celui des terres agricoles notifiées à la Safer et destinées à la construction (mais, comme nous le verrons, le niveau des prix est très différent).

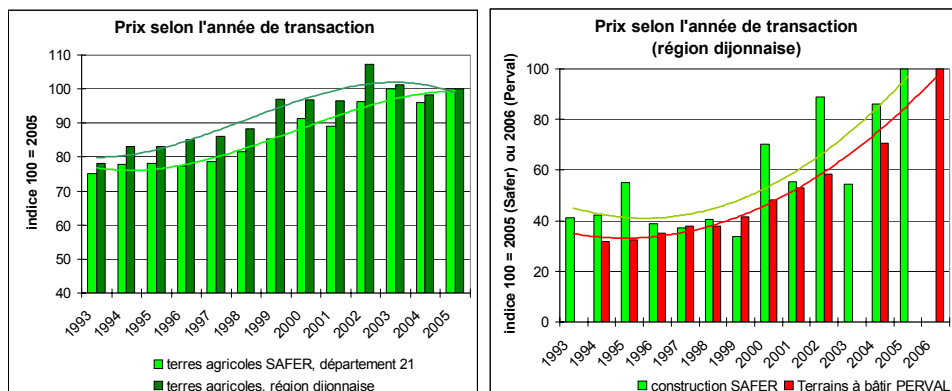


Figure 4. Prix selon l'année de transaction

La population. Ainsi qu'il a été dit à propos des multicollinéarités, la population de la commune où est située la transaction et celle du pôle de son bassin de vie n'ont pas été introduites dans le facteur fixe. La population est donc prise en compte par les variables aléatoires qui caractérisent la commune et le bassin de vie. Pour les données Safer portant sur l'ensemble du département, la Figure 5 indique la liaison entre, d'une part, l'effet sur les valeurs foncières de la variable aléatoire de chaque bassin de vie (ordonnée) et, d'autre part, la population de leur pôle (abscisse).

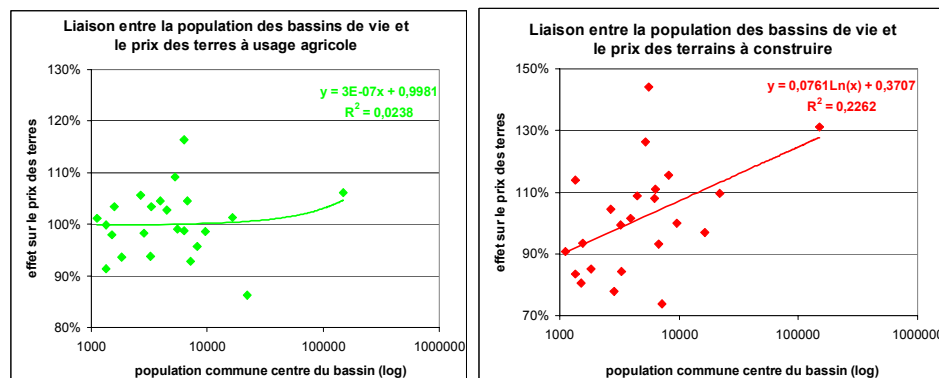


Figure 5. Prix des terres et population du centre du bassin de vie

Le graphique de gauche concerne le segment des terres qui conservent un usage agricole et celui de droite celui des terres destinées à la construction. Bien qu'il ne s'agisse pas d'une liaison qui réponde au critère "toutes choses égales par ailleurs", cette figure suggère que l'effet de la population du pôle du bassin de vie sur le prix des terres à destination agricole est à

peu près négligeable, alors qu'il semble important pour les terres destinées à des usages urbains.

Pour les terrains à bâtir de la source Perval, le lien entre l'effet de la variable aléatoire du bassin de vie et la population de leur pôle est plus net encore, comme le montre la Figure 6. En particulier, l'appartenance au bassin de vie de Dijon (dont la population est de 150000 habitants) fait tripler le prix des terrains à bâtir. Il s'agit-là de l'effet combiné de la population de l'agglomération dijonnaise (rappelons que la commune de Dijon elle-même est exclue de la région d'étude), des emplois qui attirent des migrants alternants, des biens publics, des marchés des biens et services qui sont liés à la taille et aux fonctions de la capitale de la région Bourgogne.

Dans l'autre sens, le prix des terrains à bâtir dans les plus petits bassins de vie est presque deux fois inférieur au prix moyen.

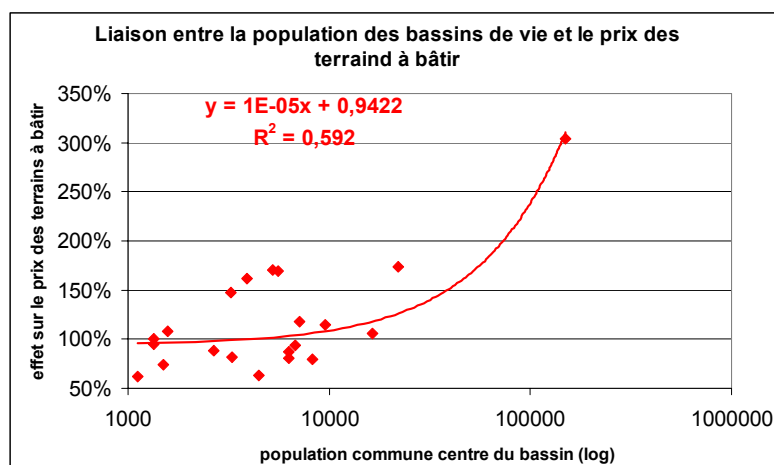


Figure 6. Prix selon la population du centre du bassin de vie

La présence de plans locaux d'urbanisme. Le Tableau 2 indique l'effet de la présence d'un Plan local d'urbanisme (PLU) sur le prix des transactions, selon que le PLU a été approuvé ou prescrit (les communes sans PLU sont la modalité de référence).

	safer segment agrico		safer segment bâti		perval	
	paramètre	t	paramètre	t	paramètre	t
PLU approuvé	0,1113	3,0	0,2477	2,0	0,2889	4,4
PLU prescrit	0,001235	0,0	0,08799	0,7	réf.	
pas de PLU	réf.		réf.		réf.	

Tableau 2. Effet de la présence d'un PLU

Les PLU en cours d'élaboration, après qu'ils aient été seulement prescrits, n'ont pas d'effet sur les valeurs foncières. Par contre, lorsqu'un PLU a été approuvé le prix des terres restant à usage agricole après leur vente augmente de 11 % par rapport à la référence ; celui des terres destinées à la construction est d'environ 30 % supérieur à la référence (les paramètres sont assez voisins pour le segment des terres constructibles de la Safer et pour les terrains à bâtir de Perval).

Autres variables agricoles : nature cadastrale des terres, PRA, ferme communale. Le Tableau 3 indique les effets sur le prix des terres à destination agricole ou qui sont utilisées à des fins de loisirs, pour l'ensemble du département et les données Safer.

	segment agricole		segment loisirs	
	paramètre	t	paramètre	t
nature cadastrale : bois	-0,4502	-11,5	-0,7357	-6,0
nature cadastrale : prés	-0,04405	-1,6	0,004659	0,0
nature cadastrale : prés (Auxois)	0,1676	4,4	-0,2862	-1,5
nature cadastrale : terres et prés	-0,06694	-2,5	-0,211	-0,8
nature cadastrale : vergers	0,655	4,4	0,1639	1,0
nature cadastrale : parcours	-0,6006	-15,0	-0,3558	-3,1
nature cadastrale : sols	0,6287	5,3	0,7682	5,2
nature cadastrale : pas de dominante	-0,2258	-6,9	-0,1736	-1,4
fermier acquéreur	-0,03054	-1,9	-0,3898	-1,0
fermier non acquéreur	0,07392	3,1	0,1227	0,7
pas de fermier	réf.			
dominante communale : céréales	0,07467	2,4	0,3259	2,6
dominante communale : agriculture générale	0,1877	3,1	-0,1125	-0,8
dominante communale : bovins viande	-0,09714	-1,6		
% terres commune drainées, irriguées	0,2463	4,1		
% terres commune faire-valoir direct	0,2644	3,4		
% terres commune en forêt + eau	-0,3171	-4,5	0,4056	1,9

Tableau 3. Effets sur le prix des terres agricoles

La nature cadastrale a des effets importants sur le prix de ces terrains. Pour les usages agricoles, les bois valent 63 % du prix des terres labourables, qui sont la modalité de référence, et les parcours moins encore. Les prés sont 4,5 % moins cher, sauf dans la petite région agricole de l'Auxois où il s'agit de prairies de bonne qualité agronomique, voire de prés d'embouche pour la finition d'animaux de race charolaise.

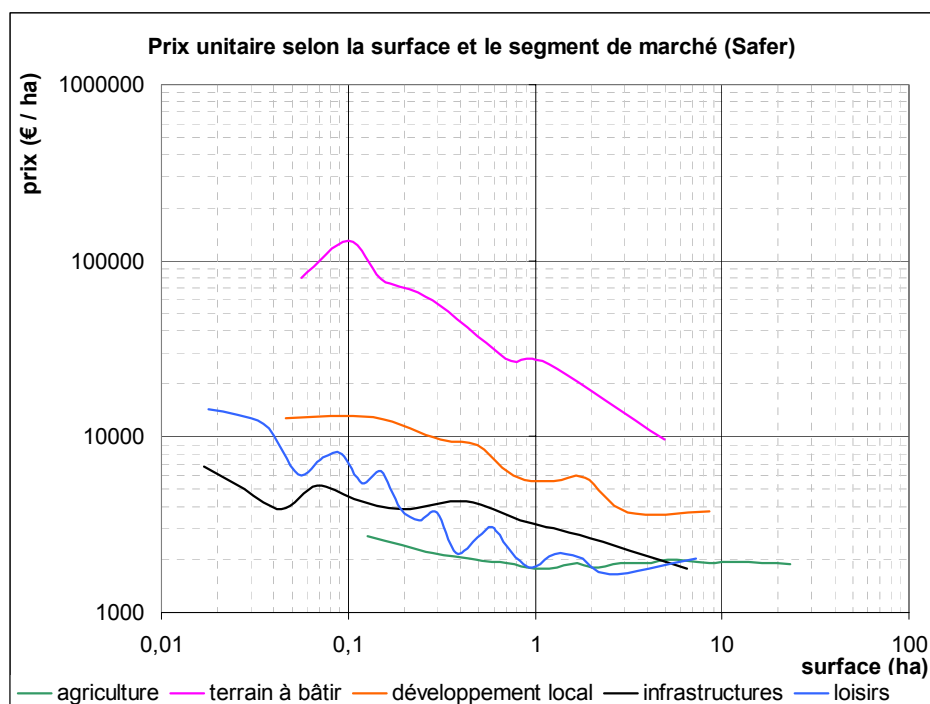
Les transactions situées dans des communes où domine la céréaliculture ou l'agriculture générale valent plus cher que la modalité de référence, respectivement de + 8% et + 21% ; par contre, l'orientation communale d'élevage bovin pour la production de viande se traduit par un prix de 10% inférieur

à cette référence (qui est l'agrégat composite des autres orientations productives). Relevons enfin que l'abondance de forêts (ainsi que d'eau) dans la commune entraîne une dépréciation du prix supérieure à 25%.

Pour les terres dont le loisir est la destination, la plupart des variables précédentes n'ont pas d'effet significatif, à l'exception des terres boisées ou en parcours ; les communes céréalières connaissent des prix supérieurs, probablement dus à la cherté de la rente céréalière d'opportunité, et les prix sont supérieurs dans les communes à fort taux de boisement, contrairement aux destinations agricoles.

3.1.3 Les plus-values d'urbanisation

La Figure 7 indique la relation entre la surface des transactions et leur prix unitaire, pour les données Safer. Les transactions venant de Perval ne sont pas comparables à celles-ci car leur prix intègre le coût de viabilisation, alors qu'il s'agit de terres agricoles (ou forestières) nues au moment de la vente lorsqu'elles sont notifiées à la Safer. Ces dernières sont donc dans un état comparable quelle que soit leur destination, ce qui permet d'avoir une évaluation des plus-values procurées par certaines de celles-ci.



Le prix unitaire des terres agricoles varie assez peu selon la superficie de la transaction, sauf pour les très petites parcelles. Il est d'environ 2000 €/ha (compris entre 2200 €/ha pour des parcelles de 350 m² et 1870 €/ha pour celles qui font plus de 20 hectares). Pour une destination loisir, le prix unitaire varie davantage et les surfaces sont parfois très petites (moins de 200 m², vendus à 14 € le m²) et parfois assez grandes (plus de 7 ha, vendus à 2000 €/ha environ)¹⁰.

Les emprises d'infrastructures de transport se vendent à des prix sensiblement supérieurs. Les plus petites parcelles (460 m² en moyenne) s'échangent à un prix moyen de 6800 €/ha, alors que les plus grandes valent à peu près le même prix unitaire qu'une terre agricole. Les prix des parcelles destinées au développement local et surtout de celles utilisées comme terrains à bâtir ont des valeurs bien plus importantes que celles examinées jusqu'ici. C'est ainsi que la transaction du cinquième décile (D5) de surface destinée au développement local vaut 6650 €/ha (surface : 6650 m²) et celle vendue comme terrain à bâtir 51170 €/ha (surface : 3440 m²). Par comparaison, une terre agricole de D5 vaut 1920 €/ha (surface : 1,7 ha).

Les plus-values foncières sont donc considérables. Le Tableau 4 en donne une estimation pour des transactions de 1000, 5000 et 10000 m² selon la destination du terrain, l'indice 1 étant affecté à une terre à destination agricole.

destination	surface de la parcelle		
	1000 m ²	5000 m ²	1 ha
agricole	1	1	1
loisir	2,18	1,36	1,02
développement local	4,28	4,50	3,15
infrastructure transport	1,58	1,49	1,65
terrain à bâtir	43,32	20,59	15,63

Tableau 4. Plus-values foncières selon la destination

L'affectation d'un terrain à un usage de loisir n'augmente nettement le prix unitaire que pour les petites parcelles (multiplication par plus de deux pour 1000 m²). La plus-value procurée par la conversion d'une terre agricole à une infrastructure de transport est d'environ 50% pour les tailles de transactions examinées dans ce Tableau. Cette plus-value est beaucoup plus considérable pour les terres destinées au développement local (généralement : lotissements, équipements publics municipaux, etc.). Les prix sont, en effet, multipliés par plus de 3 pour des transactions d'un hectare et par plus

¹⁰La Figure 2 montre une importante non monotonie pour la destination loisirs, due à la faiblesse des effectifs dans chaque vingtile de surface.

de 4 pour celles de 1000 ou 5000 m². Enfin, c'est la conversion d'une terre agricole en terrain à bâtir qui procure les plus-values les plus importantes : le prix est multiplié par plus de 15 pour une transaction de 1 hectare, par plus de 20 si sa superficie est de 5000 m² et par plus de 43 lorsqu'elle est de 1000 m².

3.2 Les valeurs foncières dans un monde stochastique

Nous examinons successivement les valeurs d'option liées au "risque de marché" (court terme, cf. Section 1.3.1) et au "risque de population" (long terme, cf. Section 1.3.2). Dans les deux cas, les valeurs d'option sont estimées au moment où l'option de vente est réalisée, c'est-à-dire quand le chantier de construction va débiter sur la parcelle vendue.

3.2.1 Les valeurs d'option de court terme : risque de marché

Le Tableau 5 reprend les estimations des paramètres $b_{\sigma t}$ de (12) obtenus sur la région dijonnaise pour les sous-échantillons des communes avec et sans PLU (cf. Section 2.2.2). Les résultats complets du modèle (12) sont présentés en Annexe 2.

Retard	communes avec PLU		communes sans PLU	
	paramètre t-valeur	valeur d'option pour 1 écart-type	paramètre t-valeur	valeur d'option pour 1 écart-type
4 trimestres	2,623**	2,4	0,178	0,3
6 trimestres	2,631**	2,4	1,856**	2,1
10 trimestres	4,068***	2;6	-0,563	-0,2

significativité : *** 1% ; ** 5% ; * 10%

Tableau 5. Effet sur le prix de la variabilité du prix

Les paramètres estimés pour les communes sans PLU ne sont pas significatifs, à l'exception de l'un d'entre eux pour lequel le résultat est dû à quelques trimestres particuliers (la même équation estimée sur le même échantillon que celui utilisé pour un retard de 10 trimestres conduit à un paramètre non significatif).

Les paramètres obtenus pour les équations des communes avec PLU sont significatifs, que la variabilité du prix soit estimée sur les 4, 6 ou 10 trimestres précédant la transaction¹¹. Dans ces communes, le prix des terrains à bâtir

¹¹La différence entre communes avec et sans PLU reste inexpliquée. Elle peut tenir en partie à la différence du nombre d'observations, qui est à peu près du simple (sans PLU)

comprend donc une valeur d'option, qui est la valeur de différer la construction d'une parcelle. Cette valeur d'option est d'autant plus importante que les prix fluctuent fortement autour de la tendance au cours des trimestres précédant la transaction (le résultat est significatif que le retard sur lequel s'observe la variabilité soit de 4, 6 ou 10 trimestres). L'écart-type de variation du prix, calculé par (11) a une valeur moyenne de 0,024 et un écart-type de 0,0098 (4 trimestres), de 0,024 (moyenne) et 0,0086 (écart-type) (6 trimestres) et de 0,026 (moyenne) et 0,0058 (écart-type) (10 trimestres). Pour une variation d'un écart-type de cette variable, la valeur d'option est respectivement de 12,5%, 11,1% ou de 33,3% pour une variabilité observée sur 4, 6 ou 10 trimestres.

Ce résultat peut être comparé à celui de Cunningham [15], qui étudie les deux effets de l'incertitude liés à un investissement irréversible avec apport d'information : la réduction de l'offre de terrains à bâtir et l'augmentation des prix. Il montre que l'incertitude a un effet significatif, quoique modeste, sur le prix des terrains : + 1.6% pour un écart-type supplémentaire. Nous obtenons ici une valeur d'option nettement supérieure. L'effet de l'incertitude sur la rétention de terrains est, chez Cunningham [15], important : l'offre de terrains à bâtir diminue d'environ 11% pour un écart-type d'incertitude supplémentaire sur le prix immobilier.

3.2.2 Les valeurs d'option de long terme : risque de population

Le Tableau 6 indique les résultats de l'effet de l'évolution de la population entre 1982 et 1999 (tendance et écart-type) sur le prix des terrains à bâtir, pour l'ensemble du département de la Côte-d'Or. Ces effets sont estimés pour l'ensemble des communes puis, pour tenir compte des multicollinéarités, séparément sur celles ayant et n'ayant pas de PLU. Le voisinage sur lequel l'écart-type d'évolution de la population est calculé est composé soit des 10 soit des 15 communes voisines¹².

L'évolution de la population communale au cours de la période 1982-1999 n'a pas d'effet significatif sur le prix (sauf dans un cas où une interaction est introduite)¹³. L'écart-type de l'évolution de la population dans le voisinage

au double (avec PLU). Mais il est peu probable que cette explication suffise.

¹²Notons que les voisinages de 10 et 15 communes ne tiennent pas compte de la présence ou de l'absence de PLU parmi les voisins, alors que nous avons émis l'hypothèse que la variabilité de l'évolution de la population pouvait être différente dans les communes avec et sans PLU (Section 1.3.2). Cette hypothèse devra être testée dans un modèle avec biais de sélection et, si elle n'est pas rejetée, la définition du voisinage devra être adaptée : cf. note 8.

¹³Il est possible qu'une partie de l'effet de cette variable soit capté par la variable

(10 et 15 voisins) entre 1982 et 1999 est significatif pour l'ensemble des communes et pour celles sans PLU. Il ne l'est pas pour les communes avec PLU (cependant le signe positif est celui attendu), sauf lorsqu'on introduit une interaction avec l'évolution de la population (10 voisins). Il est possible qu'une meilleure définition du voisinage (cf. note 10) permette d'améliorer ce résultat pour les communes avec PLU.

	voisinage de 10 communes				voisinage 15 communes	
	paramètre	t-valeur	paramètre	t-valeur	paramètre	t-valeur
ensemble des communes						
PLU approuvé	0,2453	3,7			0,2426	3,7
Evolution population (1982-1999)	0,000011	0,3			7,96E-06	0,2
Ecart-type évolution population (1982-1999)	0,1866	2,1			0,2318	2,1
communes avec PLU						
Evolution population (1982-1999)	0,000021	0,6	0,000713	2,0	0,000017	0,5
Ecart-type évolution population (1982-1999)	0,1416	1,3	0,2144	1,9	0,1971	1,5
Evolution population * écart-type évolution			-0,00053	-1,9		
communes sans PLU						
Evolution population (1982-1999)	0,00066	1,4			0,000674	1,4
Ecart-type évolution population (1982-1999)	0,2521	1,8			0,2728	1,7

Tableau 6. Effet sur le prix de la variabilité de la population

Pour les communes sans PLU, l'écart-type d'évolution de la population est de 0,96 (10 voisins) et de 0,97 (15 voisins), et l'écart-type de cette variable est, respectivement, de 0,27 et de 0,28. Pour un écart-type supplémentaire de variabilité de la population, le prix des terrains à bâtir augmente de 7,7% (10 voisins) ou de 8,8% (15 voisins). Pour l'ensemble des communes, l'effet est de 7,0% (10 voisins) ou de 6,6% (15 voisins).

Ces résultats peuvent être comparés avec ceux de Plantinga *et al.* [31], qui estiment l'effet de la variabilité de la population sur le prix de terres agricoles aux Etats-Unis. L'estimation est faite sur des données agrégées au niveau de l'ensemble des comtés. Les résultats montrent que la densité de population fait augmenter le prix des terres agricoles, de même que sa variance, ce qui est interprété comme la capitalisation de la valeur d'option. Les anticipations de conversion représentent environ 10 % du prix des terres agricoles, mais jusqu'à la moitié dans les comtés les plus urbanisés¹⁴.

4 Discussion, conclusions et perspectives

Nous avons analysé les effets de l'influence d'une urbanisation de ceintures périurbaines dans un contexte déterministe et stochastique. Dans le aléatoire caractérisant la commune.

¹⁴Notre modèle sera également estimé sur le segment des terres à destination agricoles.

premier cas, l'effet de la distance au centre d'emploi et celui du moment de la conversion à des usages urbains se combinent pour expliquer les gradients de valeurs foncières selon la distance au centre urbain. Dans le second cas, des valeurs d'option se forment puisque la conversion d'une terre agricole à un usage urbain est une décision irréversible, qui intervient dans une situation marquée par deux types d'aléas : un "risque de marché", dû à la variabilité à court terme des prix sur le marché immobilier et un "risque de population" dû aux fluctuations du mouvement migratoire qui, dans le long terme, peut affecter le prix de revente du bien immobilier. Dans les deux cas, le propriétaire foncier a intérêt à différer la construction pour tenir compte des informations apportées par le marché.

L'application porte sur le département de la Côte-d'Or pour lequel nous utilisons des données individuelles sur les transactions de terres agricoles et de terrains à bâtir pour les années récentes (2000, 2002, 2004 et 2006) ou sur une plus longue période (1993-2006) dans la région dijonnaise. Les résultats montrent que les gradients de rente foncière sont d'environ -3% par kilomètre pour les terrains à bâtir et d'environ -1% ($-0,6\%$ à $-1,7\%$) pour les terres conservant un usage agricole. La différence s'explique par le fait que, dans ce dernier cas, la rente foncière résidentielle n'est anticipée qu'à partir du moment où la conversion se produira. Les effets sur les valeurs foncières de diverses autres variables d'influence urbaine (population, zonages fonciers, etc.) ou agricole (nature cadastrale des terres, orientation productive de l'agriculture dans la commune, etc.) sont également estimés.

Le "risque de marché" se traduit par la formation d'une valeur d'option, ce résultat étant principalement dû aux communes avec zonage foncier. Le "risque de population" donne aussi lieu à une valeur d'option, cette fois dans les communes sans PLU (et pour l'ensemble des observations). Dans les deux cas, ces valeurs d'option sont liées à une rétention de terrains (que nous ne pouvons pas estimer en l'état actuel des modèles). Ces résultats peuvent avoir des implications pratiques importantes. Selon les opérateurs du marché immobilier, la montée des valeurs immobilières de la dernière décennie est en partie due au manque de matière première, c'est-à-dire de terrains à bâtir [34]. La réduction de l'offre de terrains constructibles due à l'incertitude peut contribuer à expliquer ce manque. De plus, cette rétention doit logiquement être d'autant plus importante que le trend de périurbanisation se ralentit (il était plus vif dans les années 1970-80 que dans les années 1990-2000) et que l'incertitude s'accroît. Notre analyse fournit donc un élément d'explication de l'augmentation des valeurs foncières et immobilières qui s'est produite au cours de la décennie écoulée. En même temps, cette analyse permet de réfléchir à des solutions si la puissance publique a pour objectif d'augmenter

l'offre de terrains constructibles : le "risque de population" est un risque assurable, puisqu'il s'agit d'un risque local tant que la population globale du pays s'accroît. La création d'un marché secondaire pourrait permettre d'assurer ce risque, donc d'accroître l'offre foncière.

Les résultats actuels doivent être améliorés sur plusieurs points et la recherche se poursuit dans plusieurs directions. Il s'agit, premièrement, d'affiner les données et les modèles économétriques en tenant compte de la localisation des transactions dans les communes en complétant le géoréférencement, ce qui permettra de prendre en compte des variables intra-communales (localisation dans les différentes zones du plan local d'urbanisme et selon la distance au centre du village) et de contrôler les autocorrélations spatiales individuelles. Deuxièmement, l'étude du rôle des zonages fonciers (PLU) comme un droit à réguler le flux d'immigration en choisissant le volume annuel des tranches de permis de construire doit être précisée, en examinant le rôle des PLU sur la variabilité de ce mouvement migratoire par un modèle avec biais de sélection. Troisièmement, un modèle de durée doit permettre d'estimer la rétention de terrains à bâtir qui résulte de l'incertitude ; cela suppose que l'ensemble des parcelles du département puissent être introduites dans ce modèle (pour estimer les chances de survie dans un état agro-forestier), ce qui sera prochainement le cas grâce au cadastre numérisé qui est en cours de constitution par les services de l'Etat.

Références

- [1] Alonso, W. (1964), "Location and land use", Harvard University Press, Cambridge, MA.
- [2] Anselin L (1988) Spatial econometrics : methods and models. Kluwer, Dordrecht.
- [3] Arnott R.J., Lewis F.D. (1979), "The transition of land to urban use", *Journal of Political Economy*, 87 : 161-170.
- [4] Barnard C.H., Nehring R., Ryan J., Collender R. (1997), "Evidence of capitalization of direct government payments into U.S. cropland values", *American Journal of Agricultural Economics*, 79 : 1642-1650.
- [5] Beckerich, C. (2001) "Biens fonciers et valeurs immobilières", Paris, ADEF, 232 p.
- [6] Boisson J.M. (2005), "La maîtrise foncière, clé du développement rural : pour une nouvelle politique foncière", Conseil économique et social, Paris.

- [7] Brueckner J.K. (1990), "Growth Controls and Land Values in an Open City", *Land Economics*, 66 (3) : 237-48.
- [8] Brueckner, J.K., Thisse, J.F., Zénou, Y. (1999). "Why is central Paris rich and downtown Detroit poor ? An amenity-based theory", *European Economic Review*, 43 : 91-107.
- [9] Capozza, D.R., Helsley, R.W. (1989), "The fundamentals of land prices and urban growth", *Journal of Urban Economics*, 26 : 295-306.
- [10] Capozza, D.R., Helsley, R.W (1990), "The stochastic city", *Journal of Urban Economics*, 187-203.
- [11] Capozza, D., Li, Y. (1994), "The intensity and timing of investment : The case of land", *American Economic Review*, 84 (4) : 889-904.
- [12] 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 Economique*, 47 (4) : 963-981.
- [13] Cavailhès, J., Wavresky, P. (2003), "Urban influences on periurban farmland prices", *European Review of Agricultural Economics*, 30 : 333-357.
- [14] Colwell, P.F., Munneke, H.J. (1997), "The structure of Urban land prices", *Journal of Urban Economics* 41 : 321-336.
- [15] Cunningham C.R. (2006), "House price uncertainty, timing of development, and vacant land prices : evidence from real options in Seattle", *Journal of Urban Economics*, 59 : 1-31.
- [16] Dixit, A.K., Pindyck, R.S. (1994), "*Investment under uncertainty*", Princeton University Press, Princeton, NJ.
- [17] Fisher A.C., Hanemann W.M. (1990), "Option value : theory and measurement", *European Review of Agricultural Economics*, 17 : 167-180.
- [18] Fujita, M. (1989), "*Urban economic theory. Land use and city size*", Cambridge, Cambridge University Press.
- [19] Géniaux G., Napoleone C. (2007a), "La constructibilité anticipée des terres agricoles", *Etudes foncières*, 126 : 12-14.
- [20] Goffette-Nagot, F. (2000), "Urban spread beyond the city fringe", In : Huriot, J.M. (Ed.), Thisse, J.F. (Ed.) *Economics of Cities. Theoretical Perspectives*, Cambridge University Press : 318-340.
- [21] Gray A.W., Boehlje M.D., Gloy B.A., Slinsky S.P. (2004), "How U.S. farm programs and crop revenue insurance affect returns to farm land", *Review of Agricultural Economics*, 26, 2 : 238-253.

- [22] Hardie I.W., Narayan T.A., Gardner B.L. (2001), “The joint influence of agricultural and non farm factors on real estate values : an application to the mid-atlantic region”, *American Journal of Agricultural Economics*, 83 :120-132.
- [23] Karlin, S., Taylor, H.M. (1975), “A first course in stochastic processes”, Academic press, New York.
- [24] Lecat, G. (2006), *Analyse économique de la planification urbaine (Urban land planning economics)*, Ph.D. dissertation, University of Burgundy and INRA, 336 p.
- [25] McMillen D.P. (1996) “One hundred fifty years of land values in Chicago : A nonparametric approach”, *Journal of Urban Economics*, 40 : 100-124.
- [26] Mills, E.S. (Ed.) (1987), “*Handbook of Regional and Urban Economics*”. Vol. 2 : Urban Economics, North Holland, pp. 704-1311.
- [27] Muth, R. (1969), “*Cities and Housing*”, University of Chicago Press, Chicago.
- [28] Napoleone C. (2005), “*Prix fonciers et immobiliers et localisation des ménages au sein d’une agglomération urbaine*”, Thèse de doctorat en sciences économiques, Marseille, EHESS, 297 p.
- [29] Pyndick, R.S. (1988), “Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm”, *American Economic Review*, 78 :969-985.
- [30] Pyndick, R.S. (1991), “Irreversibility, uncertainty, and investment”, *Journal of Economic Literature*, 29 : 1110-1148.
- [31] Plantinga, A.J., Lubowski, R.N. and Stavins, R.N. (2002), “Effects of potential land development on agricultural land prices”, *Journal of Urban Economics*, 52 : 561-581.
- [32] Plantinga, A.J. ; Miller, D.J. (2001), “Agricultural land values and the value of right to future land development”, *Land Economics*, 77 : 56-67.
- [33] Reginster, I., Gofette-Nagot F. (2005), “Urban environmental quality in two Belgian cities, evaluated on the basis of residential choices and GIS data”, *Environment and Planning A*, 37 : 1067-1090.
- [34] Repentin T. (2005), “Foncier, logement : sortir de la crise”, Les Rapport du Sénat, n°442.
- [35] Söderberg, B., Janssen, C. (2001), “Estimating distance gradients for apartment properties”, *Urban Studies*, 38, (1) : 61-79.

- [36] Taylor M.R., Brester G.W. (2005), “Noncash income transfers and agricultural land values”, *Review of Agricultural Economics*, 27, 4 : 526-541.
- [37] Tegene A., Wiebe K., Kuhn B. (1999), “Irreversible investment under uncertainty : conservation easements and the option to develop agricultural land”, *Journal of Agricultural Economics*, 50, 2 : 203-219.

Annexe 1. Résultats
Données Safer (selon la destination)

	segment agricole		segment loisirs	
	estimate	t-value	estimate	t-value
Intercept	8,2624	86,9	6,7658	20,0
surface : 1er vingtile	-2,2432	-51,2	-1,4782	-6,5
surface : 2ème vingtile	-1,6507	-38,1	-0,9852	-4,5
surface : 3ème vingtile	-1,2713	-29,4	-1,2229	-5,6
surface : 4ème vingtile	-1,0529	-24,5	-0,7017	-3,2
surface : 5ème vingtile	-0,8838	-20,6	-0,4094	-1,9
surface : 6ème vingtile	-0,7501	-17,4	-0,5464	-2,5
surface : 7ème vingtile	-0,5972	-13,9	-0,1552	-0,7
surface : 8ème vingtile	-0,424	-9,9	-0,3997	-1,9
surface : 9ème vingtile	-0,2087	-4,9	-0,3291	-1,6
surface : 10ème vingtile	réf.		réf.	
surface : 11ème vingtile	0,1116	2,6	-0,2949	-1,4
surface : 12ème vingtile	0,2974	6,9	0,1647	0,8
surface : 13ème vingtile	0,529	12,3	0,4864	2,3
surface : 14ème vingtile	0,7052	16,3	0,4049	1,9
surface : 15ème vingtile	0,8991	20,9	0,368	1,7
surface : 16ème vingtile	1,1514	26,6	0,4941	2,3
surface : 17ème vingtile	1,3657	31,6	0,9066	4,3
surface : 18ème vingtile	1,6134	37,3	1,1612	5,3
surface : 19ème vingtile	1,9854	45,7	1,3105	6,0
surface : 20ème vingtile	2,5945	58,9	2,5867	11,7
nature cadastrale : bois	-0,4502	-11,5	-0,7357	-6,0
nature cadastrale : prés	-0,04405	-1,6	0,004659	0,0
nature cadastrale : prés (Auxois)	0,1676	4,4	-0,2862	-1,5
nature cadastrale : terres et prés	-0,06694	-2,5	-0,211	-0,8
nature cadastrale : vergers	0,655	4,4	0,1639	1,0
nature cadastrale : parcours	-0,6006	-15,0	-0,3558	-3,1
nature cadastrale : sols	0,6287	5,3	0,7682	5,2
nature cadastrale : pas de dominante	-0,2258	-6,9	-0,1736	-1,4
fermier acquéreur	-0,03054	-1,9	-0,3898	-1,0
fermier non acquéreur	0,07392	3,1	0,1227	0,7
pas de fermier	réf.		réf.	
année transaction : 1993	-0,2848	-8,3	-0,2883	-0,8
année transaction : 1994	-0,2494	-7,1	-0,5296	-2,2
année transaction : 1995	-0,246	-7,0	-0,1735	-0,7
année transaction : 1996	-0,2552	-7,2	0,2555	1,1
année transaction : 1997	-0,2392	-6,5	-0,00145	0,0
année transaction : 1998	-0,2026	-5,8	0,0608	0,3
année transaction : 1999	-0,1596	-4,3	-0,1586	-0,8
année transaction : 2000	-0,0921	-2,5	-0,1408	-0,8
année transaction : 2001	-0,1155	-3,1	-0,3114	-2,5
année transaction : 2002	-0,03882	-1,0	0,01218	0,1
année transaction : 2003	-0,00054	0,0	-0,1525	-1,3
année transaction : 2004	-0,04043	-1,1	0,02549	0,2
année transaction : 2005	réf.		réf.	
dominante communale : céréales	0,07467	2,4	0,3259	2,6
dominante communale : agriculture générale	0,1877	3,1	-0,1125	-0,8
dominante communale : bovins viande	-0,09714	-1,6		
% terres commune drainées, irriguées	0,2463	4,1		
% terres commune faire-valoir direct	0,2644	3,4		
PLU approuvé	0,1113	3,0		
PLU prescrit	0,001235	0,0		
pas de PLU	réf.			
% terres commune en forêt + eau	-0,3171	-4,5	0,4056	1,9
Distance au centre du bassin de vie (km)	-0,00624	-3,2	-0,00886	-1,4
population commune + voisins (1000 habitants)	0,01389	3,7		
corrélation communes voisines	111,4	6,6		
espace à dominante rurale			-0,3992	-3,5
revenu imposable moyen de la commune			0,02806	2,2

	segment bâti	
	estimate	t-value
Intercept	6,1933	26,8
surface, terrains à bâtir : 1er décile	-1,3733	-6,0
surface, terrains à bâtir : 2ème décile	-0,0861	-0,4
surface, terrains à bâtir : 3ème décile	-0,4688	-2,1
surface, terrains à bâtir : 4ème décile	-0,1553	-0,7
surface, terrains à bâtir : 5ème décile	réf.	
surface, terrains à bâtir : 6ème décile	0,03153	0,1
surface, terrains à bâtir : 7ème décile	-0,05349	-0,2
surface, terrains à bâtir : 8ème décile	0,3431	1,5
surface, terrains à bâtir : 9ème décile	0,5718	2,6
surface, terrains à bâtir : 10ème décile	1,0967	5,0
surface, construction, collectif : 1er décile	-2,0984	-8,9
surface, construction, collectif : 2ème décile	-0,9305	-4,0
surface, construction, collectif : 3ème décile	-0,5367	-2,4
surface, construction, collectif : 4ème décile	-0,1529	-0,7
surface, construction, collectif : 5ème décile	réf.	
surface, construction, collectif : 6ème décile	0,1742	0,8
surface, construction, collectif : 7ème décile	0,4828	2,1
surface, construction, collectif : 8ème décile	0,7846	3,4
surface, construction, collectif : 9ème décile	0,8803	3,8
surface, construction, collectif : 10ème décile	1,9722	8,4
surface, emprise infrastructures : 1er décile	-1,4253	-6,0
surface, emprise infrastructures : 2ème décile	-1,2585	-5,3
surface, emprise infrastructures : 3ème décile	-1,0017	-4,2
surface, emprise infrastructures : 4ème décile	-0,2062	-0,9
surface, emprise infrastructures : 5ème décile	réf.	
surface, emprise infrastructures : 6ème décile	0,6049	2,6
surface, emprise infrastructures : 7ème décile	1,5127	6,3
surface, emprise infrastructures : 8ème décile	1,9537	8,1
surface, emprise infrastructures : 9ème décile	2,6952	10,5
surface, emprise infrastructures : 10ème décile	4,0237	15,7
nature cadastrale : bois	0,169	1,1
nature cadastrale : prés	-0,1738	-1,4
nature cadastrale : prés (Auxois)	0,151	0,8
nature cadastrale : terres et prés	-0,1522	-0,7
nature cadastrale : vergers	-1,2885	-2,9
nature cadastrale : parcours	-0,04404	-0,2
nature cadastrale : sols	0,468	4,3
nature cadastrale : pas de dominante	-0,04023	-0,3
fermier acquéreur	-0,05614	-0,1
fermier non acquéreur	0,2239	2,7
pas de fermier	réf.	
année transaction : 1993	-0,8848	-5,0
année transaction : 1994	-1,0845	-6,2
année transaction : 1995	-0,8146	-4,3
année transaction : 1996	-0,724	-4,0
année transaction : 1997	-0,7299	-3,7
année transaction : 1998	-0,8086	-4,8
année transaction : 1999	-1,0317	-5,7
année transaction : 2000	-0,6233	-3,7
année transaction : 2001	-0,6462	-4,6
année transaction : 2002	-0,3142	-2,3
année transaction : 2003	-0,4686	-3,6
année transaction : 2004	-0,05585	-0,5
année transaction : 2005	réf.	
terrains à bâtir	3,9952	16,0
développement local	2,8565	11,3
emprise d'infrastructures	réf.	
PLU approuvé	0,2477	2,0
PLU prescrit	0,08799	0,7
pas de PLU	réf.	
espace à dominante rural	-0,3024	-1,9
Distance au centre du bassin de vie (km)	-0,0272	-3,7
population commune (1000 habitants)	0,08412	3,4

Données Perval

	communes avec PLU		communes sans PLU		ensemble	
	estimate	t-value	estimate	t-value	estimate	t-value
Intercept	10,6873	75,2	10,2349	65,3	10,2342	78,3
PLU approuvé					0,2889	4,4
surface : 1er vingtile	-0,6382	-9,0	-0,7603	-7,6	-0,6853	-11,8
surface : 2ème vingtile	-0,2401	-3,6	-0,2264	-1,7	-0,2569	-4,5
surface : 3ème vingtile	-0,1677	-2,5	-0,3694	-3,3	-0,2237	-4,0
surface : 4ème vingtile	-0,1702	-2,5	-0,08179	-0,8	-0,1481	-2,6
surface : 5ème vingtile	-0,1229	-1,8	-0,04545	-0,5	-0,1042	-1,9
surface : 6ème vingtile	-0,1454	-2,2	-0,01388	-0,2	-0,1141	-2,1
surface : 7ème vingtile	-0,02972	-0,4	-0,06232	-0,6	-0,046	-0,8
surface : 8ème vingtile	-0,02581	-0,4	-0,1197	-1,3	-0,06056	-1,1
surface : 9ème vingtile	-0,03039	-0,4	-0,1351	-1,7	-0,08027	-1,5
surface : 10ème vingtile	réf.		réf.		réf.	
surface : 11ème vingtile	0,07945	1,0	-0,04482	-0,6	0,003372	0,1
surface : 12ème vingtile	-0,07999	-1,0	0,0915	1,1	0,01161	0,2
surface : 13ème vingtile	0,0849	1,1	0,07895	1,0	0,08796	1,6
surface : 14ème vingtile	0,1188	1,4	0,0395	0,5	0,06561	1,2
surface : 15ème vingtile	0,09586	1,2	0,04486	0,6	0,06598	1,2
surface : 16ème vingtile	0,2713	3,4	0,1785	2,2	0,2191	3,9
surface : 17ème vingtile	0,05529	0,6	0,1186	1,5	0,09838	1,7
surface : 18ème vingtile	0,2468	3,1	0,1155	1,4	0,1709	3,0
surface : 19ème vingtile	0,3363	3,7	0,1732	2,2	0,2371	4,1
surface : 20ème vingtile	0,5017	6,1	0,3662	4,5	0,4289	7,5
année transaction : 2000	-0,6866	-18,6	-0,7862	-18,9	-0,7356	-26,5
année transaction : 2002	-0,4369	-11,4	-0,5193	-11,5	-0,4783	-16,3
année transaction : 2004	-0,2797	-8,1	-0,3673	-10,1	-0,3203	-12,8
année transaction : 2006	réf.		réf.		réf.	
Distance au centre du bassin de vie (km)	-0,03618	-5,3	-0,02722	-4,5	-0,03099	-6,8
évolution pop. commune + voisins (1000 habitants)	1,8496	2,5	1,5741	2,7	1,5325	3,3

Annexe 2. Modèles avec écarts-types trimestriels (région dijonnaise, 1994 à 2002)

Variables	Ecart-type sur 4 trimestres précédents				Ecart-type sur 6 trimestres précédents				Ecart-type sur 10 trimestres précédents			
	Avec PLU		Sans PLU		Avec PLU		Sans PLU		Avec PLU		Sans PLU	
	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value	Paramètre	t-value
Variables fixes												
Constante	-153,50***	-14,75	-211,34***	-9,45	-155,25***	-14,34	-272,58***	-10,07	-149,35***	-12,36	-253,46***	-6,54
v1_surfha	-0,512***	-9,79	-0,462***	-2,71	-0,527***	-10,12	-0,461***	-2,77	-0,541***	-10,18	-0,444**	-2,28
v2_surfha	-0,251***	-4,68	-0,367**	-2,40	-0,261***	-4,94	-0,355**	-2,28	-0,297***	-5,41	-0,445***	-2,60
v3_surfha	-0,160***	-3,05	-0,389***	-3,08	-0,162***	-3,13	-0,361***	-2,92	-0,172***	-3,32	-0,372**	-2,58
v4_surfha	-0,153***	-3,01	-0,155	-1,15	-0,154***	-3,11	-0,133	-0,98	-0,161***	-3,21	-0,189	-1,17
v5_surfha	-0,071	-1,43	-0,322**	-2,36	-0,069	-1,40	-0,369***	-2,68	-0,081	-1,63	-0,386***	-2,66
v6_surfha	-0,063	-1,28	-0,300**	-2,01	-0,061	-1,28	-0,305**	-2,09	-0,074	-1,53	-0,363**	-2,31
v7_surfha	-0,058	-1,17	-0,300**	-2,22	-0,053	-1,11	-0,291**	-2,21	-0,080*	-1,66	-0,406*	-1,94
v8_surfha	-0,040	-0,81	-0,040	-0,37	-0,042	-0,87	-0,029	-0,26	-0,067	-1,37	-0,045	-0,37
v9_surfha	-0,024	-0,46	-0,104	-1,11	-0,027	-0,53	-0,116	-1,25	-0,043	-0,83	-0,088	-0,85
v11_surfha	-0,025	-0,48	-0,257***	-2,60	-0,017	-0,33	-0,277***	-2,81	-0,035	-0,68	-0,320***	-2,85
v12_surfha	-0,018	-0,35	-0,091	-0,92	-0,015	-0,31	-0,121	-1,24	-0,031	-0,62	-0,124	-1,09
v13_surfha	0,054	0,95	-0,033	-0,36	0,066	1,18	-0,040	-0,44	0,086	1,52	-0,108	-1,03
v14_surfha	0,021	0,38	0,114	1,20	0,030	0,58	0,113	1,18	0,023	0,45	0,072	0,67
v15_surfha	0,050	0,82	-0,057	-0,59	0,056	0,94	-0,033	-0,35	0,025	0,42	-0,028	-0,26
v16_surfha	0,037	0,62	0,053	0,60	0,024	0,41	0,030	0,34	0,009	0,16	-0,018	-0,18
v17_surfha	0,130**	2,00	0,129	1,44	0,171***	2,65	0,140	1,56	0,180***	2,80	0,120	1,19
v18_surfha	0,070	1,17	0,173*	1,88	0,062	1,07	0,161*	1,75	0,057	0,96	0,137	1,36
v19_surfha	0,010	0,16	0,171*	1,90	0,091	1,47	0,167*	1,88	0,080	1,31	0,106	1,05
v20_surfha	0,274***	4,19	0,369***	4,02	0,277***	4,29	0,363***	3,98	0,261***	4,03	0,325***	3,13
année	0,082***	15,84	0,112***	9,99	0,083***	15,39	0,142***	10,52	0,080***	13,29	0,133***	6,87
km500_dij	-0,082***	-7,87	-0,112***	-4,51	-0,080***	-7,48	-0,111***	-4,28	-0,073***	-7,19	-0,117***	-4,40
km500_dij_2	0,001***	3,05	0,001**	2,32	0,001***	2,76	0,001**	2,18	0,001**	2,22	0,001**	2,38
Rho autocorr. spatiale	668190***	3,11	838068***	2,72	560825**	2,49	790217**	2,47	507653**	2,29	835473**	2,39
Ecart-type var. prix	2,623**	2,42	0,178	0,30	2,631**	2,40	1,856**	2,14	4,068***	2,60	-0,563	-0,17
Variables aléatoires	Paramètre	z-value	Paramètre	z-value	Paramètre	z-value	Paramètre	z-value	Paramètre	z-value	Paramètre	z-value
Codgeo trimestre	0,034***	4,37	0,074***	3,68	0,036***	4,37	0,086***	3,81	0,031***	4,6	0,086***	3,59
Nombre observations	1396		737		1346		698		1268		575	
BIC	906,2		899,8		799,5		824,5		718,5		732,3	
Indice de Moran	-0,052		-0,017		-0,033		-0,018		0,062		-0,027	

Notes : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, non significatif.

La valeur de l'indice de Moran est donnée pour une pondération de 1/d et un rayon de 7 km.

Le retard spatial « rho autocorr. spatiale » est calculé (en mètres) pour une pondération de 1/d² et un rayon de 7 km.

Les variables notées v_i_surfha (où i prend les valeurs de 1 à 20) sont les vingtiles de surface généralisés, c'est-à-dire calculés sur l'ensemble des 2404 transactions.