

L'influence urbaine sur le prix des terres agricoles et ses conséquences pour l'agriculture

Jean Cavailhès*, Mohamed Hilal* et Pierre Wavresky*

Dans les espaces périurbains, les enjeux liés à la terre sont très nombreux : conversion de terres agricoles, forestières ou naturelles vers des usages urbains ; formation de plus-values d'urbanisation ; préservation de la ressource foncière pour ses fonctions non marchandes ou pour les générations futures. Ces questions se règlent sur le marché foncier, où les agents économiques sont en compétition pour l'utilisation du sol, le plus offrant acquérant le droit d'en choisir l'usage, dans le respect de la réglementation. Cet article vise à éclaircir certains aspects du fonctionnement du marché des terres agricoles sous l'effet du mouvement de périurbanisation que connaît la France ; pour cela, nous étudions les volumes et les destinations des sols échangés ainsi que la formation des prix à partir de modèles économétriques sur des données individuelles établies à partir des notifications de ventes faites aux Sociétés d'aménagement foncier et d'établissement rural (Safer).

Nous montrons que, sur le segment le plus agricole du marché (destination agricole, achat par un agriculteur, pas de bâtiment), le prix des terres est influencé par le système urbain : il diminue lorsqu'on s'éloigne des métropoles et des pôles urbains et il varie dans le même sens que la population et que son accroissement. Toutefois, ces effets ne jouent pas de la même manière selon les trois régions d'étude retenues (départements de la Côte-d'Or et du Nord, région de Toulouse). Ainsi, le monocentrisme toulousain ou dijonnais s'oppose au polycentrisme du Nord.

*Inra-CESAER, 26 boulevard Docteur Petitjean, 21000 Dijon, tél. 03 80 77 25 80, e-mail : Jean.Cavailhes@dijon.inra.fr

Dans les espaces périurbains, les enjeux liés à la terre sont très nombreux : conversion de terres agricoles, forestières ou naturelles vers des usages urbains ; formation de plus-values d'urbanisation ; préservation de la ressource foncière pour ses fonctions non marchandes ou pour les générations futures. Ces questions se règlent sur le marché foncier, où les agents économiques sont en compétition pour l'utilisation du sol, le plus offrant acquérant le droit d'en choisir l'usage, dans le respect de la réglementation. Le marché foncier connaît des imperfections et des défaillances, ce qui explique qu'il soit réglementé et segmenté : code de l'urbanisme, code rural, code de l'expropriation, réglementations environnementales, etc. Cet ensemble de règles limite et oriente le libre jeu des acteurs sur les différents marchés fonciers. Cet article vise à éclaircir certains aspects du fonctionnement du marché des terres agricoles sous l'effet du mouvement de périurbanisation que connaît la France ; pour cela, nous étudions les volumes et les destinations des sols échangés ainsi que la formation des prix (1).

Les recherches en économie sur le marché foncier agricole sont assez nombreuses. Pour un état récent de la littérature, on peut se reporter à Gray *et al.* (2004) et Taylor et Brester (2005). De nombreux travaux étudient la capitalisation dans les valeurs foncières des aides publiques à l'agriculture (Goodwin *et al.*, 2003 ; Kirwan, 2009 ; Lence et Mishra, 2003). La plupart conclue que les propriétaires fonciers captent une partie de ces subventions à travers une augmentation des valeurs foncières, alors que la théorie indique qu'ils devraient bénéficier de la totalité de celles-ci. Le marché des terrains à destination résidentielle est lui aussi bien étudié, en particulier sous l'angle des effets des politiques foncières de protection des espaces ouverts en périphérie des villes ou dans les ceintures suburbaines (citons, parmi d'autres, Bockstael et Irwin, 2000 ; Cheshire et Sheppard, 1995 ; Irwin, 2002 ; Roe *et al.*, 2004 ; Thorsnes, 2002). Lecat (2006) fait le point sur l'analyse économique des zonages fonciers et il analyse précisément le cas français.

Le lien entre ces deux marchés, c'est-à-dire l'influence du marché des terrains à bâtir sur le marché des terres agricoles, est moins étudié. À la suite de travaux pionniers (Arnott et Lewis, 1979), les modèles théoriques fondamentaux en ce domaine ont été élaborés par Capozza et Hesley (1989 ; 1990) et Capozza et Li (1994). Parmi les applications qui ont été faites aux États-Unis, retenons celles de Plantinga *et al.*

(2002), de Cunningham (2006) et de Livadis *et al.* (2006). Elles montrent que le prix des terres agricoles incorpore des plus-values d'urbanisation futures et des valeurs d'option (2). En outre, Livadis *et al.* (2006) mettent en évidence les effets induits sur l'agriculture, qui est d'autant plus intensive que ces plus-values anticipées sont importantes.

En France, le marché foncier périurbain est peu étudié par les économistes. Parmi les exceptions, citons Cavailhès et Wavresky (2002a ; 2002b ; 2003), Napoleone (2005), Géniaux et Napoleone (2007). Ces travaux montrent que, dans des transactions où des terres agricoles restent à usage agricole, le prix est influencé par la plus-value d'urbanisation que ces terres seront susceptibles de procurer à leurs propriétaires dans une transaction ultérieure.

Nous nous inscrivons dans le prolongement de ces travaux. Nous montrons que, sur le segment le plus agricole du marché (destination agricole, achat par un agriculteur, pas de bâtiment) le prix des terres est influencé par le système urbain : il diminue lorsqu'on s'éloigne des métropoles et des pôles urbains et il varie dans le même sens que la population et son accroissement. Toutefois, ces effets ne jouent pas partout de la même manière.

Nous avons retenu trois périmètres d'étude pour illustrer ces influences urbaines : le premier est centré sur Toulouse et inclut une zone plus vaste que l'aire urbaine éponyme ; les deux autres correspondent au département de la Côte-d'Or et à celui du Nord, pris dans leur totalité. Ce choix permet de couvrir trois types d'espace périurbain. Toulouse, sixième unité urbaine française, se place au premier rang des grandes villes en matière d'accroissement démographique, tant pour la ville-centre que pour l'agglomération. Le dynamisme toulousain irrigue toute la région Midi-Pyrénées et notamment l'aire urbaine, dont la croissance démographique est la plus rapide de celle des aires urbaines de plus de 300 000 habitants (Frénat, 2009). L'étalement urbain autour du pôle toulousain se poursuit et

1. Cette recherche a bénéficié d'un financement du ministère en charge de l'urbanisme, de l'habitat et de la construction dans le cadre de la convention 0001723(L06.24) du 02/11/2006. Elle utilise des données acquises auprès de SCAFR-Terres d'Europe d'après Safer.

2. Lorsque le prix d'un terrain constructible est volatile, il est préférable de différer sa construction (opération irréversible) pour que le temps apporte de nouvelles informations sur la tendance du marché. La flexibilité qui résulte de la possibilité de construire ou non le terrain selon l'évolution de son prix s'appelle, en économie financière, une valeur d'option.

empiète largement sur les aires urbaines voisines (Montauban, Albi, Saint-Gaudens, Pamiers, etc.). Dijon est une agglomération moyenne, dans une région où la population est relativement stable. L'aire d'influence dijonnaise est plus restreinte que celle de Toulouse ; la périurbanisation se poursuit mais à un rythme inférieur à la moyenne française. Enfin, le département du Nord, le plus peuplé de France, possède un réseau urbain très dense (conurbation lilloise, Dunkerque, Douais, Valenciennes, etc.) et une mosaïque d'aires d'influence qui s'interpénètrent. Ce choix, s'il ne prétend pas représenter tous les types d'espaces possibles, correspond à trois archétypes d'influence urbaine sur les campagnes environnantes.

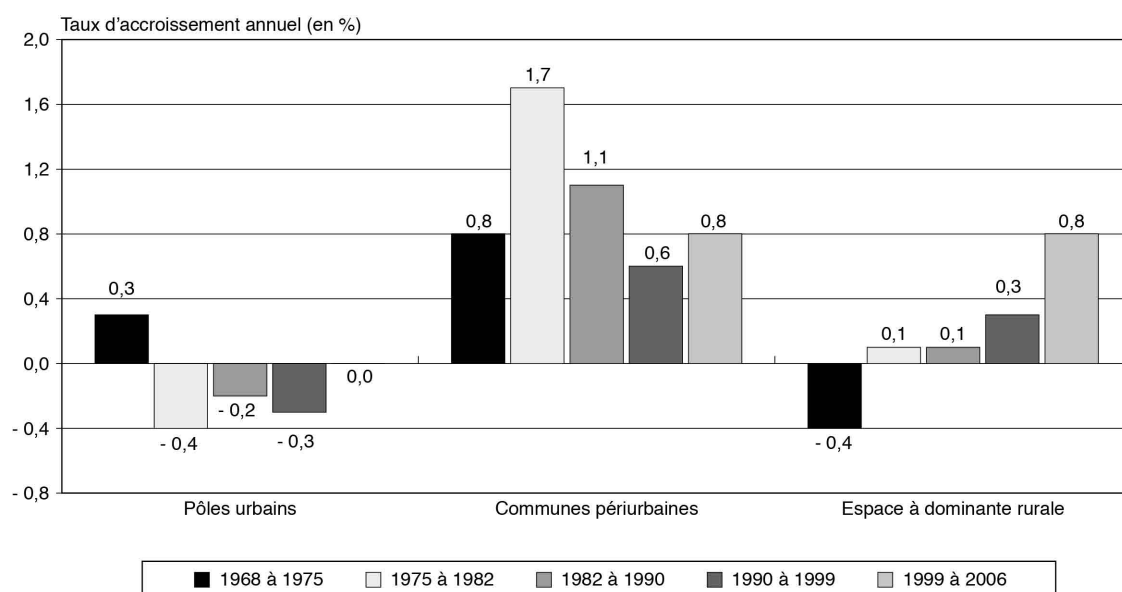
La consommation foncière des ménages

L'espace périurbain représente plus du tiers du territoire français. Les seules couronnes périurbaines des pôles urbains de plus de 5 000 emplois se sont beaucoup étendues depuis trente cinq ans (+30 % entre 1990 et 1999 ; +21 % entre 1999 et 2010) (3) ; un Français sur cinq y résidait en 2007. Alors que dans les années 1980 et 1990 l'essentiel du dynamisme démographique était porté par le périurbain,

depuis 1999 la population des grandes villes et des espaces ruraux s'accroît. Le récent regain des grandes agglomérations est dû à un bilan naturel positif (hausse de la fécondité et baisse continue de la mortalité) et à l'amorce d'un retour vers les centres-villes (cependant, le solde migratoire est nul). Malgré un léger tassement, le périurbain reste attractif. Enfin les espaces ruraux retrouvent un accroissement démographique après une longue période de déclin et de stagnation (Laganier et Vienne, 2009). En ce début de siècle, le solde migratoire, qui reflète le choix de localisation des ménages, reste largement positif pour les communes périurbaines et pour celles de l'espace à dominante rurale (cf. graphique I). Cela se traduit par une demande foncière à des fins de consommation : résidences principales ou secondaires, résidences de retraite, terrains de loisir, usages récréatifs ou environnementaux émanant de particuliers ou de collectivités. C'est donc sur la quasi-totalité de l'espace français que la terre est à la fois un facteur de production et un bien de consommation, ce qui soulève des enjeux considérables.

3. L'extension de la périurbanisation est mesurée par l'évolution de la superficie des communes classées dans la catégorie « couronne périurbaine » des anciens zonages en aires urbaines (définition 1990 et 1999) et dans le regroupement des couronnes des grandes et moyennes aires urbaines du nouveau zonage (définition 2010).

Graphique I
Soldes migratoires de 1968 à 2006 par catégorie d'espace



Lecture : le solde migratoire des pôles urbains était positif durant la première période inter-censitaire (1968-75), puis il devient négatif et il s'annule presque entre 1999 et 2006. Les communes périurbaines ont eu durant chaque période inter-censitaire un solde migratoire positif, qui a été très élevé entre 1975 et 1982 (+1,7 % par an). L'espace à dominante rurale est passé d'un solde négatif (-0,4 % par an) à un solde positif de même niveau que les communes périurbaines durant la période la plus récente.
Source : recensements de la population, Insee.

Ces mouvements démographiques ont une forte empreinte sur le marché foncier rural. La part des différents segments de ce marché en nombre, surface et valeur a été établie à partir des notifications de ventes faites aux Sociétés d'aménagement foncier et d'établissement rural (Safer) par les notaires pour l'année 2008 (cf. graphique II). La segmentation du marché utilise l'arbre établi par la Société de Conseil pour l'Aménagement Foncier et Rural (Scafr) (*Espace Rural*, mai 2009).

Les destinations agricoles ou forestières des biens échangés ne représentent que 45 % des transactions. Les espaces résidentiels non bâtis et les maisons de campagne (l'usage pour des loisirs est commun à ces deux destinations, qui se distinguent par l'absence ou la présence d'un bâtiment) représentent, quant à eux, 37 % de celles-ci. Certes, les terres agricoles représentent 64 % du volume du marché en surface, mais leur part en valeur n'est que de 23 %. Les maisons de campagne pèsent pour 40 % des échanges en valeur, du fait du prix de la maison elle-même, qui n'est pas dissocié du prix du terrain dans l'acte de vente.

Ces données nationales masquent de fortes différenciations régionales, qu'illustrent les départements de la Côte-d'Or et du Nord et la région de Toulouse. Celles-ci concernent à la fois les formes de peuplement et la profondeur de l'influence des villes sur les campagnes.

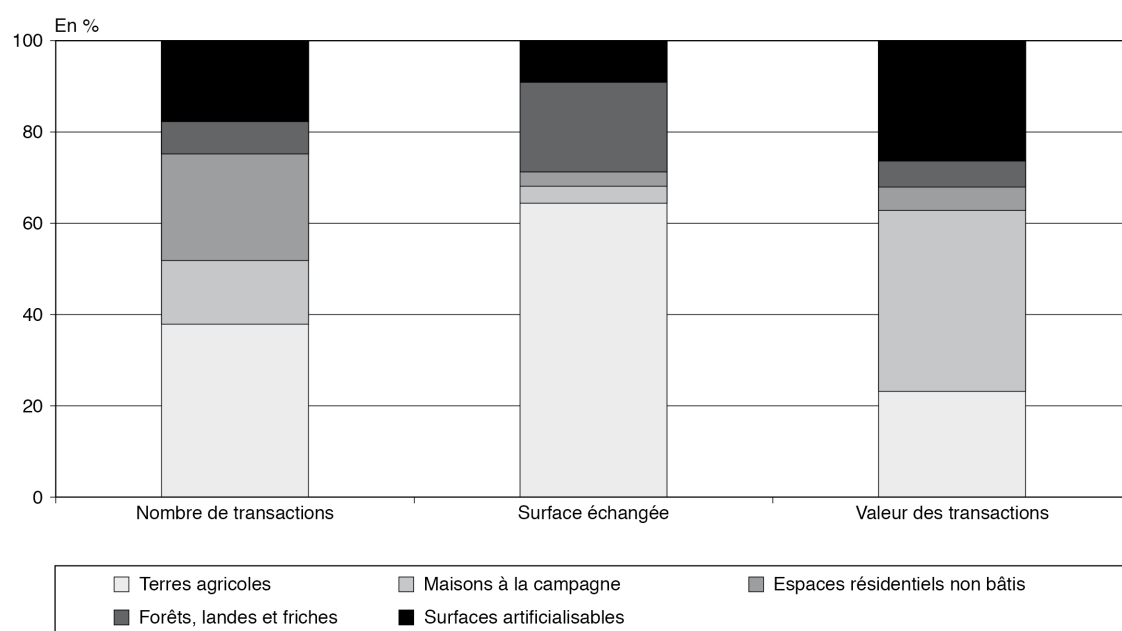
Habitat groupé ou dispersé

Depuis Marc Bloch (1931), on a coutume d'opposer la France du Nord et son habitat groupé, aux champs ouverts, allongés et labourés à la charrue, et la France du Sud à l'habitat dispersé, aux champs irréguliers, découpés en puzzle et travaillés à l'araire. Si la thèse de Bloch est controversée (il « *est douteux que la charrue et l'araire aient pu déterminer la forme des champs* », de Saint-Jacob, 1935), il n'en demeure pas moins que l'opposition dans la forme du peuplement demeure.

De nos jours encore, dans les communes périurbaines de la région dijonnaise, les villages sont très denses (4) et ils empiètent peu sur les espaces agricoles et forestiers interstitiels. Les *openfields* de la plaine céréalière et betteravière de Dijon ont non seulement été conservés, mais, remembrement et politique agricole aidant, ils se sont dilatés en d'immenses parcelles. L'agriculture n'est donc pas trop gênée par l'arrivée de nouveaux habitants dans les villages périurbains, qui ne mordent que très peu sur les terres cultivées. De grandes forêts bien exploitées occu-

4. La population moyenne des villages est de 1 700 habitants par kilomètre carré, chiffre obtenu en divisant la population par la surface du polygone bâti (composé des habitations, jardins, rues et routes, espaces ouverts et verts, publics ou privés). La densité de population moyenne n'est que de 41 habitants par kilomètre carré lorsqu'on porte la surface de la commune au dénominateur.

Graphique II
Destination des terres échangées sur le marché foncier rural (2008)



Source : Terres d'Europe-Scafr d'après Safer.

pent les terres délaissées par l'agriculture. Cette séparation dans l'espace des trois grandes activités, résidentielle, agricole et forestière, est une forme d'organisation qui permet le développement de chacune sans empiéter de trop sur les autres. Au contraire, dans la région de Toulouse, le semis régulier des maisons « mite » l'espace agricole. Ici, pour reprendre une expression des opérateurs du marché foncier, « *les villes mangent l'espace rural comme les mites la laine. L'image évoque tout à la fois un monde rural qui se rétrécit comme une peau de chagrin sous l'effet de ce grignotage et elle suggère aussi un certain caractère anarchique, non contrôlé : les logements tombent sur la campagne au petit bonheur la chance, venant gâcher nos jolis paysages champêtres* » (Cavailhès, 2004).

Métropoles mono ou polycentriques

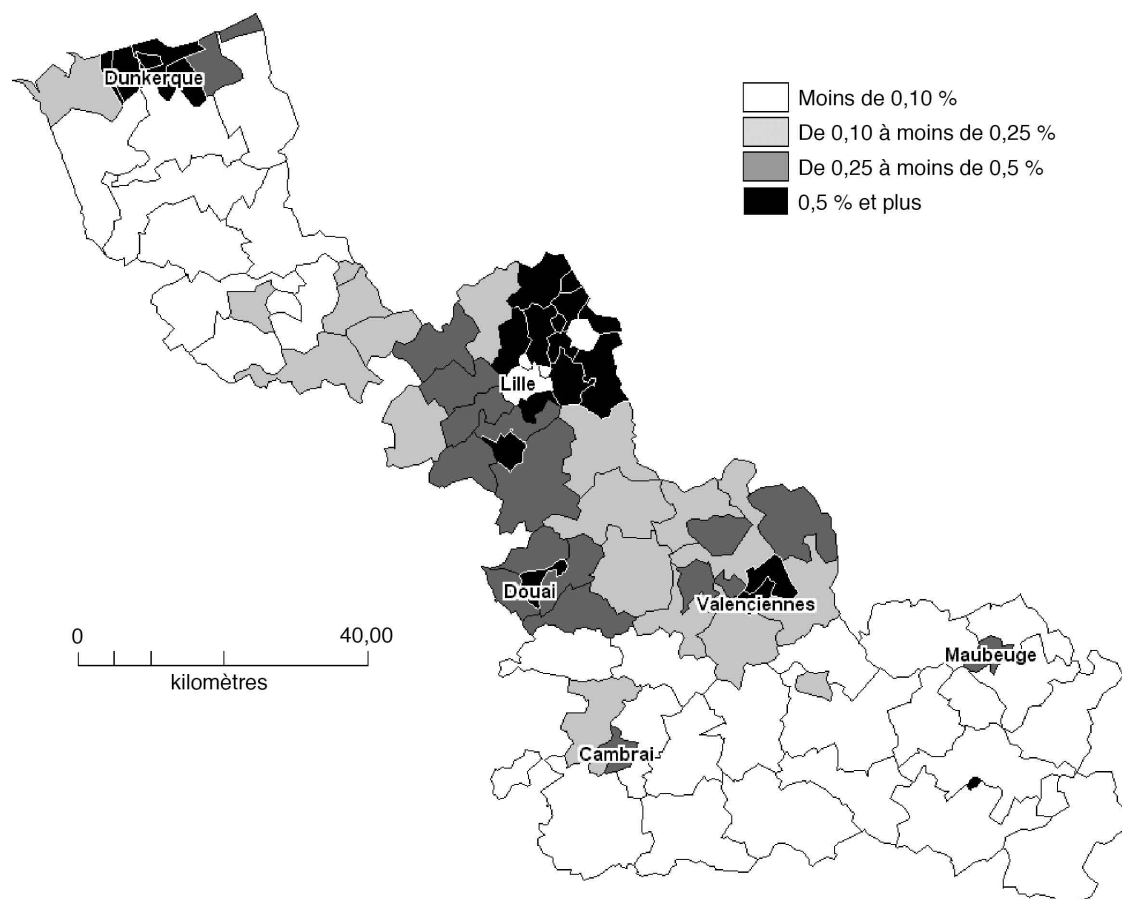
À une échelle différente de celle de la morphologie de l'habitat, une autre opposition existe selon la portée de l'aire d'influence des pôles

urbains. Dans le Nord, le taux de conversion de terres agricoles en terrains à destination urbaine rapporte le volume des transactions enregistrées par l'Office régional de l'habitat (Orha) (en moyenne annuelle au cours de la période 1989-2003) à la superficie des terres agricoles en 2000 ; les taux de conversion sont particulièrement élevés autour de Lille, où ils dépassent chaque année 0,5 % de la surface agricole dans 13 cantons, ainsi qu'autour de Dunkerque, Valenciennes et Douai. Ils sont généralement inférieurs à 0,1 % de cette surface agricole au sud du département et au nord, excepté sur la bande côtière (cf. carte 1).

Il n'est pas possible d'établir une carte équivalente pour les deux autres régions d'étude car il n'y existe pas d'équivalent du fichier Orha (5). Des comparaisons interrégionales à partir de Perval seraient biaisées du fait de l'hétérogénéité

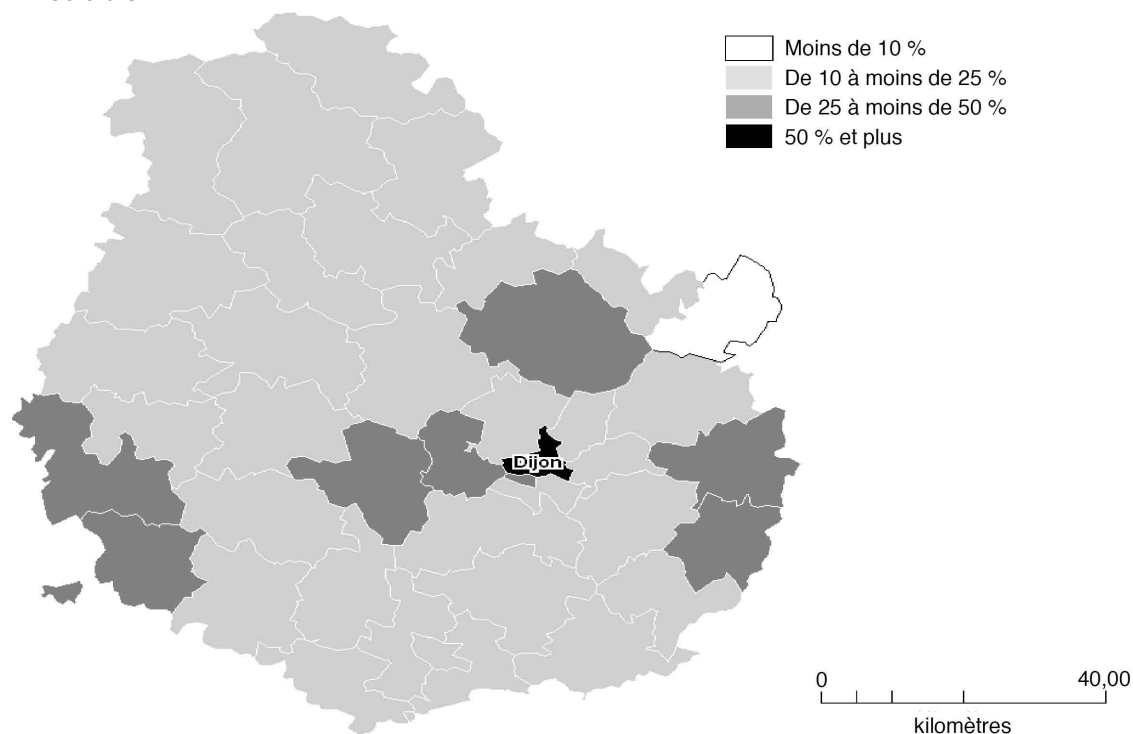
5. La source Perval pourrait permettre une analyse du même type que dans le Nord, mais elle est inégalement renseignée selon les régions (Even et Fauvel, 2007).

Carte 1
Taux de conversion annuelle de terres agricoles en terrains à bâtir

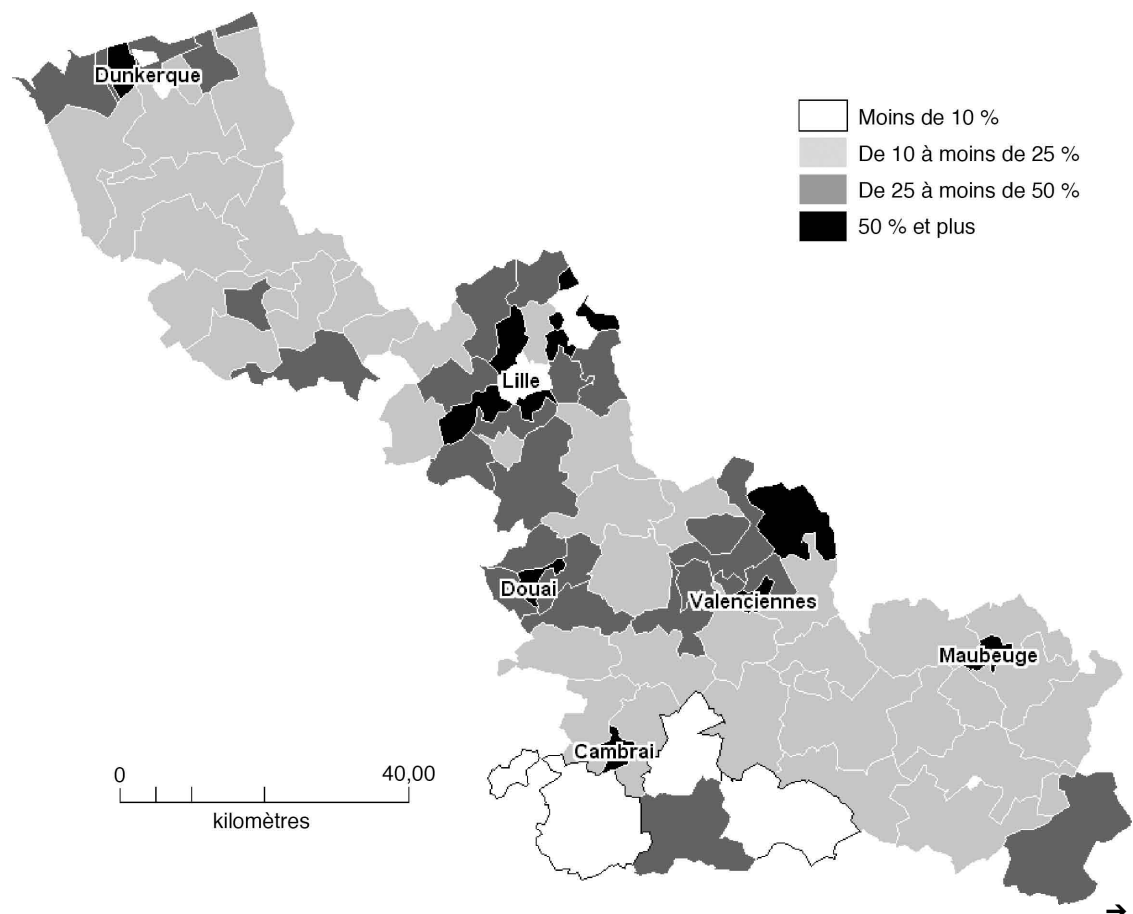


Carte 2
Part des destinations non agricoles dans le volume du marché foncier rural

A - Côte-d'Or



B - Nord



des sources. C'est pourquoi les comparaisons entre régions sont faites à partir des données des Safer, plus homogènes sur tout le territoire.

La part des destinations non agricoles ou non forestières est rapportée au volume du marché enregistré par les Safer (cf. carte 2). On observe, d'une part, que la part des destinations non agricoles s'organise selon une répartition particulièrement irrégulière dans le département du Nord, où le système urbain est « polycentrique ». D'autre part, la métropole toulousaine exerce une influence sur le marché foncier plus étendue géographiquement et plus importante en termes de parts des destinations non agricoles que dans les deux autres régions. Ces destinations non agricoles représentent souvent plus de la moitié du volume du marché dans la région toulousaine.

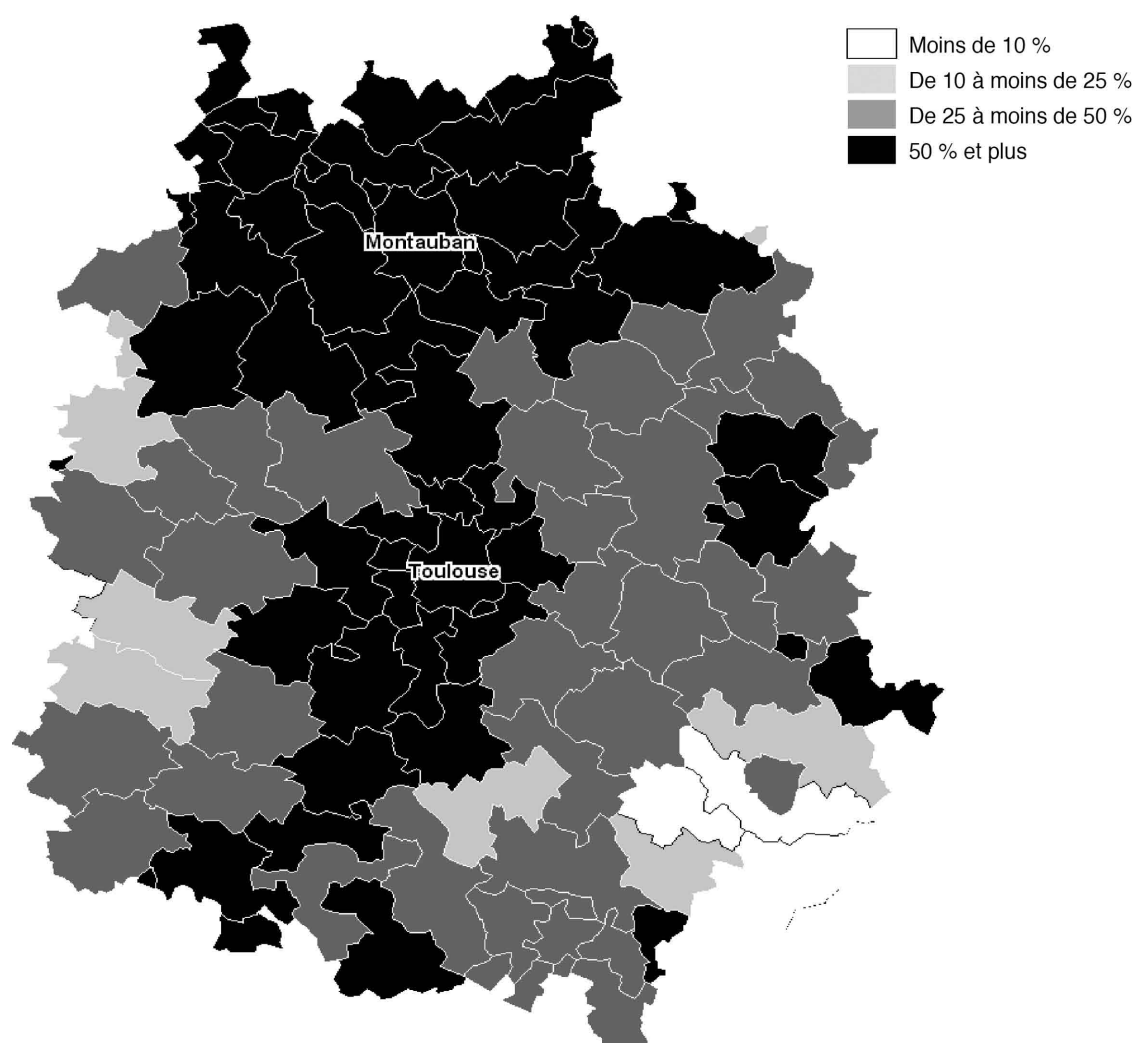
De plus, à l'influence de Toulouse s'ajoute celle d'autres villes comme Albi, Montauban, etc.

L'influence urbaine sur le prix des terres agricoles dans la littérature

Les analyses de Ricardo (1821) et de von Thünen (1826) se complètent pour expliquer le prix des terres agricoles. Ricardo montre comment se forme une rente différentielle de fertilité. Le prix de la terre est la capitalisation de cette rente, donné par la formule $P = R/i$, où P est le prix de la terre, R la rente différentielle et i le taux de capitalisation. Von Thünen, pré-

Carte 2 (suite)

C - Région de Toulouse



curseur du raisonnement marginaliste, démontre la formation d'une rente différentielle spatiale, liée aux coûts de transport des produits agricoles vers le marché urbain.

Mutatis mutandis, la théorie thünienne est à l'origine de l'économie urbaine, qui s'est développée à partir des années 1960 (Alonso, 1964 ; Fujita, 1989 ; Muth, 1969) : le coût des migrations alternantes des travailleurs vers le quartier central des affaires et les coûts de transport commerciaux (le *business to business*, B2B, ou le *business to consumer*, B2C), remplacent le coût de transport des denrées agricoles de von Thünen. Comme nous allons le voir, ce cadre théorique permet de comprendre l'influence urbaine sur le prix des terres agricoles (cf. encadré 1).

Dans le modèle le plus simple de l'économie urbaine, la rente foncière résidentielle dépend de l'accessibilité au « Centre des affaires » : un ménage arbitre entre le coût des migrations alternantes et le coût foncier, de façon à ce qu'il soit indifférent entre une localisation plus proche du centre (coût de migration faible, mais coût foncier élevé) ou plus périphérique (situation inverse). C'est ainsi que s'expliquent les valeurs foncières élevées des centres-villes et leur décroissance lorsqu'on s'en éloigne jusqu'à ce que, à la limite entre la ville et l'agriculture, la rente foncière résidentielle soit égale à la rente foncière agricole (cf. encadré 1).

Lorsque les agents anticipent une croissance démographique de la ville dans un monde déterministe, le cadre d'analyse est celui de Capozza et Hesley (1989), Brueckner (1990) et, plus récemment, de Hardie *et al.* (2001), Plantinga et Miller (2001) et Cavailhès et Wavresky (2003). Arnott et Lewis (1979) avaient déjà introduit ce type de modèle en 1979. Par rapport à la situation précédente, le prix des terrains résidentiels est égal à la capitalisation de la rente foncière actuelle et de la rente future anticipée, elle-même fonction du taux de croissance de la population. On obtient, comme le montrent Capozza et Li (1994) :

$$P(x) = \frac{R(x)}{i} + \frac{g}{i^2} \quad \text{équation 3}$$

Où P est le prix des terrains résidentiels, g le taux de croissance de la population, i le taux de capitalisation et où $R(x)$ est donné par l'équation suivante (cf. encadré 1) :

$$R(x) = R_A \left(\frac{W - \delta x}{W - \delta x_u} \right)^{1/\alpha}$$

L'équation 3 suppose des anticipations rationnelles des acteurs et une stabilité temporelle des

termes de droite de l'équation (cette dernière hypothèse pourrait être aisément relâchée). La formule de capitalisation de Ricardo, rappelée ci-dessus, s'enrichit donc du terme g/i^2 .

En ce qui concerne le prix des terres agricoles, on déduit de Cavailhès et Wavresky (2003) qu'il s'écrit :

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

en appelant t^* la date de la conversion d'une terre agricole en terrain à bâtir (le moment présent étant retenu comme origine du temps) et R_0 la rente résidentielle au Centre des affaires (6). Comme chez Plantinga et Miller (2001) et Cavailhès et Wavresky (2003) le prix des terres est égal à la rente foncière résidentielle lorsque $t^* = 0$, il est égal à la capitalisation de la rente agricole lorsque $t^* \rightarrow \infty$ et il est supérieur à cette dernière lorsque $0 < t^* < \infty$. Dans ce cas, le prix des terres agricoles incorpore la capitalisation de la rente agricole jusqu'en t^* (premier terme de l'équation 4) et la capitalisation de la rente résidentielle actualisée à partir de la date t^* (second terme de 4). L'influence urbaine affecte donc le prix des terrains agricoles par deux canaux : la rente résidentielle (pour autant qu'elle soit supérieure à la rente agricole) et le moment de la conversion (pour autant que celle-ci se produise). C'est cette forme du prix des terres agricoles que nous testons *infra* (7). Les migrations alternantes domicile-travail de l'équation 4 concernent les ceintures périurbaines, voire au-delà. Le second terme de droite de l'équation 4 est donc pertinent pour cet espace au-delà des pôles urbains. En effet, les ceintures périurbaines sont définies par un seuil de migrations alternantes en dehors de la commune (plus de 40 % des actifs) et le taux des migrations alternantes (le plus souvent vers le pôle urbain) dépasse 70 % des actifs.

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

6. Nous ne tenons pas compte ici du coût de viabilisation nécessaire pour transformer une terre agricole en terrain à bâtir. Selon qu'il est payé par le vendeur ou l'acquéreur, il diminue le bénéfice du propriétaire ou le consentement à payer de l'acheteur.

7. Il serait possible de considérer que t^* dépend de la distance x au Centre des affaires, comme chez Cavailhès et Wavresky (2003). Cependant, les résultats mitigés obtenus par ces auteurs sur ce point nous conduisent à ne pas tenir compte de cette relation dans la partie appliquée de cet article. De leur côté, Plantinga et al. (2002) ne retiennent pas le $t^* = 6$ auquel conduisent leurs estimations, résultat qu'ils jugent peu réaliste.

temps, l'irréversibilité de la construction d'un logement se traduit par la formation de valeurs d'option, qui s'ajoutent aux termes précédents de l'équation 3. Capozza et Hesley (1990), Capozza et Li (1994), Cavailhès *et al.* (2009), Cunningham

(2006), Fisher et Hanemann (1990), Isgin et Forster (2006), Plantinga *et al.* (2002) et Tegene *et al.* (1999) étudient, parmi d'autres auteurs, le fonctionnement du marché foncier dans ce cas. Nous n'analysons pas ici cette composante du

Encadré 1

LE PRIX DES TERRAINS RÉSIDENTIELS EN ÉCONOMIE URBAINE

Soit un espace constitué par une ligne 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 Centre des affaires et des agriculteurs, tous identiques. Les ménages peuvent se déplacer librement et sans coût entre cet espace et le reste du monde. Un ménage résidant en x consomme deux biens : un bien résidentiel $S_H(x)$ pour lequel il paye une rente foncière $R(x)$ et un bien composite aspatial $Z(x)$, constitué de tous les autres biens, disponible en tout lieu et choisi comme numéraire (son prix est $p_Z = 1$). Le ménage maximise son utilité, U , qui est une fonction Cobb-Douglas (où $1/\alpha + \beta$ est un terme technique qui simplifie les notations ultérieures) :

$$\max_{x,Z} U = \frac{1}{\alpha^\alpha \beta^\beta} S_H^\alpha Z^\beta.$$

Il fait face à une contrainte budgétaire :

$$Z + RS_H + \delta x = W,$$

où δ est le coût unitaire de transport, x la distance de migrations alternantes vers le Centre des affaires et W le revenu du ménage. En posant, sans perte de généralité (comme il est habituel en économie urbaine) $\alpha + \beta = 1$, on obtient les fonctions de demande Z^* et S^* et

la fonction d'utilité indirecte V par les conditions du premier ordre habituelles :

$$Z^* = \beta(W - \delta x) \quad S_H^* = \frac{\alpha(W - \delta x)}{R} \quad V = R^{-\alpha}(W - \delta x)$$

À l'équilibre, le même niveau d'utilité est atteint en chaque point de la ville. L'enchère foncière maximale $\Phi(x)$ qu'un ménage localisé en x est prêt à payer pour louer un lot de taille S^* est obtenue à partir de la fonction d'utilité indirecte : $\Phi(x) = (V^*)^{-1/\alpha}(W - \delta x)^{1/\alpha}$. Au Centre des affaires on a : $\Phi(0) = (V^*)^{-1/\alpha}(W)^{1/\alpha}$. Donc :

$$\Phi(x) = \Phi(0) \left(1 - \frac{\delta x}{W}\right)^{1/\alpha} \quad (1)$$

À la limite de la ville, situé à la distance du Centre des affaires, l'enchère foncière du ménage est égale à celle de l'agriculteur, supposée constante et notée R_A :

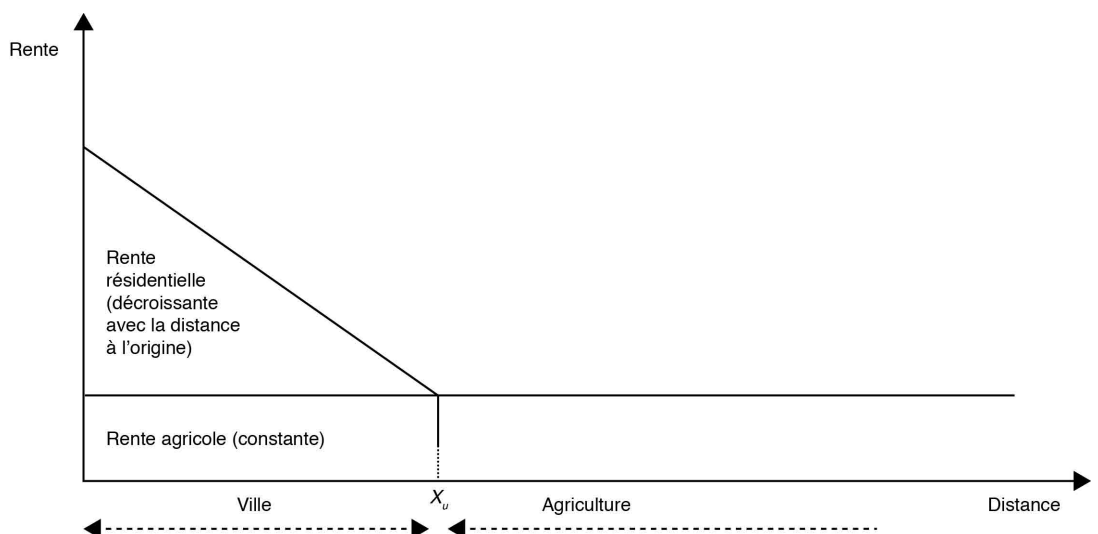
$$\Phi(x_u) = \Phi(0) \left(1 - \frac{\delta x_u}{W}\right)^{1/\alpha} = R = R_A$$

En extrayant $\Phi(0)$ et en le portant dans (1), on obtient

$$R(x) = R_A \left(\frac{W - \delta x}{W - \delta x_u}\right)^{1/\alpha} \quad (2)$$

Le graphique ci-dessous illustre l'équilibre.

Graphique
Rente foncière en économie urbaine



prix des terres (pour en savoir plus : Cavailhès *et al.*, 2009 et graphique III pour les composantes du prix des terres).

Deux nouveaux termes interviennent par rapport au modèle le plus simple de l'encadré 1 : la croissance démographique anticipée (cf. équation 4) et la valeur d'option. Dans la mesure où la frontière de la ville se déplace vers la droite au fur et à mesure de la croissance urbaine, les terres agricoles les plus proches de cette frontière incorporent également un terme de croissance urbaine (cf. à nouveau l'équation 4) et, du fait de l'irréversibilité de la conversion, une valeur d'option. La courbe de la rente foncière agricole près de la frontière n'est donc pas plate : sa pente est négative.

La fonction de rente foncière peut se compliquer, par rapport au modèle simplifié qui vient d'être présenté, du fait de l'existence de bourgs et villages périurbains où peuvent s'appliquer des zonages fonciers (comme les plans locaux d'urbanisme, PLU). Autour de chacun de ces noyaux bâtis, les mêmes phénomènes que ceux qui viennent d'être évoqués peuvent se produire : les logements situés près du centre du bourg ont une meilleure accessibilité aux services publics et aux commerces, ce qui peut se traduire par un arbitrage coût foncier – coût de

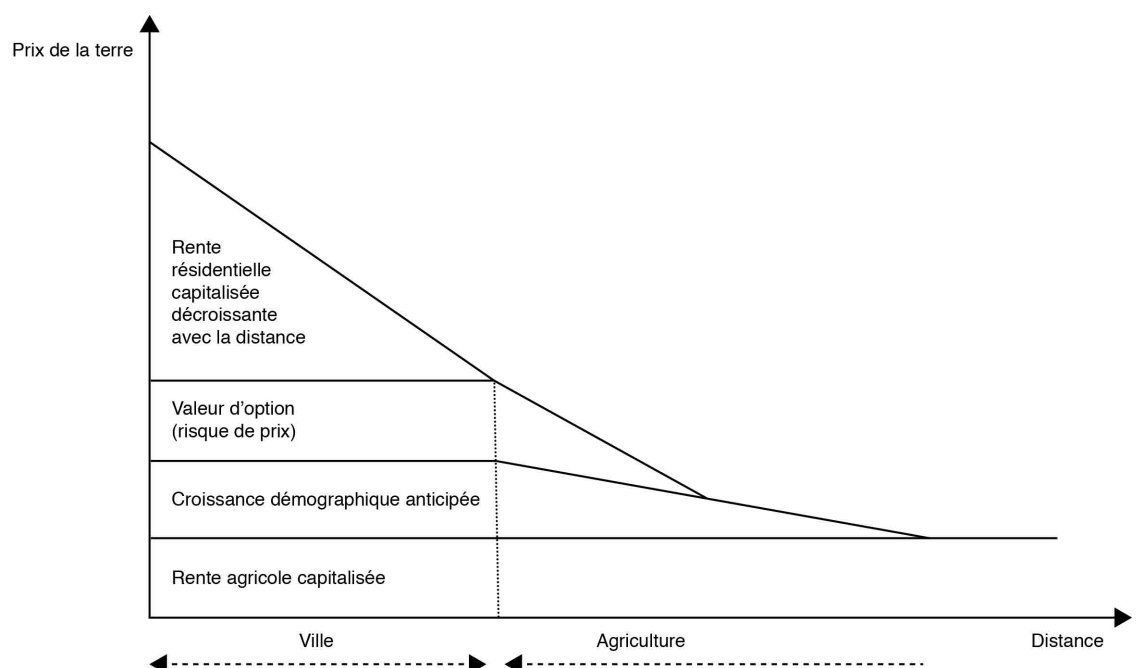
l'accessibilité. D'où une forme en « chapeau de gendarme » du prix des terres.

On étudie ensuite les effets induits sur le prix des terres (cf. graphique IV). Les prix baissent là où les PLU ne permettent pas de construction (les PLU peuvent, cependant, être révisés ultérieurement), remontent dans les zones frontalières des villages et connaissent des pics au centre de ceux-ci. D'un village au suivant, les valeurs foncières dans leur ensemble (agricoles et résidentielles) diminuent du fait d'un éloignement accru du Centre des affaires où les actifs vont travailler. Pour être plus proche de la réalité, nous avons indiqué dans cette figure le coût de conversion (8) du terrain, négligé dans les développements théoriques précédents.

Dans la partie appliquée de cet article, nous nous proposons de vérifier ces prédictions théoriques. Il s'agit d'estimer les effets sur le prix des terres agricoles des distances aux centres d'emploi (pôles urbains) et de chalandise (pôles de bassins de vie), ainsi qu'au centre des villages et bourgs ruraux.

8. Il s'agit de l'ensemble des coûts techniques et économiques impliqués par la conversion d'une terre agricole en terrain à bâtir : d'une part le raccordement aux réseaux de routes et rues, eau électricité, gaz, fibre optique, etc. et, d'autre part, les coûts de transaction, publicité, impôts et taxes, etc.

Graphique III
Prix des terres dans une ville en croissance démographique et dans sa ceinture périurbaine



Les données et les modèles économétriques

Les données concernent des mutations foncières. Elles proviennent de « *Terres d'Europe-Scafr d'après Safer* », i.e. de transactions notifiées aux Safer dans le cadre du droit de préemption. Des traitements ont été effectués pour sélectionner les transactions retenues : nous ne nous intéressons qu'à celles dont la destination agricole est certaine (cf. encadré 2). En effet, il s'agit de voir si une influence urbaine s'exerce sur le prix de la transaction. Cela suppose d'éliminer celles destinées à des usages urbains, puisque cette influence serait tautologique pour celles-ci.

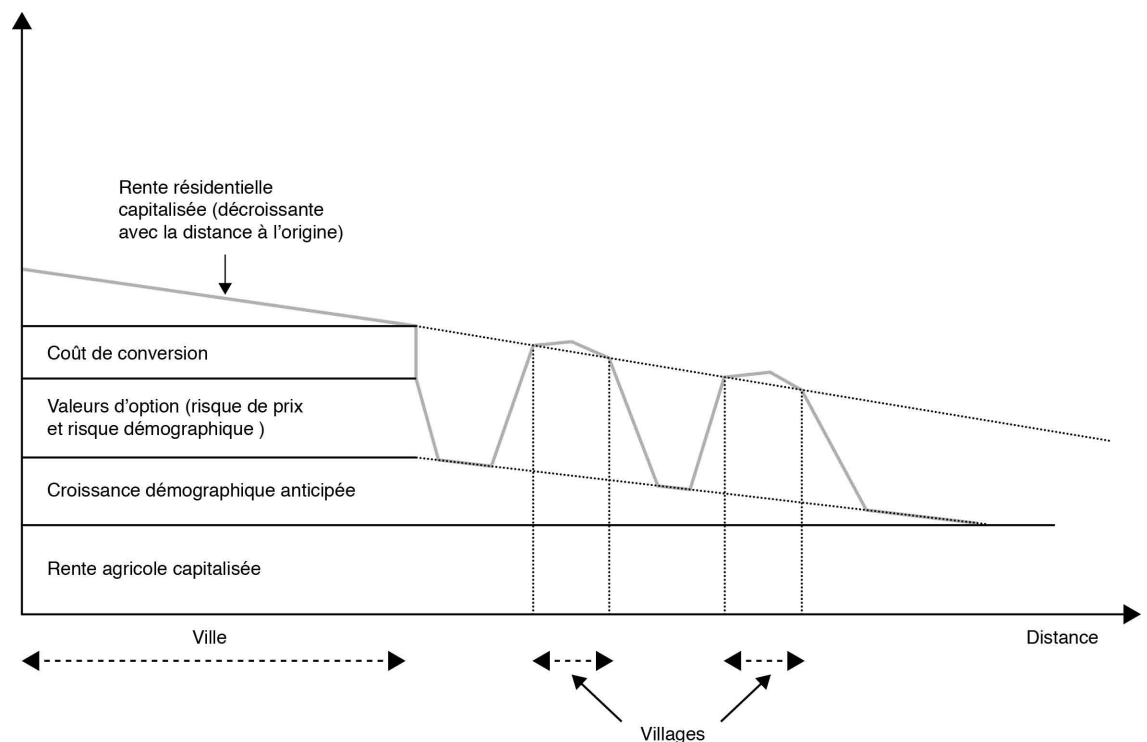
Les données renseignent la surface de la transaction et son prix, ainsi que des caractéristiques comme la nature cadastrale dominante des terres, la présence ou l'absence d'un bâtiment et son type, la présence d'un fermier bénéficiant du statut du fermage. Certaines caractéristiques des acheteurs et vendeurs sont également renseignées, mais souvent de façon approximative

(par exemple la profession), quand elles ne sont pas absentes. En outre, l'adresse cadastrale des parcelles est indiquée, mais cette variable n'est pas toujours utilisable compte tenu de la façon dont elle a été saisie.

Des régressions spécifiques ont été faites pour chacune des régions d'étude (Côte-d'Or, Nord, région de Toulouse). Il s'agit d'estimer des équations dérivées de l'équation 4, en utilisant une forme réduite (par linéarisation) car l'estimation de la forme structurelle 4 est impossible du fait de sa non-linéarité. Il est également nécessaire d'ajouter des variables de contrôle. Le logarithme du prix global de la transaction est la variable expliquée (9).

9. Dans certains travaux, le prix par hectare est retenu comme variable expliquée. Nous avons préféré prendre le prix de la transaction. Cela permet d'éviter des biais dans les paramètres de distance (Colwell et Munneke, 1997) et c'est la variable à expliquer : le prix (i.e. le montant indiqué sur le chèque) est l'élément qui détermine la politique du banquier (s'il y a un prêt) ou les capacités financières de l'acquéreur s'il n'y a pas (contrainte d'actifs disponibles). Nous avons vérifié que les résultats concernant les variables d'intérêt (i.e. les variables « urbaines ») étaient sensiblement les mêmes en estimant également le logarithme du prix par hectare (résultats fournis à la demande par les auteurs).

Graphique IV
Prix de la terre dans une aire urbaine en croissance avec des PLU périurbains flexibles et des centres de villages



LES DONNÉES SUR LES TRANSACTIONS

La sélection des transactions à destination agricole : l'exemple de la région de Toulouse

Nous ne devons retenir que les transactions dont la destination présente est agricole : dans l'équation (4) la condition $0 < t' < \infty$ doit être remplie, avec des inégalités strictes. L'objectif est de montrer que, dans ce cas, les acteurs anticipent une conversion ultérieure vers un usage urbain, ce qui les conduit à incorporer une plus-value d'urbanisation (le second terme de droite de (4)) dans le prix (actuel) des terres agricoles. Nous repérerons cette influence urbaine sur le prix des terres agricoles à travers des variables « urbaines » (distance aux villes et bourgs, population, revenu des ménages, etc.). Ces variables peuvent avoir un effet sur le prix des terres agricoles à travers le second terme de (4) lorsque $t' < \infty$. Mais elles n'ont pas d'effet direct sur la rente agricole, donc sur le premier terme de l'équation (4). Nous interprétons donc leur (éventuelle) significativité statistique dans l'analyse des déterminants du prix des terres agricoles par le fait que le second terme de (4) n'est pas nul. Si nous retenions un champ incluant des transactions procurant une plus-value d'urbanisation dès le moment où elles sont effectuées ($t' = 0$), l'effet que nous voulons montrer ne serait plus assuré : les variables « urbaines » pourraient influencer non pas le prix des terres à destination agricole mais celui des transactions qui sont converties dès le moment de la transaction. Nous procédons donc à une élimination très sévère destinée à s'assurer que nous ne retenons que le segment « agricole-agricole » du marché foncier ($t' > 0$).

Pour cela, nous avons retenu les transactions à destination agricole certaine (selon l'arbre de segmentation de la Scafr) en ajoutant deux (ou trois) autres conditions : l'acquéreur est un agriculteur, les terres ne comportent pas de bâtiment et, dans le cas de la Côte-d'Or, elles comportent de la Surface agricole utilisée (SAU). Cela conduit à l'élimination de la majorité des transactions. C'est ainsi que, dans la région de Toulouse, seulement 22,8 % des transactions ont une destination agricole (il est probable que certaines destinations classées comme « inconnues » soient en réalité destinées à l'agriculture) et les agriculteurs (y compris les pluriactifs, les couples biactifs, les formes sociétaires et personnes morales agricoles) ne représentent que 20,0 % des acquéreurs. En combinant ces deux critères, seulement 17,1 % des transactions sont à destination agricole certaine et achetées par un agriculteur.

Les transactions retenues

Par ailleurs, nous n'avons retenu que les transactions à l'amiable (dans la région de Toulouse : élimination supplémentaire de 7,6 % des transactions) ; celles ayant des valeurs inférieures au premier centile ou supérieures au 99^e centile du prix, de la surface de la transaction et du prix unitaire par hectare ont été exclus (Toulouse : élimination de 2,6 % des transactions subsistantes), afin que les résultats ne soient pas influencés par des transactions exceptionnelles (ventes pour un euro symbolique, etc.). Enfin, dans les départements du Nord et de la Côte-d'Or, nous n'avons pas retenu les transactions qui n'ont pas pu être référencées (cette règle aurait conduit à trop d'éliminations dans la région de Toulouse, cf. *infra* : géoréférencement). Avec ces règles de sélection et après l'élimination des transactions pour lesquelles certaines variables sont absentes, les échan-

illons sur lesquels ont été réalisées les estimations économétriques comportent :

- 6 010 transactions notifiées ou rétrocedées par la Safer durant la période 1993-2008 pour le département de la Côte-d'Or (nous avons également exclu les parcelles et les communes viticoles car les prix du vignoble bourguignon obéissent à des mécanismes très spécifiques) ;
- 8 605 transactions notifiées durant la période 2000-2005 pour le département du Nord ;
- 6 642 transactions notifiées durant la période 1993-2008 dans la région toulousaine ; ces données proviennent de quatre Safer, pour lesquelles les périodes couvertes ne sont pas identiques.

Le géoréférencement

Les parcelles composant chacune des transactions ont fait l'objet de traitements permettant de leur attribuer des coordonnées géographiques, exprimées en latitude et longitude. Pour cela, nous avons recodé sous une forme exploitable les identifiants cadastraux des parcelles, que nous avons ensuite appariées avec les coordonnées géographiques des centroïdes des parcelles cadastrales, extraites par traitements géomatiques ou manuels des fichiers cadastraux. Ces traitements ont pu être effectués pour les départements de la Côte-d'Or, du Nord et du Tarn-et-Garonne.

Les variables spatiales

D'autres variables spatiales ont été introduites dans la base de données. Premièrement, les zonages en aires urbaines et en bassins de vie ont été mobilisés ainsi que, pour la Côte-d'Or, les plans locaux d'urbanisme (PLU). Deuxièmement, la distance routière entre les communes est 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 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 pour toutes les variables de distance, nous avons retenu la distance kilométrique par le réseau routier. Troisièmement, afin de situer les transactions par rapport au chef-lieu de leur commune d'appartenance, nous avons calculé la distance « à vol d'oiseau » entre le lieu de la transaction et la mairie (chef-lieu de commune). Cette distance est calculée pour la parcelle la plus proche du chef-lieu, pour la plus éloignée, la distance médiane des parcelles et la distance moyenne (pondérée par la superficie des parcelles) sont également calculées. Ces quatre variables conduisent à des résultats voisins ; c'est la distance moyenne pondérée qui est retenue pour les estimations.

Nous utilisons également des données provenant de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) (population, etc.), du Service de la Statistique et de la Prospective (SPP) du ministère en charge de l'agriculture, de l'Institut national géographique (IGN), en particulier pour le calcul de distances et de la direction départementale de l'Équipement (DDE) de Côte-d'Or, en particulier pour les PLU.

Les variables explicatives

La surface du terrain est la variable qui contribue le plus à l'explication du prix. En l'absence d'indications théoriques sur la forme fonctionnelle entre prix et surface, nous avons introduit cette dernière sous forme polytomisée en fonction des vingtiles.

Les variables de distance sont les variables d'intérêt majeures pour tester l'influence urbaine sur l'échantillon retenu. Dans l'équation 4, il s'agit de la distance de migrations alternantes jusqu'au centre d'emploi. Nous avons testé l'effet sur le prix des transactions de la distance mesurée en kilomètres routiers au chef-lieu du bassin de vie, au chef-lieu du pôle urbain le plus proche et à la métropole régionale (Toulouse, Dijon, Lille). La distance moyenne entre les parcelles qui composent la transaction et le chef-lieu de la commune a également été introduite dans les équations pour la Côte-d'Or et le Nord (trop peu de transactions ont pu être référencées dans la région de Toulouse : cf. encadré 2). Ces variables, introduites sous forme linéaire, ont été retenues lorsqu'elles étaient significatives au seuil de 5 % (10).

D'autres variables susceptibles de rendre compte d'une influence urbaine sur le prix des terres agricoles ont également été testées et retenues au même seuil de significativité : la population de la commune, celle du chef-lieu du bassin de vie et les évolutions intercensitaires de ces populations, le revenu imposable moyen des habitants de la commune, l'existence d'un Plan local d'urbanisme ou d'un Plan d'occupation des sols.

Nous avons contrôlé, autant que faire se pouvait, la fertilité des terres, qui est évidemment un déterminant important du prix lorsque l'usage est agricole (cf. le premier terme de l'équation 4). Pour cela, nous avons introduit dans les équations : (i) la nature cadastrale dominante des terres faisant l'objet de la transaction ; (ii) l'occupation des sols de la commune (part de sols urbains ou boisés selon la base de données *Corine Land Cover*) ; (iii) des caractéristiques de la « ferme communale » : son orientation technico-économique au recensement de l'agriculture de 2000 et, parfois, la part de la SAU (Surface Agricole Utilisée) drainée ou irriguée ou le ratio terre/travail des exploitations agricoles (11). Il est possible que ces variables n'épuisent pas la mesure de la fertilité. En particulier, les meilleures terres sont souvent les plus proches des villes (qui se sont implantées depuis

l'Antiquité au milieu de terres fertiles). Dans ce cas, l'effet de la rente différentielle ricardienne (de fertilité) s'ajouterait à la rente thünienne (de localisation spatiale) que nous mettons en évidence. Ce problème n'est pas résolu car les données pédologiques ne sont pas disponibles à cette échelle.

Nous avons, enfin, pris en compte l'effet de l'année de la transaction par des variables indicatrices. Nous ne disposons pas de séries suffisamment longues pour mettre en œuvre les méthodes de l'économétrie temporelle : quatre années d'observation pour le Nord, à peu près autant pour la région de Toulouse où les années anciennes (1993 à 2000) ne sont renseignées que pour une seule des quatre Safer, soit 23 % des observations. Pour la Côte-d'Or la série est un peu plus étendue (1993 à 2008), mais elle reste trop courte pour une analyse en série temporelle (cf. parmi d'autres auteurs, Kakkio et Rush, 1991).

Les questions économétriques posées par les variables omises

La question des variables omises se rencontre presque toujours dans les estimations économétriques. Dans le cas présent, il est clair que les variables que nous venons d'examiner ne suffisent pas à rendre compte de la complexité du monde réel. Or, des variables omises génèrent plusieurs problèmes économétriques. Premièrement, elles entraînent l'endogénéité de variables explicatives, soit lorsque leur effet se répartit entre le terme d'erreur et des variables présentes dans les régressions, soit lorsque l'acheteur (dont certaines caractéristiques sont omises car absentes de la base de données) choisit simultanément le prix et la quantité de certains attributs de la transaction. Deuxièmement, elles entraînent des autocorrélations spatiales des résidus lorsque des observations voisines sont toutes affectées par leurs effets (Anselin, 1988). Troisièmement, elles se traduisent par des estimateurs peu précis.

10. Dans le cas du Nord, la colinéarité entre distance au chef-lieu du pôle urbain et du bassin de vie est trop forte pour utiliser les deux variables : la somme de la distance au pôle urbain (i.e. accessibilité aux emplois) et au bassin de vie (i.e. accessibilité aux biens et services publics et privés, distance égale à la précédente si le chef-lieu du bassin de vie est également pôle urbain, différente dans le cas contraire) a été utilisée.

11. Les points (ii) et (iii) ne concernent pas nécessairement les terres faisant l'objet de la transaction mais, compte tenu du faible nombre d'exploitations agricoles dans une commune, la probabilité pour que ce soit le cas est élevée.

Nous pallions ces difficultés, d'une part, en corrigeant les autocorrélations spatiales des résidus selon les méthodes de l'économétrie spatiale et, d'autre part, en utilisant deux modèles économétriques : (i) la méthode instrumentale qui permet de contrôler l'endogénéité

sur le plan statistique et (ii) le modèle à effets aléatoires (*random-effects model*) qui prend en compte, à travers les réalisations des variables aléatoires, davantage d'effets spatiaux, sans garantir l'absence d'endogénéité (cf. encadré 3).

Encadré 3

LA MÉTHODE INSTRUMENTALE ET LE MODÈLE À EFFETS ALÉATOIRES

Dans un premier modèle, nous prenons en compte la possible endogénéité de variables explicatives par la méthode des variables instrumentales (cf. entre autres auteurs : Wooldridge, 2002). Dans une première étape, les variables suspectées d'endogénéité sont projetées sur des instruments supposés exogènes. Dans la seconde étape, l'équation principale est estimée en utilisant les valeurs prédites par ces projections. Celles-ci sont exogènes si les instruments utilisés dans la première étape le sont. L'inférence statistique se fait par les doubles moindres carrés (2SLS). L'endogénéité de la variable suspecte est testée par la méthode d'Hausman (« équation augmentée »). Le test de Sargan permet de dire, sur le plan statistique, si l'endogénéité des instruments n'est pas retenue.

L'endogénéité de variables explicatives peut être due à deux causes : soit (i) l'existence de variables explicatives omises, donc l'effet est en partie capté par une variable explicative du modèle et en partie par l'erreur, ce qui crée une covariance non nulle entre les deux ; soit (ii) un choix simultané par le ménage de la variable expliquée (à gauche) et d'une variable explicative (à droite), toutes deux influencées par des caractéristiques omises du ménage.

Nous utilisons comme instruments principaux pour projeter une variable x_i de la commune i des variables « spatialement décalées », i.e. la moyenne des valeurs prises dans les communes contiguës, habituellement notée x_{i-1} . Ce sont des instruments fréquemment utilisés en économétrie spatiale, qui équivalent à des variables retardées en économétrie temporelle.

Ils sont pertinents pour contrôler l'endogénéité du second type (choix simultané). En effet, l'idée qui est à la base est que les ménages prennent en compte dans leur choix de localisation la valeur d'une variable pour la commune i qu'ils choisissent (exemple : la « qualité sociale » des habitants, qui peut être une externalité importante) mais pas la valeur de cette variable dans les communes spatialement retardée ($i - 1$). Nous observons, dans notre exemple, le revenu moyen des habitants de la commune i , qui n'est qu'une partie de la qualité sociale du voisinage des habitants de cette commune : cette qualité sociale inclut d'autres composantes, omises de l'équation, ce qui entraîne l'endogénéité de x_i . La méthode instrumentale consiste à projeter x_i sur x_{i-1} . Cette projection est exogène (ce que le test de Sargan permet de vérifier sur le plan statistique) si les ménages ne s'intéressent pas la qualité sociale des communes adjacentes à celles qu'ils

choisissent. Comme x_{i-1} elle est corrélée à la variable d'intérêt x_i , elle permet d'obtenir une projection exogène de cette dernière, notée $\hat{x}_i$, et introduite dans l'équation principale.

Cette méthode doit être modifiée pour les variables de distance x (qui sont des distances kilométriques entre une commune et le centre d'une unité urbaine ou d'un bassin de vie). En effet, la valeur moyenne des communes adjacentes risque d'être presque identique à celle de la commune d'intérêt, puisqu'elle est la moyenne de distances de communes qui sont plus proches et plus éloignées. Nous utilisons comme instrument la distance à vol d'oiseau, qui présente les mêmes caractéristiques que précédemment : ne pas être une variable d'intérêt dans le choix des ménages (qui parcourent des distances kilométriques par le réseau routier et non pas des distances euclidiennes) mais être suffisamment corrélée à celle-ci pour permettre une bonne projection.

Il n'est pas certain que les instruments que nous venons de décrire soient suffisants pour prendre en compte l'endogénéité du premier type (variables explicatives omises). En effet, si les valeurs prises par une variable explicative absente de l'équation sont identiques dans la commune d'intérêt i et dans les communes adjacentes $i - 1$, l'endogénéité persiste. Elle ne disparaît que si cette variable absente présente des valeurs identiques dans tout le bassin de vie d'appartenance de la commune i , car son effet est alors capté par la variable aléatoire qui caractérise ce bassin de vie (cf. *infra*). Le test de Sargan permet de dire ce qu'il en est du point de vue économétrique. Nous vérifions par ce test que l'endogénéité n'est pas retenue, sans avoir l'assurance complète qu'elle n'existe pas dans la réalité pour des variables omises qui auraient une certaine emprise spatiale (elles affecteraient les communes $i - 1$), mais pas trop étendue (elles n'affecteraient pas tout le bassin de vie).

De plus, l'existence de variables omises peut entraîner des autocorrélations spatiales des résidus d'observations voisines lorsque ces dernières sont influencées de la même manière par ces variables omises. Dans ce cas, les estimateurs sont inconsistants (Anselin, 1988). En Côte-d'Or et dans le Nord, nous avons examiné les corrélations spatiales entre les transactions voisines dans un rayon de 2000 mètres avec pondération par l'inverse de la distance entre parcelles de chaque transaction (c'est la première parcelle qui a été retenue). Dans la région de Toulouse, où trop peu de tran-



Le prix des terres agricoles est sous influence urbaine

La possibilité d'endogénéité des variables traduisant l'influence urbaine sur le prix des terres agricoles (distances, population, revenu de habitants) a été testée avec la méthode instrumentale (cf. encadré 3). Peu d'entre elles sont retenues comme endogènes par le test de Hausman (cf. résultats en annexe 1) : la distance au chef-lieu du bassin de vie et le revenu des habitants de la

commune (Côte-d'Or et Nord), la distance à Toulouse (région de Toulouse). Cela montre les limites de cette méthode : il est surprenant qu'il n'y ait pas d'autres variables omises qui occasionnent l'endogénéité d'autres variables traduisant cette influence du système urbain. Avec le modèle à effets aléatoires, les variables aléatoires des communes, des bassins de vie et, dans la plupart des régressions, celles des petites régions agricoles ont des effets significatifs (cf. annexe 1), montrant qu'il existe des effets spécifiques à ces niveaux géographiques qui influencent le prix des terres agricoles.

Encadré 3 (suite)

sactions ont été géoréférencées pour que leurs coordonnées puissent être utilisées, nous avons utilisé les distances entre chefs-lieux de communes (distance de mairie à mairie de moins de 5 km) pour définir le voisinage. Un test de nullité de l'indice de Moran permet de vérifier si les résidus d'observations voisines sont significativement autocorrélés. Dans la mesure où les estimations sont faites par la méthode instrumentale, nous calculons l'indice selon la méthode proposée par Anselin et Kelejian (1997). Lorsque l'indice de Moran est significativement non nul, l'autocorrélation spatiale est corrigée par l'introduction dans l'équation d'un terme $\sum_j W_{ij} \hat{\varepsilon}_j$ où W désigne la matrice de voisinage spatial (même définition que ci-dessus) et $\hat{\varepsilon}_j$ la moyenne des résidus des observations voisines obtenus dans une première estimation. Nous vérifions ensuite l'absence d'autocorrélations spatiales des nouveaux résidus, par le test de nullité de l'indice de Moran.

L'utilisation de la méthode instrumentale et le contrôle des autocorrélations spatiales sont des solutions économétriquement satisfaisantes au problème des variables omises. Cependant, elles ne sont pas une panacée. Les résultats sont sensibles au choix des instruments retenus pour la première étape et la théorie donne peu d'indications sur le choix pertinent. Nous avons justifié le nôtre ci-dessus, sans pouvoir apporter la garantie de sa pertinence.

Par ailleurs, il existe un très grand nombre de variables qui varient selon le gradient urbain – rural (et qui donc peuvent être corrélées à nos variables d'intérêt), qu'il est impossible de contrôler toutes. Pensons, par exemple, à la politique foncière (impôts fonciers, caractéristiques des PLU), peut-être à la qualité pédologique des terres, à la topographie (pentes, inondabilité, etc.), à la qualité sociale des habitants, aux paysages, etc. Or, ces variables prennent souvent des valeurs identiques dans une même commune (exemple : politique foncière), une même petite région agricole (exemple : fertilité des terres), un même bassin de vie (exemple : accessibilité à des biens publics, des marchés spécifiques, des aménités ou nuisances régionales). On améliore donc la précision des estimateurs en utilisant un modèle à effets aléatoires (*random-effects model*), comme le font d'autres auteurs confrontés au même problème (cf. par exemple : Cavailhès et Wavresky,

2003). Nous introduisons dans l'équation estimée des variables aléatoires caractérisant les communes j et, parfois (lorsqu'elles sont significativement non nulles), les bassins de vie, bv , ou les petites régions agricoles (PRA), pra , en plus du terme d'erreur individuel de l'observation i . L'équation estimée devient :

$$\ln P = X_{j,bv,pra} + \varepsilon_j + \varepsilon_{bv} + \varepsilon_{pra} + \varepsilon_{j,bv,pra,i}$$

Chaque niveau géographique (commune, PRA, bassin de vie) présente, en effet, des caractéristiques propres qui ne peuvent être introduites dans le facteur fixe, X , de l'équation soit parce que nous n'en disposons pas, soit parce qu'elles sont mal mesurées. Les autocorrélations spatiales sont contrôlées comme indiqué ci-dessus.

Ce modèle présente l'avantage de permettre un meilleur contrôle que la méthode instrumentale des effets spatiaux, en particulier de la polarité urbain – rural, puisqu'il utilise à cette fin un grand nombre de variables (les ε). Cependant, il n'est pas possible, à notre connaissance, de tester l'endogénéité des X , qui peuvent être corrélés à certains des ε .

Notons enfin qu'il n'est pas possible d'utiliser un *fixed-effects model* en remplaçant les par des variables indicatrices des communes, PRA ou bassins de vie. Ces effets fixes capteraient les effets inter-communes, inter-PRA, interbassins de vie, en particulier les effets des distances, qui nous importent au premier chef. La minimisation de l'erreur est, en effet, obtenue en répartissant l'effet des variables-inter (en particulier les distances) sur ce grand nombre de variables indicatrices (une par commune, PRA, bassin de vie), plutôt que sur les seules variables de distance (ce que nous avons pu vérifier).

En résumé, nous utilisons deux modèles économétriques qui présentent chacun des avantages et des limites : la méthode instrumentale qui permet de traiter l'endogénéité de variables explicatives mais qui reste pauvre en variables et qui est sensible au choix des instruments et un modèle à effets aléatoires, qui prend plus finement en compte les effets spatiaux mais qui ne permet pas de tester l'endogénéité des variables explicatives.

Les autocorrélations spatiales des termes d'erreur sont toujours significatives. Leur correction modifie légèrement les estimateurs des variables explicatives, mais à la marge seulement.

Les deux méthodes économétriques, celle des variables instrumentales et le modèle à effets aléatoires, conduisent à des paramètres estimés généralement voisins, voire presque identiques pour la plupart des variables, avec quelques exceptions. Examinons plus précisément ces dernières (cf. annexes 1 et 2). Il est logique que la nature des fermes communales, ou l'occupation du sol selon *Corine Land Cover* conduise à des paramètres peu ou pas significatifs avec le modèle à effets aléatoires : leurs effets sont captés par la variable aléatoire communale. Il en est de même de la population du bassin de vie et de son évolution en Côte-d'Or, la variable aléatoire du bassin de vie captant ces effets, ainsi que de la présence ou de l'absence d'un zonage foncier (Côte-d'Or, Toulouse).

Concernant les variables de distance à la métropole régionale, les résultats diffèrent selon les deux méthodes pour la Côte-d'Or et, pour la région de Toulouse, la distance au pôle urbain le plus proche est moindre avec le modèle à effets aléatoires. Les distances aux chefs-lieux de commune ont des effets identiques dans les

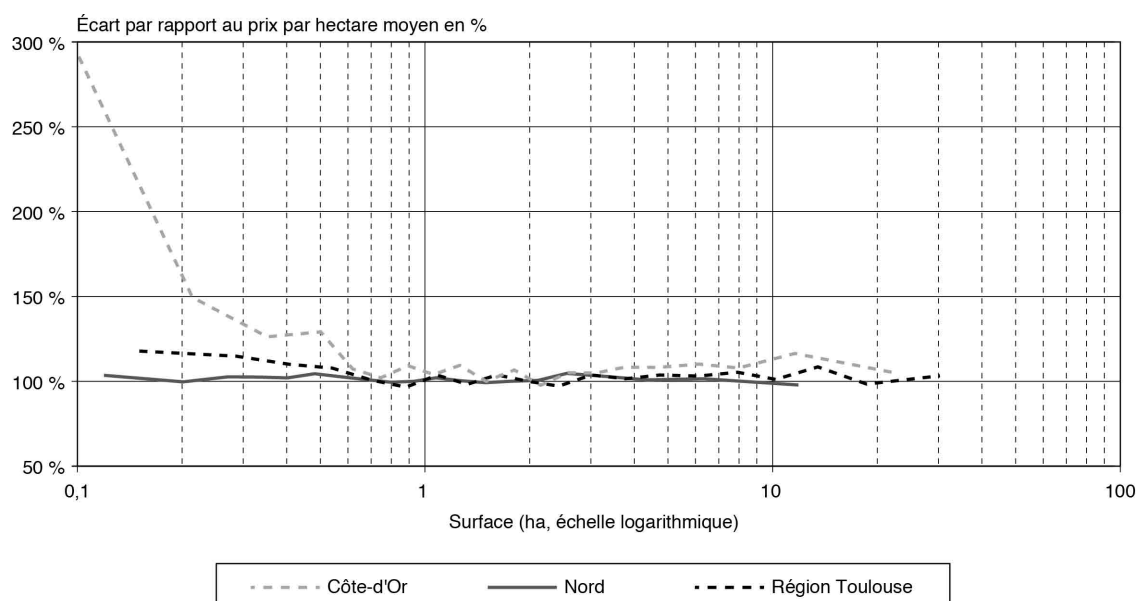
deux modèles en Côte-d'Or et dans le Nord (rappelons que cette variable n'a pas été introduite en région toulousaine).

Les variables propres à la transaction, la fertilité

Avant d'en venir aux effets de l'influence urbaine sur le marché des terres agricoles, examinons d'abord les résultats concernant les autres variables explicatives.

Dans le département du Nord, le prix unitaire des transactions selon leur taille, exprimé en pourcentage du prix unitaire moyen, est à peu près indépendant de la surface échangée et dans la région de Toulouse il est très légèrement plus élevé pour les transactions les plus petites (cf. graphique V). En Côte-d'Or, le prix unitaire des plus petites transactions est près de trois fois supérieur au prix moyen, et il décroît ensuite à un rythme assez régulier à partir de 0,5 ha. Ce résultat est dû à la présence de petites transactions : la surface moyenne des transactions inférieures au premier vingtile est de 915 m², contre 1 192 m² dans le Nord et 1 508 m² dans la région de Toulouse. Ces mutations de petites parcelles, quoiqu'elles soient peu fréquentes, peuvent s'expliquer par des ajustements de

Graphique V
Prix unitaire selon la surface de la transaction (méthode instrumentale)



Lecture : les paramètres des indicatrices (cf. tableau 1) indiquent l'effet de l'appartenance à un intervalle inter-vingtile par rapport à l'intervalle [V10, V11]. Le prix par hectare de ce dernier est normalisé à 100 %. Le prix moyen par hectare des autres intervalles se déduit du paramètre estimé et de la surface moyenne de chacun d'eux.
Source : calcul des auteurs.

parcellaires entre agriculteurs voisins, par des ventes de « timbres-postes » appartenant à des propriétaires absenteïstes, etc. Il est peu probable qu'il s'agisse d'une division de grandes parcelles en vue de leur vente ultérieure comme terrains à bâtir car, d'une part cet usage futur exige plutôt des transactions importantes (la surface moyenne du deuxième intervalle intervingtiles est de plus de 2 000 m², ce qui est très grand pour un lot résidentiel), et d'autre part cela occasionnerait un surcroît de travail pour cultiver ces petites parcelles tant qu'elles restent à usage agricole.

La nature cadastrale dominante des terres est un autre élément qui rend compte soit de différences de fertilité (exemple : friches, parcours) soit de systèmes de production utilisant la terre de manière particulièrement intensive (exemples : vergers). Ces variables agissent dans le sens attendu par rapport à la modalité de référence, qui est les terres labourables (cf. résultats des annexes 1 et 2 seules les modalités significativement différentes de zéro sont conservées dans les tableaux).

Afin de tenir compte autant que possible des éléments de fertilité contribuant à expliquer le prix des terres, nous avons également utilisé comme variables de contrôle l'orientation technico-économique dominante de chaque commune (cf. résultats des annexes 1 et 2 ; seules les modalités significativement différentes de zéro ont été conservées). Il est, en effet, probable que cette dernière concerne les parcelles faisant l'objet de la transaction, tout au moins en partie. Pour les raisons évoquées ci-dessus, nous ne commentons que les résultats de la méthode instrumentale. Dans la région de Toulouse, toutes les fermes communales comportant des animaux, ainsi que celles de polyculture, ont un effet négatif sur le prix des terres, ce qui est logique dans cette région où les productions spécialisées (viticulture, arboriculture) et les cultures générales et céréalières sont de bon rapport. Il en est de même en Côte-d'Or pour les productions animales, pour des raisons identiques. Dans le Nord, les cultures légumières, abondantes dans ce département, et de légumineuses exercent un effet positif sur les valeurs foncières.

L'occupation des sols d'une commune selon *Corine Land Cover* peut aussi concerner les terres en cours de transaction sises dans cette commune. Les effets obtenus sont importants et ils vont dans le sens attendu : la part de la surface urbanisée a un effet très important et positif, celle des surfaces boisées a un effet négatif.

L'effet de la distance aux pôles urbains et aux centres des bassins de vie sur le prix des terres agricoles

Le système urbain exerce un effet sur le prix des terres agricoles, le plus souvent à travers plusieurs variables, dans les régions étudiées sauf dans le département du Nord. L'effet de la distance aux villes est traduit par une ou plusieurs variables (selon leur significativité) : la distance routière entre la transaction et le pôle du bassin de vie, celle jusqu'au pôle urbain le plus proche et/ou jusqu'à la métropole régionale.

Dans le département du Nord, aucun des paramètres de distance n'est significatif. Cela peut s'expliquer par la densité de population de ce département très urbanisé, ce qui se traduit par un maillage serré des villes. Il y a, en effet, 43 bassins de vie dans le Nord, contre 18 en Côte-d'Or et 18 dans la région toulousaine : les bassins de vie du Nord sont, en moyenne, moins étendus que ceux des deux autres régions d'étude. Il y a partout un pôle de bassin de vie à proximité et les aires urbaines sont jointives. Cette structure urbaine permet d'anticiper des conversions urbaines à peu près partout.

Dans la région dijonnaise, le prix d'une terre à destination agricole diminue d'environ 1,2 % par kilomètre qui sépare la transaction du centre du bassin de vie (modèle à effets aléatoires) et il diminue de 0,2 % (variables instrumentales) à 0,7 % (effets aléatoires) par kilomètre jusqu'à Dijon (selon le modèle). Pour les transactions situées dans le bassin de vie de Dijon, l'effet de la distance est donc de - 0,2 % (variables instrumentales) ou de - 1,9 % (modèle à effets aléatoires).

En région toulousaine, trois variables sont significatives au seuil de 5 % : la distance routière entre la transaction et le bassin de vie, celle jusqu'au pôle urbain le plus proche et celle jusqu'à Toulouse. Le prix d'une terre agricole diminue d'environ 1 % par kilomètre qui sépare la transaction du centre du bassin de vie, de 0,2 % à 0,3 % par kilomètre jusqu'au pôle urbain le plus proche et de 0,2 % à 0,4 % par kilomètre jusqu'à Toulouse. Pour les transactions situées dans le bassin de vie de Toulouse, l'effet d'un kilomètre d'éloignement est donc de - 1,4 % ou de - 1,7 %/km.

En reprenant les résultats du modèle à effets aléatoires on peut représenter de façon stylisée ces

effets pour les trois régions étudiées (cf. graphique VI). À l'exception du département du Nord, le tracé du prix des terres agricoles décroît, tout d'abord, lorsqu'on s'éloigne de la métropole régionale (qui est en même temps pôle urbain et pôle de bassin de vie). Il s'accroît ensuite sous l'effet combiné d'un éloignement accru de la métropole régionale et d'un rapprochement d'un pôle de bassin de vie (entre 20 et 30 km), puis il décroît lorsqu'on s'éloigne de ce pôle, etc.

Ces résultats tiennent en partie à l'anticipation de plus-values d'urbanisation, d'autant plus importantes et plus probables que le bien est proche de Toulouse ou de Dijon. Ceci vaut particulièrement pour la région toulousaine, où le dynamisme démographique des campagnes périurbaines et rurales est fort, si bien que les anticipations de plus-values sont probables, proches dans le temps, et éloignées dans l'espace. Au contraire, dans le Nord, où que soit situé le bien, il est suffisamment proche d'une ville pour que son propriétaire puisse espérer une plus-value d'urbanisation. Le monocentrisme toulousain ou dijonnais s'oppose au polycentrisme du Nord.

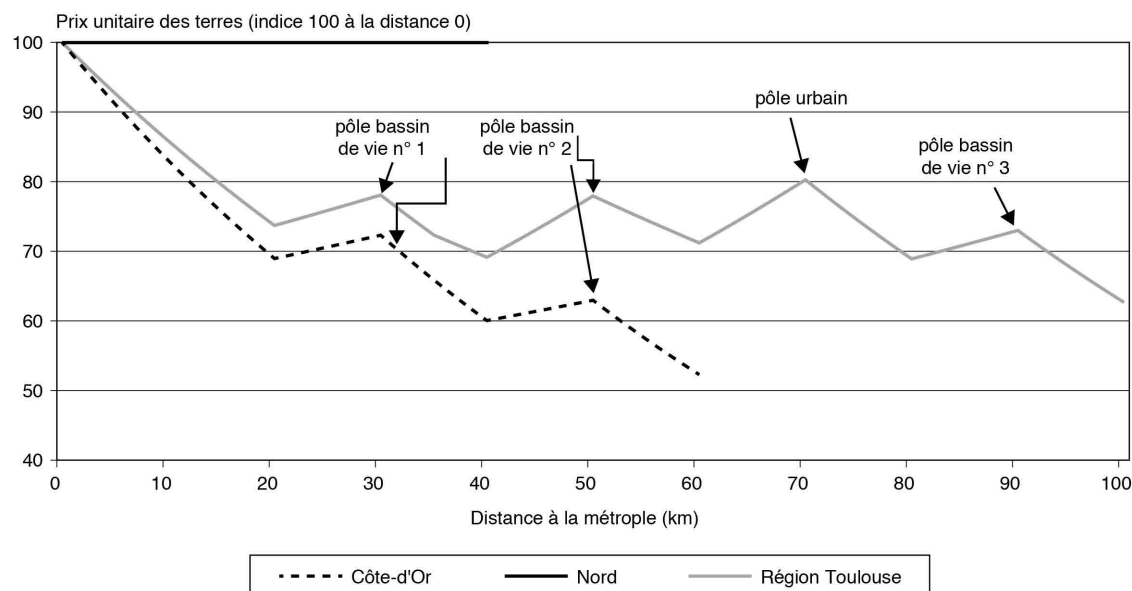
D'autres facteurs urbains influencent le prix des terres agricoles

Nous avons introduit dans l'équation, tout d'abord, la distance au chef-lieu de la commune. Son effet sur le prix des terres agricoles est significativement négatif dans le Nord et en Côte-d'Or. Il n'est pas significatif au seuil de 5 % dans le Tarn-et-Garonne (12).

Dans le Nord, le prix des terres agricoles diminue de 1,0 à 1,6 % (communes de moins de 5 000 habitants) et jusqu'à 5,5 % (communes de 10 à 50 000 habitants) par kilomètre d'éloignement du chef-lieu de la commune. En Côte-d'Or, les effets sont nettement plus importants : de - 5 % à - 15 % selon la population de la commune par kilomètre d'éloignement. Il s'agit probablement ici de l'effet d'anticipations sur

12. Rappelons que dans la région toulousaine, la distance au chef-lieu de la commune n'a pu être étudiée que pour le département du Tarn-et-Garonne, qui est le seul où les transactions ont été géoréférencées. Une estimation spécifique à ce département a été faite pour analyser l'effet de cette variable. Les résultats de cette régression, commentés pour la seule variable de la distance à la mairie, ne sont pas présentés ici.

Graphique VI
Effets stylisés de la distance aux pôles selon la région d'étude (modèle à effets aléatoires)



Lecture : la métropole est située à la distance 0 et son prix unitaire des terres est fixé à l'indice 100. Par convention, nous avons localisé un pôle de bassin de vie à 30 km, puis à 50 km de cette métropole. Dans la région de Toulouse, particulièrement étendue, un second pôle urbain a été placé à 70 km (ex. : Albi, Montauban, etc.) et, enfin, un pôle de bassin de vie dépendant de ce second pôle à 90 km de Toulouse. Dans le Nord, le tracé, qui a été interrompu à 40 km de Lille, ne s'éloigne pas de l'indice 100. Dans la région de Toulouse il a été au contraire prolongé jusqu'à une centaine de kilomètres de façon à montrer les effets combinés des trois types de pôles urbains : après la diminution rapide en banlieue toulousaine, les deux premiers petits pics (indice 78) s'expliquent par la présence d'un pôle de bassin de vie, puis un pic plus important fait remonter l'indice à 80, avant une nouvelle baisse, également interrompue par un autre bassin de vie (indice 73). La forme de la courbe des valeurs foncières prédites en Côte-d'Or est identique, mais elle est un peu plus accentuée et a été interrompue à 60 km car l'influence de Dijon est moindre que celle de Toulouse.

Source : calcul des auteurs.

le moment de conversion (d'autant plus proche que le lieu de la transaction est proche du centre de la commune) et sur la rente foncière résidentielle attendue, d'autant plus importante que l'accessibilité est meilleure vers des biens publics locaux (migrations alternantes domicile – école, etc.) ou vers des marchés de biens et services. Cette accessibilité « locale » se traduit généralement par des courbes de valeurs foncières plus pentues que l'accessibilité « régionale » aux emplois urbains, car l'accès se fait par des moyens de transport lents (à pied, à bicyclette), ce qui entraîne un coût en temps important (Cavailhès *et al.*, 2009).

Dans le Tarn-et-Garonne, deux éléments peuvent expliquer que la distance au chef-lieu de la commune ne soit pas significative. D'une part, la perte d'accessibilité due à l'éloignement du centre de la commune est compensée par d'autres avantages pour un ménage qui choisit cette localisation résidentielle : grande parcelle résidentielle, piscine, etc. ; le bilan de ces effets contraires est une rente foncière résidentielle insensible à la distance au chef-lieu de la commune (Cavailhès *et al.*, 2009). D'autre part, la forme diffuse du peuplement suggère que la date à laquelle la conversion urbaine d'une terre agricole est anticipée est peu sensible à cette distance.

D'autres variables susceptibles d'influencer le prix des terres agricoles ont également été introduites dans les équations, mais ce ne sont pas les variables d'intérêt essentielles pour cet article. L'effet des zonages fonciers a été étudié à travers l'existence de plans d'occupation des sols (POS) ou de plans locaux d'urbanisme (PLU) dans la commune. Les résultats sont différents selon les régions d'étude. En Côte-d'Or, l'existence d'un zonage foncier fait augmenter de 4 % le prix de la transaction (méthode instrumentale) alors qu'elle se traduit par une baisse équivalente en région toulousaine (même méthode) et que la variable n'est pas significative dans le Nord. Ces différences peuvent être dues à des politiques de zonage différentes selon les régions. C'est ainsi que 20 % des communes de la Côte-d'Or ont un zonage foncier en 2003, contre 46 % dans la région de Toulouse et 75 % dans le Nord.

L'élasticité du prix des terres à la population communale est de 6 à 7 % en Côte-d'Or et le prix est de 1,0 % supérieur par tranche de 1 000 habitants supplémentaires dans le Nord (la variable n'est pas significative en région toulousaine). Ce résultat suggère que la démographie des communes entraîne des anticipations plus optimistes de conversion à des usages non agricoles. Dans le

Nord et la région de Toulouse, le prix des terres agricoles est significativement plus élevé lorsque la population du pôle du bassin de vie est plus importante, alors qu'en Côte-d'Or l'effet de la population est négatif, mais l'évolution intercommunale de celle-ci a un effet positif.

Dans les départements du Nord et de la Côte-d'Or, les terres agricoles sont d'autant plus chères que les habitants de la commune sont riches (la variable n'a pas été introduite dans la région de Toulouse pour des raisons de colinéarité). Compte tenu de la faible proportion d'agriculteurs dans cette population, il s'agit très probablement d'un effet urbain : lorsque les ménages d'une commune ont un revenu élevé les terrains à bâtir sont chers, ce qui se traduit par des anticipations de plus-values foncières importantes de la part des propriétaires de terres agricoles.

Conséquences sur les systèmes de production agricoles

Traditionnellement, en microéconomie, un producteur réduit l'usage d'un facteur de production cher en lui substituant un (ou des) facteur(s) de production moins cher(s). Le rapport des quantités utilisées des différents inputs dépend de leurs prix relatifs. Les variations du prix des terres selon l'influence urbaine ont donc des conséquences sur les systèmes de production agricoles.

Les systèmes de production agricoles doivent aujourd'hui être analysés selon la localisation des exploitations dans la hiérarchie urbaine : ils sont influencés par la taille des villes voisines et par la distance qui les en sépare. Avec l'éloignement des centres urbains, la terre, parce qu'elle est moins chère, est substituée au capital et au travail. Ces effets ont été analysés par Cavailhès et Wavresky (2006) dans le cas français. Ils montrent qu'ils s'exercent sur quelques kilomètres autour des petites villes et jusqu'à plusieurs dizaines de kilomètres autour des grandes métropoles.

L'influence urbaine sur les exploitations agricoles dans les trois régions étudiées est illustrée ici par une variable : le rapport du travail à la terre (unités travail annuel/surface agricole utilisée : UTA/SAU). La source utilisée est le recensement de l'agriculture de 2000. La SAU et les UTA sont calculés pour la moyenne (SAU, UTA) des exploitations agricoles professionnelles ayant leur siège dans chaque commune.

Dans la région de Toulouse et en Côte-d'Or, les exploitations agricoles les plus proches du centre des aires urbaines utilisent plus de travail à l'hectare que celles qui sont plus éloignées (cf. graphique VII). La décroissance est régulière dans la région toulousaine : de 0,5 travailleur par hectare cultivé à moins de 10 km de Toulouse jusqu'à 0,2 à une cinquantaine de kilomètres (il n'y a pas de commune située au-delà de 50 km car en s'éloignant davantage de Toulouse on passe dans l'aire d'influence d'un autre pôle urbain : Albi, Montauban, etc.). La diminution du nombre de travailleurs par hectare cultivé est moindre en Côte-d'Or (hors communes viticoles) : de 0,22 à 0,11 travailleur par hectare cultivé. Dans le Nord, par contre, le rapport UTA/SAU est indépendant de la distance au pôle urbain le plus proche, qui n'est jamais très éloigné (la distance maximale est de 24 km).

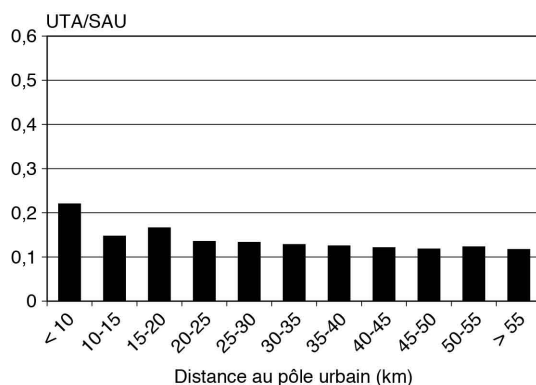
Ces résultats sont cohérents, du point de vue de la théorie de la production, avec le prix des terres analysé dans les sections précédentes : dans les régions d'étude de Toulouse et de Dijon, le travail est substitué à la terre près des pôles urbains où le prix des terres est élevé. Le mouvement est plus ample dans la région de Toulouse qu'en Côte-d'Or car les effets de la distance sur les valeurs foncières sont plus marqués dans le premier cas que dans le second. Dans le Nord, où les valeurs foncières agricoles ne dépendent pas de la distance aux pôles urbains, le rapport des deux inputs est indépendant de cette distance.

* *
*

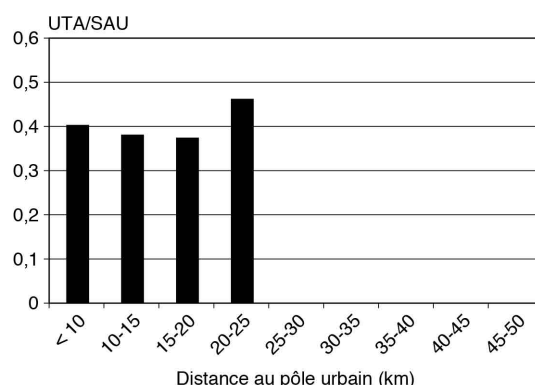
Tout au long du XIX^e siècle et de la première moitié du XX^e, les géographes et les écono-

Graphique VII
Rapport entre le travail et la terre selon la distance aux pôles urbains

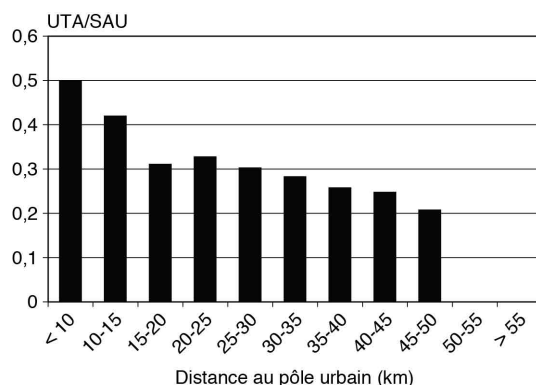
A - Côte-d'Or (sauf communes viticoles)



C - Nord



B - Région de Toulouse



Lecture : en Côte-d'Or, les exploitations à moins de 10 kilomètres du pôle urbain comptent 0,22 UTA par hectare de SAU et à plus de 55 kilomètres de celui-ci, le rapport est de 0,12. Une diminution régulière de ce rapport UTA/SAU s'observe dans la région de Toulouse (de 0,5 près du pôle urbain le plus proche à 0,21 à plus de 45 kilomètres), alors qu'il est assez stable dans le Nord.
Source : RA 2000. © INSEE, IGN.

mistes agricoles ont analysé la localisation des productions agricoles selon le modèle de von Thünen (1826), conçu comme un emboîtement de couronnes spécialisées selon les coûts de transport des denrées agricoles vers le marché urbain. Les ceintures maraîchères et laitières étaient au plus près des villes, de façon à ce que le laitier et le maraîcher puissent livrer quotidiennement leurs produits frais, transportés grâce à l'énergie humaine (bicyclette) ou animale (charrette à bœufs, etc.). Les animaux à viande étaient élevés loin des villes, car c'est à pied qu'ils étaient amenés au marché (durant la seconde moitié du XIX^e siècle, il fallait trois semaines pour rejoindre le marché aux bestiaux de la Villette depuis le Charolais, à peine moins depuis la Normandie). Entre ceinture maraîchère/laitière proche et élevage lointain, s'étendaient des productions végétales (blé, etc.). La localisation des productions agricoles dépendait du coût de transport vers les marchés urbains et la baisse des valeurs foncières lorsqu'on s'éloignait des villes en résultait. Cette géographie

sembla condamnée dans les années 1960 par la réduction des coûts de transport qui rendait les villes moins dépendantes de leur *hinterland* (arrière-pays) agricole. Les modes de transport modernes permettaient au blé, à la viande, et même aux fruits et légumes de circuler de par l'Europe et le monde dans de bonnes conditions (rapidité, faible coût, hygiène, chaîne du froid, etc.). Si bien que l'économie agricole à la von Thünen (1826) semblait condamnée. Elle retrouve aujourd'hui une nouvelle jeunesse : la nouvelle géographie agricole est, à nouveau, polarisée par la ville. La rente foncière est toujours au cœur de cette polarisation, mais l'explication tient moins aux coûts de transport, comme au XIX^e siècle, qu'à la pression urbaine qui s'exerce à travers des anticipations d'urbanisation. Du fait de cette influence urbaine qui se traduit par une cherté de la terre près des villes (surtout lorsqu'elles sont grandes) les productions agricoles les plus intensives se localisent à nouveau près de celles-ci. □

BIBLIOGRAPHIE

Alonso W. (1964), *Location and land use*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Anselin L. (1988), *Spatial econometrics, methods and models*, Dordrecht (NL), Kluwer Academic Publishers.

Anselin L. et Kelejian H.H. (1997), « Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors », *International Regional Science Review*, vol. 20, pp. 153-182.

Arnott R.J. et Lewis F.D. (1979), « The Transition of Land to Urban Use », *Journal of Political Economy*, n° 87, pp. 161-170.

Bockstael N.E. et Irwin E.G. (2000/2001), « Economics and the land use. Environment link », In : Tietenberg, T. and H. Folmer (Eds) : *International Yearbook of Environmental and Resource Economics*, Edward Edgar, Cheltenham, U.K.

Brueckner J.K. (1990), « Growth Controls and Land Values in an Open City », *Land Economics*, 66 (3), pp. 237-48.

Capozza D.R. et Helsley R.W. (1989), « The fundamentals of land prices and urban growth », *Journal of Urban Economics*, n° 26, pp. 295-306.

Capozza D.R. et Helsley R.W. (1990), « The stochastic city », *Journal of Urban Economics*, pp. 187-203.

Capozza D. et Li Y. (1994), « The intensity and timing of Investment : the case of land », *American Economic Review*, vol. 84, n° 4, pp. 889-904.

Cavailhès J. (2004), « L'extension des villes et la périurbanisation », *Villes et Économie*, Institut des Villes, La Documentation française, pp. 157-184.

Cavailhès J., Hilal M., Wavresky P., Contesti G. et El Yousfi H. (2009), *Marché foncier et périurbanisation*, Dijon, Rapport pour la DGUHC, 233 pages.

Cavailhès J. et Wavresky P. (2002a), « L'influence urbaine sur le prix des terres agricoles périurbaines », *Espace Rural*, n° 72, pp. 9-11.

Cavailhès J. et Wavresky P. (2002b), « Les valeurs foncières dans le périurbain », *Études Foncières*, n° 97, pp. 14-17.

- Cavailhès J. et Wavresky P. (2003)**, « Urban influences on periurban farmland prices », *European Review of Agricultural Economics*, n° 30, pp. 333-357.
- Cavailhès J. et Wavresky P. (2006)**, Les effets de la proximité de la ville sur les systèmes de production agricoles, *Agreste Cahiers*.
- Cheshire P. et Sheppard S. (1995)**, « On the price of land and the value of amenities », *Economica*, n° 62, pp. 247-267.
- Colwell P.F. et Munneke H.J. (1997)**, « The Structure of Urban Land Prices », *Journal of Urban Economics*, n° 41, pp. 321-336.
- Cunningham C.R. (2006)**, « House price uncertainty, timing of development, and vacant land prices : evidence from real options in Seattle », *Journal of Urban Economics*, n° 59, pp. 1-31.
- Espace rural (2009)**, *Le prix des terres en 2008*, Paris, Safer.
- Even K. et Fauvet L. (2007)**, « Bases notariales pour les logements anciens. Limites d'utilisation à un niveau géographique fin », Paris, Bureau Synthèses sur le logement, ministère de l'Écologie, du développement et de l'aménagement durables, 6 pages.
- Fisher A.C. et Hanemann W.M. (1990)**, « Option value : theory and measurement », *European Review of Agricultural Economics*, n° 17, pp. 167-180.
- Frenot S. (2009)**, « Toulouse, moteur de la forte poussée démographique en Midi-Pyrénées », 6 pages de l'Insee, n° 116, janvier 2009.
- Fujita M. (1989)**, *Urban Economic Theory. Land use and city size*, Cambridge, Cambridge University Press, 366 pages.
- Géniaux G. et Napoleone C. (2007)**, « La constructibilité anticipée des terres agricoles », *Études foncières*, n° 126, pp. 12-14.
- Goodwin B.K., Mishra A.K. et Ortalo-Magné F.N. (2003)**, « What's wrong with our model of agricultural land values ? », *American Journal of Agricultural Economics*, n° 83, pp. 744-752.
- Gray A.W., Boehlje M.D., Gloy B.A. et Slinisky S.P. (2004)**, « How U.S. farm programs and crop revenue insurance affect returns to farm land », *Review of Agricultural Economics*, vol. 26, n° 2, pp. 238-253.
- Hakkio C.S. et Rush M. (1991)**, « Cointegration : How short is the long-run ? », *Journal of International Money and Finance*, n° 10, pp. 571-81.
- Hardie I.W., Narayan T.A. et 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*, n° 83, pp. 120-132.
- Irwin E.G. (2002)**, « The effects of open space on residential property values », *Land Economics*, vol. 78, n° 4, pp. 465-480.
- Isgin T. et Forster L.F. (2006)**, « A hedonic price analysis of farmland option premiums under urban influences », *Canadian Journal of Agricultural Economics*, n° 54, pp. 327-340.
- Laganier J. et Vienne D. (2009)**, « Recensement de la population de 2006 : la croissance retrouvée des espaces ruraux et des grandes villes », *Insee Première*, n° 1218.
- Lecat G. (2006)**, *Analyse économique de la planification urbaine (Urban land planning economics)*, Ph.D. dissertation, University of Burgundy and INRA, 336 pages.
- Lence S.H. et Misshra A.K. (2003)**, « The impacts of different farm programs on cash rents », *American Journal of Agricultural Economics*, n° 85, pp. 753-761.
- Livadis G., Moss C.B., Breneman V.E. et Nehring R. (2006)**, « Urban sprawl and farmland prices », *American Journal of Agricultural Economics*, n° 88, pp. 911-929.
- Muth R. (1969)**, *Cities and Housing*, University of Chicago Press, Chicago.
- 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 pages.
- Plantinga A.J., Lubowski R.N. et Stavins R.N. (2002)**, « Effects of potential land development on agricultural land prices », *Journal of Urban Economics*, n° 52, pp. 561-581.
- Plantinga A.J. et Miller D.J. (2001)**, « Agricultural land values and the value of right to future land development », *Land Economics*, n° 77, pp. 56-67.

Ricardo D. (1821), *Principles of political economy and taxation* (3^e édition).

Roe B., Irwin E.G. et Morrow-Jones H.A. (2004), « The effects of farmland, farmland preservation, and other neighborhood amenities on housing values and residential growth », *Land Economics*, vol. 80, n° 1, pp. 55-75.

de Saint-Jacob P. (1935), « Deux études d'histoire rurale expliquant la géographie », *Les études rhodaniennes*, vol. 11, n° 1, pp. 98-105.

Taylor M.R. et Brester G.W. (2005), « Noncash income transfers and agricultural land values », *Review of Agricultural Economics*, vol. 27, n° 4, pp. 526-541.

Tegene A., Wiebe K. et Kuhn B. (1999), « Irreversible investment under uncertainty : conservation easements and the option to develop agricultural land », *Journal of agricultural economics*, vol. 50, n° 2, pp. 203-219.

Thorsnes P. (2002), « The value of a suburban forest preserve : estimates from sales of vacant residential building lots », *Land Economics*, vol. 78, n° 3, pp. 626-641.

Von Thünen J.H. (1826), *Der isolierte staat in beziehung auf landwirtschaft und nationalökonomie*, vol. 1, Hamburg, Perthes.

Wooldridge J.M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge (MA), London (U.K.), MIT Press.

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Tableau A
Résultats des estimations

	Côte-d'Or				Nord				Région de Toulouse			
	Méthode instrumentale		Modèle à effets aléatoires		Méthode instrumentale		Modèle à effets aléatoires		Méthode instrumentale		Modèle à effets aléatoires	
	Paramètre	T de Student	Paramètre	T de Student	Paramètre	T de Student	Paramètre	T de Student	Paramètre	T de Student	Paramètre	T de Student
Variable estimée	Logarithme prix (euros constants)				Logarithme prix (euros courants)				Logarithme prix (euros courants)			
Constante	7,6601	69,6	8,1404	18,8	7,8773	114,4	8,3277	142,7	8,9672	71,6	9,3330	103,2
VARIABLES D'INFLUENCE URBAINE												
Distance à la métropole régionale (km)	- 0,0022	- 4,0	- 0,0069	- 6,7					- 0,0039	- 5,2	- 0,0016	- 2,0
Distance au pôle urbain (km)	0,0002	0,2	- 0,0117	- 6,9					- 0,0022	- 2,0	- 0,0031	- 1,6
Distance au pôle urbain / bassin de vie (km)					- 0,0001	- 0,1	0,0006	0,9	- 0,0092	- 5,4	- 0,0105	- 4,3
Distance à la mairie												
Communes de moins de 1000 habitants	- 0,0600	- 7,4	- 0,0520	- 6,1	- 0,0099	- 2,3	- 0,0118	- 2,6				
Communes de 1000 à 2000 habitants	- 0,1250	- 6,1	- 0,1085	- 4,7	- 0,0169	- 2,9	- 0,0159	- 2,6				
Communes de 2000 à 5000 habitants	- 0,0926	- 4,1	- 0,1069	- 4,1	- 0,0131	- 2,4	- 0,0122	- 2,1				
Communes de 5000 à 10000 habitants	- 0,1219	- 5,4	- 0,1170	- 3,9	0,0033	0,4	- 0,0085	- 0,9				
Communes de 10000 à 50000 habitants	- 0,1367	- 2,6	- 0,1402	- 2,5	- 0,0543	- 4,2	- 0,0557	- 4,0				
Communes de plus de 50000 habitants	- 0,1463	- 2,9	- 0,1520	- 3,0	- 0,0217	- 0,4	- 0,0420	- 0,8				
Revenu imposable des ménages de la commune (1000€)	0,0360	19,1	0,0220	11,6	0,0193	6,5	0,0038	2,5	- 0,0375	- 1,9	- 0,0073	- 0,2
Existence d'un PLU approuvé	0,0430	1,7	- 0,0193	- 0,7	- 0,0116	- 1,2	- 0,0139	- 1,3				
Absence de PLU approuvé												
Population de la commune (log. ou milliers)	0,0697	5,7	0,0602	4,4	0,0101	5,4	0,0100	5,2	0,0007	0,3	0,0003	0,1
Évolution population commune (1982- 1999)			- 0,0419	- 1,8	- 0,0696	- 1,8	0,0475	1,4	0,0877	1,9	0,0009	
Population du bassin de vie (log. ou milliers)	- 0,0666	- 5,4	0,6239	- 0,6	0,0009	7,4	0,0009	2,7			1,7558	2,9
Évolution population bassin de vie (1982- 1999)	0,8841	4,9	0,0064	0,8					0,0537	4,7		2,5
Part de la surface communale urbanisée	0,0088	5,3		3,5					1,8169	5,4		
VARIABLES COMMUNALES DE FERTILITÉ												
Part de la surface communale en forêts/eaux					- 0,1272	- 3,6	- 0,0907	- 2,3	- 0,2714	- 4,0	- 0,3343	- 3,0
Nature de la ferme communale												
Productions bovins viande	- 0,2398	- 7,1	- 0,0656	- 1,3					- 0,2500	- 5,2	- 0,2813	- 3,9
Productions ovines	- 0,1957	- 6,9	- 0,0214	- 0,5					- 0,2833	- 4,4	- 0,3231	- 3,4
Polyculture, élevage herbivores	- 0,1402	- 3,3	- 0,0260	- 0,5					- 0,6458	- 6,0	- 0,6732	- 4,0
Polyculture, élevage granivores									- 0,2683	- 8,6	- 0,2316	- 4,6
Grandes cultures et herbivores											- 0,0620	- 4,6
Cultures industrielles												
Légumes					0,2436	3,2	- 0,0024	0,0				
Légumineuses					0,4460	5,2	0,0594	0,6				
Pommes de terres					0,3489	2,3	0,0948	0,5				
Polyculture					0,6672	8,3	0,3059	3,0				
SAU communale drainée / irriguée (en %)					0,1088	6,6	0,0320	1,3	- 0,0402	- 2,0		- 2,0
Rapport UTA / SAU					- 0,0069	- 3,4	- 0,0039	- 1,9				

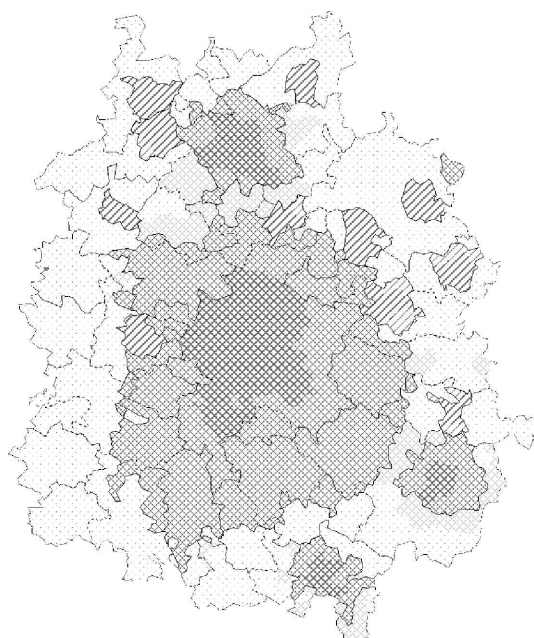
	Côte-d'Or		Nord		Région de Toulouse							
VARIABLES SPÉCIFIQUES A LA TRANSACTION												
Vingties de surface												
0-V1	-1,9358	-41,6	-1,9108	-40,5	-2,0184	-81,8	-2,0221	-81,8	-2,4104	-48,7	-2,3999	-46,7
V1-V2	-1,6031	-35,0	-1,5891	-34,4	-1,5323	-62,9	-1,5374	-63,0	-1,7969	-36,5	-1,7728	-34,8
V2-V3	-1,2518	-27,3	-1,2518	-27,3	-1,2061	-50,1	-1,2087	-50,2	-1,4835	-30,1	-1,4585	-28,5
V3-V4	-0,9626	-21,0	-0,9505	-20,5	-0,9909	-40,9	-0,9969	-41,2	-1,2217	-24,8	-1,2127	-23,8
V4-V5	-0,8267	-18,5	-0,8313	-18,4	-0,8181	-33,6	-0,8238	-33,9	-1,0317	-21,0	-1,0464	-20,5
V5-V6	-0,7083	-15,7	-0,7106	-15,6	-0,6133	-25,3	-0,6220	-25,8	-0,8431	-17,2	-0,8227	-16,1
V6-V7	-0,4643	-10,3	-0,4659	-10,2	-0,4515	-18,7	-0,4575	-18,9	-0,5664	-11,5	-0,5645	-11,0
V7-V8	-0,3247	-7,2	-0,3224	-7,1	-0,2999	-12,4	-0,3063	-12,7	-0,4198	-8,5	-0,3818	-7,5
V8-V9	-0,1324	-2,9	-0,1303	-2,8	-0,1576	-6,5	-0,1604	-6,7	-0,1676	-3,4	-0,1328	-2,6
	</											

Tableau B

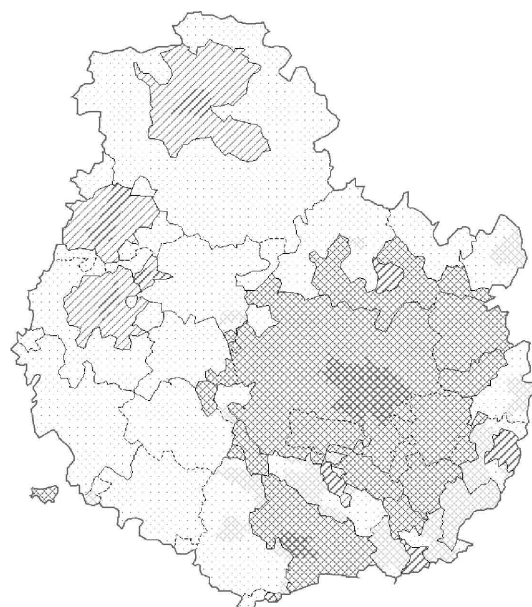
	Côte d'Or		Nord		Région de Toulouse	
	Méthode instrumentale	Modèle à effets aléatoires	Méthode instrumentale	Modèle à effets aléatoires	Méthode instrumentale	Modèle à effets aléatoires
Modèle à effets aléatoires Qualité de la régression : - 2 Log Likelihood AIC (smaller is better) AICC (smaller is better) BIC (smaller is better) Variables aléatoires Commune Bassin de vie Petite région agricole Résidu		Estimate Z-value 10012,1 10132,1 10133,4 10412,3 0,01288 4,8 0,04481 3,17 0,2988 52,44		Estimate Z-value 6485 6593 6593,7 6840,3 0,00099 1,93 0,003154 2,87 0,01039 1,88 0,123 63,95		Estimate Z-value 11147,9 11265,9 11267,1 11529,4 5,33 2,14 51,2
	Méthode instrumentale					
	Qualité de la régression : R ² ajusté Variables endogènes	0,835 R ² partiel première étape T de Student équation augmentée - 1,51 - 4,58	0,919 R ² partiel première étape T de Student équation augmentée - 2,96		0,84 R ² partiel première étape T de Student équation augmentée	
	Distance au bassin de vie Revenu imposable des ménages de la commune	0,69156 0,65676	0,2045 - 2,96		0,70771 0,3157469	1,75
	Distance métropole régionale Validité des instruments (test de Sargan)		0,5898183			

LES RÉGIONS D'ÉTUDE

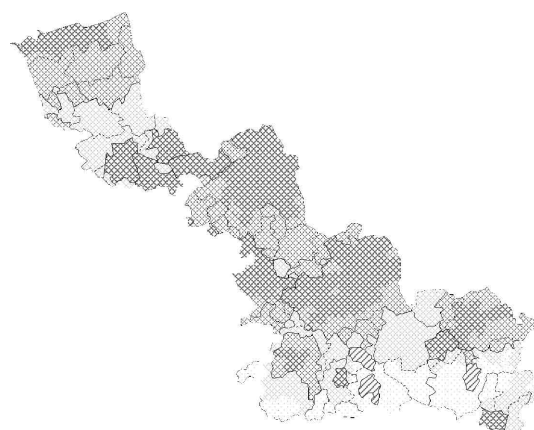
Toulouse



Côte-d'Or



Nord



Zonage en aires urbaines
et en aires d'emploi de l'espace rural

-  Pôle urbain
-  Couronne périurbaine
-  Commune multipolarisée
-  Pôle d'emploi de l'espace rural
-  Couronne d'un pôle d'emploi du rural
-  Autre commune de l'espace à dominante rurale

 Aires urbaines ou aires d'emploi de l'espace rural

 Bassins de vie

