



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

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

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

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

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

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

---

## Mesure de l'impact du changement climatique sur l'agriculture de Côte-d'Or

*Measurement of the impact of climate change on the agriculture of Côte-d'Or*

**Elsa Martin et Jaune Vaitkeviciute**

---



### Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4984>

DOI : 10.4000/economierurale.4984

ISSN : 2105-2581

### Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

### Édition imprimée

Date de publication : 30 septembre 2016

Pagination : 21-48

ISSN : 0013-0559

### Référence électronique

Elsa Martin et Jaune Vaitkeviciute, « Mesure de l'impact du changement climatique sur l'agriculture de Côte-d'Or », *Économie rurale* [En ligne], 355 | septembre-octobre, mis en ligne le 30 septembre 2018, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4984> ; DOI : 10.4000/economierurale.4984

---

# Mesure de l'impact du changement climatique sur l'agriculture de Côte-d'Or

**Elsa MARTIN** • CESAER, UMR 1041 INRA, AgroSup Dijon

**Jaune VAITKEVICIUTE** • CESAER, UMR 1041 INRA, AgroSup Dijon ; LEDi, UMR 6307 uB, CNRS

Auteur de correspondance : jaune.vaitkeviciute@dijon.inra.fr

Les auteures proposent de mettre en œuvre une méthode de mesure de l'impact économique du changement climatique sur l'agriculture du département de Côte-d'Or en passant par l'étude du prix des terres de cette zone. Leurs simulations montrent que les effets du changement climatique sur le prix des terres de Côte-d'Or ne sont pas spatialement uniformes dans le cas d'un scénario climatique de long terme pessimiste : certaines communes voient le prix de leurs terres diminuer quand d'autres voient ces prix augmenter.

**MOTS-CLÉS** : *approche ricardienne, changement climatique, rente foncière, impact économique, colinéarité*

## ***Measurement of the impact of climate change on the agriculture of Côte-d'Or***

*The authors propose to implement a method measurement of the economic impact of climate change on the agriculture of the French Département of Côte-d'Or. Their simulations allow them to conclude that the economic impacts of climate change in Côte-d'Or are not spatially homogeneous within the framework of a long-term pessimistic scenario of climate change: the price of the agricultural land of some municipalities decreases whereas this price increases in others. (JEL: Q15, C50, Q54).*

**KEYWORDS**: *Ricardian analysis, climate change, land rent, economic impact, collinearity*

La cinquième version du rapport du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (GIEC) a été rendue publique en mars 2014. Son volet « vulnérabilités, impacts et adaptation » préconise de mettre en œuvre au plus vite des stratégies d'adaptation. Parmi les principaux impacts attendus, la modification des rendements agricoles est en première ligne. L'activité de production agricole est en effet fortement dépendante du climat via l'effet de la teneur de l'atmosphère en CO<sub>2</sub>, du bilan hydrique climatique et de la température sur les rendements des cultures.

À l'échelle française et sur la base du croisement de modèles climatiques et agronomiques, Brisson et Levraut (2010) démontrent par exemple que les rendements de blé et de colza sont susceptibles d'augmenter, que ceux de maïs sont

susceptibles de baisser et que ceux des prairies risquent de stagner. Il en résulte que le changement climatique va modifier les bénéfices retirés de l'activité agricole. La question du sens de l'évolution de ces bénéfices et des stratégies d'adaptation en résultant reste entière. Notre travail vise à donner de premiers éléments de réponse à cette question.

Mendelsohn et Dinar (2009) effectuent un recensement détaillé des différentes méthodes de mesure de l'impact du changement climatique sur les revenus agricoles qui sont utilisées dans la littérature. Ils mettent en évidence le fait que la plupart des approches classiquement mobilisées peinent à prendre en compte les possibilités d'adaptation de long terme des producteurs agricoles. L'approche ricardienne proposée et testée sur des données américaines par Mendelsohn *et al.*

(1994) est la seule à permettre de dépasser cette limite. Elle repose sur l'analyse de l'effet des modifications climatiques sur la rente foncière qui est théoriquement un bon proxy de la valeur ajoutée dégagée par l'activité agricole car, en situation de marchés de concurrence pure et parfaite, la rente foncière est égale au rendement net de l'usage le plus élevé et le meilleur de la terre. Plus précisément, la méthode des prix hédoniques permet de mettre en œuvre l'approche ricardienne : il s'agit de décomposer le prix des terres agricoles en différents attributs, ou éléments indissociables les caractérisant (Rosen, 1974), en se concentrant sur les attributs productifs de type climatique.

Mendelsohn et Dinar (2009) mettent en évidence les nombreuses applications de l'approche ricardienne à la Mendelsohn *et al.* (1994) aux cas américains (États-Unis et Amérique du Sud) et africains. Il n'existe à notre connaissance pas d'application au cas français mis à part le travail d'Ay *et al.* (2014) qui utilisent un modèle structurel ricardien pour prédire les effets du climat sur les modifications d'usage des sols. Ils se concentrent sur les changements d'affectation des sols, entre usages agricole, forestier et urbain, qui sont induits par le changement climatique. Nous proposons dans ce travail de nous concentrer plutôt sur les divers usages agricoles des sols, en tenant compte des possibilités d'adaptation mais sans pour autant ouvrir la « boîte noire » de celle-ci, comme peuvent le faire Ay *et al.* (2014). Cette notion de « boîte noire » a été utilisée la première fois par Mendelsohn et Dinar (2009) pour désigner le fait de ne pas décortiquer le comportement d'adaptation des agriculteurs : la méthode ricardienne tient compte des ajustements des agriculteurs pour revenir à l'équilibre sans les modéliser explicitement.

Mendelsohn *et al.* (1994) cherchaient à mesurer l'impact du changement climatique sur l'agriculture en utilisant la variabilité spatiale observée sur un grand

territoire comme celui des États-Unis. Pour cela, ils calculaient les moyennes des variables climatiques sur 30 ans pour conserver des conditions climatiques (températures et précipitations) mensuelles « normales ». Une telle approche peut toutefois souffrir d'un problème de colinéarité étant donné qu'il y a de fortes chances pour que des moyennes mensuelles soient corrélées entre elles, même en ne retenant que quatre mois représentatifs des saisons. Ceci est d'autant plus vrai que le modèle originel inclut également des variables d'altitude et de latitude qui sont fortement corrélées aux températures et précipitations. Quiggin et Horowitz (1999) voyaient déjà cette intuition confirmée par les valeurs très élevées de certains estimateurs de Mendelsohn *et al.* (1994). Pour ces raisons, nous attacherons dans notre analyse une attention particulière à la colinéarité et à la mise en œuvre de méthodes d'estimation robustes à sa présence.

La méthode des Moindres carrés partiels (MCP) est la méthode la plus couramment employée pour produire des estimateurs robustes à la présence de colinéarité (Tenenhaus, 1998). Son principal inconvénient est que les résultats qu'elle produit sont parfois difficiles à interpréter économiquement. Le problème de colinéarité posé par l'incorporation de trop nombreuses variables de climat serait sans doute mieux résolu en sélectionnant les quelques indicateurs de climat ayant le plus d'influence sur le prix des terres. Une échelle aussi étendue que celle des États-Unis ne permet pas de sélectionner de tels indicateurs climatiques en raison d'une trop grande diversité de situations à cette échelle. Pour cette raison, nous proposons de travailler à une échelle de travail plus réduite comme celle du territoire départemental.

Nous avons choisi de nous concentrer sur le département de la Côte-d'Or car toutes les données nécessaires à la mise en œuvre de l'approche ricardienne sont

disponibles à l'échelle de ce département sur la période 1992-2008, qui correspond précisément à la période marquée par le réchauffement climatique en Bourgogne (Xu *et al.*, 2012). Notons également que cette échelle d'analyse nous permet d'avoir recours à des données de prix de transactions foncières observés et non déclarés, comme c'est le cas sur les données américaines. La méthode des prix hédoniques a par ailleurs été mobilisée à de multiples occasions à l'échelle de ce territoire (voir par exemple Cavaillès et Wavresky, 2003, pour une application au prix des terres agricoles), ce qui constitue un point de départ non négligeable.

La question se pose alors de savoir si l'approche proposée par Mendelsohn *et al.* (1994) reste valide à une telle échelle. En effet, cette approche, de nature statistique, nécessite une variabilité importante qui n'est pas acquise d'avance à une petite échelle.

Le schéma synthétique de l'espace des climats en France de Joly *et al.* (2010) montre que la Côte-d'Or est à l'intersection de trois types de climats (océanique dégradé, tendance à semi-continentalité, climat de montagne et apparenté). Cette diversité climatique à une aussi petite échelle est principalement liée à la topographie de la Côte-d'Or qui se caractérise par une altitude moyenne de 309 mètres, avec un minimum de 176 mètres et un maximum de 689 mètres (source : BD Topo, IGN). Par ailleurs, Chabin *et al.* (1984) expliquent que la Bourgogne constitue une France en miniature pour ce qui est de son climat. Tout d'abord, son climat dominant est océanique, ce qui est aussi le cas de la Côte-d'Or. La distribution régionale de ce climat rappelle celle de la France avec le Morvan qui est très montagnard (comme le Massif Central), un versant occidental océanique et un versant oriental à la fois continental et méridional. Comme on peut le constater dans Joly *et al.* (2010), cette

distribution se retrouve au niveau de la Côte-d'Or. La variabilité climatique de notre département d'intérêt sera donc suffisante pour que l'approche ricardienne reste pertinente à cette échelle.

Les trois premières sections seront relatives à la présentation du modèle économique, des méthodes d'estimation et des données utilisées. Nous illustrerons ensuite les problèmes de colinéarité soulevés par la mobilisation de l'approche ricardienne à l'échelle d'un département pour ensuite proposer un modèle simplifié permettant de corriger ces difficultés. Nous finirons par présenter nos simulations des effets du changement climatique sur l'agriculture du département de Côte-d'Or, avant de conclure.

## Modèle économique

L'approche ricardienne doit son nom à la théorie de Ricardo (1817) selon laquelle, dans un marché de concurrence pure et parfaite, la rente foncière agricole est égale au profit que la production agricole permet de retirer des terres. Ainsi, la valeur d'une terre agricole sur le marché foncier est le reflet de la valeur présente de la somme des flux de revenus futurs qu'elle peut permettre de dégager.

Plus formellement, chaque agriculteur  $i$  de la commune  $j$  maximise son profit sous les contraintes données par les conditions exogènes à son exploitation : conditions pédoclimatiques et socio-économiques. Il choisit donc les quantités d'*inputs* et de productions végétales et/ou animales notées  $k$  qui maximisent :

$$\begin{aligned} \text{Max } \pi_{i,j} = & \sum_{k \in K} p_{i,j,k} q_{i,j,k} \left[ x_{i,j,k} \setminus (c_{i,j}, z_{i,j}, s_{i,j}) \right] \\ & - \sum_{k \in K} p_{i,j,k} x_{i,j,k} \end{aligned}$$

où  $\pi_{i,j}$  est le profit de l'agriculteur  $i$  de la commune  $j$ ,  $p_{i,j,k}$  est un vecteur exogène de prix des *inputs* et des *outputs*,  $q_{i,j,k}$  désigne la fonction de production végétale et/ou

animale  $k$ ,  $x_{i,j,k}$  est un vecteur endogène de choix d'inputs comme des semences, fertilisants, eau d'irrigation, pesticides, du travail ou du capital,  $z_{i,j}$  est un vecteur désignant des variables socio-économiques exogènes,  $c_{i,j}$  représente les caractéristiques exogènes climatiques et  $s_{i,j}$  celles du sol.

Les variables climatiques jouent un rôle important sur les cultures agricoles. Mendelsohn et Dinar (2009) expliquent que, pour assurer la croissance des cultures, il est nécessaire d'avoir une combinaison efficace des divers facteurs climatiques. Dans le cas contraire, le développement des cultures peut ne pas être assuré. La *figure A.1* (annexes) synthétise par exemple les risques climatiques auxquels sont exposées les cultures les plus répandues de Côte-d'Or. Afin d'éviter que ces différents risques ne réduisent ses profits, l'agriculteur peut ajuster ses choix d'inputs (augmenter la quantité d'eau d'irrigation en cas de stress hydrique par exemple). Dans le cas de risques trop importants pour pouvoir être compensés par un ajustement des *inputs*, l'exploitant peut décider de modifier ses productions végétales et/ou animales. Une telle décision se traduira par une modification de son assolement. Les ajustements en termes d'inputs s'effectuent plutôt à court terme alors que les ajustements en termes de choix de productions plutôt à long terme.

Les dérivées de l'équation précédente par rapport à chacun des *inputs* permettent d'identifier l'ensemble des *inputs* qui maximisent le profit de l'agriculteur  $i$  de la commune  $j$ . La nouvelle fonction de profit en résultant est alors uniquement fonction des variables exogènes :

$$\pi_{i,j}^* = \pi_{i,j}^* \left[ (c_{i,j}, z_{i,j}, s_{i,j}) \setminus p_{i,j,k} \right]$$

Cette fonction ricardienne décrit comment le profit varie pour des modifications de variables exogènes comme le climat par exemple. Sous hypothèse de concurrence pure et parfaite et dans un contexte

économétrique, la valeur de la terre agricole,  $v_{i,j}$ , sera une fonction  $f(\cdot)$  de la valeur présente du profit maximum de chaque agriculteur :

$$f(v_{i,j}) = \int_0^{\infty} \pi_{i,j}^* e^{-rt} dt + \varepsilon_{i,j}$$

où  $r$  est le taux d'actualisation et  $\varepsilon_{i,j}$  le terme d'erreur. La rente foncière capte alors le profit que l'on peut retirer du meilleur usage de la terre. Cette modélisation permet de capter les ajustements de long terme en termes de modifications d'assolement.

En pratique, nous utiliserons une équation de prix hédonique afin d'approximer  $f(v_{i,j})$ . La théorie économique sous-tendant la méthode des prix hédoniques s'applique plus directement à des biens de consommation qu'à des facteurs de production. Elle a donc été beaucoup mobilisée pour étudier le prix des logements (voir Palmquist, 2005, pour une revue de littérature relativement récente et une présentation détaillée de la méthode).

À notre connaissance, Miranowski et Hammes (1984) ont été les premiers à explorer le potentiel de cette méthode pour mettre en évidence le prix implicite des caractéristiques productives d'une terre agricole. Palmquist et Danielson (1989) ont, quant à eux, été les premiers à poser les fondements théoriques de cette méthode pour un facteur de production comme la terre agricole. Un certain nombre de travaux en ont découlé. Le *tableau A.1* situé en annexe montre que les principaux attributs considérés dans ces travaux peuvent être classés suivant deux grands groupes : les attributs liés aux conditions pédoclimatiques et des attributs que nous qualifierons d'externes par rapport à ces conditions. Ces derniers sont principalement liés à la capitalisation d'une anticipation d'urbanisation future, aux mesures de politiques publiques ou à l'effet du statut particulier du fermage en France.



Dans la lignée du travail de Mendelsohn *et al.* (1994), nous nous concentrerons sur les facteurs explicatifs du prix des terres agricoles liés aux conditions pédoclimatiques. Pour ce qui est des variables externes à ces conditions, les travaux portant sur la Côte-d'Or mettent en évidence que les effets liés à la pression urbaine jouent un rôle primordial, à côté des effets liés au fermage (Cavailhès et Wavresky, 2003). Nous nous focaliserons donc sur ces effets. Par ailleurs, nous contrôlerons un effet relatif à la vocation agricole dominante des communes afin de capter les éventuelles anticipations de conversion des terres vers un usage viticole, qui est un usage à très haute valeur ajoutée en Côte-d'Or.

Cline (1996) a formulé une critique à l'égard de l'approche proposée par Mendelsohn *et al.* (1994). Elle est relative à l'omission d'une variable captant les effets liés à l'irrigation qui risquent alors d'être incorrectement captés par les variables de climat. Mendelsohn et Nordhaus (1999) ont incorporé une variable de contrôle afin de tenir compte de cette remarque. Schlenker *et al.* (2005) préconisent plutôt de séparer en deux échantillons les localités irriguées et celles qui ne le sont pas pour se concentrer sur ces dernières. Nous préférons l'approche proposée par Mendelsohn et Nordhaus (1999) car elle évite d'introduire un biais lié à la sélection des données.

Mendelsohn *et al.* (1994), en travaillant à l'échelle des comtés américains, spatialisent leurs simulations des effets du changement climatique sur l'agriculture américaine. Afin d'arriver au même type de résultat pour la Côte-d'Or, nous proposons de travailler à l'échelle de la commune. Nous travaillerons donc sur les moyennes agricoles communales et estimerons dans un premier temps l'équation de prix hédonique suivante :

$$\ln v_j = \alpha + c_j\beta + s_j\gamma + z_j\delta + \varepsilon_j \quad (1)$$

Plusieurs types de fonctions sont utilisés dans les études mobilisant la méthode des prix hédoniques : linéaire, semi-logarithmique ou logarithmique. La forme fonctionnelle la plus fréquemment utilisée est semi-logarithmique. Cavailhès et Wavresky (2003) ayant par ailleurs montré que cette forme était particulièrement appropriée pour le cas de la Côte-d'Or, nous la retiendrons.

La distribution spatiale des terres agricoles inter- et intra-communales peut être à l'origine de l'absence d'indépendance entre les observations. Des tests d'autocorrélation spatiale permettent de tester ceci. Dans le cas où l'autocorrélation spatiale est confirmée, Le Gallo (2002) explique que ce phénomène a deux sources principales : les processus d'interactions ou une mauvaise spécification du modèle. Dans notre cas, le choix d'une échelle de travail communale nous amène à écarter les processus d'interactions qui ne nous semblent pouvoir avoir un sens économique qu'à l'échelle de la parcelle (unité de décision). En effet, si le prix d'une parcelle a de forte chance d'être influencé par le prix d'une parcelle voisine, *via* des *spillovers* de connaissance entre voisins, cette hypothèse nous semble plus délicate à justifier économiquement à l'échelle de la moyenne communale car la commune n'a pas d'autorité particulière en matière de fixation du prix des terres agricoles. Par contre, nous soupçonnons fortement que les moyennes communales induisent des erreurs de mesure (voir Chou, 1991). Pour cette raison, nous proposons d'ajouter une composante spatiale dans les perturbations (autocorrélation de nuisance) et d'écrire notre modèle comme suit :

$$\ln v = \alpha + c\beta + s\gamma + z\delta + \rho W\varepsilon + u \quad (2)$$

où  $u$  est le vecteur des termes d'erreur,  $\rho$  le paramètre de corrélation spatiale et  $W$  la matrice de poids qui permet de capter l'interdépendance spatiale entre les communes.

## Méthodes d'estimation utilisées

Nous avons dans un premier temps choisi d'estimer le modèle (1) à l'aide de Moindres carrés ordinaires (MCO). Pour que cette stratégie d'estimation soit efficace, il faut que les termes d'erreur,  $\varepsilon_i$ , soient indépendants et identiquement distribués (d'espérance nulle et sphérique). Un test de White permet de vérifier si c'est le cas. Il y a de fortes chances pour que cela ne soit pas le cas étant donné que nous travaillons sur des moyennes communales. Nous veillerons donc à produire des estimateurs robustes à l'hétéroscédasticité, quelle que soit la méthode d'estimation utilisée.

Un certain nombre de variables explicatives seront dichotomiques. Les interprétations seront basées sur une transformation des coefficients estimés reposant sur les préconisations de Halvorsen et Palmquist (1980) et de Kennedy (1981). Cette transformation correspond à la formule suivante :

$$100 \left[ \exp \left( \hat{\delta} - \frac{\hat{\sigma}^2}{2} \right) - 1 \right]$$

où  $\hat{\delta}$  est le coefficient estimé de la variable concernée et  $\hat{\sigma}$  son écart-type.

Comme indiqué en introduction, nous soupçonnons la présence d'une forte colinéarité entre les variables climatiques proposées par Mendelsohn *et al.* (1994). La présence de colinéarité dans les modèles estimés par les MCO peut générer des coefficients de régression estimés très élevés ou encore des signes des coefficients peu robustes, ce qui rendrait les résultats erronés.

Pour diagnostiquer la présence de colinéarité, nous utiliserons deux méthodes différentes. La première méthode est détaillée dans Erkel-Rousse (1995). Elle est basée sur deux indicateurs : l'indice global de conditionnement et le tableau de décomposition des variances. L'indice de

conditionnement global permet de détecter la présence de colinéarité dans le modèle. Des valeurs fortes de cet indice vont indiquer la présence de colinéarité. La colinéarité est supposée très forte quand l'indice de conditionnement maximal dépasse le seuil de 100, modérée entre 30 et 100, et on peut supposer l'absence de colinéarité en dessous du seuil de 30. Selon Erkel-Rousse (1995), ces seuils ne sont qu'indicatifs. Nous utiliserons par conséquent le tableau de décomposition de variance qui nous permettra de plus précisément détecter les variables sources du problème de colinéarité.

La seconde méthode est basée sur le critère *Variance Inflation Factors* (VIF). Le calcul des VIF consiste à régresser chacune des variables explicatives sur les autres variables. Ensuite, un simple calcul de  $(1/(1-R^2))$  permet d'obtenir la statistique VIF pour chacune des variables. Nous considérerons qu'il y a colinéarité pour un indice VIF supérieur à 10 ou si la moyenne des indices est supérieure à 2 (Chatterjee *et al.*, 2000).

Une fois la présence de colinéarité avérée, nous chercherons à la corriger avec la méthode des MCP qui permet de traiter les problèmes de colinéarité en projetant l'ensemble des variables explicatives sur une petite surface tenant compte de la variable expliquée. Cette méthode itérative, fondée par Wold (1985), trouve ses bases dans l'ACP puisqu'elle consiste en fait à effectuer une ACP de l'ensemble des variables explicatives sous la contrainte que les pseudo-composantes principales de ces variables soient aussi « explicatives » que possible du prix des terres. Il s'agit de rechercher les combinaisons linéaires, non corrélées entre elles, des variables initiales afin qu'elles jouent le rôle de nouvelles variables synthétiques dans le modèle. La méthode se présente le plus souvent sous la forme d'un algorithme itératif : on recherche tout d'abord la première



composante, puis la seconde de manière à ce qu'elle ne soit pas corrélée à la première mais à ce qu'elle soit corrélée avec les résidus de la première étape et ainsi de suite. Tenenhaus (1998) propose une présentation détaillée de la méthode et de son algorithme.

La méthode MCP a pour défaut de ne pas permettre d'inférence car la distribution des paramètres estimés est inconnue. Afin d'avoir une idée du niveau de significativité de nos estimateurs, nous suivrons les recommandations de Aji *et al.* (2003) en utilisant une approche sans hypothèse qui consiste à passer par une distribution empirique obtenue à l'aide d'une méthode de *bootstrap*. Il existe plusieurs méthodes permettant de calculer les intervalles de confiance. Suivant les recommandations d'Efron et Tibshirani (1993), nous mobiliserons la méthode des percentiles avec correction pour le biais et accélération (*bias corrected and accelerated confidence interval*).

Nous montrons que cette méthode de correction du problème de colinéarité pose un certain nombre de problèmes en termes d'interprétations économiques. Pour cette raison, nous proposerons un modèle alternatif simplifié basé sur l'intuition économique qui sera estimé dans un premier temps par MCO. Toutefois, la distribution spatiale des terres agricoles inter- et intra-communales peut être à l'origine de l'absence d'indépendance entre les observations.

Pour tester la présence d'autocorrélation spatiale dans le modèle alternatif simplifié, nous utiliserons la statistique de l'indice de Moran (noté  $I$  de Moran). Nous testerons plusieurs matrices de poids afin de vérifier la sensibilité de nos résultats à la structure de cette matrice : contiguïté, distances inverses (10 ou 20 km) et distances inverses au carré.

En présence d'autocorrélation spatiale des erreurs, les estimateurs MCO ne

sont pas efficaces. Le cas échéant, nous utiliserons la procédure développée par Kelejian et Prucha (1999) qui fournit des estimateurs convergents pour les modèles à processus autorégressif dans les erreurs. Elle procède en trois étapes : (i) le modèle est estimé par MCO sans tenir compte de l'autocorrélation spatiale, (ii) une procédure des moments généralisés (GMM) est mise en œuvre à partir des résidus de (i) pour estimer  $\rho$ , la variance des résidus et pré-multiplier les données par  $I - \hat{\rho}W$  (iii) le modèle transformé est estimé par MCO.

## Données

Comme indiqué précédemment, nous travaillons à l'échelle des 705 communes de Côte d'Or. La plupart des données mobilisées sont diffusées à des échelles spatiales différentes : transaction, unité cartographique de sol et commune. Nous aurions pu garder ces différentes échelles de travail<sup>1</sup>. Toutefois, Fezzi et Bateman (2015) montrent que travailler avec seulement une partie des données à une échelle fine en gardant l'autre partie des données agrégées biaise autant les résultats que quand l'analyse est faite pour toutes les données à un même niveau agrégé. Un tel choix aurait par ailleurs nécessité d'effectuer *ex ante* (avant les estimations et simulations) une hypothèse d'agrégation pour les variables de sol car une transaction peut contenir plusieurs parcelles situées sur des unités cartographiques de sol différentes<sup>2</sup>. Enfin, une hypothèse supplémentaire d'agrégation

1. Notons qu'un tel choix nécessiterait de mobiliser des données géo-référencées et aboutirait dans notre cas à perdre près du tiers des transactions renseignées dans la base SAFER en raison d'absence de références cadastrales ou de références erronées par rapport aux références diffusées par le cadastre.

2. Seules 48 % de nos transactions comportent une parcelle unique, les autres transactions pouvant comporter entre 2 et 143 parcelles qui ne sont pas nécessairement contiguës.

aurait dû être faite *ex post* (après les simulations) pour cartographier les résultats des simulations à l'échelle de la commune ou des régions agricoles et ainsi en faciliter les interprétations. Pour toutes ces raisons, et dans le même esprit que Mendelsohn *et al.* (1994) qui travaillent à l'échelle du conté, nous avons choisi de travailler à l'échelle de la commune. Ce choix a nécessité la mise en œuvre d'une procédure d'agrégation *ex ante* pour les données à l'échelle des transactions et des unités cartographiques de sol que nous décrirons par la suite. Le *tableau A.2* (en annexe) présente le détail de l'ensemble des variables utilisées dans les modèles en précisant les bases de données mobilisées.

Les données relatives à la variable expliquée, le prix des terres, proviennent de la Société d'aménagement foncier et d'établissement rural (SAFER) et sont disponibles à l'échelle de la transaction. La base est renseignée à partir des notifications notariales précédant de manière obligatoire la vente d'un terrain ; elle est donc exhaustive. Nous disposons des prix des transactions foncières réalisées entre 1992 et 2008 en Côte-d'Or. Nous avons choisi de nous concentrer sur la période complète car le nombre de transactions par année n'est pas suffisamment grand pour couvrir tout le territoire de la Côte-d'Or.

Parmi les transactions recensées en Côte-d'Or sur la période, nous avons mis de côté les transactions concernant des terres comportant des cultures pérennes (vigne ou verger), de la forêt ou des bâtiments car nous ne disposons pas d'informations pouvant permettre de caractériser de tels attributs des terres agricoles. Par ailleurs, nous avons choisi de ne retenir que les transactions acquises à l'amiable. Finalement, notre échantillon de départ concerne 16 348 transactions. Nous avons par ailleurs éliminé les transactions conclues pour 1 € symbolique ainsi que les premiers et derniers centiles

des prix et des surfaces des transactions (pour supprimer les erreurs de saisie). À la suite de cette sélection, notre échantillon comporte 15 763 transactions.

Pour passer de l'échelle de la transaction à celle de la commune, nous faisons l'hypothèse que le prix moyen des parcelles vendues sur la commune reflète parfaitement le prix moyen de tout le sol agricole de la commune et nous calculons le prix moyen communal par hectare<sup>3</sup>. Nous construisons trois variables issues de la même base de données. La première permet de distinguer les terres arables des prairies, *via* la nature cadastrale dominante. La deuxième est relative au fait que le fermier en place soit acquéreur et la troisième au fait que la transaction ait eu lieu avant l'année 2000 ou après. Avec cette dernière, nous souhaitons capter un effet de passage à l'euro, l'année 2000 étant l'année de basculement dans la base de données SAFER. La méthode d'agrégation pour ces variables consiste à calculer la part de la surface caractérisant chaque variable sur la surface totale échangée dans la commune.

Parmi les variables explicatives du prix des terres, les données climatiques jouent un rôle primordial dans notre travail. Nous mobilisons les données produites par Météo France selon la méthode SAFRAN à la résolution de 8 km pour la période 1992-2008. Les données utilisées ont été agrégées au niveau des communes par l'Observatoire du développement rural (ODR). Cantelaube (2010) explique que le croisement des communes avec les cellules de la grille des données climatiques amène à mobiliser deux critères d'agrégation :

- si la cellule de la grille couvre au moins 70 % de surface de la commune, alors les données de cette cellule sont attribuées à la commune ;

3. Notons que le prix est exprimé en euros constants (avec une base 100 en 2005).

– dans le cas contraire, une deuxième cellule couvrant la plus grande surface de la commune est recherchée. Les valeurs attribuées à la commune sont alors issues d'une pondération par les parts de surface couverte par chacune des cellules.

Nous calculons des moyennes interannuelles sur les 17 années couvertes par notre période d'analyse pour les précipitations (mensuelles totales en mm) ainsi que pour les températures (mensuelles moyennes en °C).

Les cartes A.1 et A.2 (en annexe) donnent une idée de la variabilité climatique obtenue à l'échelle de la Côte-d'Or. La carte A.1 montre que les températures d'été sont élevées sur la Côte viticole et basses tout au long de l'année sur le Plateau langrois. Elles sont aussi plus douces l'hiver sur la partie la plus océanique du département. La carte A.2 montre un schéma similaire pour les précipitations.

À côté des variables climatiques, les variables pédologiques jouent un rôle important. Nous travaillons sur la base de données DONESOL<sup>4</sup> dans laquelle seules les Unités cartographiques de sol (UCS) sont spatialisées. Chaque UCS regroupe plusieurs unités non spatialisées dont on connaît les proportions surfaciques, appelées Unités typologiques de sol (UTS). Pour chaque UTS, nous connaissons la proportion de sable, d'argile et de limon ainsi que la classe de régime hydrique du sol et de drainage naturel. Les UTS n'étant pas spatialisées, nous faisons l'hypothèse suivant laquelle la répartition des UTS est homogène au sein de chaque UCS et, comme préconisé par Plumejeaud *et al.* (2010), nous effectuons une pondération surfacique simple. En ce qui concerne l'agrégation de cette information à l'échelle de la commune, nous effectuons la même opération en nous basant pour

chaque commune sur les proportions de sol caractérisant chaque variable continue ou chaque classe de variable discrète.

Comme indiqué dans la partie méthode, outre les variables issues de la base SAFER évoquées précédemment, nous mobilisons d'autres variables plus externes aux conditions pédoclimatiques. Toutes ces variables sont disponibles à l'échelle de la commune.

Nous intégrons tout d'abord une variable nous permettant de contrôler si la vocation agricole dominante de la commune est la vigne. Pour ce faire, nous mobilisons les Petites régions agricoles (PRA) produites par la statistique agricole pour délimiter des régions homogènes du point de vue des productions agricoles. Une variable dichotomique indiquera si la commune se situe sur la PRA Côte viticole.

De la même manière, nous intégrons une variable dichotomique indiquant si la commune est irriguée. La base de données AGRESTE issue du recensement agricole de 2008 sera mobilisée. Comme Schlenker *et al.* (2005), nous supposons qu'une commune est irriguée à partir du moment où elle l'est sur au moins 10 % de sa surface.

En raison de notre échelle communale d'analyse, nous privilégions la densité de la population comme indicateur de pression urbaine. Elle est calculée à partir des données sur la population (en centaines d'habitants) et la surface des communes (en hectares) issues du Répertoire géographique des communes (RGC) datant de 2012, produit par l'Institut géographique national. Nous testons un deuxième indicateur de la pression urbaine qui est la distance des communes à Dijon. Ces données sont issues du calculateur Odomatrix<sup>5</sup>.

4. INFOSOL - INRA Orléans, données acquises grâce au programme IGCS.

5. Odomatrix 1.0 février 2008, INRA UMR 1041 CESAER Dijon ; d'après Route 500® IGN.

Enfin, la base de données RGC (2012) nous a également fourni les données mobilisées par Mendelsohn *et al.* (1994) sur la latitude du chef-lieu de la commune (en degrés, minutes et secondes) ainsi que sur les altitudes minimale et maximale des communes à partir desquelles nous avons calculé l'altitude moyenne.

Le segment de marché sur lequel nous travaillons est relatif à des terres agricoles d'une superficie moyenne de 3,42 ha. Par ailleurs, 56 % de nos observations concernent des terres dont la nature cadastrale dominante se caractérise par des terres (par opposition à des prés) et 36 % des terres dont le fermier est déjà installé sur place au moment de la vente. Pour plus de détails sur notre échantillon d'analyse, le lecteur est renvoyé aux *tableaux A.3* et *A.4* en annexe, qui contiennent quelques statistiques descriptives des variables précédemment décrites.

### **Illustration des problèmes de colinéarité soulevés par la mobilisation de l'approche ricardienne**

Le *tableau 1* présente les résultats des estimations sur un modèle complet à la Mendelsohn *et al.* (1994). Le modèle 1 est estimé par la méthode des MCO. Les valeurs très élevées de son indice global de conditionnement (93 256) et de sa moyenne des VIF (32 706) indiquent une forte présence de colinéarité. Les valeurs très alarmantes de ces indices globaux sont probablement liées à la présence de variables au carré, ce qui n'est pas forcément problématique dans la mesure où une variable en niveau et à l'ordre 2 ne peut pas s'interpréter indépendamment dans une régression linéaire. Toutefois, certains coefficients estimés sont vraiment très élevés, ce qui constitue une indication de la présence de colinéarité plus problématique (entre des variables qui s'interprètent indépendamment les unes des

autres). Par exemple, le modèle 1 nous indique que lorsque la température d'octobre augmente de 1°C, le prix augmente de 3903 %. La significativité du coefficient estimé de la même variable à l'ordre 2 nous apprend que cette relation n'est pas linéaire. L'ordre de grandeur est toutefois problématique. Cette intuition est confirmée par des valeurs élevées de l'indice global de conditionnement (2 380) et de la moyenne des VIF (29,51) du modèle 1 sans les variables au carré<sup>6</sup>. Pour identifier les variables-sources de ce problème, nous nous basons sur le *tableau A.5* (en annexe) qui présente les indices VIF par variable ainsi que sur le tableau de décomposition de variance. Ces deux critères nous confirment que les variables mensuelles de climat sont très colinéaires les unes avec les autres. Par ailleurs, ils mettent en évidence que les variables d'altitude et de distance à Dijon sont également sources de colinéarité. L'altitude est généralement fortement corrélée aux températures et aux précipitations. Par ailleurs, la ville de Dijon est localisée dans la plaine et en limite Est de département. Il n'est donc pas étonnant de constater une corrélation entre la distance à Dijon, l'altitude et, par conséquent, le climat.

Le modèle 2 est estimé à l'aide de la méthode des MCP (Moindres carrés partiels) qui est robuste à la présence de colinéarité. Nous remarquons tout d'abord que les coefficients estimés sont globalement plus faibles. Par ailleurs, un certain nombre d'estimateurs changent de signe par rapport au modèle 1, ce qui est

---

6. Le lecteur averti pourrait penser que cette forte colinéarité est due à notre échelle communale de travail. Toutefois, lorsque nous estimons le modèle 1 à l'échelle des 15 763 transactions de notre échantillon, nous obtenons un indice global de conditionnement de 2 208 et une moyenne des VIF de 30,38. Le changement d'échelle d'analyse ne permet donc pas de régler le problème de colinéarité.

Tableau 1. Résultats d'estimation du modèle de Mendelsohn et al. (1994)

	Modèle 1 <sup>†</sup> (MCO)	Modèle 2 (MCP)
Constante	-46,9802	6,7942
Température moyenne Janvier	-3,3498*	-0,0165
Température moyenne Avril	-16,2292	0,0905
Température moyenne Juillet	-7,55793	0,0596**
Température moyenne Octobre	39,0308***	0,0587
Température moyenne Janvier au carré	0,5006	-0,0028
Température moyenne Avril au carré	0,8369	0,0047
Température moyenne Juillet au carré	0,1992	0,0015***
Température moyenne Octobre au carré	-1,7115***	0,0025
Précipitations totales Janvier	-0,0371	-0,0009*
Précipitations totales Avril	0,5282	-0,0022
Précipitations totales Juillet	0,7505**	-0,0037**
Précipitations totales Octobre	-0,5773*	-0,0002
Précipitations totales Janvier au carré	0,0004	-0,0000
Précipitations totales Avril au carré	-0,0037	-0,0000
Précipitations totales Juillet au carré	-0,0048**	-0,0000**
Précipitations totales Octobre au carré	0,0030*	0,0000
Latitude	-0,0001**	-0,0000
Altitude	-0,0021**	-0,0000
Régime hydrique : humide	-0,0223	-0,0580
Drainage naturel imparfait	0,0669	0,3410
Drainage naturel favorable	0,1237	0,0643
Limon	1,3569***	0,9063***
Argile	0,0246	0,4058*
Densité de la population dans la commune	0,1051***	0,0331***
Densité au carré	-0,00288**	0,0006**
Distance à Dijon	-0,0440***	-0,0038***
Distance à Dijon au carré	0,0004***	-0,0000***
PRA Côte viticole	0,5635***	0,3014***
Irrigation	0,0780	0,0872
Nature cadastrale dominante : terre	0,0346	0,1342
Acheteur fermier sur place	-0,2861***	-0,1986**
Année	0,0869	0,0872
R <sup>2</sup>	0,4752	
R <sup>2</sup> ajusté	0,4500	
Variation des variables dépendantes expliquée par les facteurs MCP		38,57 %
N	705	705

Notes : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* significatif au seuil 5 %, \* significatif au seuil 10 % ; <sup>†</sup> Les écarts-types utilisés sont robustes à l'hétéroscédasticité car un test de White a indiqué la présence d'hétéroscédasticité (p-value = 0,0005).

Source : les auteures.

également révélateur d'un problème de colinéarité. Plus précisément, nous constatons qu'une fois le problème de colinéarité

réglé, l'augmentation de la hauteur des précipitations du mois de juillet diminue de 0,37 % le prix des terres (la significativité

du coefficient de cette variable à l'ordre deux nous indique que la relation n'est pas linéaire) alors qu'il avait un effet positif dans le modèle 1. L'intuition économique plaiderait toutefois plutôt en faveur de cette dernière interprétation en raison du manque d'eau estival.

Ainsi, même si la méthode de MCP produit des estimations robustes, l'inclusion d'un trop grand nombre de variables climatiques ne favorise pas l'interprétation économique. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi de travailler sur un modèle simplifié sur lequel nous allons revenir plus en détail dans la section suivante. Notons que ce choix est d'autant plus justifié que nous travaillons à l'échelle régionale, qui se caractérise par une certaine homogénéité d'un point de vue agricole. Cette relative homogénéité, couplée aux connaissances des effets du climat sur l'agriculture locale, nous permettra de construire un certain nombre de variables climatiques autorisant une meilleure interprétation économique que de simples moyennes pour les quatre mois représentatifs des saisons.

### Proposition d'un modèle ricardien simplifié adapté à la Côte-d'Or

Conformément à notre modélisation théorique, nous avons choisi de conserver trois blocs de variables correspondant aux variables de climat,  $c_{i,j}$ , aux variables socio-économiques de contrôle,  $z_{i,j}$ , et aux variables de sol,  $s_{i,j}$ .

Les variables du climat sont primordiales dans notre travail au regard de notre objectif de simulation des effets du changement climatique. Elles sont aussi la plus grande source de colinéarité. Leur sélection est donc de toute première importance. Nous avons choisi de ne pas intégrer les variables d'altitude et de latitude. Mendelsohn *et al.* (1994) proposaient d'utiliser les températures moyennes et les précipitations totales

en mm pour quatre mois de l'année, dits représentatifs des quatre saisons : janvier, avril, juillet et octobre. Par ailleurs, Deschênes et Greenstone (2007), en plus de ces quatre mois, prenaient également deux saisons de croissance des plantes (d'avril à octobre et de novembre à mars dans leur étude à l'échelle des États-Unis), pour lesquelles les auteurs calculaient des degrés-jours cumulés pour les températures. De tels calculs permettent de mieux tenir compte des événements extrêmes qui sont lissés par les moyennes. Nous partons de ces travaux que nous croiserons avec l'étude du cas de la Côte-d'Or présentée dans la *figure A.1* et effectuée à partir de Brisson et Levraut (2010, 2012) pour finalement intégrer une variable de températures en degrés-jours cumulés pour une période de croissance d'avril à septembre. Nous considérerons également l'écart de température entre le mois de janvier (le plus froid) et de juillet (le plus chaud) afin de tester l'effet de la variabilité climatique intra-annuelle. De la même manière, nous ajouterons l'écart de précipitations entre octobre et juillet.

Concernant les variables externes aux conditions pédoclimatiques, nous conservons les variables caractérisant les transactions suivantes : l'année de vente, la nature cadastrale et le fait que l'acheteur soit le fermier déjà installé sur place. Nous choisissons également de garder les variables indiquant si les communes sont majoritairement viticoles et si elles sont irriguées. Aucune de ces variables n'est source de colinéarité dans les analyses du modèle 1. Concernant l'indicateur de pression urbaine, nous choisissons de conserver la densité communale de population. Ce choix provient des analyses du tableau de décomposition des variances et des VIF qui indiquent que la densité de population n'est pas source de colinéarité, contrairement à la distance à Dijon.

Pour ce qui est des variables pédologiques, nous avons opté pour l'incorporation



dans le modèle simplifié d'un seul indicateur relatif à la texture des sols. Notre hypothèse ici est que l'acheteur peut plus facilement se rendre compte de la texture d'un sol que de son régime hydrique ou de son drainage naturel. Cette variable permet par ailleurs de capter l'information qui serait fournie par les autres variables retenues dans les modèles précédents.

Finalement, le modèle 3, dont les résultats d'estimation sont présentés dans le *tableau 2*, propose des indices globaux de diagnostic de colinéarité relativement satisfaisants lorsqu'on enlève les variables au carré (181,84 pour l'indice global de conditionnement et 1,85 pour la moyenne des VIF). L'analyse des tableaux de décomposition de variance et des VIF par

variables (*tableau A.6* en annexe) confirme l'absence de colinéarité problématique dans ce modèle.

Les statistiques de Moran confirment la présence d'autocorrélation spatiale dans le modèle 3, quelle que soit la spécification de la matrice de poids. Nous retenons la spécification de la matrice de poids basée sur la contiguïté car nous n'avons pas d'intuition économique proposant de choisir une distance seuil pour les matrices inverses de distance.

Le modèle 4, qui est robuste à la présence d'autocorrélation spatiale dans les résidus, indique que, lorsque la température en degrés-jours cumulés pour la saison de croissance des plantes augmente d'un degré, le prix des terres augmente de

*Tableau 2. Résultats d'estimation de modèles simplifiés*

	Modèle 3 (MCO) <sup>◇</sup>	Modèle 4 (GMM) <sup>◇◇</sup>
Constante	39,7019**	34,1296*
Température en degrés-jours cumulés pour la saison de croissance avril/septembre	0,0012***	0,0014***
Écart des températures entre janvier et juillet	-4,04827**	-3,8701*
Écart des températures entre janvier et juillet au carré	0,1400**	0,1207*
Écart des précipitations en mm entre octobre et juillet	-0,0223***	-0,0181**
Limon	1,3122***	1,2932***
Argile	-0,0828	0,0820
Densité de la population dans la commune	0,1679***	0,1344***
Densité au carré	-0,0044***	-0,0035***
Irrigation	0,1388**	0,1105*
PRA Côte viticole	0,5864***	0,5171***
Nature cadastrale dominante : terre	0,1794***	0,1052
Acheteur fermier sur place	-0,2906***	-0,2844***
Année	0,0974	0,1203
Autocorrélation spatiale		0,0521***
R <sup>2</sup>	0,4217	-
R <sup>2</sup> ajusté	0,4108	-
RMSE	0,5931	0,5739
N	705	705

Notes : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* significatif au seuil 5 %, \* significatif au seuil 10 % ; <sup>◇</sup> Les écarts-types utilisés sont robustes à l'hétéroscédasticité car un test de White a indiqué la présence d'hétéroscédasticité (p-value = 0,0860) ; <sup>◇◇</sup> Les écarts-types utilisés sont robustes à l'hétéroscédasticité car la structure des erreurs dans le modèle spatialisé induit que des éléments de la diagonale de la matrice de variance-covariance ne sont pas constants (Le Gallo, 2002).

Source : les auteures.

0,14 %. Autrement dit, lorsque la température augmente de 1 °C par jour, le prix des terres agricoles augmente de 25,2 % ( $0,14 \times 180$  jours) ; si la température augmente de 1 °C par mois en moyenne, alors le prix augmente de 0,84 % ( $0,14 \times 6$  mois). Ce résultat corrobore l'intuition selon laquelle des températures suffisamment élevées sont nécessaires pour la croissance des plantes.

Lorsque l'écart de précipitations entre les mois d'octobre et de juillet augmente de 1 mm, le prix des terres baisse de 1,81 %. L'écart de température entre les mois de janvier et de juillet conduit quant à lui à une diminution, à taux croissant, du prix des terres. Une augmentation de la variabilité annuelle des conditions climatiques diminue donc le prix des terres. Notons que la nature cadastrale des terres n'est plus significative dans le modèle 4.

Pour ce qui est des effets de la pédologie, nous constatons que le prix des terres augmente lorsque la proportion de limon augmente par rapport à celle de sable. Ce résultat est conforme à l'intuition étant donné que les terres limoneuses ont généralement un bon potentiel agronomique car elles sont plus équilibrées, retiennent bien l'eau et ne sont pas trop difficiles à travailler, contrairement au sable qui est une texture légère qui filtre l'eau<sup>7</sup>.

Finalement, le modèle 4 confirme l'effet de l'influence urbaine sur le prix des terres agricoles : la densité de population augmente le prix des terres, en lien avec les anticipations d'urbanisation. Cette augmentation s'opère toutefois à taux décroissant. Le fait que l'acheteur soit le fermier sur place diminue fortement le prix. Ceci s'explique principalement par le statut du fermage qui protège les agriculteurs locataires de terres. Le fait qu'une terre soit localisée dans une commune irriguée

augmente le prix de 12 % par rapport à une terre qui n'est pas située dans une commune équipée en matériel irrigué. Ces matériels permettent d'augmenter les rendements. Enfin, nous observons qu'une terre vendue dans une commune appartenant à la PRA de la Côte viticole sera 66 % plus chère qu'une terre vendue dans une commune qui n'appartient pas à cette PRA. Nous captions ici un effet d'anticipation de conversion des terres agricoles vers de la vigne.

### Impact du changement climatique sur le prix des terres agricoles de Côte-d'Or

Les sections précédentes nous ont permis de quantifier l'effet de variations climatiques sur le prix des terres agricoles. Nous allons maintenant simuler les effets du changement climatique à partir des résultats d'estimation du modèle 4.

Nos simulations sont basées sur les scénarios présentés dans le dernier rapport du GIEC (2013) et retravaillés par le Centre national de recherches météorologiques de Météo-France pour les adapter au cas français (voir Ouzeau *et al.*, 2014, pour plus de détails). Deux horizons de projections sont considérés : le futur proche (horizon 2021-2050) et le futur lointain (horizon 2071-2100). Pour chacun de ces horizons, nous considérons deux scénarios extrêmes : le scénario RCP 2.6, plutôt optimiste car reposant sur l'hypothèse que les rejets de gaz à effet de serre seront diminués dans le futur, et le scénario RCP 8.5, plutôt pessimiste car supposant que les émissions de CO<sub>2</sub> ne sont pas maîtrisées et continueront à augmenter.

Finalement, pour le scénario optimiste, les températures moyennes sont supposées augmenter légèrement (de 0,3 °C en hiver à 0,6 °C en été) et les précipitations rester quasiment inchangées dans le futur proche. Dans le futur lointain, les précipitations

7. Voir par exemple GIS sol (2011) pour plus de détails.

moyennes journalières sont supposées augmenter légèrement (entre 0,05 et 0,1 mm/jour) et les températures moyennes de manière plus importante (entre 0,9 et 1,3 °C). Pour le scénario pessimiste, les températures et les précipitations sont supposées varier considérablement : une augmentation de 1,3 à 2 °C selon les saisons pour les températures moyennes, une hausse de 0,42 mm/jour pour les précipitations hivernales et une baisse de 0,18 mm/jour pour les précipitations estivales dans un futur proche. Dans un futur lointain, les variations de précipitations sont doublées et celles des températures sont comprises entre 3,5 et 3,95 °C.

Nous mobilisons les résultats d'estimation du modèle 4 pour effectuer des prédictions de prix pour les différentes modifications des variables climatiques. Le *tableau A.7* (en annexe) décompose les variations de prix en fonction des variables de climat retenues. On peut en conclure que, dans le scénario optimiste, c'est principalement par la modification de température en degrés-jours cumulés pour la période croissance des plantes que les prix sont le plus impactés en moyenne ; dans le scénario pessimiste, c'est principalement par la modification d'écart des précipitations entre octobre et juillet.

Le *tableau 3* et les *cartes A.3* (en annexe) présentent les différentiels de prix prédits par le Modèle 4 entre le cas où les données climatiques utilisées sont celles de la période 1992-2008 (voir *tableau A.8* en annexe pour les ordres de grandeur obtenus par PRA) et les cas de futur proche et de futur lointain où les données climatiques utilisées correspondent à celles du scénario optimiste.

Que ce soit pour le futur proche ou pour le futur lointain, on constate que le prix des terres augmente partout. Cette augmentation est toutefois plus marquée pour les communes du Val de Saône, de la Vingeanne et de la Plaine suivies par celles de la Côte viticole. Les terres des communes de ces zones, situées dans la partie Sud-Est de la Côte-d'Or, sont déjà celles qui dégagent le plus de valeur ajoutée (voir *tableau A.8* en annexe) en raison de la qualité de leurs terres qui permettent toutes les cultures (Agreste, 2015).

Ainsi, pour un scénario optimiste de changement climatique, les agriculteurs côte-d'oriens pourraient s'adapter et profiter des évolutions de climat en s'orientant vers des cultures à plus forte valeur ajoutée que celles choisies à l'heure actuelle.

Le *tableau 4* et les *cartes A.4* (en annexe) relatent les résultats dans le cas d'un

**Tableau 3. Variations des prix prédits pour le scénario optimiste par rapport aux prix actuels (en %)**

PRA	N	Scénario optimiste					
		Futur proche			Futur lointain		
		moyenne	min	max	moyenne	min	max
Tonnerrois	12	+8,4	+8,3	+8,5	+16,3	+16,2	+16,5
La vallée	27	+8,7	+9,8	+8,5	+16,7	+19,0	+16,5
Plateau langrois	170	+13,8	+8,3	+24,2	+24,1	+17,2	+39,4
Auxois	184	+10,3	+8,7	+13,6	+19,1	+18,2	+23,1
Morvan	26	+8,3	+3,8	+9,9	+16,2	+10,6	+17,9
Vingeanne	18	+23,7	+18,5	+24,8	+38,7	+31,0	+40,4
La plaine	144	+24,6	+16,7	+24,5	+40,1	+28,3	+39,9
Val de Saône	49	+24,8	+19,5	+25,2	+40,3	+32,4	+40,9
Côte viticole	75	+19,9	+11,7	+24,5	+33,1	+21,2	+39,9
Total des communes	705	+18,5	+3,8	+24,8	+31,0	+10,6	+40,9

Source : les auteurs.

Tableau 4. Variations des prix prédits pour le scénario pessimiste par rapport aux prix actuels (en %)

PRA	N	Scénario pessimiste					
		Futur proche			Futur lointain		
		moyenne	min	max	moyenne	min	max
Tonnerrois	12	-3,4	-4,4	-2,5	-12,4	-16,8	-9,1
La vallée	27	-2,8	-7,3	+2,1	-12,0	-21,6	-4,9
Plateau langrois	170	+8,5	-12,6	+32,6	-5,7	-32,2	+7,4
Auxois	184	+0,7	-14,5	+11,8	-10,0	-38,3	-1,2
Morvan	26	-3,5	-21,5	+2,9	-12,5	-32,0	-4,9
Vingeanne	18	+31,6	+18,9	+34,2	+6,8	+0,1	+8,3
La plaine	144	+33,8	+14,7	+33,4	+8,0	-2,1	+8,1
Val de Saône	49	+34,2	+21,2	+35,2	+8,2	+1,4	+8,7
Côte viticole	75	+22,4	+2,5	+33,4	+2,0	-9,5	+7,8
Total des communes	705	+19,4	-21,5	+35,2	+0,2	-38,3	+8,7

Source : les auteurs.

scénario climatique pessimiste. Dans un futur proche, toutes communes confondues, le changement climatique augmentera en moyenne le prix des terres de Côte-d'Or de + 19,4 % (contre + 18,5 % dans le cas d'un scénario climatique optimiste). Le type de scénario n'aurait donc pas d'influence sur les évolutions moyennes à l'échelle de la Côte-d'Or. Toutefois, les écarts de prix s'étendent de -21,5 % à +35,2 % (contre de +3,8 % à +24,8 % avec un scénario optimiste). Les évolutions des prix dans un futur proche dans le cas d'un scénario pessimiste sont donc plus contrastées selon les communes que dans le cas d'un scénario optimiste. Ce résultat est moins marqué dans un futur lointain puisque les écarts de prix vont de -38,3 % à +8,7 %. Les baisses de prix sont toutefois beaucoup plus importantes.

Plus précisément, les communes dont l'orientation économique dominante est l'élevage (Auxois et Morvan) sont les plus touchées par les baisses de prix des terres liées aux évolutions climatiques. Les communes du Tonnerrois, de la Vallée et du Plateau langrois, dont l'orientation technico-économique dominante est donnée par les grandes cultures, sont majoritairement marquées par des baisses de prix, contrairement aux communes du Val de Saône, de

la Vingeanne et de la Plaine qui ont pourtant la même orientation technico-économique dominante. Ce résultat s'explique à nouveau par le fort potentiel des terres de ces dernières zones qui autorisent plus de possibilités d'adaptation.

Notons enfin que notre modélisation prévoit que les effets du changement climatique seront plus mitigés sur la Côte viticole où les prix auront tendance à augmenter nettement dans le futur proche (+22,4 % en moyenne) mais dans une proportion moindre dans le futur lointain (+2 %) car notre modèle prédit que les prix vont chuter dans certaines de ces communes.

\*

\* \*

Pour conclure, nous avons montré dans ce travail que le modèle proposé par Mendelsohn *et al.* (1994) ne pouvait pas être mobilisé directement pour mesurer l'impact du climat sur l'agriculture de Côte-d'Or. En effet, de forts problèmes de colinéarité entre les variables climatiques ont été mis en évidence. Ils impliquent des erreurs dans l'estimation des effets du climat sur les rentes agricoles. Nous avons proposé une estimation fiable d'un modèle alternatif simplifié sur la base d'intuitions économiques. L'approche ricardienne peut

donc être utilisée pour évaluer l'impact du climat sur l'agriculture de Côte-d'Or, à condition d'être vigilants à la colinéarité.

Finalement, nous montrons que, dans un futur proche, le changement climatique engendrera une augmentation moyenne du prix des terres agricoles de Côte-d'Or de moins de 20 %, que le scénario climatique soit optimiste ou pessimiste. Cette moyenne cache de plus fortes disparités aussi bien dans le cas d'un scénario pessimiste que dans celui d'un scénario optimiste puisque certaines communes pourront voir le prix de leurs terres diminuer. Ces disparités s'expliquent par la qualité des terres : les terres autorisant plusieurs types de cultures seront plus propices à l'adaptation de leurs exploitants. Dans un futur lointain, si nos résultats révèlent que le changement climatique générera une augmentation du prix des terres agricoles de toutes les communes de Côte-d'Or dans le cas d'un scénario climatique optimiste, ils indiquent qu'un scénario climatique pessimiste générera aussi une baisse des prix. Ces baisses de prix ne concernent pas que les communes dont les terres n'autorisent pas de possibilités d'adaptation puisque des communes de la Côte viticole et de la Plaine pourront être touchées.

Nos simulations ont été réalisées sur la base de scénarios d'évolutions spatialement uniformes des précipitations et des températures. Marteau *et al.* (2014) ainsi que Rossi *et al.* (2014) mènent des travaux de désagrégation des modèles climatiques internationaux (*down-scaling* ou descente d'échelle) pour produire des données d'évolutions climatiques spatialement hétérogènes à l'échelle de la Côte-d'Or. Une première extension de notre travail serait de mobiliser de telles données pour tester la sensibilité de nos résultats à des évolutions climatiques spatialement hétérogènes. La principale condition sera la disponibilité de projections climatiques régionalisées stabilisées.

Une seconde extension consisterait à tester si notre travail souffre d'un biais d'agrégation. Dans le même esprit que Fezzi et Bateman (2015) qui montrent que la mobilisation conjointe de données agrégées et désagrégées ne permet pas de corriger un éventuel biais d'agrégation, il nous paraît incontournable de récolter et de calculer les variables utilisées dans notre modélisation à une échelle spatiale la plus fine possible pour tester et éventuellement corriger un tel biais. Il faudrait alors effectuer un travail supplémentaire de collecte de données et mobiliser des méthodes de géographie quantitative pour calculer la plupart des attributs des terres à l'échelle choisie. Hilal *et al.* (2016) proposent par exemple un modèle de prix hédonique de terres agricoles à l'échelle de la parcelle. Leur travail n'incorpore pas de variables climatiques. Une extension pourrait être de repartir du travail de Hilal *et al.* (2016) pour tester la présence d'un biais d'agrégation dans notre analyse.

Enfin, l'approche ricardienne suppose que les agriculteurs ajustent leurs *inputs* et *outputs* de manière à s'adapter aux conditions locales. Comme précisé dans notre texte, cette méthode permet donc d'intégrer implicitement l'adaptation des agriculteurs au changement climatique. Toutefois, étant donné que ces ajustements ne sont pas explicitement modélisés, cette technique intègre l'adaptation sous la forme d'une « boîte noire » puisqu'elle ne révèle pas de manière explicite les ajustements qui sont opérés par les agriculteurs afin de tirer parti des conditions auxquelles ils sont confrontés. Une troisième extension de notre travail pourrait consister à ouvrir cette « boîte noire » afin de préciser les possibilités d'adaptation des agriculteurs considérées dans notre étude.

En conclusion, notre travail pourra constituer le point de départ de nouvelles études de l'impact du changement climatique sur l'agriculture française. Ces

études pourront être réalisées à d'autres échelles (régions ou échelle nationale). ■

Les auteures remercient le ministère de l'Environnement (programme GICC) et l'ANR pour leur financement dans le cadre, respectivement, des

projets HYCCARE et Moduland. Elles remercient également Hervé Cardot, Jean Cavaillès, Jean-Pierre Gauchi, Annabelle Larmure, l'ensemble des partenaires d'Hyccare et le comité de rédaction d'Économie Rurale pour leurs précieux conseils. Les éventuelles erreurs restent les leurs.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Agreste (2015). L'agriculture côte-d'orientienne, hier et aujourd'hui. *Agreste Bourgogne*, n° 176, 4 p.
- Aji S., Tavolaro S., Lantz F., Faraj A. (2003). Apport du bootstrap à la régression PLS : application à la prédiction de la qualité des gazoles. *Oil & Gas Science and Technology – Rev. IFP*, vol. 58, n° 5, pp. 599-608.
- Ay J.S., Chakir R., Doyen L., Jiguet F., Leadley P. (2014) Integrated models, scenarios and dynamics of climate, land use and common birds. *Climatic Change*, n° 126, pp. 13-30.
- Brisson N., Levrault F. (2010). *Synthèse du projet Climator*. INRA-ADEME-ANR.
- Brisson N., Levrault F. (2012). *Livre vert du projet CLIMATOR, 2007-2010*. INRA-ADEME-ANR, ADEME Éditions.
- Cantelaube P. (2010). *Données Météo-France à l'ODR*. Note technique, 3 p.
- Cavaillès J., Wavresky P. (2003) Urban Influences on Periurban Farmland Prices. *European Review of Agricultural Economics*, n° 30, pp. 333-357.
- Chabin J.-P., Diagne M., Lamarre D. (1984). Les climats de la Bourgogne. *Actes du 109<sup>e</sup> Congrès national des Sociétés savantes*. Dijon, Géographie, pp. 71-88.
- Chatterjee S., Hadi A.S., Price B. (2000) *Regression analysis by example*. New York, John Wiley & Sons.
- Chou Y.H. (1991). Map Resolution and Spatial Autocorrelation. *Geographical Analysis*, n° 23, pp. 228-246.
- Cline W.R. (1996). The Impact of Global Warming on Agriculture: Comment. *The American Economic Review*, vol. 86, n° 5, pp. 1309-1311.
- Deaton B.J., Vyn R.J. (2010). The Effect of Strict Agricultural Zoning on Agricultural Land Values: the Case of Ontario's Greenbelt. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 92, n° 4, pp. 941-955.
- Deschênes O., Greenstone M. (2007). The Economic Impact of Climate Change: Evidence from Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather: Reply. *American Economic Review*, vol. 102, n° 7, pp. 3761-3773.
- Efron B., Tibshirani R.J. (1994). An introduction to the bootstrap. *Monographs on statistics and applied probability*, n° 57, Taylor & Francis Group LLC, 436 p.
- Erkel-Rousse H. (1995) Détection de la multicollinéarité dans un modèle linéaire ordinaire : quelques éléments pour un usage averti des indicateurs de Belsley, Kuh et Welsch. *Revue de statistique appliquée*, vol. 43, n° 4, pp. 19-42.
- Fezzi C., Bateman I. (2015). The Impact of Climate Change on Agriculture: Nonlinear Effects and Aggregation Bias in Ricardian Models of Farmland Values. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol. 2, n° 1, pp. 57-92.
- Gardner K., Barrows R. (1985). The Impact of Soil Conservation Investments on Land Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 67, n° 5, pp. 943-947.
- GIEC (2013). *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Stocker T.F., Qin D., Plattner G.-K., Tignor M., Allen S.K., Boschung J., Nauels A., Xia Y., Bex V., Midgley P.M. (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 1535 pp.



- GIS sol (2011). *L'état des sols de France*. Groupement d'intérêt scientifique sur les sols, 188 p.
- Halvorsen R., Palmquist R. (1980) The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, n° 67, pp. 972-974.
- Hilal M., Martin E., Piguet V. (2016). Prediction of the purchase cost of agricultural land: The example of Côte-d'Or, France. *Land Use Policy*, n° 52, pp. 464-476.
- Joly D., Brossard T., Cardot H., Cavailhès J., Hilal M., Wavresky P. (2010). Les types de climat en France, une construction spatiale. *Cybergeo*, n° 501, 32 p.
- Kelejian H.H., Prucha I.R. (1999). A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. *International Economic Review*, n° 40, pp. 509-534.
- Kennedy P.E. (1981). Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, n° 71, pp. 801.
- Le Gallo J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Économie & prévision*, vol. 4, n° 155, pp. 139-157.
- Letort E., Temesgen C. (2014). Influence of environmental policies on farmland prices in the Bretagne region of France. *Review of Agricultural and Environmental Studies - Revue d'études en agriculture et environnement*, vol. 95, n° 1, pp. 77-109.
- Livanis G., Moss C.B., Breneman V.E., Henring R. F. (2006). Urban Sprawl and Farmland Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 88, n° 4, pp. 915-929.
- Maddison D. (2000). A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales. *European Review of Agricultural Economics*, vol. 27, n° 4, pp. 519-532.
- Marteau R., Richard Y., Pohl B., Chateau Smith C., Castel T. (2014). *High-resolution rainfall variability simulated by the WRF RCM: application to eastern France*. Climate Dynamics DOI10.1007/s00382-014-2125-5
- Mendelsohn R., Dinar A. (2009). *Climate change and agriculture – An economic analysis of global impacts, adaptation and distributional effects*. Cheltenham, Edward Elgar.
- Mendelsohn R., Nordhaus W.D., Shaw D. (1994). The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis. *American Economic Review*, vol. 84, n° 4, pp. 753-771.
- Mendelsohn R., Nordhaus W.D. (1999). The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis: Reply. *American Economic Review*, vol. 89, n° 4, pp. 1053-1055.
- Miranowski J.A., Hammes B.D. (1984). Implicit Prices of Soil Characteristics for Farmland in Iowa. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, n° 5, Proceedings Issue, pp. 745-749.
- Ouzeau G., Déqué M., Jouini M., Planton S., Vautard R., Jouzel J. (2014). Scénarios régionalisés : édition 2014 pour la métropole et les régions d'outre-mer. In *Le climat de la France au XXI<sup>e</sup> siècle*, vol. 4, Rapport de la direction générale de l'énergie et du climat du Ministère de l'Écologie, du Développement durable et de l'Énergie, 64 p.
- Palmquist (2005). Property value models, In K.-G. Mäler, J.R. Vincent (eds.), *Handbook of Environmental Economics*, vol. 2, Chap. 16, Elsevier, pp. 763-819.
- Palmquist R.B., Danielson L.E. (1989). A Hedonic Study of the Effects of Erosion Control and Drainage on Farmland Values. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, n° 1, pp. 55-62.
- Plumejeaud C., Prud'homme J., Davoine P.A., Gensel J. (2010). Transferring Indicators into Different Partitions of Geographic Space. *Lecture Notes in Computer Science*, n° 6016, pp. 445-460.
- Quiggin J., Horowitz J.K. (1999). The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis: Comment. *The American Economic Review*, vol. 89, n° 4, pp. 1044-1045.

- Ricardo D. (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*. London, John Murray.
- Rosen S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *The Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 1, pp. 34-55.
- Rossi A., Castel T., Richard Y., Amiotte-Suchet P., Brûlebois E., Ubertosi M., Brayer J.-M., Doney C., Toussaint H. (2014). *Impact du changement climatique sur l'évolution de la ressource en eau en Bourgogne, France (1980-2100)*. Analyse des paramètres hydroclimatiques simulés à haute résolution par un modèle climatique régional (WRF) AIC, 3-5 juillet 2014, Dijon, France, 6 p.
- Schlenker W., Hanemann W.M., Fisher A.C. (2005). Will U.S. Agriculture Really Benefit from Global Warming? Accounting for Irrigation in the Hedonic Approach. *The American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 395-406.
- Tenenhaus M. (1998). *La régression PLS : théorie et pratique*. Paris, Éditions Echnip, 255 p.
- Wold H. (1985). Partial Least Squares. In S. Kotz, N.L. Johnson (eds.), *Encyclopedia of Statistical Sciences*, vol. 6, New York, Wiley, pp. 581-591.
- Xu F., ittelhammer R. C., Barkley P.W. (1993). Measuring the Contributions of Site Characteristics to the Value of Agricultural Land. *Land Economics*, vol. 69, n° 4, pp. 356-369.
- Xu Y., Castel T., Richard Y., Cuccia C., Bois B. (2012). Burgundy regional climate change and its potential impact on grapevines. *Climate Dynamics*, n° 39, pp. 1613-1626.

## ANNEXES

Tableau A.1. Principales variables explicatives utilisées dans les études empiriques pionnières et dans Mendelsohn et al. (1994)

	Mendelsohn et al., 1994	Miranovski et Hammes, 1984	Gardner et Barrows, 1985	Palmquist et Danielson, 1989	Xu et al., 1993	Maddison, 2000	Cavailhès et Wavresky, 2003	Schlenker et al., 2005	Livanis et al., 2006	Deaton et Vyn, 2010	Letort et Temesgen, 2014
<b>Variables liées aux conditions pédo-climatiques</b>											
Climat	x					x		x			x
Érosion du sol	x	x	x	x					x		
PH du sol		x							x		
Profondeur du sol		x									
Perméabilité du sol	x								x		
Humidité du sol	x			x				x			
Présence d'une rivière ou d'une zone humide	x									x	
Inondabilité	x										
Texture du sol	x								x		x
Salinité	x								x		
Longueur de la pente	x	x	x					x			
Altitude	x					x					
Latitude	x										
<b>Variables externes aux conditions pédo-climatiques</b>											
Fermier acquéreur							x				x
Appartenance à une région agricole spécifique			x		x		x		x	x	
Irrigation					x			x	x		x
Drainage				x					x		
Mesures de politiques agricoles et/ou environnementales						x				x	x
Distance au pôle de vie ou pôle urbain le plus proche					x		x			x	x
Densité de la population	x			x		x	x			x	x
Taux de croissance de la population				x						x	
Degrés d'urbanisation							x	x			x
Revenu par habitant	x										

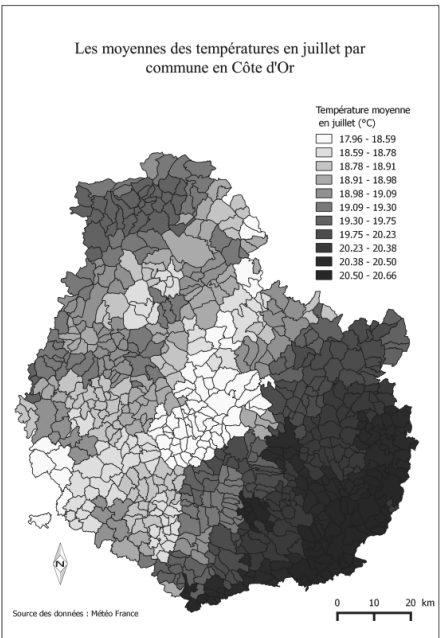
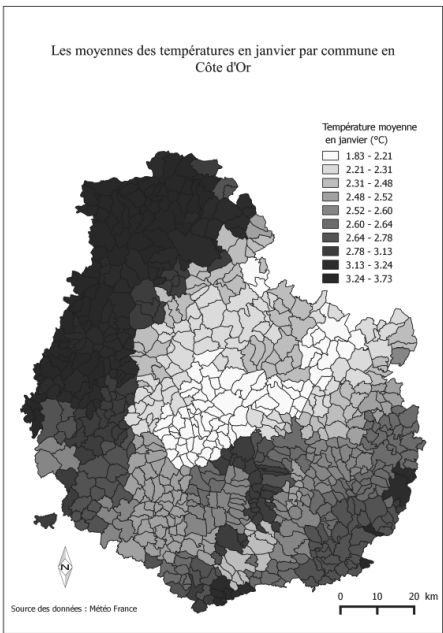
Source : les auteures.

Tableau A.2. Sources et descriptif des variables

Nom de variable	Descriptif	Source
Logarithme du prix moyen en €/hectare	Logarithme du prix moyen par commune, en euros constants	SAFER
Acheteur fermier sur place	Proportion des terres vendues dans le cas où l'acheteur est le fermier déjà sur place	
Année	Proportion des terres vendues entre les années 2000 et 2008	
Nature cadastrale « terre »	Proportion des terres vendues avec la nature cadastrale dominante « terre »	
PRA Côte viticole	"1" si commune appartient à la PRA "Côte viticole" et "0" sinon	AGRESTE
Irrigation	"1" si commune au moins 10 % de la surface irriguée et "0" sinon	
Température moyenne janvier, avril, juillet, octobre	Température moyenne interannuelle en °C pour janvier, avril, juillet et octobre	Météo France
Température moyenne janvier au carré, avril au carré, juillet au carré, octobre au carré	Température moyenne interannuelle en °C au carré pour janvier, avril, juillet et octobre	
Précipitations totales janvier, avril, juillet, octobre	Précipitations moyennes interannuelles cumulées en mm pour janvier, avril, juillet et octobre	
Précipitations totales Janvier au carré, avril au carré, juillet au carré, octobre au carré	Précipitations moyennes interannuelles cumulées en mm pour janvier, avril, juillet et octobre, au carré	
Température en degrés-jours cumulés pour la saison de croissance Avril-Septembre	Température totale cumulée en °C pour la période de croissance : avril-septembre	
Écart des températures entre janvier et juillet	Différence entre les températures moyennes de janvier et de juillet en °C	
Écart des températures entre janvier et juillet au carré	Différence entre les températures moyennes de janvier et de juillet au carré en °C	
Écart des précipitations en mm entre octobre et juillet	Écart des précipitations totales entre octobre et juillet en mm	
Régime hydrique	Proportion moyenne des terres à caractéristique « régime hydrique : humide »	DONESOL
Drainage naturel imparfait	Proportion moyenne des terres à caractéristique « Drainage naturel imparfait »	
Drainage naturel favorable	Proportion moyenne des terres à caractéristique « Drainage naturel favorable »	
Limon	Proportion moyenne du limon dans la terre	
Argile	Proportion moyenne de l'argile dans le sable	ODO Matrix
Distance à Dijon	La distance entre la commune et Dijon, en km	
Distance à Dijon au carré	La distance entre la commune et Dijon au carré, en km	
Latitude	Latitude (nord) en degré, minute, seconde du chef-lieu	RGC
Altitude	Altitude moyenne de la commune	
Densité de la population dans la commune	Densité de la population d'une commune en centaines d'habitants par hectare	
Densité au carré	Densité de la population au carré	

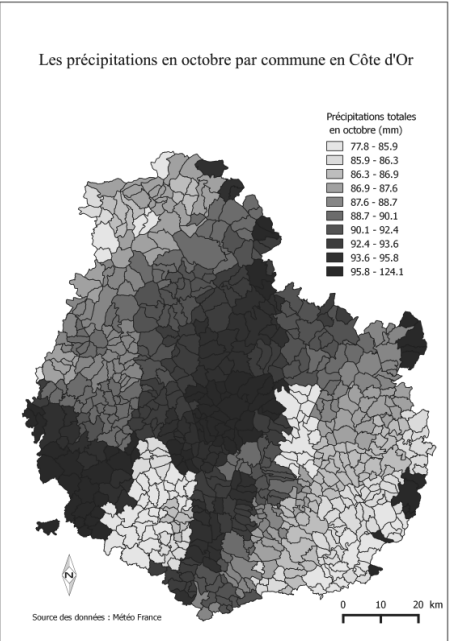
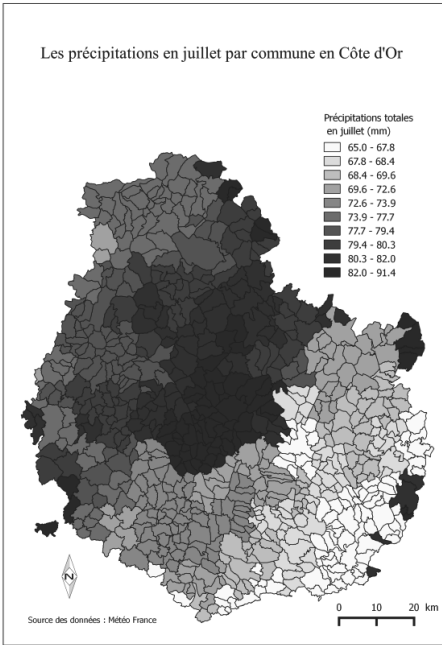
Source : les auteures.

Cartes A.1. Variabilité des températures en Côte-d'Or



Source : les auteures.

Cartes A.2. Variabilité des précipitations en Côte-d'Or



Source : les auteures.

Tableau A.3. Statistiques descriptives des variables continues

Variable	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Logarithme du prix moyen en €/hectare	705	8,0326	0,7715	5,0974	11,4313
Température moyenne janvier	705	2,6784	0,3997	1,8252	3,7282
Température moyenne avril	705	3,6692	0,3302	2,7582	4,4594
Température moyenne juillet	705	6,6495	0,4483	5,4911	7,7229
Température moyenne octobre	705	9,6094	0,5126	8,3670	10,8488
Précipitations totales janvier	705	64,3533	7,8309	55,1588	112,9529
Précipitations totales avril	705	70,1900	6,1201	58,6470	101,4235
Précipitations totales juillet	705	74,8208	5,6938	64,9823	91,4470
Précipitations totales octobre	705	89,9852	4,9460	77,8000	124,1292
Latitude	705	472044,92	2018,02	465446,00	480028,00
Altitude	705	333,7507	97,0996	179,5000	588,5000
Régime hydrique : humide	705	0,5352	0,3545	0	1
Drainage naturel imparfait	705	0,0924	0,1721	0	1
Drainage naturel favorable	705	0,5947	0,3851	0	1
Limon	705	0,4915	0,0612	0,2000	0,6400
Argile	705	0,3501	0,0667	0,1500	0,6000
Densité de la population dans la commune	705	0,6196	2,2732	0	37,6391
Densité au carré	705	5,5949	63,2952	0	1416,71
Distance à Dijon	705	38,5387	18,6743	0	85,4340
Distance à Dijon au carré	705	1834,77	1604,03	0	7298,97
Nature cadastrale dominante : terre	705	0,5646	0,3201	0	1
Acheteur fermier sur place	705	0,3632	0,2714	0	1
Après 2000 (2000-2008)	705	0,5216	0,2737	0	1

Source : les auteurs.

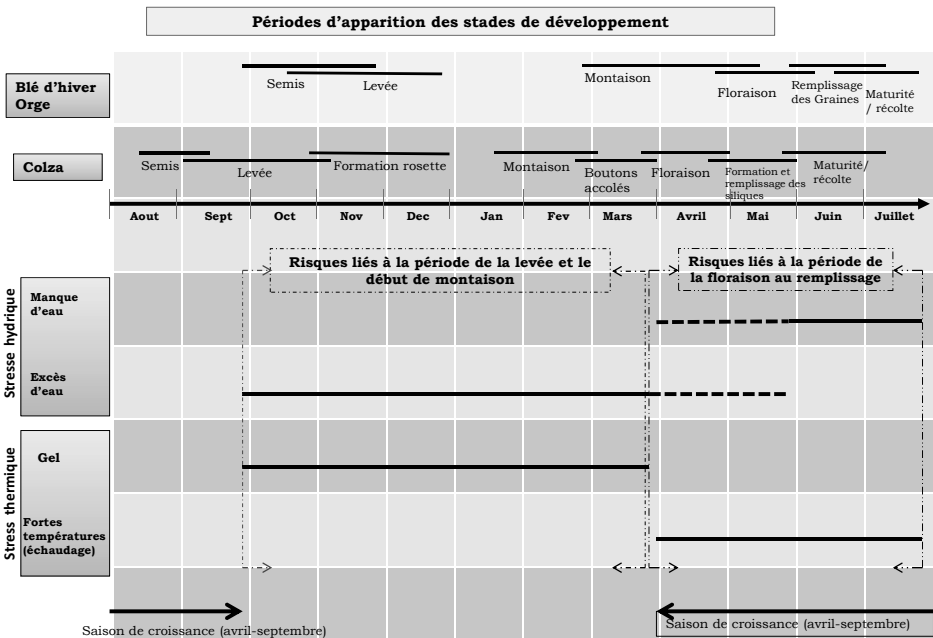
Tableau A.4. Statistiques descriptives des variables discrètes

	Fréquence	Pourcentage
Petite région agricole : Côte viticole	75	10,64
Irrigation	147	20,85

Source : les auteurs.



Figure A.1. Risques climatiques associés aux stades de développement des principales cultures de Côte-d'Or



Source : les auteurs.

Tableau A.5. Valeurs des VIF du Modèle 1 sans les carrés

	VIF
Constante	0
Température moyenne janvier	38,63
Température moyenne avril	133,14
Température moyenne juillet	228,16
Température moyenne octobre	107,71
Précipitations totales janvier	11,49
Précipitations totales avril	52,83
Précipitations totales juillet	22,03
Précipitations totales octobre	13,28
Latitude	2,83
Altitude	12,18
PRA Côte viticole	2,74
Régime hydrique : humide	3,32
Drainage naturel imparfait	1,58
Drainage naturel favorable	4,26
Limon	1,55
Argile	1,55
Irrigation	1,62
Densité de la population dans la commune	1,31
Distance à Dijon	5,25
Nature cadastrale dominante : terre	1,60
Acheteur fermier sur place	1,05
Année	1,10
Moyenne des VIF	29,51

Source : les auteures.

Tableau A.6. Valeurs des VIF du Modèle 3 sans les carrés

	VIF
Constante	0
Température en degrés-jours cumulés pour la saison de croissance Avril-Septembre	3,83
Écart des températures entre Janvier et Juillet	4,57
Écart des précipitations en mm entre Octobre et Juillet	2,37
PRA Côte viticole	1,31
Limon	1,16
Argile	1,18
Irrigation	1,40
Densité de la population dans la commune	1,10
Nature cadastrale dominante : terre	1,36
Acheteur fermier sur place	1,04
Année	1,09
Moyenne des VIF	1,85

Source : les auteures.

Tableau A.7. Décomposition de l'impact des variables du climat sur les variations de prix des terres (en %)

	Scénario optimiste					
	Futur proche			Futur lointain		
	moyenne	min	max	moyenne	min	max
Température en degrés-jours cumulés pour la période de croissance avril/septembre	+10,03	+10,35	+8,62	+20,10	+16,62	+18,75
Écart des températures entre janvier et juillet	+8,47	-6,55	+16,18	+10,93	-5,99	+22,18
Écart des précipitations entre octobre et juillet	-	-	-	-0,03	-0,03	-0,03
Impact total	+18,5	+3,8	+24,8	+31,0	+10,6	+40,9
	Scénario pessimiste					
	Futur proche			Futur lointain		
	moyenne	min	max	moyenne	min	max
Température en degrés-jours cumulés pour la période de croissance avril/septembre	+47,57	+2,37	+30,94	+1,89	+86,92	+66,36
Écart des températures entre janvier et juillet	+34,00	-20,77	+44,69	+0,39	-11,14	+29,43
Écart des précipitations entre octobre et juillet	-62,17	-3,10	-40,43	-2,48	-114,08	-87,09
Impact total	+19,4	-21,5	+35,2	+0,2	-38,3	+8,7

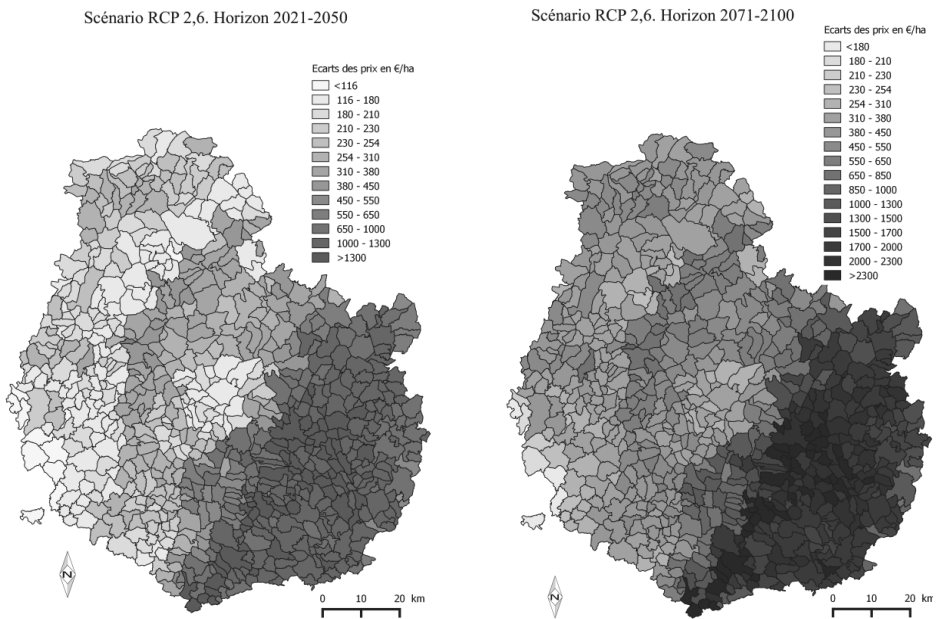
Source : les auteures.

Tableau A.8. Prix prédits par le modèle 4 avec les variables climatiques de la période 1992-2008, en €/ha

PRA	N	Moyenne	Minimum	Maximum
Tonnerrois	12	2456,48	2147,5	2947,06
La vallée	27	2847,54	2132,93	3775,42
Plateau langrois	170	2495,05	1395,83	17096,14
Auxois	184	2223,03	1335,52	4084,18
Morvan	26	1692,39	1097,84	2364,83
Vingeanne	18	4159,94	2551,26	5138,14
La plaine	144	5014,28	2535,31	12874,09
Val de Saône	49	4380,01	2278,18	13671,38
Côte viticole	75	5788,19	2808,95	27678,53
Total des communes	705	3445,29	1097,84	27678,53

Source : les auteures.

Cartes A.3. Variation des prix des terres avec le scénario optimiste



Cartes A.4. Variation des prix des terres avec le scénario pessimiste

