



**INSTITUT NATIONAL DE LA
RECHERCHE AGRONOMIQUE**

Unité d'Economie et Sociologie Rurales

Centre de Recherches de
l'INRA de TOULOUSE
Auzeville - B.P. 27
31326 CASTANET-TOLOSAN CEDEX
Tel : 33 (0)05.61.28.53.52
Fax :33.(0)05.61.28.53.72
<http://www.toulouse.inra.fr/esr/>

2005
Cahier de Recherche
2005-12

**Econométrie de la concurrence
entre produits différenciés :
théorie et méthodes empiriques**

Céline BONNET

Econometrics of competition between differentiated products : théorie and empirical method

Céline BONNET

Abstract :

The evolution of the industrial concentration has lead to a change in the relationships between manufacturers and retailers. This paper focuses on the measure of the market power and the analysis of the competitive interactions between manufacturers and retailers. The analysis of the horizontal and vertical relationships is based on structural econometric methods. To measure the market power, price-cost margins at the manufacturers and retailers levels are recovered from demand estimated parameters and different hypothesis of strategic interactions are tested. This paper proposes a survey of this literature.

Économétrie de la concurrence entre produits différenciés : théorie et méthodes empiriques

Céline Bonnet*

Décembre 2005

Résumé

La concentration industrielle n'a cessé d'augmenter ces vingt dernières années. Cette concentration est présente autant chez les producteurs que chez les distributeurs. Par conséquent, analyser le pouvoir de marché est devenu primordial. La mesure du pouvoir de marché nécessite l'analyse des interactions concurrentielles entre les distributeurs et les producteurs. Cette analyse repose sur des méthodes d'économétrie structurelle. La méthodologie consiste à estimer les marges des acteurs du marché à partir de paramètres estimés de la demande et de tester différentes interactions stratégiques entre les membres de l'industrie. Cet article propose une revue de cette littérature. Ainsi l'objectif est de faire le point sur les modèles utilisés pour estimer la demande de choix discrets, en l'occurrence les modèles logit multinomiaux, et sur la modélisation des interactions stratégiques entre les distributeurs et les producteurs.

Classification JEL : L13, C12, C15, C35

Mots-Clés : économétrie structurelle, modèle de choix discrets, modèles logit multinomiaux, relations verticales et horizontales, concurrence

*University of Toulouse (INRA, GREMAQ)

1 Introduction

Pour la plupart des biens de consommation, les filières sont composées de puissants distributeurs et producteurs. Il est donc important de mesurer le pouvoir de marché au sein d'une filière et de comprendre la nature des interactions concurrentielles entre les industriels ainsi que les relations existantes entre les industriels et les distributeurs. Pour analyser les relations horizontales et verticales au sein d'une filière, des méthodes issues de la littérature NEIO (*New Empirical Industrial Organisation*) peuvent être utilisées. Bresnahan (1981) introduit cette littérature en donnant une approche économétrique structurelle de la modélisation de l'offre et de la demande. Cette approche structurelle est basée sur la critique de Lucas (1976). Selon Lucas, les modèles en forme réduite n'explicitent pas le lien qui existe entre les décisions de politique économique et les anticipations des agents. En effet, ces modèles estiment l'impact des mesures de politique économique "toutes choses égales par ailleurs", notamment en laissant inchangées les anticipations des agents. Par conséquent, ils ne mesurent que l'impact des modifications non anticipées de politique économique. Si les agents corrigent systématiquement les anticipations, les modèles non structurels surestiment alors l'importance des modifications de politique économique. Hansen et Sargent (1980) ont montré que le problème soulevé par Lucas peut être résolu à condition de faire reposer l'estimation sur des modèles structurels plutôt que sur des formes réduites.

L'idée de base de la modélisation structurelle des interactions stratégiques entre les entreprises sur un marché peut être décrite suivant l'intuition donnée par Rosse (1970) dans le cas d'un monopole. Dans la plupart des cas, l'économètre ne dispose que de données sur la demande telles que les prix, les quantités et les valeurs de caractéristiques observables du produit. Un modèle de demande peut alors être spécifié et des paramètres estimés. En revanche, l'économètre a peu d'information sur les coûts de production des produits. Or la mesure du pouvoir de marché au sein d'une filière nécessite le calcul des marges et donc la connaissance des coûts de production. Pour contourner ce problème, Rosse (1970) montre que le coût marginal peut être déduit de la condition de premier ordre du problème de maximisation du profit de

l'entreprise et ne dépend que des données de prix, de quantités, des variables observables ainsi que des valeurs des paramètres déduits de l'estimation de la demande.

La spécification de la fonction de demande ainsi que des hypothèses faites sur les relations stratégiques entre les différents acteurs des filières déterminent alors la flexibilité du modèle structurel.

La forme fonctionnelle de la demande traduit le comportement de choix des consommateurs. Dans un marché oligopolistique où les produits sont différenciés et les préférences des consommateurs hétérogènes, analyser les déterminants du comportement des agents est fondamental. En effet, la modélisation de leur comportement affecte les élasticités de la demande et par conséquent, l'estimation du degré de concurrence au sein de l'industrie. Pour étudier le comportement des consommateurs, l'économètre utilise généralement des modèles de choix discrets où l'ensemble des alternatives possibles est fini se concentrant ainsi sur le problème de choix entre produits concurrents et non sur les quantités. Dans un marché où les produits sont différenciés, le nombre de produits disponibles et par conséquent le nombre d'élasticités à estimer est en général relativement important. McFadden (1973) résout ce problème en utilisant dans l'estimation de la demande les caractéristiques des produits et non les produits eux-mêmes.

Dans les modèles de choix discrets, l'utilité spécifiée tient compte de l'hétérogénéité des préférences des consommateurs et se décompose pour chaque consommateur comme la somme d'un élément fonction d'attributs observés et d'un élément inobservé. Afin de résoudre le problème d'observabilité des attributs et des préférences, on peut alors considérer ces éléments inobservés comme des variables aléatoires dont on spécifiera certaines propriétés distributionnelles. On obtient alors des modèles à utilité aléatoire où l'utilité est composée d'un élément déterministe et d'une partie aléatoire. Suivant les propriétés distributionnelles de la partie aléatoire que l'on impose, on obtient différents modèles de choix discrets tels que le modèle logit multinomial, le modèle logit emboîté ou le modèle logit à coefficients aléatoires. Le modèle le plus largement utilisé est le modèle logit multinomial. Ce modèle suppose l'indépendance des alternatives non pertinentes. Cette hypothèse, bien que

restrictive, facilite le calcul des probabilités d'achat. Pour relacher cette hypothèse d'indépendance, McFadden (1978) développe le modèle logit emboîté et suppose ainsi que les facteurs inobservés ont une corrélation identique pour des alternatives appartenant à un même groupe et n'ont aucune corrélation pour des alternatives appartenant à des groupes différents. La forme des probabilités reste assez simple. Cependant, le modèle logit multinomial simple et le modèle logit emboîté ne permettent pas de prendre en compte toute forme d'hétérogénéité non observée des consommateurs (Mc Fadden et Train, 2000). Pour résoudre ce problème, le modèle logit à coefficients aléatoires fut introduit par Boyd et Mellman (1980) et Cardell et Dunbar (1980). Développé par Berry, Levinsohn et Pakes (1995), sa mise en oeuvre est plus compliquée et doit faire appel à des méthodes de simulations pour calculer les probabilités d'achat.

Tous les attributs des produits sont observés par les producteurs et les consommateurs. Les producteurs choisissent leur prix et les consommateurs choisissent de consommer en fonction de ces attributs. Cependant, l'ensemble de ces attributs n'est pas observé par l'économètre. Ces attributs inobservés et corrélés avec le prix sont présents dans le terme d'erreur de l'équation de demande agrégée. Les prix sont donc endogènes. Pour résoudre ce problème d'endogénéité, Berry (1994) propose d'utiliser des variables instrumentales pour estimer la demande.

De plus, le comportement des consommateurs peut différer en fonction de leurs caractéristiques individuelles. Par conséquent, l'hétérogénéité des consommateurs doit être prise en compte dans l'estimation de la demande. Certaines caractéristiques individuelles sont généralement observées comme l'âge, le sexe, le revenu... Cependant, d'autres caractéristiques non observées peuvent aussi influencer le comportement d'achat et doivent donc être prises en compte dans le modèle (Berry, Levinsohn et Pakes 1995).

Pour la modélisation des interactions concurrentielles entre les différents acteurs, trois approches empiriques se sont succédées dans la littérature. L'approche usuelle, utilisée par Berry (1994), Berry, Levinshon et Pakes (1995), Nevo (1998, 2000b et 2001) et Slade (2004), consiste à ne prendre en compte que la concurrence entre producteurs. La deuxième approche plus récente introduit un distribu-

teur stratégique et permet d'étudier non seulement la concurrence entre producteurs mais également les relations entre plusieurs producteurs et un distributeur (Kadiyali, Chintagunta et Vilcassin, 2000, Sudhir, 2001, Villas-Boas et Zhao, 2004). Berto Villas-Boas (2004) et Bonnet, Dubois et Simioni (2005) généralisent ce modèle et étudient les relations entre plusieurs distributeurs et plusieurs producteurs. Grâce à des développements théoriques récents de Rey et Vergé (2004), Bonnet, Dubois et Simioni (2005) modélisent aussi le cas de la concurrence en contrats à tarif bînome entre les distributeurs et les producteurs. Enfin Bonnet et Dubois (2006) permet d'aller encore plus loin en tenant compte du pouvoir de marché endogène des distributeurs.

L'économétrie structurelle permet également de tester différentes hypothèses d'interactions stratégiques entre les acteurs d'une filière. Gasmi, Laffont et Vuong (1992) utilisent le test de Vuong (1989) pour des modèles non emboîtés. En comparant les modèles de concurrence deux à deux, ce test permet de déterminer les comportements des industriels et des distributeurs qui expliquent de la façon la plus probable les données. Le test de Vuong (1989) s'applique dans le contexte de l'estimation par maximum de vraisemblance. Rivers et Vuong (2002) généralisent ce test à une classe plus large de méthodes d'estimation. Une autre approche, le test de Cox (Smith, 1992), nécessite que les modèles de concurrence soient correctement spécifiés sous l'hypothèse nulle testée. Peu d'articles traitant de la concurrence entre produits différenciés testent les modèles excepté Kadiyali, Chintagunta et Vilcassin (2000), Sudhir (2001), Berto Villas-Boas (2004) et Bonnet, Dubois et Simioni (2005).

L'objectif de cet article est de présenter une revue de la littérature sur la mesure du pouvoir de marché et les méthodes d'inférence sur le type de concurrence entre producteurs et distributeurs. Nous nous sommes basés à la fois sur des articles s'intéressant aux problèmes liés à l'estimation de la demande mais également sur des articles modélisant les comportements stratégiques des industriels et des distributeurs. Le champ d'application est relativement important. Berry, Levinsohn et Pakes (1995) utilisent un modèle logit à coefficients aléatoires pour modéliser le marché

américain de l'automobile en supposant une concurrence à la Nash entre les producteurs. Nevo (2001) s'intéresse au pouvoir de marché dans l'industrie américaine des céréales pour le petit déjeuner. Il compare les marges estimées à partir d'un modèle logit à coefficients aléatoires avec les marges calculées à partir de données comptables. Il en déduit que l'hypothèse de concurrence à la Nash entre les producteurs est la plus pertinente au regard des marges observées. Slade (2004) calcule les marges et les décompose en un effet unilatéral et un effet coordonné. Dans le secteur de la bière au Royaume-Uni, l'auteur trouve que le pouvoir de marché relativement important dans ce secteur s'explique en grande partie par la différenciation des produits. D'autres approches introduisent la présence de distributeurs stratégiques et permettent ainsi de prendre en compte les relations verticales au sein de la filière. Sudhir (2001) étudie les relations horizontales entre les producteurs, les relations verticales entre les producteurs et un distributeur et les règles de mise en place de prix du distributeur sur le marché du yaourt et du beurre de cacahuètes. Il en déduit que le modèle le plus probable est celui où les distributeurs maximisent le profit par catégorie, où l'interaction stratégique verticale est Stackelberg producteur¹ et où les industriels ont un comportement collusif. Berto Villas-Boas (2004) analyse sur le marché du yaourt les conséquences de la mise en place de tarifs non linéaires entre producteurs et distributeurs. En utilisant les tests de Vuong (1989) et de Cox (Smith, 1992), elle teste la validité de plusieurs modèles. Le modèle d'offre le plus probable suppose que les marges des producteurs sont nulles et que les distributeurs ont tout le pouvoir au sein de la filière. Bonnet, Dubois et Simioni (2005) estiment les marges sur chaque produit et testent la nature des interactions stratégiques entre producteurs et distributeurs sur le marché français de l'eau plate nature embouteillée. Ils modélisent des contrats de prix non linéaires tels que les contrats à tarif binôme avec ou sans prix de revente imposé. Ils montrent comment des tests de modèles non emboîtés tels que le test de Rivers et Vuong (2002) ou le test de Vuong (1989) permettent de déduire le modèle le plus probable au regard des données. Dans le cas du marché de l'eau plate nature embouteillées en France, ils trouvent en l'occurrence

¹Hypothèse Stackelberg producteur : chaque producteur choisit son prix en utilisant des fonctions de réaction des distributeurs. Étant donné ces prix, le distributeur fixe son prix conditionnellement aux prix des producteurs.

que les producteurs et les distributeurs utilisent des contrats à tarifs binôme avec prix de revente imposé.

Cet article est organisé de la façon suivante. La section 2 expose les différents modèles de demande utilisés dans la littérature. Certains aspects pratiques comme la définition du bien externe, le choix du type de données et l'utilisation des méthodes de simulation pour calculer les probabilités d'achat de produits sont également abordés ainsi que la méthode d'estimation de Berry, Levinsohn et Pakes (1995) et le choix des variables instrumentales. La section 3 développe les trois approches de la modélisation des interactions existantes entre les industriels et les distributeurs, à savoir la modélisation des relations horizontales, la modélisation des relations verticales et horizontales et la modélisation des contrats à tarif binôme entre industriels et distributeurs. La section 4 aborde la sélection des modèles de concurrence. La section 5 présente les conclusions et des directions de recherche.

2 Demande

Dans cette section, nous abordons la modélisation du comportement des consommateurs et nous présentons les différents modèles de choix discrets utilisés dans la littérature.

Les modèles de choix discrets sont déduits des modèles à utilité aléatoire. Un modèle à utilité aléatoire consiste à prendre en compte l'hétérogénéité non observée dans le modèle de demande. Il existe deux sources d'hétérogénéité non observée par l'économètre : les attributs des produits et les caractéristiques des consommateurs. Un consommateur $i \in I$ fait face à un choix dans un ensemble de J alternatives. Pour chaque alternative $j \in J$, il obtient un certain niveau d'utilité U_{ij} . Le consommateur i choisit l'alternative j si elle lui procure la plus grande utilité : $\forall k \neq j, U_{ij} > U_{ik}$. Certains attributs x_j de l'alternative j et certaines caractéristiques D_i du consommateur i sont observés et d'autres ne le sont pas. Par conséquent, l'utilité indirecte du consommateur pour le bien j est décomposée de la façon suivante : $U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$

où V_{ij} , l'utilité représentative, est une fonction des caractéristiques observées et ε_{ij} est un terme aléatoire qui capte les facteurs non observés affectant l'utilité.

Différents modèles seront alors obtenus en fonction de la spécification choisie pour la distribution de ε_{ij} .

2.1 Modèle général

Nous décrivons dans cette partie le modèle général de choix discrets utilisé par Berry, Levinsohn et Pakes (1995), Nevo (2000a, 2000b et 2001). McFadden et Train (2000) montrent que tout modèle à utilité aléatoire peut être arbitrairement approché par un modèle logit à coefficients aléatoires.

On considère que chaque individu i fait face à un choix dans un ensemble de J alternatives à chaque période de temps t . On suppose qu'on observe T périodes et, à chaque période, I_t consommateurs.

Ainsi en spécifiant U_{ijt} , l'utilité indirecte du consommateur i pour la consommation de l'alternative j dans la période t peut s'écrire :

$$U_{ijt} = x_{jt}\beta_i - \alpha_i p_{jt} + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

pour $i = 1, \dots, I_t$, $j = 1, \dots, J$ et $t = 1, \dots, T$ et où x_{jt} est le vecteur des K caractéristiques observées du produit j à la période t , p_{jt} son prix, ξ_{jt} l'utilité commune à tous les consommateurs procurée par les caractéristiques inobservées du produit en t , β_i un vecteur de coefficients spécifiques au consommateur de dimension K , α_i mesure la sensibilité au prix du consommateur i et ε_{ijt} est un terme d'utilité inobservée spécifique au consommateur i , au produit j et à la période t .

Les préférences des consommateurs sont hétérogènes et sont supposées affectées par leurs caractéristiques individuelles. Ces dernières se composent de d variables démographiques D_i observées et de caractéristiques additionnelles ν_i non observées. Les coefficients spécifiques aux individus α_i et β_i sont alors modélisés de la façon suivante :

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \Pi D_i + \Sigma \nu_i$$

où Π est une matrice $(K + 1) \times d$ de coefficients qui mesurent la variation des goûts des consommateurs pour les attributs en fonction des variables démographiques et Σ une matrice $(K + 1) \times (K + 1)$ de paramètres permettant une variance différente pour chaque caractéristique additionnelle ν_i ainsi qu'une possible corrélation entre elles. La distribution des variables démographiques D_i est $P_D^*(D)$ et la distribution des caractéristiques additionnelles ν_i est $P_\nu^*(\nu)$. Pour simplifier, D_i et ν_i sont supposées indépendantes. Lorsqu'aucune donnée sur les consommateurs n'est observée, les caractéristiques individuelles ne le sont pas directement. Cependant, il est possible de connaître la distribution des variables démographiques D_i . Cette dernière peut être reconstituée à partir de données de recensement de l'INSEE pour la France ou de l'*U.S. Census Bureau* pour les Etats-Unis par exemple. Ainsi la distribution des variables démographiques peut être estimée non paramétriquement. Pour les caractéristiques additionnelles, on peut alors spécifier leur distribution et par exemple supposer que $P_\nu^*(\nu)$ suit une distribution normale standard multivariée.

Les consommateurs choisissent l'alternative maximisant leur utilité. Étant donné que, dans ce modèle, un individu est défini comme un vecteur de variables démographiques, de caractéristiques et de chocs spécifiques aux produits $(D_i, \nu_i, \varepsilon_{i0t}, \dots, \varepsilon_{iJt})$, on peut définir l'ensemble des caractéristiques individuelles amenant au choix du produit j . Notons cet ensemble $A_{jt}(x_{.t}, p_{.t}, \delta_{.t}; \theta) = \{(D_i, \nu_i, \varepsilon_{i0t}, \dots, \varepsilon_{iJt}) | u_{ijt} \geq u_{ilt} \forall l = 0, 1, \dots, J\}$ où $\theta = (\alpha, \beta, \Pi, \Sigma)$.

En supposant l'hypothèse d'indépendance entre ε , ν et D , la part de marché du produit j s'écrit :

$$s_{jt}(x_{.t}, p_{.t}, \delta_{.t}; \theta) = \int_{A_{jt}} dP^*(D, \nu, \varepsilon) = \int_{A_{jt}} dP^*(\varepsilon) dP^*(\nu) dP^*(D)$$

où P^* décrit les fonctions de répartition des variables aléatoires.

L'introduction du bien externe, substitut aux J alternatives, modifie le comportement de choix des consommateurs. Ainsi le consommateur peut décider de ne pas acheter un des J biens considérés. Si le consommateur n'avait pas la possibilité de choisir un substitut aux J alternatives, la demande dépendrait uniquement de la différence de prix entre les J alternatives. Par conséquent, une augmentation

générale des prix de tous les produits considérés ne changerait pas les quantités totales achetées. On suppose donc en général l'existence d'un bien externe. L'utilité indirecte associée à ce bien est normalisée par :

$$U_{i0t} = \xi_{0t} + \Pi_0 D_i + \sigma_0 \nu_{i0} + \epsilon_{i0t}.$$

L'utilité moyenne du bien externe ξ_{0t} n'est pas identifiée. Les coefficients Π_0 et σ_0 ne sont pas identifiables séparément des coefficients du terme constant spécifique à l'individu dans l'équation (1). Une normalisation est nécessaire et la pratique habituelle est alors de fixer ξ_{0t} , Π_0 et σ_0 à zéro (Nevo, 2000a).

En intégrant par rapport à la distribution ϵ_{ijt} , supposé iid et distribué selon la loi des valeurs extrêmes, la probabilité d'achat du bien j pour un individu i à la période t est alors donnée par :

$$\begin{aligned} s_{ijt} &= P(U_{ijt} > U_{ikt}, \forall k \neq j, k \in 0, 1, \dots, J | x_{jt}, p_{jt}, D_i, \nu_i) \\ &= \frac{\exp(x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt} + [-p_{jt}, x_{jt}](\Pi D_i + \Sigma \nu_i))}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \xi_{kt} + [-p_{kt}, x_{kt}](\Pi D_i + \Sigma \nu_i))} \end{aligned}$$

et la probabilité d'achat agrégée ou part de marché du bien j s'écrit alors :

$$s_{jt} = \int s_{ijt} dP_D^*(D) dP_\nu^*(\nu).$$

Les élasticités prix de la demande sont de la forme suivante :

$$\eta_{jk} = \begin{cases} -\frac{p_j}{s_j} \int \alpha_i s_{ijt} (1 - s_{ijt}) dP_D^*(D) dP_\nu^*(\nu) & \text{si } j = k \\ \frac{p_k}{s_k} \int \alpha_i s_{ijt} s_{ikt} dP_D^*(D) dP_\nu^*(\nu) & \text{sinon} \end{cases}$$

Ces élasticités prix montrent que, lorsque le prix du produit j varie, les parts de marché des autres produits varient différemment selon leurs attributs et ceux du produit j . L'introduction des variables démographiques et des caractéristiques individuelles des consommateurs dans le modèle permet de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences des consommateurs. Par conséquent, ce modèle à coefficients aléatoires est un modèle qui capte de façon flexible les substitutions qui existent entre marques. L'inconvénient de ce modèle est qu'il ne permet pas de fournir une forme analytique de l'intégrale intervenant dans les probabilités d'achat.

2.2 Cas particuliers : le modèle logit multinomial simple et le modèle logit multinomial emboîté

Nous présentons dans cette partie deux modèles de choix discrets issus du modèle général. Ces modèles sont déduits de restrictions faites sur les distributions des différentes variables aléatoires affectant les préférences des consommateurs. Ces hypothèses permettent une écriture plus simple des probabilités d'achat et donc des élasticités de la demande.

Dans le modèle logit multinomial simple et le modèle logit multinomial emboîté, on suppose que l'hétérogénéité des consommateurs n'est modélisée qu'à travers le choc aléatoire ε_{ijt} , autrement dit que $\alpha_i = \alpha$ et $\beta_i = \beta$. L'utilité du consommateur pour chaque bien j s'écrit alors :

$$U_{ijt} = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}.$$

Dans le cas du modèle logit multinomial simple, ε_{ijt} est supposé indépendant et identiquement distribué selon une loi à valeurs extrêmes de type I¹. Cette hypothèse réduit le modèle général au modèle logit multinomial simple. L'avantage de ce modèle est que les parts de marché s'écrivent sous une forme analytique simple. En effet, en intégrant U_{ijt} par rapport à la distribution de ε , les probabilités d'achat ou part de marché pour chaque bien j à la période t sont données par :

$$s_{jt} = \frac{\exp(x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt})}{\sum_{k=0}^J \exp(x_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \xi_{kt})}.$$

Dans ce cas, les élasticités prix de ce modèle s'écrivent :

$$\eta_{jk} = \begin{cases} \alpha p_j(1 - s_j) & \text{si } j = k \\ -\alpha p_k s_k & \text{si } j \neq k \end{cases}$$

L'élasticité prix croisée de la demande du produit j par rapport au produit k ne dépend que du produit k quelque soit le produit $j \neq k$ qui est considéré. Par conséquent, lorsque le prix d'un produit varie, le pourcentage de variation des parts

¹Sa densité est $f(\varepsilon) = \exp(-\varepsilon)\exp(-\exp(-\varepsilon))$ et sa fonction de répartition est $F(\varepsilon) = \exp(-\exp(-\varepsilon))$.

de marché des autres produits est le même.

De plus, ce modèle possède une propriété appelée la propriété d'Indépendance des Alternatives Non Pertinentes impliquant que le rapport des probabilités $\frac{s_{jt}}{s_{kt}}$ est indépendant des alternatives autres que j et k .

Le modèle logit multinomial simple est donc un modèle qui ne capte pas de façon flexible les substitutions pouvant exister entre alternatives.

D'autres hypothèses sur la distribution de ε permettent d'obtenir une autre forme analytique des parts de marché et offrent plus de flexibilité dans les propriétés de la demande. Le modèle logit multinomial emboîté, extension du modèle logit multinomial simple, est approprié si l'ensemble des alternatives auxquelles font face les consommateurs peut être divisé en sous-ensembles dans lesquels les propriétés suivantes sont vérifiées.

- La propriété d'Indépendance des Alternatives Non Pertinentes est vérifiée pour les alternatives appartenant au même groupe. En effet, le rapport des probabilités de deux alternatives appartenant au même groupe est indépendant des attributs de toutes les autres alternatives.
- La propriété d'Indépendance des Alternatives Non Pertinentes n'est pas vérifiée pour des alternatives n'appartenant pas au même groupe et donc, le rapport des probabilités dans ce cas peut dépendre des attributs des autres alternatives.

On suppose que chaque produit appartient à un groupe $g \in \{0, 1, \dots, G\}$. Le bien externe est placé dans le groupe 0. On suppose que le terme d'erreur peut s'écrire (McFadden, 1978) : $\varepsilon_{ijt} = \zeta_{igt} + (1 - \sigma)\nu_{ijt}$ où ν_{ijt} est indépendant et identiquement distribué selon une loi à valeurs extrêmes de type I où ζ_{igt} est commune à tous les produits du groupe g et a une fonction de répartition qui dépend seulement de σ avec $0 \leq \sigma < 1^2$.

Dans ce cas, la forme analytique des parts de marché pour le bien $j \in J_g$ à la période

²Cardell (1997) montre qu'il existe une unique distribution pour ζ vérifiant la propriété suivante : si ε est une variable aléatoire qui suit une loi à valeurs extrêmes alors $\zeta + (1 - \sigma)\varepsilon$ suit également une loi à valeurs extrêmes.

t , obtenue en intégrant par rapport à la loi à valeurs extrêmes de ε , est :

$$s_{jt} = \bar{s}_{jt/g} \bar{s}_{gt}$$

où $\bar{s}_{jt/g} = \frac{\exp(\frac{x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}}{1 - \sigma_g})}{\frac{\exp(I_g)}{1 - \sigma_g}}$ et $\bar{s}_{gt} = \frac{\exp(I_g)}{\exp(I)}$ avec I_g et I les valeurs d'inclusion définies par :

$$I_g = (1 - \sigma_g) \ln \sum_{j \in J_g} \exp\left(\frac{x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}}{1 - \sigma}\right)$$

$$I = \ln \sum_{j \in J_g} \exp(I_g).$$

Le modèle logit emboîté est un modèle plus général où les substitutions sont plus flexibles que dans le modèle logit multinomial simple. Lorsque le prix d'un produit k appartenant au groupe g varie, les élasticités prix η_{jk} ne sont pas les mêmes si j appartient au groupe g ou si j appartient à un autre groupe h différent de g . Les élasticités prix de la demande du bien j par rapport au bien k sont alors les suivantes :

$$\eta_{jk} = \begin{cases} \frac{\alpha}{1 - \sigma} p_j (\sigma \bar{s}_{j/g} + (1 - \sigma) s_j - 1) & \text{si } j = k \\ \frac{\alpha}{1 - \sigma} p_k ((1 - \sigma) \bar{s}_{k/g} + \sigma s_k) & \text{si } j \neq k \text{ et } j, k \in g \\ \alpha p_k s_k & \text{si } j \in h \text{ et } k \in g \end{cases}$$

Lorsque le prix d'un produit k appartenant à g varie, toutes les parts de marché des autres produits appartenant à g varient de façon identique et toutes les parts de marché des produits appartenant aux autres groupes que g varient de la même façon. Par conséquent, même si le modèle logit emboîté est plus général que le modèle logit multinomial simple, il reste tout de même peu flexible.

2.3 Aspects pratiques

Dans cette section, nous énumérons les problèmes pratiques récurrents de la mise en oeuvre des modèles logit multinomiaux.

Bien externe

Dans l'estimation de la demande, la détermination du bien externe est importante. Sa part de marché est égale à la différence entre la taille totale du marché

et la somme des parts de marché des biens considérés. La taille totale du marché n'est en général pas connue par l'économètre. Plusieurs approches sont utilisées pour la calculer. Besanko, Gupta et Jain (1998) utilisent des données individuelles pour calculer, chaque semaine, la part de non achat du produit considéré en se basant sur la proportion de visites dans le magasin par un ménage. Dans une période de temps donné, Nevo (2000b) calcule la consommation moyenne d'un produit pour un consommateur multipliée par la taille de la population. Chintagunta (2000) multiplie le nombre de visites des ménages par la quantité moyenne d'achat (calculée par la méthode de Nevo (2000b)). D'autres comme Berto Villas-Boas (2004), qui avait restreint l'ensemble de choix aux marques et aux distributeurs les plus importants, étend la demande à l'ensemble des choix proposés aux consommateurs sur l'ensemble des distributeurs de la zone géographique étudiée. Elle prend ainsi en compte pour la demande du bien externe les distributeurs de petites tailles et les marques du produit qui ne sont pas considérées dans son analyse. Bonnet, Dubois et Simioni (2005) considèrent pour la demande du bien externe la demande totale d'autres produits observés dans les données.

Type de données

Le modèle logit multinomial simple, le modèle logit emboîté ainsi que le modèle logit à coefficients aléatoires ont été le plus souvent appliqués à des données agrégées. Dans ce type de données, les parts de marché et les prix moyens pour chaque marque et pour chacune des périodes considérées sont généralement disponibles ainsi que les attributs des produits alors que les données d'achat des individus concernés ne le sont pas. De plus, les informations sur les caractéristiques démographiques des consommateurs ne sont pas directement disponibles et doivent être extraites d'autres sources de données. Cependant, des données individuelles sont aussi parfois utilisées. Elles donnent une information plus riche que les données agrégées notamment en permettant un lien entre les caractéristiques de l'achat et celles du consommateur. Chaque achat est décrit et indique la date, la marque achetée, la quantité, le prix et les attributs du produit ainsi que les caractéristiques du consommateur ayant

effectué l'achat. Peu d'applications empiriques ont pu utiliser cette méthode sur données individuelles. Goldberg (1995) étudie le comportement des consommateurs pour l'achat d'un véhicule et segmente le marché américain de l'automobile en un ensemble de choix successifs : acheter ou ne pas acheter une automobile, choisir une voiture neuve ou d'occasion, opter pour une catégorie (sports, standard, luxueuse,...), préférer une origine (voiture étrangère ou nationale) et enfin sélectionner le modèle de la voiture. Revelt et Train (1998) tiennent compte de l'utilité inobservée dans les choix répétés de chaque consommateur pour estimer l'impact des réductions ou crédits sur le choix de réfrigérateurs de très bonne qualité. Bonnet et Simioni (2001) estime la distribution des consentements marginaux à payer pour une Appellation d'Origine Contrôlée sur le marché français du camembert.

Forme des probabilités d'achat

Suivant les hypothèses faites sur la distribution des caractéristiques des consommateurs $(D_i, \nu_i, \varepsilon_i)$, nous obtenons les différents modèles que nous avons présentés précédemment : le modèle logit multinomial simple, le modèle logit emboîté et le modèle logit à coefficients aléatoires. Les deux premiers modèles ont l'avantage d'avoir une forme des parts de marché relativement simple. En revanche, la part de marché calculée par le modèle logit à coefficients aléatoires est une intégrale dont la dimension dépend de la dimension des caractéristiques individuelles. Si cette dimension est petite, les parts de marché peuvent être calculées analytiquement ou en utilisant des méthodes d'intégration numériques telles que la méthode par Quadrature de Gauss-Hermite (Judd, 1998). Si cette dimension est grande, une méthode de simulation peut alors être utilisée pour approcher les parts de marché. Des tirages aléatoires D_l et ν_l des deux distributions $P_D^*(D)$ et $P_\nu^*(\nu)$ sont effectués pour $l = 1, \dots, R$.

La part de marché simulée s'écrit :

$$s_{jt} = \frac{1}{R} \sum_{l=1}^R s_{ijt}(D_l, \nu_l).$$

Afin d'éviter un grand nombre de tirages aléatoires, l'utilisation des nombres de Halton (Train, 1999) permet de réduire le temps de calcul des parts de marché

simulées.

2.4 Méthode d'estimation

Certains attributs des produits ne sont généralement pas observés par l'économètre. Or ces attributs expliquent non seulement les parts de marché mais également les prix de ces biens. Le terme d'erreur de l'équation de demande permettant de tenir compte de l'erreur d'estimation due à ces attributs inobservés est alors corrélé avec le prix. La procédure d'estimation proposée par Berry, Levinsohn et Pakes (1995) pour tenir compte de l'endogénéité des prix fait appel à la méthode des moments généralisés. Cette méthode nécessite l'utilisation de variables instrumentales dont le choix est crucial.

Algorithme de Berry, Levinsohn et Pakes

L'estimation des modèles de choix discrets présentés précédemment peut être résolue en minimisant l'écart entre les parts de marchés prédites et les parts de marché observées :

$$\text{Min}_{\theta} \|s(x, p, \xi; \theta) - S\|$$

où $s(\cdot)$ représente les parts de marché estimées, S les parts de marché observées et $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ l'ensemble des paramètres à estimer avec $\theta_1 = (\alpha, \beta)$ et $\theta_2 = (\Pi, \Sigma)$. La norme $\|\cdot\|$ est la norme euclidienne.

Cependant, cette approche n'est pas mise en oeuvre dans la pratique. Tous les paramètres entrent de façon non linéaire dans le problème de minimisation. De plus, l'introduction d'indicatrices de temps et de marque entraîne un nombre important de paramètres à estimer et le problème de minimisation non linéaire devient alors coûteux. La procédure d'estimation suggérée par Berry (1994) transforme le problème de minimisation afin que tous les paramètres entrent dans la fonction objectif de façon linéaire. Ainsi, on considère l'équation de demande qui égalise les parts de marché observées S_j aux parts de marché prédites s_j par le modèle :

$$S_j = s_j(x, p, \xi, \theta) \quad \forall j \in J. \quad (2)$$

Pour le modèle logit multinomial simple ou le modèle logit emboîté, le système d'équations ci-dessus est linéaire et ne dépend que des niveaux moyens d'utilité $\delta_{jt} = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}$. Ces équations alors sont estimées par des doubles moindres carrés ordinaires.

Pour le modèle logit multinomial standard, l'équation de demande est la suivante :

$$\ln\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right) = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}$$

Pour le modèle logit emboîté, l'expression analytique des parts de marché permet d'obtenir l'équation de demande suivante :

$$\ln\left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}}\right) = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \sigma \ln \bar{s}_{jt/g} + \xi_{jt}.$$

Pour les modèles logit à coefficients aléatoires où l'hétérogénéité des consommateurs est introduite, le système d'équations est non linéaire. Berry, Levinsohn et Pakes (1995) proposent une procédure d'estimation en plusieurs étapes :

- Première étape : la part de marché prédite est approchée par

$$s_{jt} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R \frac{\exp(\delta_{jt} + [x_{jt}, p_{jt}](\Pi D_i + \Sigma \nu_i))}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\delta_{kt} + [x_{kt}, p_{kt}](\Pi D_i + \Sigma \nu_i))}$$

où R est le nombre de tirages aléatoires issus de la distribution jointe des variables démographiques D et des caractéristiques inobservées ν .

- Deuxième étape : pour des valeurs données des paramètres $\theta_2 = (\Pi, \Sigma)$, on résoud le système d'équations non linéaires (2) en δ_{jt} par une méthode d'approximation³. On peut alors obtenir une estimation de ξ , notée w , en régressant δ_{jt} sur (x_{jt}, p_{jt}) .

³ δ_{jt} est déduit de la méthode suggérée par Berry, Levinsohn et Pakes (1995). Elle consiste à calculer la série $\delta_t^{h+1} = \delta_t^h + \ln(S_t) - \ln(s(p_t, x_t, \delta_t^h; \theta_2))$ avec pour valeur initiale $\delta_{jt}^0 = \ln(S_{jt}) - \ln(S_{0t})$. Lorsque $\|\delta_t^{H+1} - \delta_t^H\|$ est plus petit que le niveau de tolérance fixé, δ_t^H est une bonne approximation de δ_t .

- Troisième étape : on suppose une condition d’orthogonalité entre un ensemble de variables instrumentales Z et w tel que $E[Z'.w(\theta)] = 0$ dont l’équivalent empirique est :

$$w(\theta)'Z\widehat{W}Z'w(\theta)$$

où \widehat{W} est un estimateur de $[E[Z'ww'Z]]^{-1}$.

- Dernière étape : on estime les paramètres θ par la méthode des moments généralisés en minimisant la fonction objectif de l’étape précédente. Afin de réduire le temps d’optimisation, il est possible de remplacer cette étape de minimisation en (θ_1, θ_2) en une étape de minimisation en θ_2 où θ_1 est remplacé par une fonction $\theta_1(\theta_2)$ venant de la condition de premier ordre de la minimisation en θ_1 .

Le choix des variables instrumentales

Le choix des variables instrumentales est important. Elles doivent être corrélées avec le prix et indépendantes du terme d’erreur. Elles doivent également varier dans le temps et selon les alternatives. Le raisonnement économique permet souvent de sélectionner des instruments pertinents. Il importe toutefois de contrôler leur validité. Il est alors possible d’avoir recours au test développé par Sargan (1958) puis par Hansen (1982) dans le contexte de la méthode des moments généralisés.

Le prix du produit dépend fortement du prix des facteurs. Or ces derniers n’expliquent pas le choix des consommateurs et donc n’expliquent pas les parts de marché. Les variables de coût telles que les matières premières ou le coût du travail sont donc de bons instruments (Bonnet, Dubois, Simioni, 2005). Cependant, ces instruments ne sont pas toujours disponibles.

Dans les modèles où les produits sont différenciés, la fonction d’utilité U_{ijt} ne dépend que des attributs du produit j et non de ceux des autres produits. Or les attributs des autres produits sont corrélés avec les prix du produit j via les marges issues des conditions de premier ordre de la maximisation du distributeur (voir section 3.1). Berry, Levinsohn et Pakes (1995) utilisent les sommes des caractéristiques des autres produits concurrents appartenant et n’appartenant pas au même pro-

ducteur comme variables instrumentales. Ils disposent de données sur le marché de l'automobile et ceci sur une période de 20 ans. Les attributs des produits sont par conséquent variables dans le temps.

Nevo (2000b) utilise un autre ensemble d'instruments possibles. Il dispose de données sur plusieurs marchés géographiques et par exemple choisit comme instruments pour les prix du marché de Chicago le prix moyen dans tous les autres marchés excluant Chicago.

Sudhir (2001) prend en compte les prix retardés. Il suppose que les prix sont corrélés dans le temps et ne sont seulement corrélés qu'avec les attributs non observés de la même période. Les prix retardés sont donc indépendants des caractéristiques non observées présentes dans le terme d'erreur de l'équation principale.

3 Offre

Dans cette section, nous montrons comment estimer différents modèles structurels de concurrence à partir des paramètres estimés de la demande obtenus en suivant les méthodes présentées dans la section 2. Ces modèles de concurrence, basés sur la théorie des jeux, permettent de mesurer le pouvoir de marché des membres de la filière et de comprendre la nature des relations entre les différents agents. Ainsi, Berry, Levinsohn et Pakes (1995) et Nevo (2001) modélisent les relations entre les producteurs en supposant différentes interactions possibles. Sudhir (2001) et Berto Villas-Boas (2004) ont généralisé les travaux précédents. Ils modélisent toutes les interactions possibles au sein de la filière, autrement dit les relations entre les producteurs mais également entre les producteurs et les distributeurs. Enfin, Bonnet, Dubois et Simioni (2005) autorisent la modélisation de contrats non linéaires entre producteurs et distributeurs. Différentes hypothèses sont testées afin de choisir la plus pertinente au regard des données.

3.1 L'approche usuelle

L'approche usuelle consiste à modéliser la concurrence entre les producteurs vendant directement au consommateur final. Berry, Levinshon et Pakes (1995) , Nevo

(2001) et Slade (2004) considèrent F entreprises, chacune produisant un sous ensemble F_f des J marques considérées. Le profit de l'entreprise f , noté Π_f , est la somme des profits des marques lui appartenant :

$$\Pi_f = \sum_{j \in F_f} (p_j - c_j) M s_j(p)$$

où p_j est le prix de la marque j , c_j son coût marginal, $s_j(p)$ sa part de marché et M la taille totale du marché. En supposant que les prix sont strictement positifs et qu'il existe un équilibre de Bertrand-Nash en stratégie pure, le producteur f fixe ses prix de façon à satisfaire les conditions de premier ordre issues de la maximisation du profit :

$$s_j(p) + \sum_{r \in F_f} (p_r - c_r) \frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} = 0 \text{ pour } j \in F_f.$$

La marge du producteur f s'écrit : $p - c = (I_f S_p I_f)^{-1} I_f s(p)$. où I_f est la matrice de propriété de l'entreprise f avec $I_f(j, j)$ égal à 1 si l'entreprise f vend le produit j et sinon 0. Cette matrice dépend de la structure de l'industrie et par conséquent, les marges varient en fonction de la structure considérée. S_p contient les dérivées premières des parts de marché par rapport aux prix des distributeurs et $s(p)$ est le vecteur des parts de marché. Nevo (2001) considère trois structures différentes pour caractériser l'industrie des céréales pour le petit déjeuner.

- La première structure est le cas simple où chaque producteur ne produit qu'une seule marque. Le prix de chaque marque est celui qui maximise le profit de chaque producteur.
- La deuxième structure est le cas où chaque producteur possède plusieurs marques. Pour déterminer les prix, chacun maximise la somme des profits de toutes ses marques.
- La troisième structure étudiée est celle d'un monopole qui produit l'ensemble des marques de l'industrie. L'hypothèse de monopole est équivalente à l'hypothèse de collusion parfaite entre les producteurs. Les prix des différentes marques sont déduits de la maximisation du profit du monopole. Dans ce cas, I_f est égale à la matrice identité de dimension J .

Les marges de ces trois structures sont calculées à partir des estimations de la demande. Ainsi Nevo (2001) interprète les marges estimées de la façon suivante. La

marge calculée à partir de la première structure résulte de la différenciation sur le marché. La différence des marges entre la deuxième et la première structure est due à l'effet de portefeuille. La différence des marges entre la troisième et la deuxième structure détermine l'augmentation des marges due à la collusion en prix entre les producteurs.

3.2 Double marginalisation

Les travaux présentés dans la partie précédente ne considèrent que les relations entre les industriels. Or les distributeurs jouent un rôle important comme intermédiaire entre les producteurs et les consommateurs. Par conséquent, il paraît primordial d'intégrer l'étude des relations verticales et ainsi de prendre en compte les relations entre les industriels et les distributeurs. Nous présentons dans cette partie l'approche de Berto Villas-Boas (2004) et de Bonnet, Dubois et Simioni (2005) analysant les relations entre plusieurs distributeurs et plusieurs producteurs.

Chaque producteur fixe ses prix. Étant donnés les prix des producteurs, chaque distributeur fixe ses prix de détail. La marge comprend : la marge du distributeur et la marge du producteur.

Le profit d'un distributeur r , noté π_r , est égal à

$$\Pi_r = \sum_{j \in S_r} [p_j - w_j - c_j] s_j(p)$$

où S_r est l'ensemble des produits vendus par le distributeur r , p_j le prix du produit j , w_j le prix du producteur et c_j le coût marginal de distribution.

La marge du distributeur est déduite de la maximisation de son profit et l'inversion de la condition de premier ordre donne le vecteur des marges suivant :

$$\gamma = p - w - c = -(I_r S_p I_r)^{-1} I_r s(p)$$

où I_r est la matrice de propriété du distributeur r avec $I_r(j, j)$ égal à 1 si le distributeur r vend le produit j et sinon 0.

Le profit du producteur f est donné par l'expression suivante :

$$\pi_f = \sum_{j \in F_f} [w_j - \mu_j] s_j(p(w))$$

où F_f est l'ensemble des produits vendus par le producteur f durant la période t et μ_j le coût marginal du bien j produit par f .

La marge du producteur est déduite de la maximisation de son profit :

$$\Gamma = w - \mu = -(I_f P_w S_p I_f)^{-1} I_f s(p)$$

où P_w contient les dérivées du prix par rapport aux prix de gros.

Par conséquent, la somme des marges des distributeurs et des producteurs est donnée par :

$$\gamma + \Gamma = p - c - \mu = -(I_r S_p I_r)^{-1} I_r s(p) - ((I_f P_w S_p I_f)^{-1} I_f s(p)).$$

3.3 Tarifs binômes

Bonnet, Dubois et Simioni (2005) s'appuient sur des travaux récents de Rey et Vergé (2004) qui modélisent les relations verticales entre producteurs et distributeurs qui peuvent utiliser des contrats à tarif binôme avec ou sans prix de revente imposé.

Bonnet, Dubois, Simioni (2005) montrent comment généraliser Rey et Vergé (2004) à une concurrence entre plusieurs producteurs et plusieurs distributeurs afin d'estimer structurellement ce modèle de concurrence en contrats. Rey et Vergé (2004) et Bonnet, Dubois, Simioni (2005) supposent que les producteurs ont tout le pouvoir de négociation et qu'ils proposent aux distributeurs des contrats qui consistent en un prix de gros w_j et une franchise F_j pour chaque produit j . Si on suppose de plus que les prix de revente sont imposés alors les producteurs proposent également aux distributeurs le prix de vente p_j . Les distributeurs acceptent ou n'acceptent pas les contrats. Si tous les contrats sont acceptés alors les distributeurs mettent en place leurs prix ou les prix imposés par les producteurs.

Le profit du distributeur r est alors :

$$\Pi_r = \sum_{s \in S_r} [M(p_s - w_s - c_s) s_s(p) - F_s].$$

Le producteur f maximise sa fonction de profit égale à :

$$\Pi_f = \sum_{k \in F_f} [M(w_k - \mu_k) s_k(p) + F_k]$$

sous les contraintes de participation des distributeurs : $\Pi^r \geq 0$, pour $r = 1, \dots, R$.

Bonnet, Dubois et Simioni (2005) font alors différentes hypothèses. Tout d'abord, ils supposent que les producteurs imposent aux distributeurs le prix de vente final. Un continuum d'équilibres possibles existe et les auteurs considèrent le cas où le prix de gros est égal au coût marginal de production ($w_k^* = \mu_k$). Les marges totales de la filière pour les marques nationales peuvent s'écrire sous la forme matricielle suivante :

$$\gamma + \Gamma = (p - \mu - c) = -(S_p)^{-1}s(p)$$

Ils supposent également que les producteurs n'imposent pas le prix de vente final aux distributeurs. Ainsi, l'expression des marges devient :

$$\gamma + \Gamma = (I_f P_w S_p I_f)^{-1} [-I_f P_w s(p) - I_f P_w S_p (I - I_f)(p - w - c)]$$

où I est la matrice identité de dimension J et $(p - w - c)$ est le vecteur des marges des distributeurs issues de la maximisation du profit de chaque distributeur.

4 Sélection de modèles

Une fois les marges calculées pour différentes hypothèses faites sur le comportement stratégique des producteurs et des distributeurs, il est important de déterminer quel est statistiquement le meilleur modèle de concurrence. Dans ce but, il est généralement utilisé des méthodes de sélection de modèles sur les coûts marginaux estimés grâce aux marges estimées et aux prix de détails observés. Les méthodes de tests de modèles non emboîtés tels que le test de Vuong (1989) et le test de Rivers et Vuong (2002) ont parfois été utilisés. Alors que le test de Vuong (1989) s'applique dans le cadre des estimations par maximum de vraisemblance, Rivers et Vuong (2002) permettent de généraliser ce test à une classe plus large de méthodes d'estimation.

L'idée de ces tests de sélection de modèle est d'estimer une équation de coût marginal déduite du comportement stratégique des acteurs du marché. Ainsi on

suppose que, pour chaque modèle de concurrence h , l'équation du coût marginal peut avoir la spécification suivante :

$$C_{jt}^h = p_{jt} - \Gamma_{jt}^h - \gamma_{jt}^h = f(c'_{jt}\beta_h) + \eta_{jt}^h$$

où c'_{jt} représente un vecteur de variables affectant les coûts marginaux totaux telles que les coûts de certains facteurs de production, et β_h le vecteur des paramètres associés aux variables de coût et η_{jt}^h un choc aléatoire non observé du coût.

Pour tester un modèle de concurrence h contre un autre modèle de concurrence h' , on teste entre :

$$p_{jt} = \gamma_{jt}^h + \gamma_{jt}^h + f(c'_{jt}\beta_h) + \eta_{jt}^h$$

et

$$p_{jt} = \gamma_{jt}^{h'} + \gamma_{jt}^{h'} + f(c'_{jt}\beta_{h'}) + \eta_{jt}^{h'}$$

en utilisant des tests de modèles non emboîtés car aucun modèle n'est plus général que tous les autres.

Pour déterminer le modèle le plus probable au regard des données, Kadiyali, Chintagunta et vilcassim (2000) et Sudhir (2001) appliquent le test de Vuong et calcule le rapport des log vraisemblances. Bonnet, Dubois et Simioni (2005) utilisent les moindres carrés non linéaires pour appliquer le test de Rivers et Vuong et obtenir une inférence sur le meilleur modèle estimé.

5 Conclusion

Cet article présente une revue de la littérature NEIO sur les relations stratégiques entre entreprises dans un marché où les produits sont différenciés. Cette méthodologie fournit des outils empiriques qui permettent de modéliser l'offre et la demande d'un marché, de mesurer le pouvoir de marché au sein de la filière et de tester les prédictions des modèles issus de la théorie des jeux.

Pour modéliser la demande, trois modèles logit multinomiaux sont principalement utilisés. Le modèle logit multinomial simple est celui dont la mise en oeuvre est la plus facile et la plus pratique en termes de calcul. Ce modèle est cependant très

restrictif. Le modèle logit emboîté permet de relâcher les hypothèses restrictives du modèle logit multinomial simple lorsque l'ensemble des alternatives auxquelles fait face le consommateur peut être divisé en sous-ensembles. Simple dans sa mise en oeuvre, il ne permet tout de même pas de prendre en compte toute l'hétérogénéité non observée des individus. Le modèle logit à coefficients aléatoires relâche cette dernière restriction. Sa mise en oeuvre du modèle est plus compliquée et doit faire appel à des méthodes de simulation pour calculer les probabilités.

La modélisation des interactions concurrentielles au sein d'une filière nécessite l'analyse des relations existantes entre les producteurs, entre les distributeurs ainsi qu'entre les producteurs et les distributeurs. Dans la littérature, trois phases se sont succédées : la modélisation des relations entre les producteurs, l'introduction de distributeurs stratégiques et enfin la modélisation de contrats non linéaires tels que les contrats à tarifs binômes.

Des recherches récentes ont permis de tester différentes hypothèses d'interactions stratégiques. Nevo (2001) compare les marges estimées aux marges calculées à partir de données comptables. Sudhir (2001) et Berto Villas-Boas (2004) testent les différents modèles en utilisant le test de Vuong (1989). Bonnet, Dubois et Simioni (2005) utilisent le test de Rivers et Vuong (2002) qui généralise le test de Vuong.

Ces modèles structurels permettant de mesurer le pouvoir de marché et d'analyser les interactions stratégiques entre acteurs de la filière peuvent être améliorés en suivant les directions de recherches suivantes.

D'une part, en modélisant de façon plus flexible la demande, l'estimation des élasticités prix et donc des marges pourra être améliorée. En prenant en compte le comportement de stockage des consommateurs, Hendel et Nevo (2005) montrent qu'un modèle statique de la demande ne mesurerait pas correctement les élasticités prix propres et croisées de long terme et sous-estimerait les marges des membres de la filière. Dans chaque occasion d'achat, le consommateur choisit la quantité à acheter, la marque mais également la quantité à consommer. Les consommateurs achètent par conséquent pour consommer et pour stocker. Pour une meilleure mesure du pouvoir de marché, dans le cas de biens durables, il est important de prendre en compte

ce comportement de stockage dans la modélisation de la demande. Une autre piste de recherche serait de tenir compte des choix multiples des consommateurs (Dubé, 2004). En effet, les consommateurs peuvent choisir plusieurs alternatives d'un produit soit parce qu'ils recherchent la diversité soit parce qu'ils sont représentatifs d'un ménage composé d'individus ayant des goûts différents.

D'autre part, les hypothèses faites sur les interactions stratégiques entre les acteurs de la filière devront être plus générales. Modéliser le pouvoir de marché endogène des distributeurs dans les contrats non linéaires devra être un objectif important étant donné le réel pouvoir de marché qu'ils ont dans les filières agroalimentaires. Ainsi, les distributeurs pourront refuser les contrats proposés par les producteurs. Il serait également intéressant d'introduire les centrales d'achat dans la modélisation des relations stratégiques entre producteurs et distributeurs. En effet, les centrales d'achat, qui regroupent plusieurs distributeurs, jouent un rôle important dans la négociation des prix et des quantités pour les distributeurs. D'autres directions pourront être explorées comme la modélisation des contrats multiproduits. Les grands groupes français, notamment dans l'agroalimentaire, fabriquent plusieurs catégories de produits. Des recherches dans ce sens permettraient de déterminer si les producteurs négocient les produits de manière indépendante ou pas.

Références

Berry S. (1994), "Estimating discrete-choice models of product differentiation", *RAND Journal of Economics*, 25(2), 242-262

Berry S., J. Levinsohn et A. Pakes (1995), "Automobile Prices in Market Equilibrium", *Econometrica*, 63(4), 841-890

Berto Villas-Boas S. (2004), "Vertical Contracts between Manufacturers and Retailers : An Empirical Analysis", mimeo, University of California, Berkeley.

Besanko D., S. Gupta et D. Jain (1998), "Logit demand Estimation Under Competitive Pricing Behavior : An equilibrium Framework", *Management Science*, 44(11), 1533-1547

Bonnet C. et P. Dubois (2006), "Non Linear Contracting and Endogenous Market Power in Manufacturers and Retailers Relationships : Structural Econometrics on Differentiated Products", INRA-ESR, Toulouse

Bonnet C., P. Dubois et M. Simioni (2005), "Two-Part Tariffs versus Linear Pricing between Manufacturers and Retailers : Empirical Tests on Differentiated Products Markets", INRA-ESR, Toulouse

Bonnet C. et Simioni M. (2001), "Assessing consumer response to Protected Designation of Origin labelling : a mixed multinomial logit approach", *European Review of Agricultural Economics*, 28(4), 433-449

Boyd J. et Mellman J. (1980), "The effect of fuel economy on the US automotive market : a hedonic demand analysis", *Transportation Research*, 14(A(5-6)), 367-378

Bresnahan T.F. (1981), "Departures from Marginal-Cost Pricing in the American Automobile Market", *Journal of Econometrics*, 17, 201-227

Cardell N.S. (1997), "Variance Components Structures for the Extreme Value and Logistic Distributions with application to models of heterogeneity ", *Econometric Theory*, 13(2), 185-213

Cardell N. et Dunbar F. (1980), "Measuring the impact of automobile downsizing", *Transportation Research*, 14(A(5-6)), 423-434

Chintagunta P. (2000), "A flexible Aggregate Logit Demand Model", mimeo

Dubé J.P. (2004), “Multiple Discreteness and Product Differentiation Demand for carbonated Soft Drinks”, *Marketing Science*, 23(1), 66-81

Gasmi F., J.J. Laffont et Q. Vuong (1992), “Econometric Analysis of Collusive Behavior in a Soft Drink Market”, *Journal of Economics and Management Strategy*, 1, 277-311

Goldberg P. (1995), “Product Differentiation and Oligopoly in International Markets : the Case of the U.S. Automobile Industry”, *Econometrica*, 63(4), 891-951

Hansen L.P. (1982), “Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50, 1029-1054

Hansen L.P. et T.J. Sargent (1980), “Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations”, *Journal of Economic dynamic and Control*, 2, 7-46

Hendel I. et A. Nevo (2005), “Measuring the Implications of Sales and Consumer Stockpiling Behavior”, NBER Working Paper No. 11307.

Johnson N.L., S. Kotz et N. Balakrishnan (1994), *Continuous Univariate Distribution*, Volumes I et II, 2^{nde} Ed, John Wiley and Sons

Juud K.L.(1998), *Numerical Methods in economics*, Cambridge, MA : MIT Press

Kadiyali V., P. Chintagunta et N. Vilcassim (2000), “Manufacturer-Retailer Channel Interactions and Implications for Channel Power :An Empirical Investigation of Pricing in a Local Market”, *Marketing Science*, 19(2), 127-148

Lucas R.E. (1976), “Econometric Policy Evaluations : a Critique in the Philips Curve and Labour Market”, *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, 19-46

McFadden D. (1973), “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior”, in P. Zarembka, ed., *Frontiers of Economics*, New York : Academy Press

McFadden D. (1978), “Modeling the Choice of Residential Location”, *Spatial Interaction Theory and Residential Location*, ed A. Karlquist et al. Amsterdam, New York : North Holland Pub. Co.

McFadden D. et K. Train (2000), “Mixed MNL models for discrete response”, *Journal of Applied Econometrics*, 81, 447-770

Nevo A. (2000a), “A Practitioner’s Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand”, *Journal of Economics and Management Strategy*, 9(4), 513-548

Nevo A. (2000b), “Mergers with Differentiated Products : the Case of the Ready-to-eat Cereal Industry”, *RAND Journal of Economics*, 31(3), 395-421

Nevo A. (2001), “Measuring Market Power in the Ready-to-eat Cereal Industry”, *Econometrica*, 69(2), 307-342

Revelt D. et K. Train (1998), “Mixed Logit with Repeated Choices : Households’ Choices of Appliance Efficiency Level”, *Review of Economics*, LXXX(4), 647-657

Rey P. et T. Vergé (2004), “Resale Price Maintenance and Horizontal Cartel”, *mimeo*, University of Toulouse, IDEI

Rivers D. et Q. Vuong (2002), “Model Selection Tests for Non Linear Dynamic Models”, *The Econometrics Journal*, 5(1), 1-39

Rosse J.N. (1970), “Estimating Cost Function Parameters without Using Cost Data : Illustrated Methodology”, *Econometrica*, 38(2), pp 256-275

Sargan J.D. (1958), "The Estimation of Economic Relationship Using Instrumental Variables", *Econometrica*, 26, 293-415

Slade M. (2004), "Market Power and Joint Dominance in UK Brewing", *The Journal of Industrial Organisation*, LII(1), 133-163

Smith R.J. (1992), "Non-Nested Tests for Competing Models Estimated by Generalized Method of Moments", *Econometrica*, 60(4), 973-980

Sudhir K. (2001), "Structural Analysis of Manufacturer Pricing in the Presence of a Strategic Retailer", *Marketing Science*, 20(3), 244-264

Train K. (2000), "Halton Sequences for Mixed Logit", Working Paper N°E00-278, Berkeley Department of Economics, University of California, Berkeley

Vuong Q.H. (1989), "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypothesis", *Econometrica*, 57(2), 307-333

PUBLICATIONS DE L'UNITE D'ECONOMIE ET DE SOCIOLOGIE RURALES

1 9 9 2			
Série « P »			
n° 92-01P	L'enjeu économique de la qualité sur les marchés des produits agro-alimentaires	SYLVANDER Bertil - LASSAUT Bernard	
n° 92-02P	Marchés des produits de qualité spécifique et conventions de qualité dans quatre pays de la CEE - Enquête de consommation. Rapport France	SYLVANDER Bertil - MELET Irène	320F
Série « D »			
n° 92-01D	Market valuation and expected risk. An empirical investigation using hreshold GARCH-Mean Models	THOMAS Alban - EL BABSIRI Mohamed	
n° 92-02D	Tests de racine unitaire avec des données spatio-temporelles. Une application des modèles à erreurs composées	THOMAS Alban - BOUMAHDHI Rachid	
n° 92-03D	Productive efficiency of french grain producers. A latent variable model.	IVALDI Marc - PERRIGNE Isabelle SIMIONI Michel	
n° 92-04D	Nonparametric selection of regressors. The nonnested case.	LAVERGNE Pascal - VUONG Quang H.	
n° 92-05D	Analyse du prix d'un produit agricole vendu aux enchères.	LAFFONT Jean-Jacques MONIER DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 92-06D	Structural econometric analysis of descending auctions.	LAFFONT Jean-Jacques VUONG Quang H.	
n° 92-07D	Functional estimation under shape constraints.	DELECROIX Michel - SIMIONI Michel - THOMAS-AGNAN Christine	
n° 92-08D	Exclusive dealing, common agency and multiprincipals incentive theory	MARTIMORT David	
n° 92-09D	Strategic trade policy with incompletely informed policymakers.	MARTIMORT David - BRAINARD S. L.	
n° 92-10D	Multi-principaux avec anti-sélection.	MARTIMORT David	
n° 92-11D	Competition under non linear pricing.	IVALDI Marc - MARTIMORT David	
Série« R »			
n° 92-01R	L'évolution du marché des produits biologiques : tendances et perspectives	SYLVANDER Bertil	
n° 92-02R	Econométrie de la production sur données individuelles. Un tour d'horizon des travaux de l'équipe toulousaine	SIMIONI Michel	
n° 92-03R	Description d'un contrat de multiplication de semences de maïs	MONIER-DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 92-04R	Les emplois agricoles dans les statistiques agricoles	ALLAIRE Gilles - BAILLOT Eliane	
1 9 9 3			
Série « P »			
n° 93-01P	Marchés de produits de qualité spécifique et conventions de qualité dans 4 pays de la CEE. Enquête de consommation. Rapport Grande Bretagne.	SYLVANDER Bertil - MELET Irène	250F
n° 93-02P	Marchés de produits de qualité spécifique et conventions de qualité dans quatre pays de la CEE. Enquête de consommation. Rapport Allemagne.	SYLVANDER Bertil MELET Irène	250F
n° 93-03P	Marchés de produits de qualité spécifique et conventions de qualité dans quatre pays de la CEE. Enquête de consommation. Rapport Italie.	SYLVANDER Bertil MELET Irène	250F
Série « D »			
n° 93-01D	The design of optimal policies using observations on actual contracts	THOMAS.Alban	
n° 93-02D	Régulation et Performances de l'activité de dépollution. Une analyse économétrique sur données individuelles.	THOMAS.Alban	
n°93-03D	First-price sealed-bid auctions with secret reservation prices.	ELYAKIME Bernard - LAFFONT Jean .Jacques - LOISEL Patrice - VUONG Quang	
n° 93-04D	Etude Economique d'un contrat de production en agriculture.	MONIER-DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 93-05D	Analyse économique d'un marché agricole aux enchères descendantes.	MONIER-DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 93-06D	A shape preserving smoother simulation study.	DELECROIX Michel - SIMIONI Michel - THOMAS-AGNAN Christine	
n° 93-07D	Régulation du marché des oléagineux. Impact sur l'offre française en 1992 des mesures communautaires de 1991.	HASSAN Daniel OSSARD Hervé	
n° 93-08D	U.S. régulation response to dumping by foreign firms. An econometric analysis.	GASMI Farid - HANSEN WL LAFFONT Jean.Jacques	
n° 93-09D	Groundwater valuation with a growing population.	AMIGUES Jean-Pierre - GAUDET Gérard - MOREAUX Michel	
n° 93-10D	Economic analysis of a descending auction agricultural market.	MONIER-DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
Série « R »			
n° 93-01R	Comparaison des modèles de gestion de la main-d'œuvre de deux entreprises en milieu rural. Une étude fondée sur l'exploitation de D.A.D.S	GOUBET Nathalie	
n° 93-02R	Etude de trajectoires professionnelles de ruraux. Construction de modèles de durées sur les périodes d'emploi.	COSTES Cécile	

1 9 9 4			
Série « P »			
n° 94-01P	La qualité spécifique en agro-alimentaire. Marchés, Institutions et Acteurs.	SYLVANDER Bertil - MELET Irène	180F
n° 94-02P	La filière des céréales biologiques : logiques d'acteurs	SYLVANDER Bertil - BLANC J. C.	120F
Série « D »			
n° 94-01D	Gestion des forêts. Impact de la fiscalité sur les successions et de ses exonérations sur la rentabilité des investissements en forêt. (25 pages)	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 94-02D	Le marché rural du travail. Pour quoi ? Comment ? (20 pages).	FENECH Maryvonne- TAHAR G.	
n° 94-03D	Estimation de la valeur des forêts : différentes méthodes appliquées à un exemple. (11 pages).	MOREL Michel TERREAUX Jean-Philippe	
n° 94-04D	Nonparametric selection of regressors. The nonnested case.	LAVERGNE Pascal VUONG Quang	
n° 94-05D	Caractéristiques de trois marchés ruraux du travail rural profond, le rural intermédiaire et le rural périurbain	LAGRIFFOUL Christiane	
n° 94-06D	Principes de valorisation d'une ressource semi renouvelable. Eléments pour une tarification rationnelle de l'usage de l'eau.	AMIGUES Jean-Pierre - GAUDET Gérard - MOREAUX Michel	
n° 94-07D	Un test d'interdépendance entre migration et chômage. Contribution à l'analyse du marché du travail rural	TAHAR Gabriel	
n° 94-08D:	Multiprincipal charter as a safeguard against opportunism in organizations.	MARTIMORT David	
n° 94-09D	La nouvelle micro-économie et l'analyse du secteur agri-alimentaire : quelques développements récents.	MARTIMORT David MOREAUX Michel	
n° 94-10D	Strategic trade policy desing with asymmetric information and public contracts.	MARTIMORT David BRAINARD.S. Lael	
n° 94-11D	Exclusive dealing, common agency and multiprincipals incentive theory.	MARTIMORT David	
n° 94-12D	Separation of regulators against collusive behavior.	LAFFONT Jean-Jacques MARTIMORT David	
n° 94-13D	Using a pair of cox tests in a model selection procedure.	VUONG Quang - Jeffrey E. Zabel.	
n° 94-14D	Selecting regressors using nonparametric estimators.	LAVERGNE Pascal VUONG Quang	
n° 94-15D	Les enchères de bois d'une coopérative forestière en France.	ELYAKIME Bernard	
n° 94-16D	La rémunération des travaux forestiers.	ELYAKIME Bernard	
n° 94-17D	Résultats et pistes de recherche concernant la gestion de la forêt paysanne.	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 94-18D	Estimation efficace des modèles a erreurs composées et régresseurs endogènes. Application à la pollution d'origine industrielle de l'eau	THOMAS Alban BOUMAHDHI Rachid	
n° 94-19D	Evaluationg and adverse selection model of pollution control, using french Individual data.	SALANIE François THOMAS.Alban	
Série « R »			
n° 94-01R	Urban to rural migrations which relationships between occupational and residential migrations ?	BLANC Michel	
n° 94-02R	Analyse d'une opération de formation en arboriculture fruitière. (Mémoire de DEA)	BUATOIS Véronique	
n° 94-03R	La mise en marché des bois par enchère en France.	ELYAKIME Bernard	
n° 94-04R	Définition et évolution de la filière en bois en France 1970 1981 1991. Méthode et premiers résultats (Rapport de stage)	JEANDUPEUX Ludivine	
1 9 9 5			
Série « P »			
n° 95-01P	L'agro-alimentaire paysan européen : enquêtes de marchés en Allemagne, Belgique, France, Grande Bretagne	MELET Irène SYLVANDER Bertil	180 F
Série « D »			
n° 95-01D	Marché du travail rural et mobilités. Quatre contributions.	ALLAIRE Gilles- BESLAY Christophe - BLANC Michel - LAGRIFFOUL Christiane - TAHAR Gabriel	
n° 95-02D	Auctioning and bargaining. An econometric study of timber auctions with secret reservation prices.	ELYAKIME Bernard - LAFFONT Jean-Jacques - LOISEL Patrice VUONG Quang	
n° 95-03D	The firm as a multicontract organization	LAFFONT Jean-Jacques MARTIMORT David	
n° 95-04D	Contribution à la modélisation de l'insertion professionnelle	TAHAR Gabriel	
n° 95-05D	Définition et évolution de la filière bois en France 1970-1981-1992 - Méthode et résultats quantitatifs	JEANDUPEUX Ludivine TERREAUX Jean-Philippe	
n° 95-06D	Asymétrie dans des enchères à prix de retrait secret	ELYAKIME Bernard - LOISEL Patrice	
n° 95-07D	A propos de la réglementation sur la commercialisation des produits agricoles en France	OSSARD Hervé	
n° 95-08D	Gestion de la forêt et prise en compte des externalités de la théorie à la pratique.	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 95-09D	Gestion et évaluation des forêts : éléments pour le choix d'un taux d'actualisation.	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 95-10D	The multiprincipal nature of government	MARTIMORT David	
n° 95-11D	Separation of regulators against collusive behavior	MARTIMORT David LAFFONT Jean-Jacques	
n° 95-12D	Collusion under asymmetric information	MARTIMORT David LAFFONT Jean-Jacques	
n° 95-13D	Non parametric estimation of first price auctions. Technical appendices	GUERRE Emmanuelle PERRIGNE Isabelle	

n° 95-14D	Non parametric estimation of fFirst-price auctions	VUONG Quang GUERRE Emmanuelle PERRIGNE Isabelle VUONG Quang	
n° 95-15D	Coordination verticale : le cas des fruits et légumes frais en Midi-Pyrénées	HASSAN Daniel MONIER-DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 95-16D	Gestion simultanée d'investissements dans des productions à durées de retour différentes : le cas de la forêt paysanne. Approche analytique	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 95-17D	Evaluation et gestion des forêts : production maximale soutenable et production soutenable maximale	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 95-18D	Welfare losses due to market power in the french food manufacturing	LAVERGNE PASCAL REQUILLART Vincent SIMIONI Michel	
n° 95-19D	Evaluer l'efficacité d'une régulation d'agents pollueurs	SALANIE François-THOMAS Alban	
n° 95-20D	Efficiency of decoupled farm programs under distortionary taxation : comment	HOLLOWAY Garth LAVERGNE Pascal	
n° 95-21D	Non parametric significance testing	LAVERGNE Pascal VUONG Quang	
Série « R »			
n° 95-01R	Agri-environmental policies in Spain. Implication of natural parks for the rural labour market	VILADOMIOU Lourdès	
n° 95-02R	Organisation Commune du Marché du sucre. Effets de la création d'un quota unique et des accords du GATT dans l'UE.	REQUILLART Vincent COMBETTE Patricia	
n° 95-03R	Les zones rurales en Midi-Pyrénées à paraître in "L'économie de Midi-Pyrénées -Documentation Française, colloque Dynamique des régions françaises.	ALLAIRE Gilles BLANC Michel	
n° 95-04R	Une application de l'économie des conventions. L'étude du système salaisonnier lacaonais	MARTY Fabrice	
n° 95-05R	Asymétrie dans des enchères de bois à prix de retrait secret	ELYAKIME Bernard LOISEL Patrice	
n° 95-06R	Détermination endogène d'un découpage urbain/rural par l'analyse de la mobilité géographique - Mémoire de DEA	DINTILHAC Benoît TAHAR Gabriel, directeur	
1 9 9 6			
Série « D »			
n° 96-01D	Rurality and locality	BLANC Michel	
n° 96-02D	Between sustainability and profitability	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 96-03D	Impacts of inheritance taxation relief on forestry management results	TERREAUX Jean-Philippe	
n° 96-04D	An integral estimator of residual variance in nonparametric regression	LAVERGNE Pascal VUONG Quang	
n° 96-05D	Méthode d'analyse de contrats dans l'agro-alimentaire	MONIER DILHAN Sylvette OSSARD Hervé	
n° 96-06D	Productivity, incentives, and competition in chinese township and village enterprises	NUGENT Jeffrey - PERRIGNE Isabelle - QIU Jicheng	
n° 96-07D	La première mise en marché des fruits frais en France à qui les producteurs vendent-ils ?	HASSAN Daniel - MONIER- DILHAN Sylvette - OSSARD Hervé	
n° 96-08D	Nonparametric estimation of the measurement error model using multiple indicators	LI Tong VUONG Quang	
n° 96-09D	Affiliated private values in OCS widcat auctions	LI Tong - PERRIGNE Isabelle VUONG Quang	
n° 96-10D	Econometrics of optimal procurement auctions	LAFFONT Jean-Jacques - OUSTRY Alain - SIMIONI Michel - VUONG Quang	
n° 96-11D	Using all bids in parametric estimation of first-price auctions	LI Tong - VUONG Quang	
n° 96-12D	Export subsidies, output subsidies, and farm-price supports. A reconsideration, a reconciliation	HOLLOWAY Garth John LAVERGNE Pascal	
n° 96-14D	Evaluation publique de la production de biocarburants. Application au cas de l'ester méthylique de colza	COSTA Sandrine REQUILLART Vincent	
n° 96-15D	La politique sucrière européenne après les accords du GATT. Une analyse de quelques scénarios d'évolution	COMBETTE Patricia GIRAUD-HERAUD Eric REQUILLART Vincent	
n° 96-16D	Selection of regressors in econometrics parametric and nonparametric methods	LAVERGNE Pascal	
Série « R »			
n° 96-01R	Les effets des politiques agricoles : le cas du secteur laitier	MEUNIER Valérie	
1 9 9 7			
Série « D »			
n° 97-01D	Research on rural development in Europe. Approaches and Issues	BLANC Michel	
n° 97-02D	Soutien des prix dans le cadre d'une structure verticale. Application au cas des produits laitiers	BOUAMRA Zohra REQUILLART Vincent	
n° 97-03D	Bertrand games without rationing	SALANIE Francois	
n° 97-04D	Semiparametric estimation and testing in models of adverse selection, with an application to environmental regulation	LAVERGNE Pascal THOMAS Alban	
n° 97-05D	Pleasures of Cockaigne. A story of quality gaps, market structure, and demand for grading services	HOLLANDER A. - MONIER DILHAN Sylvette - OSSARD Hervé	
n° 97-06D	La mise en œuvre des politiques publiques de l'environnement	BONTEMS Philippe- ROTILLON Gilles	

n° 97-07D	Input versus output incentives schemes	BONTEMS Philippe BOURGEON Jean-Marc	
n° 97-08D	Estimation efficace de la demande en eau des ménages - une étude sur données de panel	NAUGES Céline THOMAS Alban	
Série « R »			
n° 97-01R	Enchères de bois et théorie des enchères	ELYAKIME Bernard- LOISEL Patrice	
1 9 9 8			
Série « D »			
n° 98-01D	Les emplois agricoles dans les statistiques agricoles	ALLAIRE Gilles - BAILLOT Eliane	
n° 98-02D	An equality test across nonparametric regresions	LAVERGNE Pascal	
n° 98-03D	Asymptotic and bootstrap specification tests of nonlinear in variables econometric models	LAVERGNE Pascal	
N° 98-04D	Valorisation, sur une période limitée, de la forêt paysanne	ELYAKIME Bernard- GUYON Jean- Paul - SCHOTT Philippe- Collab : BOUCHEZ Catherine - BOUCQ Sylvie - VUIDEL Bruno	
N° 98-05D	La dynamique de l'emploi salarié agricole. Trajectoires professionnelles et mobilité des salariés agricoles	TAHAR Gabriel - DINTILHAC Benoît - BLANC Michel	
N° 98-06D	A dynamic analysis of land prices.	CHAVAS Jean-Paul THOMAS Alban	
N° 98-07D	Continuous monitoring and polluter incentives	MILLOCK Katrin - THOMAS Alban	
N° 98-08D	Strategic effects of private labels	BONTEMS Philippe MONIER-DILHAN Sylvette REQUILLART Vincent	
N° 98-09D	Agriculture et environnement. Gestion et conditions économiques de la gestion d'actions antiérosives	BRUNO Jean-François ELYAKIME Bernard	
N° 98-10D	Emploi agricole, emploi rural : les cadres d'analyse à l'épreuve des dynamiques actuelles	BLANC Michel PERRIER-CORNET Philippe	
N° 98-11D	Asymmetry and joint hiding in OCS wildcat auctions	PERRIGNE I. - VUONG Quang	
N° 98-12D	Faut-il s'inquiéter de la baisse du niveau des aquifères ?	AMIGUES Jean-Pierre - FAVARD Pascal - MOREAUX Michel	
Série « P »			
n° 98-01P	Impact économique de scénarios de réforme de la politique laitière européenne	BOUAMRA Zohra - RAYNAL Hélène - REQUILLART Vincent	100F
Série « R »			
n° 98-01R	Les démarches de qualité dans l'arboriculture fruitière	HASSAN Daniel MONIER-DILHAN Sylvette	
N° 98-02R	Information value and risk premium in agricultural production under risk. The case of split nitrogen application for corn	BONTEMS Philippe THOMAS Alban	
N° 98-03R	Trajectoire professionnelle et mobilité des salaires agricoles : l'exemple de la Vendée	BLANC Michel - DINTILHAC Benoît TAHAR Gabriel	
N° 98-04R	Agricultural policy in a vertical structure of production with an application to the milk industry	BOUAMRA Zohra REQUILLART Vincent	
N° 98-05R	Honnêteté et conformité environnementale	BONTEMS Philippe ROTILLON Gilles	
1 9 9 9			
Série « D »			
N° 99-01D	MinimaxRates for non parametric specification testing in regression models	GUERRE Emmanuel LAVERGNE Pascal	
N° 99-02D	Analys of EU dairy policy reform	BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra REQUILLART Vincent	
N° 99-03D	Effet d'un prix minimum sur le marché d'un bien différencié : Le cas de la pomme dans l'Union Européenne	HASSAN Daniel - OSSARD Hervé REQUILLART Vincent	
N°99-04D	Pareto efficiency and market equilibrium under transaction costs	BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra CHAVAS Jean-Paul	
N° 99-05D	Gestion d'actions anti-érosives : conditions et interprétations.	ELYAKIME Bernard	
N° 99-06D	Policy reform in the european union dairy sector effects on markets and welfare	BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra REQUILLART Vincent	
N° 99-07D	Optimal nonparapetric estimation of first-price auctions.	GUERRE Emmanuel - PERRIGNE Isabelle - VUONG Quang	
N° 99-08D	Structural econometrics of first-price auctions. A survey of methods	PERRIGNE Isabelle VUONG Quang	
N° 99-09D	Consistent estimation of dynamic panel data models with time-varying individual effects.	NAUGES Céline THOMAS Alban	
N° 99-10D	The structure of municipal water supply costs. Application to a panel of French local communities	GARCIA Serge THOMAS Alban	
N° 99-11D	Conditionally independent private information in OCS wildcat auctions	LI Tong - PERRIGNE Isabelle - VUONG Quang	
N° 99-12D	Demande domestique en eau et choix de délégation : le cas français	THOMAS Alban-REYNAUD Arnaud	
N° 99-13D	Conception du diplôme et formes d'usage du CAP	CAHUZAC Eric - MAILLARD Fabienne - OURTAU Maurice	
N° 99-14D	Collective goods and accountability in technical information systems.	ALLAIRE Gilles WOLF Steven	
Série « R »			
N° 99-01R	EU dairy policy reform policy : Scenario analysis	BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra	

		REQUILLART Vincent	
N° 99-02R	Les marques de distributeurs. Etat des lieux en France et réflexions économiques	BERGÈS Fabian	
N° 99-03R	Changement organisationnel et incertitude : la diversité des solutions organisationnelles dans l'agro-alimentaire	GALLIANO Danièle ROUX Pascale	
N° 99-04R	Bibliographie sur les filières des produits biologiques en grandes cultures	OSSARD Hervé - GLANDIERES Anne - LAVERGNE Pascal - OSSARD Florence	
N° 99-05R	La construction de l'entretien du territoire entre projets locaux et procédures publiques	ASSENS Philippe	

2000			
Série « D »			
N° 00-01D	Contrats agricoles en économie du développement. Une revue critique des théories et des tests empiriques.	DUBOIS Pierre	
N° 00-02D	Entry in the academic Careerthe optimal post-doc duration.	ROBIN Stéphane - CAHUZAC Eric	
N° 00-03D	Asymmetry in first-price auctions with affiliated private values.	CAMPO Sandra - PERRIGNE Isabelle - VUONG Quang	
N° 00-04D	Coupons the choice of the promotional vehicle by the producer.	BÈRGES Fabian	
N° 00-06D	A general equilibrium analysis of trade policy under transaction costs.	CHAVAS Jean-Paul BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra	
N° 00-07D	Efficiency of resource allocation and trade under transaction costs.	CHAVAS Jean-Paul BOUAMRA-MECHEMACHE Zohra	
Série « R »			
N° 00-01R	Collectif et diffusion de l'innovation - Réflexion à partir du modèle épidémique.	ASSENS Philippe	
N° 00-02R	Emergence et organisation de marchés locaux de services environnementaux.	ALLAIRE Gilles - BLANC Michel Collab :ASSENS P.; FENECH Maryvonne ; SAHUC Philippe	

2001			
Cahiers de Recherche			
2001-01	Grading and quality upgrading : complement or substitution ?	HOLLANDER Abraham MONIER DILHAN Sylvette RAYNAL Hélène	
2001-02	Market liberalization and the efficiency of policy reform : the case of the European dairy sector	BOUAMRA MECHEMACHE Zohra CHAVAS Jean-Paul - COX Thomas L. - REQUILLART Vincent	
2001-03	EU dairy policy reform and future WTO negociations : a spatial equilibrium analysis	BOUAMRA MECHEMACHE Zohra CHAVAS Jean-Paul - COX Thomas L. - REQUILLART Vincent	
2001-04	Consommation, partage de risque et assurance informelle : développements théoriques et tests empiriques récents	DUBOIS, Pierre	
2001-05	Rate optimal data-driven specification testing in regression models	LAVERGNE Pascal GUERRE Emmanuel	
2001-06	Price linkage and transmission between shippers and retailers in the French vegetable channel	HASSAN Daniel SIMIONI Michel	
2011-07	Signes de qualité et qualité des signes	HASSAN Daniel MONIER DILHAN Sylvette	
2001-08	Competition policy and agreements between firms	BERGES-SENNOU Fabian LOSS Frédéric - MALAVOLTI Estelle - VERGE Thibaud	
2001-09	Optimal environmental taxation and enforcement policy	BONTEMS Philippe BOURGEON Jean-Marc	
2001-10	Multitask moral hazard, incentive contracts and land value	DUBOIS Pierre	
2001-11	Price discrimination and EU dairy policy : an economic evaluation of policy options	BOUAMRA MECHEMACHE Zohra CHAVAS Jean-Paul - COX Tom REQUILLART Vincent	
2001-12	Forward market and signal of quality	MAHENC Philippe MEUNIER Valérie	
2001-13	Consumption insurance with heterogeneous preferences. Can sharecropping help complete markets ?	DUBOIS Pierre	
2001-14	Faut-il ou non interdire la discrimination ?	CAPRICE Stéphane	
2001-15	Spatial externalities organization of the firm and CTI adoption : the specificities of French agro-food firms	GALLIANO Danièle ROUX Pascale	
2001-17	Estimation de la fonction de demande en eau d'irrigation	BONTEMPS Christophe COUTURE Stéphane FAVARD Pascal	
2001-18	Marques de distribution et rapports de force entre producteurs et distributeurs	CAPRICE Stéphane	
2001-19	The competence of a professional cooperative network. The case of the french network of Cooperatives for the Use of Agricultural Equipement	ASSENS Philippe	
2001-20	Cognitive representations and institutional hybridity in agrofood innovation	ALLAIRE Gilles WOLF Steven A.	
2001-21	Local/global institutional systems of environmental public action	ALLAIRE Gilles - BLANC Michel	
Notes de Recherche			

2001-01R	A valorisation des signaux de qualité : marque nationale, marque de distributeurs, AOC sur le marché du camembert	HASSAN Daniel MONIER DILHAN Sylvette RAYNAL Hélène	
2001-02R	Avantages et limites de l'utilisation du réseau coopératif	ASSENS Philippe	
2001-03R	Les compétences professionnelles agricoles et les défis de la multifonctionnalité	ALLAIRE Gilles	
Série Payante			
2001-01P	Réforme de la politique laitière de l'Union européenne : analyse de scénarios	BOUAMRA-MECHEMACHE, Z. DARTIGUES, K. REQUILLART, V.	40 €

2002			
Cahiers de Recherche			
2002-01	Rotten parents and child labor	BOMMIER Antoine - DUBOIS P.	
2002-02	Transmission des prix dans la filière fruits : une approche hédonique	HASSAN Daniel MONIER-DILHAN Sylvette	
2002-03	Effects on school enrollment and performance of a conditional transfers program in Mexico	DUBOIS Pierre - DE JANVRY Alain SADOULET Elisabeth	
2002-04	Optimal regulation of private production contracts with environmental externalities	BONTEMS Philippe - DUBOIS Pierre - VUKINA Tomislav	
2002-05	Les rapports « producteurs-distributeurs » : puissance d'achat et marques de distributeurs	BERGES-SENNOU Fabian CAPRICE Stéphane	
2002-06	Technological standards, environmental taxation and pollution monitoring	BONTEMS Philippe BOURGEON Jean-Marc	
2002-07	Location choice and price signaling of quality	BONTEMS Philippe MEUNIER Valérie	
2002-08	Input use and capacity constraint under uncertainty : the case of irrigation	BONTEMS Philippe FAVARD Pascal	
2002-09	Regulating nitrogen pollution with risk-averse farmers	BONTEMS Philippe THOMAS Alban	
2002-10	Coopération, qualification professionnelle et régimes de responsabilité : la crise (ou la difficile mutation) professionnelle agricole	ALLAIRE Gilles	
2002-11	Coopération et territoire. Le cas des Coopératives d'Utilisation de Matériel Agricole	ALLAIRE Gilles ASSENS Philippe	
2002-12	La taille du marché du travail a-t-elle un effet sur les difficultés de recrutement et les flux de main-d'œuvre ?	BLANC Michel - CAHUZAC Eric TAHAR Gabriel	
Notes de Recherche			
2002-01	Diffamation et faux calculs (Industrie porcine et pollution)	ALLAIRE Gilles	
2002-02	Compétences collectives et multifonctionnalité	ALLAIRE Gilles - ASSENS Philippe DUPEUBLE Thierry	
2002-03	Valorisation des signes de qualité dans l'agro-alimentaire : exemple des fromages à pâte persillée	HASSAN Daniel MONIER-DILHAN Sylvette	
2002-04	Espaces, organisation et TIC : les enseignements d'une comparaison intersectorielle	GALLIANO Danièle ROUX Pascale	

2003			
Cahiers de Recherche			
2003-01	Price-cost margins and structural change sub-contracting with the salmon marketing chain between France and Norway	GUILLOTREAU Patrice - LE GREL Laurent - SIMIONI Michel	
2003-02	Asymmetry of price transmission within the French value chain of seafood products	GONZALES Frédéric - GUILLOTREAU Patrice - LE GREL Laurent - SIMIONI Michel	
2003-03	Private labels : a survey of litterature	BERGES-SENNOU Fabian BONTEMS Philippe REQUILLART Vincent	
2003-04	Private label, quality choice and bargaining power in a vertical structure	BERGES-SENNOU Fabian MITRAILLE Serge	
2003-05	Incentive contract, production of an environmental public good and the use of a climatic variable	ELYAKIME Bernard LOISEL Patrice	
2003-06	La marge d'avenir comme indicateur socio-économique de gestion durable de la forêt des agriculteurs	ELYAKIME Bernard - GUYON Jean-Paul - PILON Thierry	
2003-07	Le boisement des terres agricoles peut-il constituer une voie de diversification des revenus des agriculteurs	REQUILLART Vincent - GAVALAND André - RECORD Sylvie	
2003-08	Grower risk aversion and the cost of moral hazard in livestock production contracts	DUBOIS Pierre - VUKINA Tomislav	
2003-09	Acceptability constraints and self-selecting agri-environmental policies with an application to the Don watershed	BONTEMS Philippe - ROTILLON Gilles - TURPIN Nadine	
2003-10	Les peurs alimentaires et la régulation du modèle anthropogénétique	ALLAIRE Gilles	
2003-11	Vertical integration, exclusive dealing and product line differentiation in retailing	AVENEL Eric CAPRICE Stéphane	
Notes de Recherche			
2003-01	Séminaire Interne d'Agromip agriculture durable	ALLAIRE Gilles - DUPEUBLE Thierry	

2003-02	Les inégalités spatiales dans l'adoption des TIC : le cas des firmes industrielles françaises	GALLIANO Danièle – ROUX Pascale	
2003-03	Stata par la pratique : analyse exploratoire de données	CAHUZAC Eric	
2003-04	Etude sur les liens entre prix agricoles à la production et prix alimentaires	SIMIONI Michel - BONTEMPS Christophe	

2004			
Cahiers de Recherche			
2004-01	Les facteurs d'évolution de l'emploi salarié permanent dans les exploitations agricoles familiales françaises entre 1988 et 2000	BLANC Michel – CAHUZAC Eric – ELYAKIME Bernard – TAHAR Gabriel	
2004-02	Predatory accommodation in vertical contracting with externalities	BONTEMS Philippe –BOUAMRA MECHEMACHE Zohra	
2004-03	Partial regulation and cost allocation in multimarket utilities	CHAABAN Jad, M.	
2004-04	Technical efficiency and technologically independant sub-markets	CHAABAN Jad, M	
2004-05	Optimal regulation of private production contracts with environmental externalities	BONTEMS Philippe – DUBOIS Pierre– VUKINA Tomislav	
2004-06	Environmental regulation of livestock production contract	BONTEMS Philippe – DUBOIS Pierre– VUKINA Tomislav	
2004-07	Managing an environmental public asset	ELYAKIME Bernard - LOISEL Patrice	
2004-08	Sécurité sanitaire des aliments : fausse alerte et vraie crise	CAHUZAC Eric - HASSAN Daniel - MONIER-DILHAN Sylvette	
2004-09	National brands and store brands competition through public quality labels	HASSAN Daniel – MONIER DILHAN Sylvette	
2004-10	Price effect of private labels development	BONTEMPS Christophe – OROZCO Valérie- REQUILLART Vincent – TREVISIOL Audrey	
2004-11	Private label product as experience goods	BERGES-SENNOU Fabian – WATERSON Michael	
2004-12	Is competition or collusion in the product market relevant for labour markets ?	BERGES-SENNOU Fabian – CAPRICE Stéphane	
2004-13	Private labels and the specific retailer's role	BERGES-SENNOU Fabian – REY Patrick	
2004-14	Les échanges internationaux au sein des groupes de l'agro-alimentaire français : les déterminants et évolutions dans le contexte du marché unique européen	CHEVASSUS-LOZZA Emmanuelle – GALLIANO Danielle	
2004-15	A structural model for evaluating preferential trade agreements	CHAABAN Jad-THOMAS Alban	
2004-16	The role of technical efficiency in takeovers : evidence from the french cheese industry, 1985-2000	CHAABAN Jad-REQUILLART Vincent-REVISIOL Audrey	
2004-17	Import demand estimation with country and product effects : application of multi-way unbalanced panel data models to Lebanese imports	BOUMAHDI Rachid-CHAABAN Jad-THOMAS Alban	
2004-18	Eléments pour une économie clinique des pratiques d'aménagement. La production des sites d'activités en milieu rural et périurbain	Cinçon Xavier	
2004-19	An optimal standing timber auction system ?	ELYAKIME Bernard LOISEL Patrick	
2004-20	Incentive contract : a complementary signal on the result	LOISEL Patrick ELYAKIME Bernard	
2004-21	Fidélité à la marque, fidélité à l'enseigne : une analyse des déterminants des rapports de force entre « producteurs-distributeurs »	CAPRICE Stéphane	
2004-22	Incentive to encourage downstream competition under bilateral oligopoly	CAPRICE Stéphane	
Notes de Recherche			
2004-01	Les signes officiels de qualité : instrument de concurrence entre marques nationales et marques de distributeurs. L'exemple d'un produit festif : le foie gras	HASSAN Daniel MONIER-DILHAN Sylvette	

2005			
Cahiers de Recherche			
2005-01	Formal and informal risk sharing in LDCs : theory and empirical evidence	DUBOIS Pierre-JULLIEN Bruno-MAGNAC Thierry	
2005-02	Upstream market power and product line differentiation in retailing	AVENEL Eric;CAPRICE Stéphane	
2005-03	Multilateral vertical contracting with an alternative supplier ; discrimination and non-discrimination	CAPRICE Stéphane	
2005-04	Identifying the effect of unobserved quality and experts' reviews in the pricing of experience goods : empirical application on Bordeaux wine	DUBOIS Pierre NAUGES Céline	
2005-05	Heterogeneity of preferences, limited commitment and coalitions : empirical evidence on the limits to risk sharing in rural Pakistan	DUBOIS Pierre	
2005-06	Confirming the price effects of private lables development	BONTEMPS Christophe;OROZCO Valérie;REQUILLART, Vincent	
2005-07	Organizational structure and the endogeneity of cost : cooperatives, for-profit firms and the cost of procurement	BONTEMS Philippe FULTON Murray	
2005-08	The reciprocal producers' incentives to prey and the retailer's buying power	BERGES-SENNOU Fabian CHAMBOLLE Claire	
2005-09	Two-part tariffs versus linear pricing between manufacturers and retailers :	BONNET Céline-DUBOIS Pierre-	

	empirical tests on differentiated products markets	SIMIONI Michel	
2005-10	Sharecropping	DUBOIS Pierre	
2005-11	Optimal incentives under moral hazard and heterogeneous agents : evidence from production contracts data	DUBOIS Pierre – VUKINA Tomislav	
2005-12	Econométrie de la concurrence entre produits différenciés : théorie et méthodes empiriques	BONNET Céline	