



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

*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.

Contractualisation et diffusion spatiale des mesures agro-environnementales herbagères

Gilles ALLAIRE*, Eric CAHUZAC**, Michel SIMIONI***

* Auteur correspondant : Observatoire des programmes communautaires de développement rural, INRA Toulouse, chemin de Borde-Rouge, BP 52627, 31326 AUZEVILLE
e-mail : allaire@toulouse.inra.fr

** Observatoire des programmes communautaires de développement rural, INRA Toulouse

*** Toulouse School of Economics, GREMAQ-INRA, Toulouse

Résumé – Cet article propose une analyse de la contractualisation des mesures agro-environnementales herbagères par les éleveurs et de la diffusion géographique du processus de contractualisation. Les données individuelles mobilisées sont géo-référencées et concernent l'ensemble des éleveurs de bovins ou ovins/caprins français bénéficiant d'au moins une mesure PAC du premier pilier et ayant contracté ou non une telle mesure. Une base de données territorialisées de contexte (Observatoire des programmes communautaires de développement rural) est utilisée pour compléter l'information. Dans une première étape, les résultats provenant de l'estimation de modèles probit sur ces données individuelles montrent que l'introduction de variables de contexte en complément des caractéristiques individuelles permet d'obtenir une bonne prédiction des taux de contractualisation à un niveau géographique fin (infra-cantonal). Dans une deuxième étape, la localisation des individus est prise en compte au travers d'un effet de voisinage dans un modèle probit spatial. Les résultats montrent que les effets de proximité spatiale dus à la diversité géographique des systèmes de production et aux réseaux sociaux s'expriment essentiellement au niveau de la commune et de micro-zones (infra-cantonales).

Mots-clés : mesures agro-environnementales, politique de développement rural, Politique agricole commune, probit spatial, territoires, institutions, diffusion, effets d'échelles

Spatial diffusion in France of European agri-environment support related to extensive grazing

Summary – Farmers' participation in agri-environmental schemes related to extensive grazing is analyzed in this paper from a French individual sample of the 2000-2006 Rural Development Program, initiated in the European Union. We focus on 265 316 cattle-breeders decision-making process in 2004 in addition with a located database to compensate the deficiency of information on farmers' characteristics. In a first step, the introduction of localized information in a probit model to explain the farmers' decision, improve the predictive capacity of the model (at a fine geographical level) in term of participation rate. In a second model we implement a Bayesian probit model with individual effects that bring out spatial interactions related to the location of the decision-maker. The outcomes exhibit evidence of spatial dependence essentially in narrow geographic region. Reasons of these interactions are mainly due to the wide geographic diversity of the French productions systems and to social networks.

Keywords: agri-environmental schemes, Rural Development Program, Common Agriculture Policy, Bayesian probit, spatial dependence, social networks, geographic diffusion

Descripteurs JEL: C11, C21, Q01, Q18

1. Introduction

Les mesures agro-environnementales (MAE) entrent dans la catégorie des instruments de politique publique contractuels, dont la mise en œuvre repose sur l'engagement volontaire des agriculteurs à respecter les prescriptions correspondantes¹. Deux indicateurs simples permettent, en première analyse, d'apprécier le niveau d'efficacité de ces politiques contractuelles. Premièrement, dans la mesure où l'on peut en général supposer que l'efficacité environnementale de ces mesures augmente avec le taux de contractualisation, ce dernier fournit un premier indicateur. Un deuxième indicateur tient au succès quant à la diffusion de ces mesures dans l'espace. En effet, un ciblage adéquat des incitations individuelles créées par le dispositif public selon les caractéristiques des agriculteurs, qui, par définition, dépendent de leur localisation, est susceptible de conduire à une répartition spatiale répondant aux objectifs environnementaux. Cela suppose que les agriculteurs répondent de façon rationnelle à ces incitations et qu'il n'existe aucun obstacle à leur engagement. Or de tels obstacles, que nous qualifierons de sociaux et d'institutionnels, peuvent exister. Ils peuvent être liés aux agriculteurs eux-mêmes et refléter l'écart existant, tant d'un point de vue cognitif que culturel, entre leurs pratiques et les prescriptions contractuelles. Ils peuvent aussi provenir des capacités collectives des groupes professionnels auxquels appartiennent les agriculteurs et des institutions présentes localement.

Dans cet article, nous focalisons notre analyse sur la caractérisation des déterminants des taux de contractualisation des mesures environnementales en introduisant dans ceux-ci aussi bien des caractéristiques individuelles que des caractéristiques liées à l'environnement institutionnel dans lequel la décision d'un agriculteur a été prise. Plus précisément, nous allons étudier quels sont les déterminants de la propension à contractualiser d'un agriculteur, par la comparaison des résultats obtenus pour un premier groupe de modèles probit. Dans ces modèles, en plus des caractéristiques individuelles de l'agriculteur, nous introduisons des variables de contexte construites pour deux échelles micro-territoriales : la commune et un zonage infra-cantonal homogène. Nous évaluons la pertinence de l'introduction de ces variables de contexte et étudions quel est le niveau géographique pertinent pour la prédiction des taux de contractualisation observés. Nous vérifions ensuite l'existence d'un effet spatial résiduel, que nous prendrons en compte dans nos modèles probit en utilisant des techniques d'économétrie spatiale. Cet effet est introduit afin de capter l'omission de variables institutionnelles qui pourraient influencer la décision de contracter d'un agriculteur. Notre but avec cette comparaison de modèles n'est pas de chercher à affiner la prévision du taux de contractualisation global (national), mais d'aboutir à une bonne représentation de la distribution spatiale de ce taux.

Le texte est organisé comme suit. Dans la section 2, nous présentons le dispositif général des mesures agro-environnementales herbagères en France, qui est complexe car

¹ Les auteurs remercient l'éditeur de la revue ainsi que deux lecteurs anonymes pour leurs commentaires qui nous ont permis d'améliorer l'article de façon substantielle. Celui-ci a fait l'objet de présentations lors des 1ères Journées INRA-SFER à Paris en Décembre 2007, et du congrès de l'ASRDLF en août 2008 à Rimouski, Québec.

il repose sur plusieurs dispositifs d'action publique. Nous présentons également les travaux existants sur la contractualisation des mesures agro-environnementales. Cette section précise le cadre d'analyse et les questions de recherche abordées par la suite. Dans la section 3, sont présentés les objectifs de notre modélisation statistique et les données utilisées dans l'étude empirique. Les résultats de cette étude sont exposés dans les deux sections suivantes : la section 4 présente le rôle des variables de contexte observées, tandis que la section 5 analyse les effets spatiaux des variables non observées. Nous concluons dans la dernière section.

2. Les mesures agro-environnementales herbagères

2.1. Le dispositif

Les mesures agro-environnementales (MAE) sont devenues un instrument de la politique agricole européenne depuis 1992. Les MAE dites « herbagères » visent à maintenir la prairie et l'élevage extensif, tant pour des raisons sociales (maintien de l'agriculture dans les zones de montagne) qu'environnementales (biodiversité, qualité de l'eau). Elles ont constitué, aux côtés des indemnités compensatoires de handicap naturel (ICHN), l'une des deux « mesures de masse » du deuxième pilier de la Politique agricole commune (PAC) en France pendant la période de mise en œuvre du premier règlement européen de développement rural (RDR), couvrant la période 2000-2006². La large diffusion de ces mesures tient à leur caractère peu contraignant pour les systèmes d'élevage à l'herbe extensifs existants, à qui elles offrent une alternative à l'intensification ; elles ont été conçues dans cet objectif en France, pour compenser l'aide au maïs, et mises en place après la réforme de 1992 qui pouvait être perçue comme une prime à l'intensification. Ces mesures ont été proposées aux éleveurs, successivement ou en même temps, par plusieurs dispositifs publics offrant des contrats pour une période de cinq ans³ : (i) soit des dispositifs spécifiques dédiés au soutien (maintien) de l'élevage extensif (auquel contribuent par ailleurs certaines primes du premier pilier) : telle la prime herbagère agro-environnementale (PHAE), créée en 2003 en remplacement de la prime au maintien des systèmes d'élevage extensifs (PMSEE) qui avait été créée en 1993 et maintenue jusqu'en 2002, ainsi que, dans une certaine mesure, le dispositif ICHN, incluant, à partir de 2000, des conditions environnementales générales ; (ii) soit des dispositifs contractuels plus transversaux comme les contrats territoriaux d'exploitation (CTE), pour la période 2000-2002, remplacés en 2003 par les contrats d'agriculture durable (CAD)⁴. Lors de la campagne 2004 (avril 2004 à mars 2005), étudiée ici, le dispositif est alors à son apogée et les MAE herbagères peuvent être souscrites par des éleveurs dans le cadre de trois dispositifs différents : PHAE, CTE ou CAD. Bien que chaque dispositif ait ses particularités (notamment en ce qui concerne les conditions d'éligibilité) et une portée

² Les caractéristiques du dispositif, inclus dans le « Plan de développement rural national » (PDRN), ont été mises en évidence lors de l'évaluation intermédiaire du PDRN en 2003 (rapports d'évaluation disponibles sur le site du ministère de l'Agriculture et de la Pêche).

³ Pour plus d'informations se reporter à l'annexe 1.

incitative propre, ils répondent au même objectif et reposent sur des cahiers des charges similaires⁵. Compte tenu de cette similitude du cahier des charges et de la non-superposition des dispositifs sur les surfaces, **nous étudions un taux de contractualisation des MAE herbagères en 2004 quel que soit le dispositif de mise en œuvre**. La nature des dispositifs utilisés pour la contractualisation sera considérée comme une variable institutionnelle (ou de contexte).

Pour la PHAE, comme pour l'ancienne PMSEE, l'objectif public se traduit par deux critères d'éligibilité : le chargement animal maximal et la part minimale des surfaces en herbe au sein de la surface agricole utilisée (SAU) de l'exploitation contractante, conditions variables selon les départements (ce qui est pris en compte dans les variables construites). En 2000-2002, près de 20% des exploitations bénéficiaires de la PMSEE et près de 30% des entités collectives de gestion des estives (qui peuvent bénéficier de ce type d'aide) ont quitté ce dispositif pour entrer dans un CTE avec des MAE 19 et/ou 20. Les autres bénéficiaires de PMSEE continuant à remplir les conditions (parfois assouplies) ont contractualisé dans le cadre de la nouvelle PHAE ou dans celui des CAD⁶. En 2004, les différents contrats concernant les MAE 19 et 20 sont actifs (sauf la PMSEE). Les mesures 19 et 20 dans le cadre des CTE ont été contractualisées presque partout en France, largement au-delà des zones couvertes par les anciens bénéficiaires de la PMSEE. Elles touchent un public d'éleveurs moins extensifs et sans obligation de spécialisation (conditions d'éligibilité différentes). Les bénéficiaires de la PHAE sont en grande partie ceux qui n'ont pas voulu ou su entrer dans le dispositif CTE, permettant l'accès à un niveau d'aide supérieur, mais s'adressant généralement à des exploitations en phase d'investissement. Les quatre cinquièmes des bénéficiaires de la PHAE sont également bénéficiaires de l'ICHN. Dans les zones de montagne, les deux dispositifs partagent la même logique d'action : ils maintiennent des exploitations qui entretiennent un paysage structuré, avec un effet général supposé positif sur la biodiversité. Une partie significative des éleveurs remplit les conditions d'éligibilité et, avec un changement minime dans leurs pratiques, les conditions de contractualisation de ces mesures, quel que soit le dispositif. C'est là la principale explication des taux observés qui sont effectivement élevés dans les zones, souvent de montagne ou de piémont, où dominent les systèmes de production bovins intensifs (voir carte en annexe 4). De là vient l'expression généralement utilisée par les évaluateurs de « mesure de masse ». L'attractivité de la prime pour les mesures 19 et 20 est insuffisante pour provoquer des conversions vers l'extensif – d'autres mesures contractuelles peuvent, rarement, soutenir de telles conversions. L'effet attendu est plutôt de compenser le coût d'opportunité de la non-intensification. A cet égard, les

⁴ L'évaluation à mi-parcours du PDRN, en 2003, n'a pas analysé la mise en œuvre de la PHAE qui venait d'être créée. Une évaluation de ce dispositif a été réalisée en 2006 (année de préparation du plan de développement rural hexagonal dans le cadre du deuxième RDR 2007-2013), par le ministère de l'Agriculture et de la Pêche. Les données utilisées dans cet article ont été rassemblées à l'occasion de cette évaluation dans le cadre de travaux conduits par "l'Observatoire des programmes communautaires de développement rural" (ODR), dont Gilles Allaire est chef de projet ; elles sont utilisées ici avec l'autorisation du comité de pilotage de l'ODR.

⁵ Il s'agit ici des MAE des groupes 19 et 20 de la nomenclature qui figure en annexe du PDRN.

⁶ La source de ces informations est le rapport final de l'évaluation de la PHAE (CNASEA, MAP).

enquêtes menées auprès des contractants lors de l'évaluation finale du PDRN (2008) montrent qu'un nombre limité mais significatif d'éleveurs aurait retourné leurs prairies sans ces mesures.

Les systèmes d'élevage en France, y compris une partie des systèmes extensifs, sont engagés depuis plusieurs décennies dans une tendance lente mais lourde d'intensification. A côté des MAE herbagères du second pilier, avec des conditions d'intensification, les primes animales du premier pilier (alors non découplées), qui ne discriminent pas entre élevages intensifs et extensifs, comprennent un complément en faveur des élevages extensifs. La PHAE et le complément extensif des primes bovines avaient comme condition un seuil de chargement commun jusqu'à la suppression de ce seuil en 2006 pour les aides animales. Les mesures herbagères sont largement contractualisées par les agriculteurs qui respectent les seuils concernés dans certains territoires, car d'accès quasi automatiques dans les départements les plus intéressés par leur mise en œuvre. Toutefois, il ne s'agit pas pour autant d'un choix contraint : les éleveurs, par l'orientation technique du système d'élevage, peuvent choisir de satisfaire ces critères, et toucher la prime correspondante, ou d'intensifier. Nous faisons cependant l'hypothèse d'une inégale distribution géographique des capacités à contractualiser.

2.2. Un cadre d'analyse

Les contrats correspondant aux mesures agro-environnementales peuvent être analysés comme un marché de services écologiques. Pour l'agriculteur qui contracte, il s'agit d'une offre de service jointe à l'activité agricole et qui correspond à un coût de production spécifique (évalué comme surcoûts ou manques à gagner) que l'on peut interpréter également comme un coût d'opportunité de non-intensification. Considérant la rémunération du contrat comme un prix d'équilibre et l'offre et la demande homogènes, l'agriculteur participant offre le service tant que son coût est inférieur au prix, la quantité offerte correspondant à la quantité demandée⁷. Si le dispositif est bien constitué, l'offre agrégée des agriculteurs représente un service global. La demande publique (que l'on peut exprimer en volume de financement des contrats ou de surfaces contractualisables) médiatise une demande sociale (Allaire et Blanc, 2003). Il s'agit bien d'un service dans le sens où l'utilité n'est pas directement attachée à l'activité effectuée mais à ses effets. De la même façon que l'activité de prescription d'un médecin, par exemple, vaut par les capacités mises en œuvre mais n'a d'utilité qu'en rapport avec la guérison, le service écologique délivré par un agriculteur mettant en œuvre un cahier des charges de production contractuel n'a d'utilité sociale que par ses effets. Il y a alors deux problèmes distincts : celui du développement du marché des contrats (diffusion de la contractualisation et ses déterminants), qui fait l'objet de ce papier, et celui de l'efficacité publique de ces mesures (de ce marché), qui

⁷ Nous n'étudions pas la surface contractualisée, mais le fait de contractualiser qui suppose alors un engagement complet du contractant.

demande de pouvoir mesurer les effets propres des cahiers des charges. Cette deuxième question n'étant pas traitée ici, nous considérons implicitement que les mesures sont efficaces ou que les acteurs partagent sur cette question la même croyance.

Les contrats que nous étudions concernent la gestion agronomique des surfaces fourragères (prairies permanentes et temporaires). Ces contrats entraînent des manques à gagner notamment par la limitation du chargement ainsi que par certains investissements et charges de travail spécifiques (clôtures, déplacement des animaux,...). Néanmoins, les pratiques imposées dans le cahier des charges ont également, la plupart du temps, des effets bénéfiques que peut s'approprier l'agriculteur. L'offre potentielle de ces services est distribuée (probabilité de contractualisation) sur un grand nombre d'opérateurs (éleveurs), aux caractéristiques individuelles variables et pour lesquels le prix des contrats est donc plus ou moins attractif. Plus le coût de production du service (tant au sens des coûts additionnels de respect du cahier des charges qu'au sens plus subjectif du coût de non-changement) est faible, plus on peut supposer que la propension à contractualiser est forte. Le prix auquel le service peut être offert est diminué des bénéfices privés que procurent les charges spécifiques (accès à un label de qualité, par exemple), opportunités qui varient également selon les offreurs et leur localisation. **On fait ici l'hypothèse que les caractéristiques de taille, d'orientation de production et de spécialisation de l'exploitation jouent un rôle dans le coût spécifique de production du service.**

Certains travaux (Dupraz *et al.*, 2007 ; Defrancesco *et al.*, 2008) mettent en évidence le rôle des variables « niveau de formation » et « sensibilité environnementale » des agriculteurs (variable construite à partir d'enquêtes qualitatives). Les éleveurs ne sont pas isolés lorsqu'ils opèrent des choix d'orientation, ils disposent au travers de réseaux sociaux et professionnels (capital social) de capacités collectives plus ou moins importantes et ajustées, réduisant les incertitudes liées au changement ou au non-changement (qui peut impliquer des innovations d'adaptation) et contribuant à une maîtrise de la mise en œuvre du cahier des charges en termes de coûts et d'efficacité ou permettant plus ou moins de valoriser le contrat de façon privée. Ainsi, il a pu être montré (Ducos et Dupraz, 2006 et 2007) que la contractualisation dépend aussi de l'expérience liée à l'adoption antérieure de ce type de mesure, de la perception du dispositif par l'agriculteur (accès à l'information, confiance dans les procédures) et du capital social de l'agriculteur (insertion dans les réseaux professionnels, qualité de la relation entre l'agriculteur et l'administration), c'est-à-dire des coûts de transaction propre à la relation contractuelle et que réduit la dotation en capital social, coûts qui se distinguent de ceux liés à l'orientation du système de production, aux conditions naturelles et aux compétences techniques de l'agriculteur. Ces coûts de transaction privés dépendent de la qualité institutionnelle de la mise en œuvre des MAE, c'est-à-dire de la capacité des porteurs de programmes agro-environnementaux à les faire connaître, à mobiliser les réseaux professionnels ou associatifs et susciter la confiance dans le dispositif. Aussi les facteurs individuels qui tiennent aux capitaux – humain, social, symbolique – ne sont pas sans rapport avec le capital social collectif ou la qualité institutionnelle d'un territoire puisque ces capitaux se mesurent à travers

l'insertion dans des réseaux, qui dans le domaine agricole et environnemental sont des réseaux fortement territorialisés. En effet, contrairement aux mesures du premier pilier et à l'ICHN, les MAE impliquent, selon les départements, plus ou moins d'acteurs institutionnels intermédiaires et montrent des modalités de mise en œuvre, notamment dans la phase d'information et de constitution des dossiers, souvent fort différentes d'un endroit à l'autre (beaucoup plus dans le cas des CTE que pour les CAD ou la PHAE). La base de données utilisée sur la contractualisation ne permettant pas d'appréhender l'insertion des éleveurs dans les réseaux, nous cernerons essentiellement les déterminants qui viennent d'être évoqués par des informations sur le contexte institutionnel local déterminant des capacités d'apprentissage collectif. **A cet égard, nous faisons l'hypothèse que le taux de CTE parmi les contrats mettant en œuvre les MAE herbagères reflète la qualité institutionnelle et l'activité des réseaux pour la mise en œuvre de ces MAE dans la zone considérée. Interviennent également des variables non observées.**

De son côté, la demande publique de contrats est traduite par les primes attachées aux différents types de contrats. Elle est aussi rationnée par les enveloppes budgétaires régionales et départementales affectées aux mesures concernées. Mais, pour les mesures et la période concernées – signature des contrats avant 2004 – on peut considérer que le dispositif public fonctionnait à guichets ouverts. On considère donc que les éleveurs offreurs sont sélectionnés par le prix proposé pour le contrat. Le prix des contrats (rémunération des MAE) est ajusté à des objectifs locaux et départementaux et aux conditions locales de production par un dispositif public décentralisé (Dupeuble, 2006). Autrement dit, d'une part, le montant payé à l'hectare pour un même cahier des charges varie selon la zone (montagne ou plaine, par exemple) et selon le département ; d'autre part, les conditions d'accès pour un même type de mesure (la PHAE) varient selon les départements (le chargement animal maximal notamment varie, voire n'existe pas).

Tant du côté de l'offre que de la demande, le marché de service considéré, associé à la diffusion des MAE herbagères, est fortement territorialisé (rôle de l'apprentissage collectif et de variables institutionnelles). Pour appréhender les déterminants territoriaux, il faut distinguer ceux qui tiennent à la similitude des conditions naturelles et à la spécificité des systèmes de production locaux, qui conduisent la majorité des éleveurs à des choix similaires, de ceux qui tiennent à la qualité institutionnelle particulière du territoire, qui renvoie en grande partie à des variables non observées. Cette qualité est susceptible d'expliquer des différences dans les taux de contractualisation entre des zones par ailleurs semblables (systèmes de production et conditions naturelles). Cela nous a conduit à chercher à tirer parti de l'information sur la localisation des éleveurs, d'une part en décrivant autant que possible les systèmes de production locaux à partir des variables disponibles et, d'autre part, en cherchant à caractériser l'expérience collective des territoires. Pour ce faire, grâce au fait que nous disposons d'une base nationale exhaustive et non d'un simple échantillon, nous avons pu construire des variables de contexte en agrégeant les données à un niveau micro-territorial. L'enjeu méthodologique de la prise en compte des proximités géographiques est ici d'autant plus décisif que nous disposons d'un tout petit nombre d'attributs des

exploitations d'élevage dans le jeu de données utilisé⁸, ne permettant pas de saisir la grande variété des systèmes d'élevage, autrement qu'en référence à la localisation. Les variables que nous avons pu construire ne saisissent pas l'ensemble des effets spatiaux, ni l'ensemble de ceux propres aux systèmes de production, ni ceux qui tiennent au profil institutionnel local ; elles sont en nombre limité, mais en rajouter ne changerait pas le fond du problème. Le recours à l'économétrie spatiale permet alors d'évaluer l'importance de plusieurs types d'effets spatiaux via les variables non observées.

3. Modélisation et données

Notre objectif est de mettre en œuvre des méthodes statistiques permettant d'obtenir une estimation des taux de contractualisation avec une précision géographique fine. Nous ne recherchons pas à affiner la prévision du taux de contractualisation global (national), mais nous souhaitons plutôt aboutir à une bonne représentation de la distribution spatiale de la contractualisation. Pour cela nous allons étudier la décision de contracter de la part d'un agriculteur. Comme nous le mentionnions plus haut, cette décision n'est pas prise de façon isolée, les contractants potentiels puisant au travers de réseaux des informations leur permettant d'adhérer au dispositif et de mettre en œuvre de façon plus ou moins efficace le contrat. De tels effets spatiaux ont été mis en évidence dans la littérature dans le cas de l'adoption d'une nouvelle technologie (Case, 1992 ; Filho *et al.*, 1999) ou le choix de participer à un programme environnemental (Murdoch *et al.*, 2003 ; Holloway et Lapar, 2007). Il est donc probable que la décision de contractualisation pour des MAE herbagères en un lieu donné dépende de ce qui se passe autour. Les unités étudiées ici (tant les éleveurs que les territoires) ne sont alors pas indépendantes les unes des autres et les techniques de modélisation classiques peuvent alors être inadéquates⁹.

Nous proposons d'introduire ces effets spatiaux en considérant dans une première étape quel est l'apport de variables de contexte – mesurées au niveau de la zone à laquelle appartient l'agriculteur – à l'explication de sa probabilité de contracter¹⁰. Deux échelles territoriales sont considérées pour construire ces variables de contexte : la commune et un zonage homogène infra-cantonal. Nous comparons ainsi un premier groupe de modèles probit, en utilisant, d'une part, à titre de référence, les seules variables individuelles, puis, d'autre part, en prenant en compte les variables de

⁸ Les bases de données disponibles dans l'observatoire ODR pouvaient nous permettre de caractériser les territoires par des données de contexte provenant de bases externes plutôt que construites par agrégation des variables individuelles de la base principale dont nous disposions (constituée pour la campagne 2004 par le MAP, pour l'évaluation des MAE herbagères), comme dans le cas présenté ici, qui prend donc le parti d'une économie d'information. L'utilisation des sources externes pour construire des indicateurs au niveau des territoires est limité au nombre total d'exploitants agricoles par commune et aux zonages du dispositif des MAE.

⁹ Pour une revue des modèles spatiaux, voir par exemple : Paelinck et Klaasen, 1981 ; Anselin, 1988, 2007 ; Anselin *et al.*, 2004 ; Lesage, 1999 ; Lesage et Pace, 2004 ; Fleming, 2004 ; Getis, 2007.

¹⁰ Les différents modèles évoqués dans cette section sont présentés en détail dans les sections suivantes.

contexte, construites pour ces deux échelles micro-territoriales. L'approche adoptée pour mesurer la qualité de la prévision par l'un ou l'autre des modèles comparés consiste dans un premier temps à estimer, sur données individuelles, les probabilités de contractualisation d'une MAE herbagère. Celles-ci sont ensuite agrégées au niveau d'un territoire fournissant une prédiction du taux de contractualisation. Celui-ci est à comparer au taux de contractualisation réellement observé, ceci pour différentes échelles spatiales (canton, département, région, ...). Il s'agit de déterminer ainsi l'échelle pertinente d'analyse des effets territoriaux non observés, liés aux systèmes agronomiques de production ou au profil institutionnel des territoires.

Dans une deuxième étape, nous introduisons un effet de voisinage en utilisant des techniques d'économétrie spatiale. Nous considérons maintenant un deuxième groupe de modèles probit reprenant comme variables explicatives celles figurant dans le premier groupe évoqué ci-dessus, mais avec un effet spatial supplémentaire. Dans la modélisation utilisée (Smith et Lesage, 2004, voir détail ci-après, section 5), ces effets sont introduits pour capter l'impact des déterminants territorialisés non observés autres que les variables de contexte déjà introduites. L'objectif est alors d'obtenir une modélisation des choix des agriculteurs capturant toutes les sources de corrélation spatiale entre ces choix.

Pour réaliser nos estimations, nous disposons de certaines caractéristiques de l'ensemble des bénéficiaires ayant déposé un dossier de demande d'aides du premier ou du second pilier de la PAC (de plus de 3 ha de SAU), au titre des primes animales ou des MAE herbagères, avec la localisation du siège d'exploitation à l'échelle communale, soit un total de 268 000 observations pour la campagne 2004. Sur cet ensemble (comprenant notamment des groupements pastoraux), nous ne gardons que les exploitants agricoles individuels ou en société. Notre échantillon comporte alors 265 316 éleveurs. Comme indiqué dans le tableau 1, ces éleveurs reçoivent une ou plusieurs primes dans le cadre des règlements du premier pilier (PMVA, PBA, PSBM, PMR, PBC)¹¹. Certains ont également contracté une MAE herbagère à travers l'un ou l'autre des trois dispositifs (CTE, CAD, PHAE) ou encore une indemnité compensatoire d'handicap naturel (ICHN), mesures du second pilier.

Le tableau A1, en annexe, complète le tableau 1 en présentant toutes les variables utilisées dans nos différents modèles. Les variables utilisées pour expliquer la contractualisation visent à contrôler plusieurs phénomènes :

- l'orientation de production et la spécialisation de l'exploitation ;
- la capacité économique de l'exploitation ;
- le capital humain rassemblé sur celle-ci ;
- le capital social (effets de réseaux et d'apprentissage) et la qualité institutionnelle des territoires.

Pour contrôler l'orientation de production, une seule variable individuelle est à notre disposition : le taux de surface fourragère de l'exploitation. Nous y ajouterons des variables du contexte local caractérisant le système territorial de production : la surface toujours en herbe (STH) sur la SAU totale (source Agreste), l'appartenance ou non à une zone de

¹¹ Cf. annexe 1 pour plus de détails.

Tableau 1. Éleveurs bénéficiaires de différentes aides publiques

Variable	Pourcentage (%)	Nombre
Bénéficiaires d'un CTE	9,0	23 897
Bénéficiaires d'un CAD	1,6	4 119
Bénéficiaires d'une PHAE	20,8	55 122
Bénéficiaires d'une MAEH	30,0	79 507
Bénéficiaires d'une ICHN	36,7	97 360
Bénéficiaires situés dans une commune recevant des primes à la viande	97,6	258 960
Bénéficiaires situés dans une commune recevant des primes à l'extensif	84,9	225 540
Bénéficiaires situés dans une commune recevant des primes ovines	61,1	162 260
N	265 316	

Sources : CNASEA, ONIC, OFIVAL

montagne, qui caractérise également indirectement le système de production, et les primes du premier pilier (viande, extensif, ovin) versées dans la commune de l'éleveur, l'indicateur retenu pour chaque prime correspondant à une spécialisation de la commune eu égard aux systèmes de production correspondant au type de prime considéré¹². Ces indicateurs visent à spécifier les systèmes d'élevage locaux notamment du point de vue de l'utilisation de l'herbe qui est l'enjeu de la mesure¹³. Le capital humain sera apprécié uniquement de façon indirecte. En effet, nous ne disposons pas d'information directe sur la formation des éleveurs. Nous utiliserons donc : l'âge du chef d'exploitation ou du plus jeune chef en cas de société, le fait d'être en société, ainsi que la taille économique de l'exploitation, variables qui sont généralement corrélées positivement avec le capital humain. La capacité économique quant à elle sera approchée par : la taille de l'exploitation (SAU) et son statut (individuel, société). Le capital social sera représenté par une seule variable individuelle, la présence d'un contrat ICHN (c'est également une mesure de masse, qui indique un minimum d'insertion professionnelle ; elle a toutefois le défaut d'être corrélée avec le zonage montagne et les systèmes utilisant l'estive et ne sera pas systématiquement utilisée). Mais, par ailleurs, la qualité institutionnelle du contexte pourra être caractérisée par des variables comme : le taux local de contractualisation des CTE herbagers sur l'ensemble des mesures herbagères (le CTE étant plus exigeant en appuis collectifs), le taux d'adoptants de mesures herbagères et également le taux de jeunes installés¹⁴ (certaines de ces variables ne se sont pas révélées

¹² Pour les primes du premier pilier, nous n'avons disposé que du nombre et des montants versés agrégés à la commune. Pour avoir des indicateurs comparables, on peut ramener les montants versés à la superficie agricole utilisée totale de la commune, ou encore le pourcentage d'agriculteurs, ou d'éleveurs concernés, ou encore la part des primes dans le revenu agricole communal. C'est le premier de ces indicateurs qui a été retenu.

¹³ Une approche de type OTEX qui discrimine entre tous les types de systèmes de production (et peu parmi les systèmes d'élevage) n'aurait pas été pertinente ici.

¹⁴ Pour les variables de taux, nous avons utilisé en référence le nombre d'exploitants par commune selon des données MSA (convention INRA/MSA), il en va de même pour les données sur l'installation de jeunes (cet indicateur s'est révélé sans signification statistique car d'interprétation ambiguë).

significatives pour le jeu de données utilisé). Enfin, nous caractériserons le niveau des incitations liées aux primes en distinguant la localisation en plaine, zone défavorisée ou montagne, certaines primes étant augmentées selon la localisation.

Les cartes présentées en annexe 4 montrent la répartition géographique des différentes primes du premier pilier, entre lesquelles existent des complémentarités et des recoupements dont on peut penser qu'ils capturent certains aspects de la variabilité des systèmes d'élevage. La carte de la répartition des MAE herbagères correspond à la variable que veulent expliquer les modèles présentés. Elles sont diversement réparties selon les systèmes herbagers, mais couvrent largement le territoire national, elles ont un caractère massif dans les zones de montagne et défavorisées.

4. Analyse empirique de la décision de contracter

4.1. L'apport des variables de contexte

La première voie suivie ici est de caractériser les effets de proximité par des variables de contexte. Dans un premier temps, un modèle probit simple est estimé en contrôlant uniquement des caractéristiques individuelles de l'élevage, pour servir de référence. Dans le cadre de ce modèle la décision de contracter d'un agriculteur est décrite comme suit. Considérons la différence des utilités pour un agriculteur i appartenant à la zone j lorsqu'il contracte ou pas. Celle-ci sera écrite dans un premier temps en fonction des seules caractéristiques de l'agriculteur que nous résumons dans le vecteur X_{ij} . Ainsi :

$$U_{ij1} - U_{ij0} = X'_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où U_{ij1} (resp. U_{ij0}) représente l'utilité retirée du fait de contracter (resp. de ne pas contracter) par l'agriculteur i dans la zone j . Cet agriculteur choisira de contracter si $U_{ij1} - U_{ij0} \geq 0$ et de ne pas contracter dans le cas contraire. L'hypothèse selon laquelle le terme d'erreur est distribué selon une loi normale permet d'aboutir à l'expression de la probabilité de choix d'un agriculteur sous la forme d'un modèle probit. Ce modèle sera appelé par la suite modèle 1.

Dans un deuxième temps, nous introduisons dans la modélisation précédente des variables de contexte considérant que la localisation de l'agriculteur peut influencer sur son choix de contractualisation. Deux autres modèles probit sont ainsi proposés en incluant des indicateurs du contexte local définis à deux échelles différentes. Les conditions d'attribution des MAE herbagères varient au niveau des départements ou du type de zone défavorisée. Il en est tenu compte à travers les zonages. Toutefois les effets de réseaux que nous avons mis en exergue dans la section 2 correspondent à des petits territoires, qui commencent à la commune ou au canton pour les réseaux professionnels. Autrement dit, les deux modèles reposent sur l'hypothèse que la différence des utilités peut être maintenant écrite sous la forme suivante :

$$U_{ij1} - U_{ij0} = X'_{ij}\beta + Z'_j\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Tableau 2. Estimations probit

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
SAU de l'exploitant	0,003***	0,003***	0,003***
Age de l'individu ou du plus jeune si société	0,122***	0,145***	0,143***
Age au carré	-0,002***	-0,002***	-0,002***
Eligible PHAE	1,274***	1,093***	1,093***
Sociétés avec un seul associé	2,230***	2,284***	2,222***
Sociétés avec plusieurs associés	2,090***	2,188***	2,123***
Exploitant seul	<i>ref.</i>		
Bénéficiaire d'une ICHN	0,973***		
Implantation en zone montagne		0,304***	0,189***
Implantation en zone défavorisée		0,148***	0,135***
Implantation en plaine		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
Montant prime à la viande par ha pour la zone		-0,002***	-0,054***
Montant prime à l'extensif par ha pour la zone		0,009***	0,743***
Montant prime ovine par ha pour la zone		-0,000	0,004
Surface toujours en herbe / SAU pour la zone		0,544***	0,427***
Taux d'éleveurs dans la zone		0,012*	0,124***
Part des CTE sur les MAE herbagères dans la zone		0,652***	0,405***
Taux CTE1920+PMSEE en 2002 pour la zone		1,328***	1,777***
Constante	-4,160***	-5,114***	-5,158***
R ²	0,393	0,442	0,418
LM	1,17e+09	2,74e+08	2,22e+09
P-value	0,000	0,000	0,000

Légende : * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

où Z_j est le vecteur des variables de contexte au niveau de la zone j . Les modèles probit 2 et 3 correspondent aux estimations de ce modèle avec des variables de contexte local, respectivement communal et infra-cantonal (zones homogènes du point de vue du cahier des charges et de la prime, dites « zone 27 », cf. annexe 1).

L'introduction de variables de contexte dans les modèles 2 et 3 conduit à lever l'hypothèse d'indépendance des observations (Wooldridge, 2002), en misant sur le fait que les observations sont alors corrélées au sein de la zone considérée, mais indépendantes entre les zones. Pour tirer le meilleur parti de variables de contexte, il faut donc choisir un niveau géographique tel que l'on puisse penser qu'il en va bien ainsi. Intuitivement, on peut penser qu'il faut choisir au départ une échelle supérieure à celle à laquelle on souhaite des prévisions significatives (la commune pour des prédictions au niveau canton, ce que nous avons essayé). L'utilisation de telles variables nécessite un traitement économétrique particulier pour corriger l'estimateur de la variance dans les modèles 2 et 3 et corriger par là les problèmes d'hétéroscédasticité qui pourraient apparaître. Après correction, les résultats des estimations (voir tableau 2)

montrent une amélioration du pouvoir prédictif pour ces deux modèles ¹⁵ (par rapport au modèle 1), si on considère la log-vraisemblance ou le pseudo R^2 .

Les variables individuelles significatives sont communes aux trois modèles du tableau 2. Elles jouent toutes positivement dans le sens attendu dans le cadre de l'analyse présentée de ce marché de services. Plus la taille économique et (vraisemblablement) le capital humain sont importants, plus la propension à contractualiser est élevée. Lorsqu'on tient compte de la localisation, l'implantation en montagne ou en zone défavorisée (rémunération plus élevée du contrat) augmente fortement la propension à contractualiser (toutes choses égales par ailleurs). Les variables de contexte local significatives sont également, pour l'essentiel, communes aux deux modèles concernés. La prédiction globale paraît meilleure si le contexte est précisé au niveau le plus fin, celui de la commune, ce qui renvoie à l'importance de ce niveau de base dans l'organisation des éleveurs et la diffusion des innovations de tout ordre. Toutefois le niveau infra-cantonal réunissant des petits groupes de communes ayant la même situation à l'égard du zonage du dispositif contractuel se révèle presque aussi pertinent. Dans les deux cas, l'importance des CTE dans la zone par rapport aux autres dispositifs de contractualisation, ainsi que la spécialisation de la zone vers l'élevage et vers l'élevage à l'herbe augmentent la propension à contractualiser, du fait d'un dispositif de contractualisation plus présent et incitatif et du fait de sa diffusion à travers des réseaux locaux. Les effets des primes du premier pilier agrégées montrent, selon le cas, une complémentarité de celles-ci avec les MAE herbagères (c'est le cas des « compléments extensifs ») ou une substitution. Les MAE herbagères (et les ICHN) se substituent - dans les zones de montagne et les zones d'élevage extensif - aux primes animales de soutien des revenus du premier pilier (les cartes en annexe 4 corroborent également ces effets).

Afin d'appréhender le pouvoir explicatif des trois modèles, nous examinons pour chacun les prédictions individuelles et nous les comparons aux réalisations. Par exemple, en imposant un seuil ¹⁶ à 0,5, les proportions de contractualisation bien prédites (*sensitivité*) et de non-contractualisation bien prédites (*spécificité*) se répartissent comme présenté dans le tableau 3.

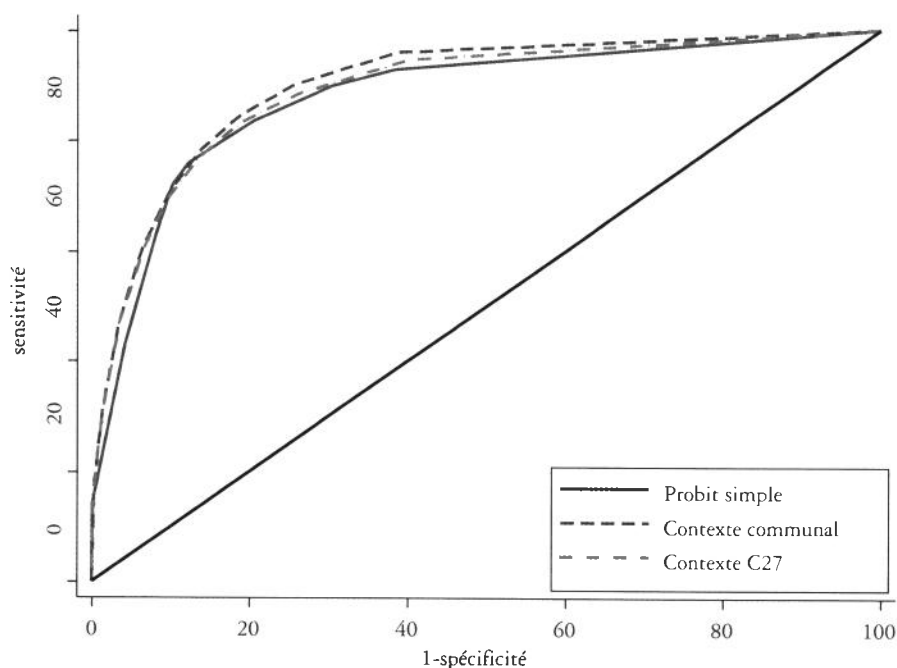
Tableau 3. Qualité de prédiction des modèles individuels (%)

	Seuil de 0,5		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Prédits à 1 bien classés (<i>sensitivity</i>)	71,97	70,65	69,45
Prédits à 0 bien classés (<i>specificity</i>)	89,79	90,17	90,37
Total bien classés	84,45	84,32	84,10
Aire sous la courbe ROC	0,89	0,91	0,90

¹⁵ Il s'agit là du pseudo R^2 de McFadden (voir Domencich et McFadden, 1975).

¹⁶ Passé ce seuil, la probabilité estimée est ramenée à 1, en de-ça elle est ramenée à 0.

Figure 1. Courbes ROC



A ce seuil de découpage des probabilités estimées (0,5), les différences entre modèles ne permettent pas de conclure sur le pouvoir prédictif. Par contre, en faisant varier ce seuil (de 0 à 1), on peut voir comment évoluent les pourcentages présentés dans le tableau 3. De manière générale, on prédit de moins en moins bien les valeurs positives (égales à 1) et de mieux en mieux les autres (égales à 0). Pour résumer ces estimations, on représente habituellement la courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*) et on calcule l'aire sous cette courbe. De la même manière qu'un indice de concentration, l'aire sous la courbe ROC la plus élevée garantit la meilleure qualité de prédiction du modèle. La dernière ligne du tableau 3 donne les aires calculées pour chacun des modèles et semble donner la préférence au modèle communal pour fournir la meilleure prédiction. Le modèle 3 (infra-cantonal) est lui aussi bien placé et tout deux se détachent sensiblement du modèle individuel simple. Les courbes ROC associées à ces modèles sont représentées à la figure 1.

La supériorité des modèles 2 et 3 par rapport au modèle de référence n'est pas pour surprendre, puisque on ajoute des variables significatives. Ce qu'il nous faut maintenant tester, c'est la qualité de la prédiction de la diffusion géographique des MAE herbagères par ces modèles. Nous avons également testé la prédiction des trois modèles selon le niveau géographique à l'aide d'une statistique non paramétrique. A partir des estimations des probabilités individuelles de contractualisation fournies par chacun des 3 modèles, nous avons calculé un taux de contractualisation estimé en agrégeant à chacun des niveaux géographiques étudiés ces probabilités. Nous avons

Tableau 4. Prédicibilité géographique des modèles: statistique de Wilcoxon

Niveau géographique	Statistique de Wilcoxon		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
commune	- 10,07***	- 12,72***	- 15,10***
zone 27	- 4,40***	- 0,99	- 2,19**
canton	- 3,23***	- 0,52	- 2,11**
département	0,07	0,06	- 0,14
région	0,18	- 0,05	- 0,24

Légende : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

ensuite comparé ces taux avec les taux observés à ces mêmes niveaux géographiques. Pour effectuer cette comparaison, nous avons mis en œuvre un test de rang apparié (Test de Wilcoxon). Cette statistique se propose de tester à zéro l'écart entre les taux estimés et les taux observés pour chacune des paires. Le tableau 4 nous donne pour chaque modèle et chaque niveau géographique étudié la statistique de Wilcoxon correspondante.

En valeur absolue, une statistique inférieure à 1,96 empêche le rejet de l'hypothèse nulle (H_0 : taux estimé - taux observé = 0) et conduit donc à considérer comme nulle la différence des taux. Sans surprise, à des niveaux d'agrégation géographique larges, les prédictions sont bonnes ou tout du moins statistiquement proches des observations. Selon ce test, on peut dire qu'autant pour le modèle 1 que pour le modèle 3 nos estimations prévoient des taux de contractualisation acceptables seulement au niveau des départements. A une échelle plus fine, seul le modèle 2 est utilisable. Il permet, en effet, de prédire des taux avec une différence non significative au niveau infra-cantonal (zone 27). Nous retiendrons le modèle 2, un modèle probit sur données individuelles avec des variables explicatives reflétant le contexte communal dans lequel l'individu est situé. Ce modèle nous donne les meilleures prévisions – c'est-à-dire les plus proches de l'observé – en terme de diffusion du taux de contractualisation des mesures agro-environnementales herbagères.

Quant au rejet du 3^e modèle, il permet de revenir *a posteriori* sur le choix du niveau d'agrégation pertinent pour construire des variables de contexte. Quoique les mêmes attributs de contexte soient significatifs dans les deux cas d'agrégation proposés (communes et « zones 27 »), l'homogénéité interne et l'hétérogénéité externe de ces variables, considérées toutes choses égales par ailleurs, sont plus importantes pour le niveau communal que pour le niveau supérieur considéré, quoique lui-même de faible étendue. Les « zones 27 » homogènes du point de vue des conditions d'attribution, par définition, paraissent plus hétérogènes que les communes du point de vue des systèmes de production. Par contre, les données agrégées au niveau communal représentent bien la diversité des systèmes d'élevage qui vient influencer la probabilité de contractualisation.

4.2. Présence d'effets spatiaux non observés

Ci-dessus, nous avons essayé de contrôler les déterminants géographiques de la contractualisation en introduisant des variables dites de contexte local. Cependant, tous les déterminants de la décision de contracter sont difficilement observables. Leur omission peut être la source de corrélations spatiales dans les décisions des agriculteurs, celles d'agriculteurs voisins pouvant être influencées par ces facteurs communs omis. Ainsi dans le tableau 2, nous avons reporté les valeurs de la statistique de test proposée par Pinkse et Slade (1998), notée LM, et de la probabilité empirique de dépassement de celle-ci. Cette statistique permet de tester l'absence de corrélation spatiale entre les termes d'erreur entrant dans la différence des utilités sur laquelle est basée la décision de contracter ou pas d'un agriculteur (le modèle latent à la modélisation de type probit). Cette corrélation spatiale peut provenir de variables de contexte omises dans la modélisation proposée¹⁷. Les tests ont été réalisés en considérant la possibilité d'une corrélation spatiale non prise en compte entre agriculteurs appartenant à une même commune. La matrice de proximité entre agriculteurs nécessaire à l'implémentation du test a été définie à partir de cette définition du voisinage¹⁸. Les valeurs des probabilités empiriques associées aux statistiques de test pour les différents modèles indiquent clairement que l'hypothèse d'absence de corrélation spatiale au niveau communal est rejetée quel que soit le modèle probit considéré¹⁹. Ce qui veut notamment dire que les variables de contexte communal utilisées dans le modèle 2 n'épuisent pas tout l'effet de proximité lié à l'appartenance à la même commune, en particulier les effets autres que ceux liés à l'homogénéité locale des systèmes d'élevage.

La prise en compte de la corrélation spatiale qui a été mise en évidence par l'estimation de modèles probit avec erreurs corrélées spatialement à partir de la population des 265 316 agriculteurs nécessiterait de manipuler une matrice de proximité ayant une taille conséquente²⁰ ($265\,316 \times 265\,316$). Toutefois, dans la mesure où des variables de contexte, significatives, agrégées au niveau communal ou des zones infra-cantoniales sont intégrées dans le modèle explicatif, il est possible de réaliser une économie d'information pour tenir compte des corrélations spatiales non observées en utilisant non plus une matrice de proximité individuelle (appartenance à la même commune), mais une matrice de proximité entre les zones où sont localisés les éleveurs. C'est l'optique de la modélisation proposée par Smith et Lesage (2004). La

¹⁷ Une description complète du test et de l'évaluation par la technique du bootstrap de la probabilité empirique de dépassement de la statistique de test est donnée dans l'annexe 3.

¹⁸ Cette matrice est composée de 1 lorsque les deux agriculteurs appartiennent à la même commune et de 0 dans le cas contraire. Chaque ligne est normalisée de telle sorte que ses éléments somment à 1.

¹⁹ Nous avons essayé une définition plus large du voisinage en passant de la commune à la zone 27. Bien qu'utilisant des matrices creuses dans nos procédures écrites dans le langage du logiciel Matlab, des problèmes de stockage en mémoire ne nous ont pas permis d'obtenir les valeurs des statistiques de test avec ce voisinage. Néanmoins, on peut penser que les zones 27 étant homogènes au niveau des incitations perçues par les agriculteurs, la corrélation spatiale interne mise en évidence à un niveau communal devrait se reproduire au niveau de la zone 27.

²⁰ Suivre cette voie aurait entraîné de gros problèmes en termes de mémoire informatique et de temps de calcul.

différence d'utilités pour un agriculteur i appartenant à la zone j y est ainsi écrite de la façon suivante :

$$U_{ij1} - U_{ij0} = X'_{ij}\beta + Z'_j\gamma + \theta_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

où U_{ij1} (resp. U_{ij0}) représente l'utilité retirée du fait de contracter (resp. de ne pas contracter) par l'agriculteur ; X_{ij} les caractéristiques de l'agriculteur ; Z_j , les variables de contexte ; $\theta_j + \varepsilon_{ij}$, la contribution à la différence des utilités de variables non observées propres soit à l'agriculteur, soit à la zone d'appartenance de celui-ci, soit aux alternatives ; β et γ , des vecteurs de paramètres dont les valeurs sont inconnues. La contribution des variables non observées est divisée en deux parts. La première partie, ou θ_j , est un effet propre à la zone capturant l'impact de composantes non observées de l'utilité communes à tous les agriculteurs appartenant à la même zone. La deuxième partie, ou effet individuel, capture l'impact de toutes les autres variables omises. Un agriculteur choisira de contracter si cette différence des utilités est positive. Dans le cas contraire, il ne contractera pas.

La corrélation spatiale dans les termes d'erreur du modèle est alors supposée intervenir via les effets propres aux zones. Ainsi, il est supposé que :

$$\theta = \rho W\theta + v \quad (4)$$

où θ représente le vecteur des effets propres aux zones ; W , la matrice décrivant les proximités entre ces zones. Cette matrice étant normalisée de telle sorte que la somme des éléments de chaque ligne est égale à 1, ρ mesure le degré de dépendance spatiale entre les effets propres aux zones. Les termes v_j sont supposés être indépendants et identiquement distribués selon une loi normale centrée.

Le modèle proposé par Smith et Lesage (2004) permet donc de réduire la dimension de notre problème de départ. Comme pour la définition des variables de contexte, nous sommes confrontés au choix de l'échelle pertinente pour définir les zones entre lesquelles nous testons l'existence d'effet de voisinage. Notons que nous ne définissons plus la proximité à l'intérieur des zones considérées, mais entre ces zones. Nous avons montré précédemment qu'à l'intérieur des communes, mais aussi à l'intérieur des zones 27, se manifestait fortement un effet de voisinage. On peut donc supposer un effet de voisinage entre communes²¹. L'approche proposée dans cette nouvelle étape vise à cerner, s'ils existent, les effets à l'échelle supérieure des acteurs institutionnels intermédiaires, en testant la proximité entre zones 27. La matrice des proximités entre ces zones est alors de dimension $5\,838 \times 5\,838$ (matrice composée de 1 quand deux zones possèdent une frontière commune et 0, sinon) ; elle est bien entendu normalisée comme indiqué ci-dessus²². Ce faisant, l'observation d'un effet de voisinage signifie qu'il y a un effet du profil institutionnel (non observé) des territoires à une échelle qui se situerait entre les zones 27 et les départements. En effet, nous avons vu que la diversité des systèmes d'élevage est mieux capturée au niveau

²¹ Nous avons cherché à le vérifier avec le modèle de Smith et Lesage, toutefois nous avons rencontré des problèmes de faisabilité technique même avec une matrice $36\,000 \times 36\,000$.

Tableau 5. Estimation des modèles probit spatiaux

	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
SAU en ha	0,004***	0,004***	0,005***
Age	0,155***	0,166***	0,159***
Age au carré	- 0,002***	- 0,002***	- 0,002***
Eligible PHAE	1,509***	1,410***	1,411***
Société avec un seul associé	3,113***	2,992***	2,850***
Société avec plusieurs associés	3,009***	3,025***	2,763***
Exploitant seul	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
Bénéficiaire d'une ICHN	1,063***		
Implantation en zone montagne		0,377***	0,206***
Implantation en zone défavorisée		0,206***	0,197**
Implantation en plaine		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
Montant prime à la viande par ha		- 0,002***	- 0,196***
Montant prime à l'extensif par ha		0,011***	1,380***
Montant prime ovine par ha		0,000	0,001
Surface toujours en herbe / SAU		0,542***	0,309***
Taux d'éleveurs		0,017***	0,187***
Part des CTE sur les MAEH		0,805***	0,383***
Taux CTE1920+PMSEE en 2002		1,364***	1,907***
Constante	- 5,206***	- 5,978***	- 5,883***
ρ	0,042*	0,001	0,003

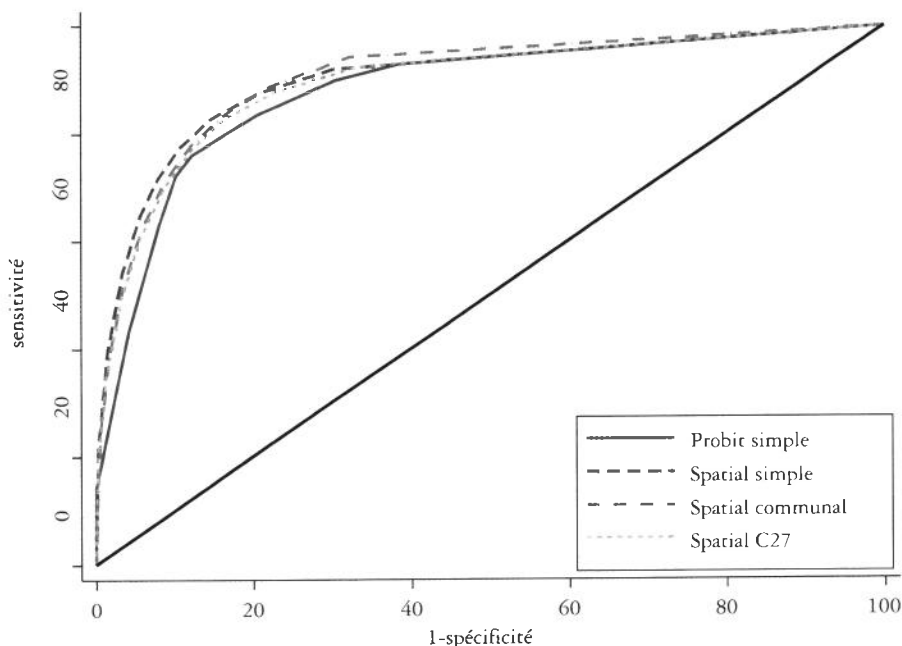
Légende : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

communal et qu'au niveau local et infra-communal se manifestent des effets de proximité que l'on peut attribuer aux réseaux sociaux locaux.

Le tableau 5 donne les moyennes estimées des distributions *a posteriori* des paramètres de trois modèles probit spatiaux, les valeurs estimées du coefficient de dépendance spatiale, et indique les niveaux de signification respectifs. Les trois modèles correspondent aux trois modèles estimés précédemment. Ainsi le premier, ou modèle 4, ne prend en compte que les caractéristiques de l'exploitation comme déterminants potentiels de la décision de contracter d'un agriculteur. Les modèles 5 et 6 y ajoutent les variables de contexte construites, soit au niveau communal (modèle 5), soit au

²² Nous avons utilisé les procédures qui sont écrites dans le langage du logiciel Matlab et qui sont disponibles sur le site de Jim Lesage : <http://www.spatial-econometrics.com/>. L'estimation des modèles probit spatiaux tels que celui proposé par Smith et Lesage (2004) fait appel à des techniques bayésiennes mettant en œuvre des méthodes de type MCMC (Markov Chain Monte-Carlo) capables de résoudre des problèmes d'intégration multidimensionnelle. Pour plus de détails sur les régressions spatiales bayésiennes dans les modèles à variables qualitatives, voir Albert et Chib (1993), Holloway *et al.* (2002) ou Smith et Lesage (2004).

Figure 2. Courbes ROC : modèles spatiaux



niveau de la zone 27 (modèle 6). Comme précédemment, la variable « bénéficiaire d'une ICHN » est exclue dans ces deux derniers modèles, car elle est fortement corrélée, au niveau agrégé, avec l'implantation en montage ou encore en zone défavorisée.

Tout comme dans les modèles probit standard, pratiquement toutes les variables explicatives introduites dans les modèles probit spatiaux sont significatives et possèdent les signes attendus. Les valeurs estimées des paramètres restent stables entre les différentes spécifications. Le résultat notable est que la valeur estimée du coefficient de dépendance spatiale ρ , qui est significativement différente de zéro au seuil de 5 % dans le modèle 4, n'est plus significative lorsque sont introduites les variables de contexte dans les modèles 5 et 6. L'introduction des variables de contexte dans ces deux derniers modèles fait disparaître l'autocorrélation spatiale entre les effets propres aux zones constatée dans le modèle où seules les caractéristiques des agriculteurs sont considérés. Cette autocorrélation semble donc provenir de l'omission des variables de contexte. Autrement dit, l'effet significatif de la proximité entre zones infra-cantoniales dans le modèle 4 – sans variable de contexte local – suggère l'existence d'un effet institutionnel à une échelle intermédiaire, comme nous en avons fait l'hypothèse. Cet effet n'est plus mis en évidence lorsque l'on utilise les variables spécifiant notamment la diversité des systèmes d'élevage à un niveau local plus fin. Le poids des systèmes locaux par rapport à des effets institutionnels qui tiendraient plutôt au mode de gestion des dispositifs publics par les acteurs institutionnels intermédiaires s'explique sans doute par ce que nous avons appelé le caractère de masse de ces mesures.

Pour juger de la qualité de l'ajustement par les différents modèles probit spatiaux, nous avons ici aussi construit les courbes ROC leur correspondant. Celles-ci sont reportées sur la figure 2. La courbe associée au modèle 5, à savoir le modèle probit spatial avec effet de contexte communal, semble dominer celle des deux autres modèles probit spatiaux. Ainsi le modèle 5, comme le modèle 2, produirait une meilleure prédiction des comportements observés que les deux autres modèles probit spatiaux, la commune étant la meilleure échelle pour spécifier le contexte local. Il est aussi à noter que ce modèle prédit mieux les comportements observés que les modèles probit standard.

5. Conclusion

A partir d'une base individuelle d'éleveurs bénéficiant de mesures de la PAC, nous avons étudié les déterminants de la contractualisation et de la diffusion spatiale des mesures agro-environnementales herbagères. Les résultats fournis par l'estimation de probits simples ou spatiaux mettent en évidence les effets de l'orientation de l'exploitation, de sa taille économique et aussi du capital humain et social. Nos résultats confirment ainsi les travaux antérieurs à base d'enquêtes sur les déterminants de la contractualisation, en y donnant d'autant plus de poids que ces résultats sont déduits de données observées et non pas déclarées (Defrancesco *et al.*, 2008 ; Ducos et Dupraz, 2007 ; Turpin *et al.*, 2008). L'effet de la taille (SAU) au niveau individuel est confirmé. De même les exploitations avec plus d'herbe et moins d'animaux par hectare et des conditions agricoles plus difficiles contractualisent plus fréquemment. En effet, un manque à gagner plus faible (hors coût d'opportunité de non-changement) et des incitations plus élevées dans les zones concernées (notamment du fait du couplage avec l'ICHN) les poussent à contracter d'avantage. En revanche, les agriculteurs les plus âgés contractualisent plus fréquemment que les plus jeunes pour les MAE herbagères françaises. Ce résultat est en décalage avec ce qui est observé pour l'ensemble des MAE en Europe. Ceci constitue donc une spécificité de ces mesures pour la France et semble être lié aux systèmes de production concernés (ce qui peut être un facteur d'inquiétude pour l'avenir de ces systèmes). Il est possible que cela tienne au fait que les MAE herbagères françaises visent typiquement la conservation de l'herbe, alors que les autres MAE incitent davantage à des changements de pratiques ou de systèmes de production.

L'effet propre de la contractualisation antérieure, donc de l'existence de processus d'apprentissage, est également bien confirmé. Notre indicateur (taux de contractualisation en 2002) étant mesuré au niveau de la zone plutôt qu'au niveau individuel, il peut donc capter à la fois des caractéristiques naturelles de manière plus fine ²³ que les co-variables disponibles ou bien un savoir-faire institutionnel des acteurs territoriaux.

Parmi les variables significatives représentant le contexte local, interviennent les variables représentant l'orientation de production dominante de la zone. La

²³ Il s'agit notamment de caractéristiques parcellaires qui font obstacle à l'intensification mais sont surmontables dans le cadre de systèmes extensif (pente, accessibilité).

spécialisation de la zone vers l'élevage et vers l'élevage à l'herbe augmente la propension à contractualiser, du fait de ses caractéristiques agronomiques et du fait, sans doute, d'un dispositif de contractualisation plus actif. Le fait que l'indicateur mesurant l'importance des CTE dans la zone par rapport aux autres dispositifs de contractualisation a un effet propre significatif peut être interprété, selon les hypothèses que nous avons posées, comme un effet de la qualité institutionnelle des territoires. Les effets des primes du premier pilier agrégées montrent également, selon le cas, une complémentarité de celles-ci avec les MAE herbagères (cas du « complément extensif ») ou une substitution ; les MAE herbagères (et les ICHN) se substituent – dans les zones de montagne et les zones d'élevage extensif – aux primes animales du premier pilier.

Les tests présentés pour comparer les modèles mettent en évidence la façon dont se décomposent, à différentes échelles, les effets spatiaux liés à des variables observées caractérisant les zones (variables de contexte) ou inobservées. Leur prise en compte dans la modélisation vise alors à affiner la prédiction du taux de contractualisation et, en particulier, la qualité de la prévision de la diffusion géographique de ces mesures à une échelle suffisamment fine. Il est ainsi établi que, dans le cas étudié, l'échelle communale permet avec un petit jeu d'indicateurs agrégés à ce niveau de bien représenter l'effet de la diversité des systèmes d'élevage. A ce niveau et aussi à des niveaux supérieurs se manifeste l'effet des réseaux sociaux ; la qualité institutionnelle de territoires situés entre ces échelles et les départements paraît également jouer un rôle, mais dans une moindre mesure que les effets locaux, ce qui correspond à des dispositifs publics qui sont assez standardisés. La comparaison des modèles avec effets spatiaux permet de préciser le jeu des différentes échelles. La comparaison entre les modèles communaux selon l'échelle de définition des variables de contexte et des voisinages permet de discriminer les échelles actives selon le type de déterminants spatiaux. Ainsi, lorsque les variables sont mesurées au niveau infra-cantonal des zones 27, les effets des primes bovines, du taux d'éleveurs et du taux de contractualisation antérieur sont nettement plus marqués en valeur absolue que pour leur mesure au niveau communal : c'est donc à une échelle supra-communale que l'on représente le mieux les systèmes de production (les zones 27 sont homogènes du point de vue des incitations, ce qui n'est pas le cas des unités géographiques supérieures). Au niveau communal, par contre, les effets de la part de SAU en STH, de l'implantation en montagne et du taux de CTE dans les MAE sont plus marqués ; en outre, la mesure au niveau communal permet une meilleure séparation entre les effets techniques et les effets institutionnels sur la contractualisation. On peut conclure que, mesurés au niveau communal, l'implantation en montagne et le ratio STH/SAU rendent mieux compte du manque à gagner lié à la contractualisation. L'effet institutionnel repéré par le ratio CTE/MAE s'exprime bien plus nettement au niveau communal qu'à un niveau territorial supérieur. L'emprise géographique des réseaux sous-jacents est donc très limitée. Cet effet local ne recouvrant qu'un aspect du capital social, le profil institutionnel d'un territoire englobe plusieurs échelles, comme le montre un effet propre de l'indicateur aux deux échelles. Par ailleurs, le niveau départemental intervient dans la configuration des dispositifs et la diffusion de l'information. Au total, les résultats mettent en évidence une territorialisation forte des dispositifs étudiés.

Bibliographie

- Albert J.H., Chib S. (1993) Bayesian analysis of binary and polychotomous response data, *Journal of the American Statistical Association* 88, 669-679.
- Allaire G., Blanc M. (2003) Local/global institutional systems of environmental public action, *Sociologia Ruralis* 43, 17-33.
- Anselin L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Anselin L. (2007) Spatial econometrics in RSUE: Retrospect and prospect, *Regional Science and Urban Economics* 37, 450-456.
- Anselin L., Florax R.J.G.M. and Rey S.J. (2004) *Advances In Spatial Econometrics: Methodology, Tools And Applications*, Berlin, Springer-Verlag.
- Beron K.J., Vijverberg W.P.M. (2004) Probit in a spatial context: A Monte Carlo analysis, in: *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, Anselin L., Florax R.J.G.M. and Rey S.J, Berlin, Springer-Verlag.
- Case A. (1992) Neighborhood influence and technological change, *Regional Science and Urban Economics* 22, 491-508.
- Davidson R., MacKinnon J. (2000) Bootstrap tests: How many bootstraps? *Econometric Reviews* 19, 55-68.
- Defrancesco E., Gatto P., Runge F. and Trestini S. (2008) Factors affecting farmers' participation in agri-environmental measures: A Northern Italian perspective, *Journal of Agricultural Economics* 59, 114-131.
- Domencich T.A., McFadden D. (1975) *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*, Amsterdam, North-Holland.
- Ducos G., Dupraz P. (2006) Private provision of environmental services and transaction costs: Agro-environmental contracts in France, Contribution paper to the 3rd World Congress of Environmental and Resource Economists, Kyoto, Japan, July, 24.
- Ducos G., Dupraz P. (2007) The asset specificity issue in the private provision of environmental services: Evidence from agri-environmental contracts, 8th International Meeting of the Association for Public Economic Theory, Vanderderbilt University, Nashville, July, 25.
- Dupraz P., Latouche K. et Turpin N. (2007) Programmes agri-environnementaux en présence d'effets de seuil, *Cahiers d'économie et sociologie rurales* 82-83, 5-32.
- Filho H.M.D.S., Young T. and Burton M. P. (1999) Factors influencing the adoption of sustainable agricultural technologies: Evidence from the state of Espirito Santo, Brazil, *Technological Forecasting and Social Change* 60, 97-112.
- Fleming M. (2004) Techniques for estimating spatially dependent discrete choice models, in: *Advances in Spatial Econometrics*, Anselin L., Florax R.J.G.M. and Rey S.J, Berlin, Springer-Verlag, 145-168.

- Getis A. (2007) Reflections on spatial autocorrelation, *Regional Science and Urban Economics* 37, 491-496.
- Gouriéroux C., Monfort A. and Trognon A. (1985) A general approach to serial correlation, *Econometric Theory* 1, 315-340.
- Holloway G., Lapar M.L.A. (2007) How big is your neighbourhood? Spatial implications of market participation among Filipino smallholders, *Journal of Agricultural Economics* 58, 37-60.
- Holloway G., Shankar B. and Rahmanb S. (2002) Bayesian spatial probit estimation: A primer and an application to HYV rice adoption, *Agricultural Economics* 27, 383-402.
- Le Gallo J. (2002) Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaires, *Economie et Prévision* 155, 139-157.
- LeSage J.P. (1999) *Spatial Econometrics*, Regional Research Institute, West Virginia University.
- LeSage J.P., Pace R.K. (2004) Spatial and spatiotemporal econometrics, *Advances in Econometrics* 18, 1-32.
- Murdoch J.C., Sandler T. and Vijverberg W.P.M. (2003) The participation decision versus the level of participation in an environmental treaty: A spatial probit analysis, *Journal of Public Economics* 87, 337-362.
- Paelinck J.H.P., Klaassen L.H. (1979) *Spatial Econometrics*, Farnborough, Saxon House.
- Pinkse J., Slade M. (1998) Contracting in space: An application of spatial statistics to discrete choice models, *Journal of Econometrics* 85, 125-154.
- Smith T.E., LeSage J.P. (2004) A bayesian probit model with spatial dependencies, in: *Spatial and Spatiotemporal Econometrics, Advances in Econometrics* 18, 127-160.
- Turpin N., Dupraz P., Thenail C., Joannon A., Baudry J., Herviou S. and Verburg P. (2008) Shaping the landscape: Agricultural policies and local biodiversity schemes, à paraître, *Land Use Policy*, 25.
- Wooldridge J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge MA, MIT Press.

ANNEXES

Annexe 1. Glossaire

PHAE : Prime herbagère agri-environnementale ; la PHAE est une nouvelle « prime à l'herbe de masse », mise en place à partir de 2003 (période 2003-07), pour environ 3,2 millions ha pour la première campagne 2003-04. Il s'agit d'actions ou de combinaisons d'actions figurant dans les synthèses agro-environnementales régionales annexées au PDRN : des actions de type 19.03 « maintien de l'ouverture des espaces à gestion extensive (estives, alpages, landes, prairies naturelles jamais retournées) » et des actions de type 20.01 « gestion extensive de la prairie par la fauche (plus éventuellement le pâturage) » et 20.02 « gestion extensive de la prairie par le pâturage obligatoire ». Dans cet article, une exploitation (respectivement une commune) est dite « éligible à la PHAE » si son taux de surface fourragère (resp. si son taux moyen de surface fourragère) est supérieur au taux d'éligibilité départemental. La limite départementale varie entre 20% et 80% au niveau national avec une masse à 0,75%.

CTE : Contrat territorial d'exploitation ; le CTE est un contrat individuel de 5 ans établi entre l'agriculteur et l'État. Il est fondé sur un projet de l'exploitant concernant toute son exploitation, assurant à la fois sa viabilité économique et la prise en compte des attentes de la société en matière d'environnement, de qualité des produits et des paysages. En contrepartie d'une aide cofinancée par l'État et l'Europe, l'agriculteur s'engage sur un certain nombre de mesures. Les mesures CTE herbagères retenues pour l'évaluation sont les :

- MAE05 - plantation et entretien de haies, bosquets, etc. ;
- MAE06 - réhabilitation et entretien de haies, chemins, etc. ;
- MAE16 - utilisation tardive de parcelles en herbe ;
- MAE18 - réhabilitation de vergers, terrasse, non-utilisation de milieux fragiles et gestion contraignante de milieu remarquable ;
- MAE19 - maintien de l'ouverture des espaces (embroussaillés, déprises, en gestion extensive) ou ouverture ;
- MAE20 - gestion extensive des prairies.

CAD : Contrat d'agriculture durable ; le CAD succède au dispositif CTE et répond aux mêmes objectifs, tout en se recentrant sur les problématiques environnementales territoriales (moins d'enjeux par territoire et moins de mesures disponibles).

ICHN : Indemnités compensatoires de handicaps naturels ; les ICHN sont des mesures du programme de développement rural destinées aux zones dites défavorisées parce qu'elles présentent certains handicaps pour la production (climat, relief ou qualité des sols). Peuvent en bénéficier les exploitants agricoles résidant dans la zone défavorisée et exploitant des terres situées à 80% minimum dans la zone. Le montant de l'aide est de 49,25 € à l'ha de surface fourragère (en 2004), dans la limite de 50 hectares. Une enveloppe est attribuée chaque année aux départements bénéficiaires de la mesure.

MAE : Mesures agro-environnementales ; la MAE est un terme générique pour désigner les mesures agricoles ayant des finalités environnementales.

Zone 27 : regroupement infra-cantonal de communes sur la base de trois variables : ZAUER, DOCUP, INAT.

Aides bovines : Les réformes successives de la PAC ont introduit, en compensation d'une réduction du soutien par les prix, des aides directes aux exploitations bovines : prime au maintien du troupeau de vaches allaitantes (PMTVA), prime spéciale aux bovins mâles (PSBM), complément extensif, primes à l'abattage des bovins (PAB). Celles-ci sont versées annuellement à la tête de bétail pour les éleveurs qui en font la demande. La PMTVA est octroyée aux vaches allaitantes dans la limite d'un plafond fixé par exploitation et du respect d'un certain niveau de chargement. La PSBM est octroyée aux bovins mâles de plus de 9 mois présents et sous réserve du respect d'un certain niveau de chargement. Si le chargement est inférieur à 1,4 UGB, ces deux primes peuvent être complétées par le complément extensif. La PAB est octroyée lors de l'abattage ou de l'exportation d'un bovin vers les pays tiers.

Aides aux exploitations ovines et caprines : Dans le secteur ovin-caprin, les éleveurs détenteurs d'au moins 10 femelles bénéficient annuellement de la prime à la brebis et à la chèvre (PBC), avec une aide supplémentaire pour les zones défavorisées.

Annexe 2. Chiffres clés des MAE herbagères

Tableau A1. Statistiques descriptives

Variables	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
Bénéficiaire d'une MAE	0,3	0,458	0	1
SAU de l'exploitant	71,264	65,099	3	3 983,04
Age de l'individu ou du plus jeune si société	48,017	9,646	18	98
Age au carré	2 398,732	969,688	324	9 604
Eligible PHAE	0,5	0,5	0	1
Sociétés avec un seul associé	0,007	0,081	0	1
Sociétés avec plusieurs associés	0,035	0,184	0	1
Bénéficiaire du ICHN	0,367	0,482	0	1
Implantation en zone montagne	0,234	0,423	0	1
Implantation en zone défavorisée	0,3	0,458	0	1
Montant prime à la viande par ha pour la commune	140,4	95,843	0	1 925
Montant prime à l'extensif par ha pour la commune	20,288	20,004	0	193,056
Montant prime ovine par ha pour la commune	14,181	32,762	0	3 403,349
STH par SAU pour la commune	0,4	0,286	0	1
Taux d'éleveurs dans la commune	0,709	0,229	0	1
Taux de CTE 1920 sur les MAE herbagères dans la commune	0,331	0,369	0	1
Taux CTE1920+PMSEE en 2002 (sur nb d'éleveurs) dans la commune	0,281	0,297	0	1
N	265 316			

Annexe 3. Procédures de tests : Pinkse et Slade (1998)

Pinkse et Slade (1998) ont proposé le test suivant de l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale des résidus dans un modèle probit. Il est basé sur la statistique:

$$LM = \left\{ \tilde{u}' W \tilde{u} \right\}^2 / \text{trace}(W^2 + W' W)$$

qui s'inspire largement des tests de dépendance temporelle dans les modèles probit proposés par Gouriéroux *et al.* (1985)²⁴. \tilde{u} représente le vecteur des résidus généralisés corrigés de la possible présence d'hétéroscédacité, dont l'expression est donnée par :

$$\tilde{u} = (y_i - \varphi(x_i' \beta^P)) / \sqrt{\varphi(x_i' \beta^P)(1 - \varphi(x_i' \beta^P))}$$

$\varphi(\cdot)$ étant la fonction de répartition de la loi normale et β^P le vecteur des valeurs estimées des paramètres du modèle probit. W est la matrice décrivant les proximités spatiales entre les individus. Elle est composée de 1 quand deux unités sont voisines et de 0 dans le cas contraire. Les éléments sur chacune de ses lignes sont normalisés de telle sorte qu'ils somment à 1.

Bien que, sous certaines conditions quant à la matrice des proximités W , la loi asymptotique de cette statistique puisse être établie, cette approximation peut ne pas être correcte pour des échantillons de taille finie. Il est donc recommandé d'avoir recours à une procédure de type bootstrap en vue d'établir la distribution empirique de la statistique de test sous l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale des résidus. Le niveau de signification empirique associé à la statistique de test évaluée sur le vrai échantillon est alors calculé comme la fraction d'échantillons répliqués tels que la statistique de test obtenue pour chacun de ces échantillons est plus grande que la statistique en question.

Remarquons que, sous l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation des résidus dans le modèle probit, nous avons :

$$\begin{cases} y_i = 1, & \text{avec la probabilité } \varphi(x_i' \beta_0) \\ y_i = 0, & \text{avec la probabilité } 1 - \varphi(x_i' \beta_0) \end{cases}$$

où β_0 est vecteur des vraies valeurs des paramètres du modèle probit.

Notons par τ le numérateur de LM . La procédure de bootstrap suit les étapes suivante :

1. Première itération : $r = 1$

²⁴ Une discussion de statistiques de test similaires, mais développées dans le cadre de modèles de régression linéaires est donnée dans Le Gallo (2002).

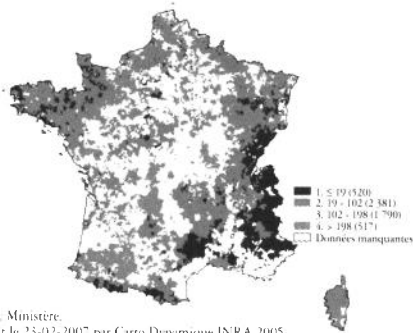
2. Obtention de tirages de nombres aléatoires y_{ri} , $i = 1, \dots, N$, tels que $P(y_{ri} = 1) = \varphi(x'_{ri}\beta^P)$ et $P(y_{ri} = 0) = 1 - \varphi(x'_{ri}\beta^P)$
3. Sur la base du nouvel échantillon $\{y_{ri}, x_{ri}\}_{i=1, \dots, N}$, ré-estimation du modèle probit sans auto-corrélation spatiale, c'est-à-dire obtention d'un vecteur de valeurs estimées des paramètres noté β_r^P
4. Pour chaque i , calcul du résidu généralisé \tilde{u}_{ri} qui est défini comme \tilde{u}_i avec y_i remplacé par y_{ri} , et β^P remplacé par β_r^P
5. Calcul de la statistique $\tau_r = \{\tilde{u}_r' W_r \tilde{u}_r\}^2$
6. Passage à l'itération suivante : $r = r + 1$ tant que r est plus petit ou égal que le nombre total d'itérations fixé, noté B .

Cette procédure peut être justifiée en remarquant que, sous l'hypothèse nulle, β^P est un estimateur convergent de β_0 . Ainsi, sous l'hypothèse nulle, la probabilité que $y_1 = 1$ est approximativement $\varphi(x'_1\beta^P)$ quand la taille de l'échantillon devient grande. Ainsi, τ_r et τ ont approximativement la même distribution. Sous l'hypothèse alternative, c'est-à-dire en présence d'auto-corrélation spatiale dans les résidus, \tilde{u} n'est plus un vecteur dont les éléments ne sont pas corrélés et ainsi $\{\tilde{u}' W \tilde{u}\}^2$ est plus grand que $\{\tilde{u}_r' W_r \tilde{u}_r\}^2$.

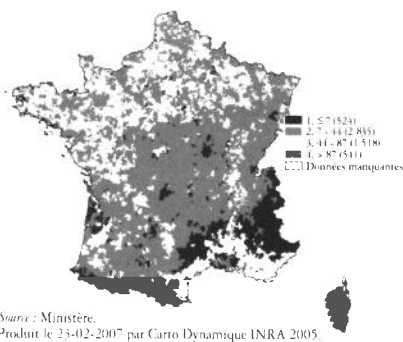
Nous avons mis en œuvre la procédure présenté ci-dessus avec $B = 399$. Le choix de ce nombre a été guidé par des considérations pratiques en termes de temps de calcul, et des considérations théoriques, Davidson et MacKinnon (2000) recommandant de choisir B tel que $\alpha(B + 1)$ soit un entier pour que le test soit exact au seuil choisi α . Le seuil que nous avons choisi est de 5%.

Annexe 4. Cartes adoption MAE herbagères et diverses primes de soutien aux éleveurs

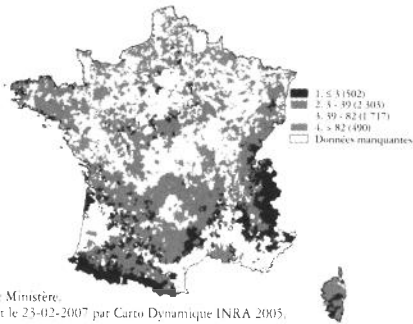
Prime maintien vaches allaitantes (PMVA)
Montant moyen ha de la zone



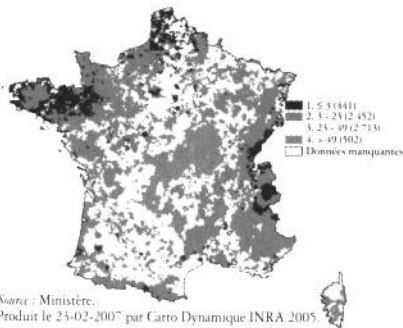
Prime abattage des bovins (PAB)
Montant moyen ha de la zone



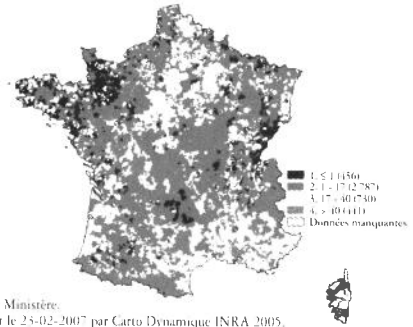
Prime bovins mâles (PSBM)
Montant moyen ha de la zone



Complément extensification 1^{er} pilier (dont PMR)
Montant moyen ha de la zone



Prime brebis et chèvres (PBC)
Montant moyen ha de la zone



MAE herbagères
Montant moyen ha de la zone

