



## **De la compétitivité perçue à la décision d'exporter en petites entreprises : hypothèses et tests statistiques \***

**Mourad K. AYOUZ**

Post-doctorant, – Cirad-Amis Ecopol & UMR MOISA

**Jean Philippe PERROUTY**

ATER, Université de Montpellier I & UMR MOISA

**Hervé REMAUD**

ATER, Université de Perpignan & UMR MOISA

Contact : [remaud@ensam.inra.fr](mailto:remaud@ensam.inra.fr)

Campus ENSA INRA – UMR MOISA

Place Pierre Viala – 34060 Montpellier cedex 1

Tél. : (00 33) 04 99 61 28 68

### **Résumé**

Internationaliser son activité est présentée comme une modalité stratégique du processus de croissance des entreprises agroalimentaires. Si ce phénomène est aisément envisageable et profitable pour les grandes entreprises, la question se pose pour les plus petites d'entre elles. Ces entreprises et leur dirigeant seraient limités dans ce type d'opération pour des raisons de taille, de compétences, de ressources suffisantes.

Dans cette communication, nous expliquons deux grandes variables a priori liées en petites entreprises : le fait d'exporter et la compétitivité perçue par le dirigeant d'entreprise quant à la qualité de ses produits. Pour ce faire, nous testons un certain nombre d'hypothèses que l'on retrouve, pour certaines, dans la littérature. En se basant sur un échantillon de 335 petites entreprises agroalimentaires, il permet notamment de déterminer si les décisions d'exporter et la compétitivité perçue sont liées statistiquement.

\* Les auteurs remercient les référés pour leurs commentaires et suggestions.

## 1. Introduction

Face au processus de mondialisation de l'économie, certaines entreprises se contentent plutôt d'internationaliser leurs activités à défaut de les globaliser. C'est particulièrement le cas des petites entreprises agroalimentaires (PEAA) qui cherchent à valoriser une partie de leur fabrication à l'exportation. Par ailleurs, ces entreprises semblent démontrer un certain dynamisme dans cette activité d'exportation (rapport « exportations / chiffre d'affaires total » plutôt élevé), tout autant que les grandes entreprises, comme le démontrent les chiffres suivants issus des statistiques du Service Central des Etudes Economiques et des Statistiques du Ministère de l'Agriculture en France :

- augmentation de 4,1 points du taux d'exportation (de 16,8 à 20,9 %) entre 1988 et 1997 pour les entreprises agroalimentaires françaises de plus de 500 salariés ;
- de 4,6 (de 13,6 à 18,2 %) points pour celles de 50 à 500 salariés ;
- de 1,2 point (de 10,6 à 11,8 %) pour celles de plus de 20 à 49 salariés ;
- de 6 points (de 9 à 15 %) pour celles de 10 à 19 salariés.

Il est vrai que l'une des particularités du secteur agroalimentaire est que l'implantation des entreprises sur une zone géographique donnée est susceptible d'être mise en valeur pour la qualification du produit. De sorte que la localisation de l'entreprise, à travers la fabrication de produits de terroir, apparaît comme un levier potentiel à son internationalisation (Couderc & Remaud, 2000). Ce point nous amène à postuler que la commercialisation de produits de qualité spécifique est intimement liée au phénomène d'exportation de ces entreprises. Ne pouvant « jouer » avec les grandes entreprises pour des produits de grande consommation, l'opportunité stratégique "exporter" reposerait alors sur une compétitivité qualité forte.

La question de recherche posée dans ce travail vise à analyser et à expliquer les liens unissant le fait pour une PEAA d'exporter et la perception par son dirigeant d'une compétitivité qualité forte quant aux produits fabriqués. Par extension, nous cherchons à déterminer les facteurs explicatifs de ces 2 variables.

Une revue rapide de la littérature nous permettra d'énoncer les hypothèses de recherche que l'on cherchera à tester. Puis nous développerons les aspects d'ordre méthodologique : échantillon de PEAA retenues, modèle économétrique mobilisé. A la suite de quoi nous présenterons les résultats de la recherche et leur discussion.

## 2. Hypothèses de recherche

Les auteurs qui ont porté un intérêt à l'internationalisation de l'activité des firmes se sont intéressés plus particulièrement aux liens unissant la taille des entreprises à leur taux d'exportation (Calof, 1993 ; Wolff & Pett, 2000). Si une majorité d'études révèle des liens positifs entre ces deux variables, d'autres tendent plutôt à mettre en avant les facteurs explicatifs de l'internationalisation des petites entreprises. C'est le cas de Calof (1994) ou Bonaccorsi (1992) pour qui la taille ne constitue pas une barrière l'exportation.

La première hypothèse de recherche que nous testerons est directement issue des propositions de Bonaccorsi (*ib.*, p. 631), pour qui : « *International competitiveness of small firms is such*

*more based on general competitive factors, like product quality, than on explicit marketing strategies and policies* ». En lien avec l'idée selon laquelle la fabrication de produits de terroir peut servir de levier à l'exportation pour les petites entreprises agroalimentaires (Couderc et Remaud, *ib.*), nous pouvons supposer un lien positif unissant la compétitivité qualité perçue par le dirigeant de ses produits et son activité d'exportation.

Hypothèse 1 : la compétitivité perçue par le dirigeant de petite entreprise de la qualité des produits fabriqués est liée positivement au phénomène d'exportation.

Dans le prolongement de différents travaux portant sur le rôle des ressources humaines, Manolova et *al.* (2002) ont cherché à élargir les bases explicatives de l'internationalisation des petites entreprises, sous l'angle du capital humain présent dans l'entreprise. Ce capital humain se cristallise autour et dans les mains du dirigeant de l'entreprise, quand bien même celui-ci n'en constitue pas le propriétaire. Les composantes de ce capital humain sont l'expérience et l'aptitude (l'habileté), la perception de l'environnement, les choix de marchés d'un point de vue géographique, l'âge et l'éducation du dirigeant. Les résultats de la recherche menée par ces auteurs montrent que l'habileté managériale (du dirigeant) et la perception de l'environnement (par le dirigeant) sont les composantes du capital humain qui interagissent le plus fortement sur une activité d'exportation en petites entreprises. A l'inverse, les facteurs d'ordre démographique (âge et éducation du dirigeant) de même que les orientations géographiques ne différencient pas les entreprises eu égard à leur activité d'exportation.

Dans le prolongement direct de ces travaux, nous poserons 3 hypothèses permettant d'expliquer l'internationalisation des petites entreprises, en supposant que ce phénomène est lié à une compétitivité qualité forte.

Hypothèse 2 : l'âge (H2a) et le niveau d'éducation (H2b) ne sont pas liés de manières positives à l'internationalisation des petites entreprises.

Hypothèse 3 : un comportement managérial du dirigeant est lié de manière positive à l'internationalisation des petites entreprises.

Hypothèse 4 : la perception par le dirigeant d'un renforcement de la concurrence est liée de manière positive à l'internationalisation des petites entreprises.

Pour compléter ces différentes hypothèses, nous introduisons deux autres hypothèses liées aux caractéristiques de la petite entreprise. La première de ces hypothèses recoupe les travaux traitant des liens entre la taille de l'entreprise et son internationalisation (Calof, 1993). Nous mesurerons la taille de l'entreprise par le chiffre d'affaires généré.

Hypothèse 5 : L'internationalisation de la petite entreprise est liée de manière positive à son niveau d'activité.

La dernière hypothèse introduite fait référence à la structure de propriété de l'entreprise. Si nombre de petites entreprises ne sont pas amenées à grandir (Marchesnay, 1988), d'autres connaissent un véritable cycle de vie financièrement parlant (Ang, 1991 ; Couderc, 2000). En supposant que l'activité d'exportation nécessite des moyens financiers importants, de plus en

plus difficilement couvert par des ressources propres, nous pouvons poser l'hypothèse suivante :

*Hypothèse 6* : L'internationalisation est liée de manière positive à l'ouverture du capital de la petite entreprise

L'ensemble de ces hypothèses est testé sur un échantillon représentatif de petites entreprises agroalimentaires de la région Languedoc-Roussillon (France). Le test repose sur un modèle économétrique, que nous allons développer maintenant.

### **3. Aspects d'ordre méthodologique**

#### **3.1. Données mobilisées**

La base de données que nous mobilisons est constituée de PEAA de la région Languedoc-Roussillon. Ces PE font parties d'un échantillon plus large d'entreprises agroalimentaires enquêtées en 1998 dans le cadre du programme de recherche INRA-DADP<sup>1</sup> "Facteurs de développement des entreprises agroalimentaires du Languedoc-Roussillon". L'échantillon d'EAA est représentatif des entreprises de ce secteur au niveau régional. Notre base de données de PEAA est donc un sous ensemble de cet échantillon, composée uniquement de "SA" ou "SARL" allant de 6 à 55 salariés (permanents + équivalents temps pleins sur un an). L'enquête a été réalisée par questionnaire, administré en face à face. La construction du questionnaire a cependant permis, aussi, d'avoir des informations d'ordre plus qualitatif.

Les 124 entreprises composant cette base sont donc représentatives au niveau régional de 357 PEAA (par extrapolation). Les coopératives vitivinicoles sont absentes de ce sous ensemble en raison des variables à analyser. Ces dernières en effet, ne sont pas compatibles avec celles de notre étude (structure du capital, mode de gestion et de pilotage) sans un "retraitement" préalable. Après avoir écarté les valeurs manquantes, nous nous baserons sur 335 observations complètes. La richesse de cette base de données permet de tester un certain nombre de variables mentionnées dans les hypothèses de recherche.

#### **3.2. Variables à expliquer**

Dans ce travail, deux variables endogènes sont prises en compte :

- Une variable de décision d'exporter  $d$  qui vaut 1 quand l'entreprise a exporté sinon elle vaut 0.
- Une variable discrète ordonnée *COMPQUAL* qui nous renseigne sur la perception du chef d'entreprise quant à la « compétitivité qualité » des produits fabriqués par son entreprise. La variable *COMPQUAL* prend trois modalités :

---

<sup>1</sup> Pour plus d'informations sur les aspects méthodologiques, nous invitons le lecteur à se reporter à Aurier et Autran (2000).

$$COMPQUAL = \begin{cases} = 1 & \text{Très faible + faible compétitivité} \\ = 2 & \text{Compétitivité moyenne} \\ = 3 & \text{Forte compétitivité} \end{cases}$$

La variable *COMPQUAL* donne donc une information sur la compétitivité de l'entreprise. Il est raisonnable de penser que le chef d'entreprise a la meilleure information possible sur la compétitivité de son entreprise. Nous ne faisons que reprendre l'idée de Penrose (1959) ou Polge (1996) pour qui l'avantage concurrentiel des entreprises, et notamment des petites, est largement subjectivé par le dirigeant. Par extension, si les capacités du dirigeant à digérer l'ensemble des informations lui parvenant sont limitées, on peut donc comprendre *COMPQUAL* comme une évaluation « subjective » de cette compétitivité.

### 3.2. Les variables explicatives

Les déterminants de la compétitivité qualité « *COMPQUAL* » et les causes des décisions d'exportations « *d* » ont été recherchés à la fois au niveau des caractéristiques du chef d'entreprise, dans les caractéristiques de l'entreprise elle-même, et dans la nature de l'environnement auquel fait face l'entreprise. L'ensemble des variables explicatives retenues, leurs statistiques descriptives, ainsi que leurs définitions et modalités sont présentées en annexe 1. Nous allons cependant les décrire et expliciter les effets attendus pour chacune des variables exogènes.

#### *Les caractéristiques du chef d'entreprise*

Le capital humain général : l'effet du capital humain général du chef d'entreprise est approché par son niveau d'éducation. Nous avons introduit une variable discrète *EDUC* qui prends trois modalités : *EDUC=1* si le dirigeant a un niveau supérieur au Bac, *EDUC=2* si le chef d'entreprise a un BEP (Brevet d'Etude Professionnel), un CAP (Certification d'Aptitude Professionnelle) ou un Bac, *EDUC=3* si le dirigeant est un autodidacte ou une personne qui a poursuivi d'autres formations que celles précitées. Le groupe des dirigeants d'un niveau élevé d'étude (*EDUC=1*) est utilisée comme groupe de référence. Le capital humain spécifique : l'âge du dirigeant *AGE* est introduit pour capter l'effet de l'expérience professionnelle et le rôle de l'effet génération. Nous cherchons par cette variable à capter l'effet des connaissances accumulées après les études sur les décisions du dirigeant. La nature comportementale du dirigeant : nous introduisons un indicateur *ENTREUP* qui vaut quand 1 si le chef d'entreprise a un comportement jugé entrepreneurial. L'indicateur vaut 0 quand il s'agit des chefs d'entreprise qui ont un comportement patrimonial ou managérial. Le comportement du dirigeant de petite entreprise pourrait être décrit de manière plus fine. Cependant, la littérature traitant du comportement du dirigeant de petite entreprise, et son application aux PEAA, nous incitent à ne retenir que ces comportements idéalisés (Remaud, 2002).

#### *Les caractéristiques de l'entreprise*

La structure de propriété de l'entreprise : dans une analyse de court terme, il est possible d'introduire la structure du capital *CAPITAL* comme dimension explicative et la considérer

comme exogène. A partir de cette structure *CAPITAL*, nous pouvons discriminer les entreprises suivant la grille de lecture développée par Le Vigoureux (1997) entre les entreprises indépendantes *CAPITAL=1*, adossées *CAPITAL=2*, et contrôlées *CAPITAL=3*. Nous retiendrons la modalité *CAPITAL=1* comme modalité de référence. La durée de vie de l'entreprise : nous utilisons la durée de vie de l'entreprise *DVIE* pour contrôler l'effet cycle de vie de l'entreprise. Cette variable est construite à partir de l'année de création de l'entreprise déclarée. Un terme quadratique *DVIE2* (durée de vie au carré) est introduit pour tester l'existence d'une relation non linéaire entre les probabilités jointes d'être exportateur pour un niveau de compétitivité et la durée de vie de l'entreprise. Le type de produit vendu : nous distinguons les entreprises selon la nature de leur activité *PRODUIT*, entre celles qui commercialisent des dérivées de céréales *PRODUIT=1*, de celles qui commercialisent : des animaux *PRODUIT=2*, des fruits et légumes *PRODUIT=3*, des produits de la viticulture *PRODUIT=4*. Les entreprises de références sont celles qui vendent des fruits et légumes (*PRODUIT=3*). Le niveau d'activité passée de l'entreprise : les entreprises sont supposées évaluer leur compétitivité et leur niveau d'exportation à partir du chiffre d'affaires réalisé les années passées. Nous avons mesuré le niveau d'activité par le chiffre d'affaires de l'année 1997 (*CA97*).

**La nature de l'environnement.** Les croyances et les anticipations quant à l'évolution du marché sont prises en compte explicitement dans ce travail. Les dirigeants ont été questionnés de la façon suivante : pensez-vous voir arriver dans les 12 mois à venir de nouveaux concurrents ? Selon les réponses, une variable nominale *CONCUR* en trois modalités a permis de distinguer les dirigeants qui : sont sans réponse à cette question *CONCUR=1*, anticipent l'entrée de nouveaux arrivants *CONCUR=2*, ont déclaré penser qu'il n'y aura pas d'autres concurrents *CONCUR=3*

**La localisation géographique.** *AUDE* vaut 1 si l'entreprise est localisée dans le département de l'Aude. *AUDE* est introduite pour capter l'effet de la localisation géographique, au niveau des départements composant la région Languedoc-Roussillon.

### 3.3. Modèle économétrique proposé

Le travail empirique consiste en l'estimation d'une version modifiée d'un modèle probit bivarié avec un traitement de l'hétéroscédasticité et la réalisation de tests d'hypothèses. Aux extensions déjà proposées dans la littérature économétrique (Boyes et al., 1989 ; Poirier, 1980 ; Van de Ven et al., 1981), le modèle empirique que nous proposons généralise le probit bivarié au cas des variables endogènes polytomiques ordonnées. En effet, contrairement au probit bivarié simple qui contient que deux variables binaires (Green, 1997 ; Maddala, 1983), le probit bivarié polytomique présenté dans cette section comprends une variable binaire (décision d'exporter) et une variable discrète ordonnée<sup>2</sup> (les niveaux de compétitivité).

---

<sup>2</sup> Une autre extension du modèle probit bivarié proche de celle que nous présentons dans cette communication a été réalisée par Hall et al. (2002). Leur modèle permet surtout de corriger les problèmes de sélection lorsqu'on estime un probit ordonné simple sur un sous échantillon non représentatif. La fonction de vraisemblance du probit bivarié polytomique ordonné présenté dans cette recherche a une forme plus complexe et est plus difficile à estimer.

### *Cas où il existe un lien entre le niveau de compétitivité et les décisions d'exportation*

Pour expliquer la décision d'exporter ou non des produits agroalimentaires, nous pouvons considérer que le dirigeant compare les profitabilités obtenues en exportant ou non des produits. Supposons que pour chaque dirigeant (repéré avec l'indice  $i$ ) de l'échantillon de taille  $n$ , cette différence de profitabilité entre chaque alternative est représentée par une variable latente  $y_i^*$ . Admettons aussi que cette variable latente est une combinaison linéaire d'un certain nombre de variables explicatives :

$$y_i^* = \alpha' \mathbf{X}_i + \mu_i \quad i=1, \dots, n, \quad (1)$$

avec  $\alpha'$  le vecteur de paramètres,  $\mu_i$  un terme d'erreur de moyenne nulle et de variance  $\sigma_{\mu_i}^2$ ,  $\mathbf{X}_i$  l'ensemble des variables qui influencent la profitabilité de l'entreprise  $i$ . Nous définissons pour chaque entreprise  $i$ , une variable de Bernoulli  $d_i$  qui vaut 1 quand l'entreprise exporte des produits agro-alimentaires, sinon  $d_i=0$ .

$$d_i \begin{cases} = 1 & \text{si } y_i^* = \alpha' \mathbf{X}_i + \mu_i > 0 \\ = 0 & \text{si autrement} \end{cases} \quad (2)$$

D'autre part, posons la variable à expliquer  $COMPQUAL_j$  qui décrit les niveaux de compétitivité ( $j=1, \dots, J$ ). Dans notre cas nous avons trois niveaux de compétitivité  $J=3$ . Nous pouvons supposer qu'il existe une variable latente  $w_i^*$  continue, déterminée par les caractéristiques observées  $\mathbf{Z}_i$  et les caractéristiques aléatoires  $\varepsilon_i$ :

$$w_i^* = \beta' \mathbf{Z}_i + \varepsilon_i \quad i=1, \dots, n \quad (3)$$

$\varepsilon_i$  est un terme stochastique de moyenne nulle et d'écart type  $\sigma_{\varepsilon_i}$ ,  $\beta$  un vecteur de paramètres qui contient la constante. Quand la variable latente  $w_i^*$  est dans des intervalles délimitées par des seuils inconnus  $s_j$ , un niveau de compétitivité particulier  $j$  est observé :

$$COMPQUAL_i = j \quad \text{si } s_{j-1} < w_i^* \leq s_j \quad j=1, \dots, 3 \quad (4)$$

Selon (4), nous observons une entreprise qui a un niveau de compétitivité  $j=1,2,3$  si la variable latente  $w_i^*$  est dans un intervalle particulier  $]s_{j-1}, s_j]$  et que simultanément le dirigeant à intérêt exporter  $y_i^* > 0$ . Nous supposons que les termes d'erreur  $(\varepsilon_i, \mu_i)$  suivent une distribution normale bivarié de moyenne nulle avec une matrice de variances covariances  $\Omega$  :

$$\Omega = \begin{vmatrix} \sigma_{\varepsilon} & \rho \sigma_{\varepsilon} \sigma_{\mu} \\ \rho \sigma_{\varepsilon} \sigma_{\mu} & \sigma_{\mu} \end{vmatrix} \quad (5)$$

Ainsi, les probabilités d'observer une entreprise d'un certain niveau de compétitivité qui exporte et qui n'exporte pas sont respectivement :



$$\begin{aligned}
p_{1j} &= P[d_i = 1, \text{COMPQUAL}_i = j] = \Pr[s_{j-1} < w_i^* \leq s_j \text{ et } y_i^* > 0] \\
&= P(\varepsilon_i \leq s_j - \beta'Z_i, \mu_i > -\alpha'X_i) - P(\varepsilon_i \leq s_{j-1} - \beta'Z_i, \mu_i > -\alpha'X_i) \quad (6) \\
&= F\left(\frac{s_j - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
p_{0j} &= P[d_i = 0, \text{COMPQUAL}_i = j] = \Pr[s_{j-1} < w_i^* \leq s_j \text{ et } y_i^* \leq 0] \\
&= P(\varepsilon_i \leq s_j - \beta'Z_i, \mu_i \leq -\alpha'X_i) - P(\varepsilon_i \leq s_{j-1} - \beta'Z_i, \mu_i \leq -\alpha'X_i) \quad (7) \\
&= F\left(\frac{s_j - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, -\frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, -\frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right)
\end{aligned}$$

avec  $F(\dots, \rho)$  la fonction de répartition normale bi variée évaluée aux points  $s_j - \beta'Z_i / \sigma_\varepsilon$ ,  $\alpha'X_i / \sigma_\mu$ . Au total, nous avons  $2 \times J$  probabilités jointes. Selon ce modèle (probit bivarié polytomique), la probabilité d'exporter des produits est plus compliquée que celle qui peut être générée par un probit binaire ou bivarié simple. En effet, les probabilités d'exporter dans selon les modèles sont données comme il suit :

- probabilité d'exporter générée par le probit bivarié polytomique

$$\begin{aligned}
P_1 &= P[d_i = 1] = \sum_{j=1}^{j=J} P[d_i = 1, \text{COMPQUAL}_i = j] \\
&= \sum_{j=1}^{j=J} \left[ F\left(\frac{s_j - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) \right] \quad (8)
\end{aligned}$$

-probit binaire simple

$$p_i = P[d_i = 1 | X_i] = F_\mu\left(\frac{\alpha X_i}{\sigma_{\mu_i}}\right)$$

Avec  $F_\mu(\cdot)$  la fonction de répartition de la loi normale uni-variée de  $\mu$ . De même la probabilité d'avoir un niveau de compétitivité  $j$  particulier est plus compliquée que celle qui peut être générée par un probit ordonné simple :

- probabilité d'avoir un niveau particulier de compétitivité générée par le probit bivarié polytomique

$$\begin{aligned}
P_j &= P[\text{COMPQUAL}_i = j] = \sum_{m=0}^{m=1} P[d_i = m, \text{COMPQUAL}_i = j] \\
&= \sum_{m=0}^{m=1} F\left(\frac{s_j - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta'Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha'X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) \quad (9)
\end{aligned}$$

- probabilité d'avoir un niveau particulier de compétitivité générée par le probit ordonné simple



$$p_{ij} = P[COMPQUAL_t = j] = F_\varepsilon \left[ \frac{s_j - \beta' Z_i}{\sigma_{\varepsilon_i}} \right] - F_\varepsilon \left[ \frac{s_{j-1} - \beta' Z_i}{\sigma_{\varepsilon_i}} \right]$$

avec  $F_\varepsilon(\cdot)$  la fonction de répartition de la loi normale uni varié de  $\varepsilon$ . **L'intérêt d'un modèle bivarié est que si le coefficient de corrélation  $\rho$  est différent de 0, nous pouvons estimer les probabilités conditionnelles qui permettent d'évaluer les chances d'observer un niveau de compétitivité sachant que l'entreprise oriente ses activités à l'exportation.** Celles-ci prennent les formes :

$$P_{j|d=1} = P[COMPQUAL_i = j | d_i = 1] = \frac{\Pr(COMPQUAL_i = j, d_i = 1)}{P(d_i = 1)} \quad (10)$$

Ces probabilités nous permettent d'estimer les chances d'observer un niveau particulier de compétitivité sachant que l'entreprise a décidé d'exporter. Puisque les variables endogènes sont ordonnées et que les variables latentes ne sont pas observables, l'identification du modèle nous impose de poser  $\sigma_\varepsilon = \sigma_\mu = 1$ . Le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle probit bivarié polytomique à maximiser est alors :

$$\begin{aligned} \text{Log}L(\beta, \alpha, \mathbf{s}; \rho) = \sum_{i=1}^{i=n} \left( \sum_{j=1}^{j=3} A_{ij} \times \text{Log} [F(s_j - \beta' Z_i, \alpha' X_i, \rho) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i, \alpha' X_i, \rho)] \right. \\ \left. + \sum_{j=1}^{j=3} B_{ij} \times \text{Log} [F(s_j - \beta' Z_i, -\alpha' X_i, \rho) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i, -\alpha' X_i, \rho)] \right) \end{aligned} \quad (11)$$

avec  $A_j$  et  $B_j$  des indicatrices qui sont définies comme il suit :

4

$$\begin{aligned} A_{ij} \begin{cases} = 1 & \text{si } d = 1 \text{ (et) } COMPQUAL_i = j \\ = 0 & \text{si autrement} \end{cases} \quad i=1, \dots, n, \quad j=1, \dots, J \\ B_{ij} \begin{cases} = 1 & \text{si } d = 0 \text{ (et) } COMPQUAL_i = j \\ = 0 & \text{si autrement} \end{cases} \quad i=1, \dots, n, \quad j=1, \dots, J \end{aligned}$$

$s_j$  sont les seuils ordonnés  $s_0 < s_1 < \dots < s_3$  inconnus estimés avec les paramètres  $(\alpha, \beta)$  du modèle. On suppose que les vecteurs  $(\beta, \alpha)$  contiennent un terme constant chacun. Un des seuils  $s_j$  n'est donc pas identifiable, ce qui nous pousse à la normalisation suivante  $s_1=0$ . De plus, nous devons supposer  $s_0 = -\infty, s_3 = +\infty$  pour que la somme des probabilités sur tous les intervalles soit égale à 1 :

$$\sum_{j=1}^{j=3} \sum_{m=0}^{m=1} P[COMPQUAL_i = j, d_i = m] = 1.$$

Par conséquent pour  $J=3$ , seul un seuil  $s_2$  est indetifiable. Pour estimer correctement des paramètres  $\{s_2, \beta, \alpha\}$ , nous avons utilisé la correction de White (1982) pour obtenir des estimateurs robustes à l'hétéroscédasticité.

La simple observation du logarithme de vraisemblance (11) permet d'évaluer les éventuels biais qui résulteraient de l'estimation séparée d'un probit ordonné simple et d'un probit binaire simple si  $\rho \neq 0$ . De même contrairement au probit bivarié polytomique présenté, le probit bivarié usuel ne permettrait pas pour notre travail de distinguer plusieurs niveaux de compétitivité.

### *Cas où les niveaux de compétitivité qualité et les décisions d'exportation sont indépendants*

Si le coefficient de corrélation est nul  $\rho = 0$ , les décisions d'exportation ne sont pas liées aux niveaux d'exportation. Les relations (8,9) se simplifient à :

$$\begin{aligned} F(s_j - \beta' Z_i, \alpha' X_i, \rho) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i, \alpha' X_i, \rho) &= F(\alpha' X_i) [F(s_j - \beta' Z_i) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i)] \\ F(s_j - \beta' Z_i, -\alpha' X_i, \rho) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i, -\alpha' X_i, \rho) &= [1 - F(\alpha' X_i)] [F(s_j - \beta' Z_i) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i)] \end{aligned}$$

Le logarithme de la fonction de vraisemblance à maximiser est donc :

$$\begin{aligned} \text{Log}L(\beta, \alpha, s; \rho) &= \sum_{i=1}^{i=n} (d_i \text{Log}[F_\mu(\alpha' X_i)] + (1 - d_i) \text{Log}[1 - F_\mu(\alpha' X_i)] \\ &+ \sum_{j=1}^{j=3} A_{ij} \times \text{Log}[F_\varepsilon(s_j - \beta' Z_i) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i)] \\ &+ \sum_{j=1}^{j=3} B_{ij} \times \text{Log}[F(s_j - \beta' Z_i) - F(s_{j-1} - \beta' Z_i)]) \end{aligned} \quad (13)$$

Le logarithme de la fonction de vraisemblance (13) est donc simplement la somme d'un probit binaire  $L_1(\alpha)$  et d'un probit ordonné  $L_2(\beta, s)$ . Il est ainsi possible d'obtenir le vecteur  $\alpha$  optimal en maximisant le logarithme de vraisemblance  $\text{Log}L_1(\alpha)$  indépendamment de  $L_2(\beta, s)$ . Par conséquent les spécifications usuelles (probit binaire, probit ordonné simple) ne sont pertinentes que lorsqu'il y a indépendance entre le terme d'erreurs  $(\varepsilon, \mu)$ , ce qui n'est pas le cas comme nous allons le voir.

**Correction de l'hétéroscédasticité.** Yatchew et Griliches (1984) ont montré que lorsque les perturbations sont hétéroscédastiques, les estimateurs du maximum de vraisemblance ne sont pas consistants et les matrices des variances covariances sont inappropriées pour réaliser les tests usuels. L'ensemble des résultats présentés est obtenu après avoir effectués la correction de White (*ib.*). Les programmes d'optimisation ont été réalisés avec le logiciel SAS<sup>3</sup> (avec son module IML).

## 4. Résultats économétriques

A la question est-ce que les décisions d'exportation et les évaluations que font les chefs de la compétitivité de leur entreprise sont liées, nos tests économétriques nous permettent de répondre clairement. En général, les variables explicatives testées n'influencent pas dans le

<sup>3</sup> Pour obtenir une convergence rapide des estimateurs (une dizaine d'itérations), nous avons initialisé la fonction de vraisemblance par un vecteur de paramètres obtenus dans une phase préalable à partir d'une estimation d'un probit binaire simple et d'un probit ordonné simple. Le coefficient de corrélation entre les termes de perturbations est initialisé à 0.

même sens les probabilités jointes d'être exportateur et d'avoir un certain niveau de compétitivité. Rappelons enfin que les paramètres estimés ( $\alpha, \beta, \gamma$ ) n'ont pas d'interprétation absolue et fournissent seulement une échelle d'intensité de consommation. Pour donner un poids à chaque déterminant de la décision d'exportation et du niveau de compétitivité déclaré, nous avons calculé les effets marginaux des variables explicatives pour chaque entreprise de l'échantillon (cf. annexe 2 pour la méthodologie). Les résultats des tests sont résumés comme il suit :

***Etre exportateur et avoir une forte compétitivité qualité perçue apparaissent être liées négativement.*** Un simple test du khi-deux montre que les décisions d'exportation et les évaluations des niveaux de compétitivité sont liées moyennement (le khi-deux est de 23,70 pour 2 degrés de liberté, le coefficient de contingence corrigé est de 0,37, le V de Cramer est de 0,26). Aussi la mesure de la *statistique de Gamma* donne une valeur de -0,3 avec un intervalle de confiance à 95 % de [-0,125, 0,47] ce qui confirme une relation linéaire modérée négative peu précise. Les statistiques de *Lambda symétrique* et *asymétriques* ne permettent pas de dire quelque chose sur le lien de causalité entre les deux variables endogènes *COMPQUAL* et *d*. Le modèle probit bivarié polytomique estimé permet d'évaluer un coefficient de corrélation de  $\rho = -0,40$  avec un écart type de 0,19. Nous devons nous attendre à ce que les entreprises qui ont déclaré avoir une faible compétitivité qualité soit les plus enclin à exporter. L'hypothèse 1 ne serait donc pas validée sur notre échantillon. Les variables influençant négativement les décisions d'exportation influencent positivement l'évaluation de la compétitivité et réciproquement. Cependant, nous verrons que certaines variables agissent avec le même signe sur la qualité perçue et le fait d'exporter.

La probabilité d'observer une PEAA qui n'exportent pas et qui déclarent avoir un niveau de qualité élevé est relativement importante (cf. annexe 3). En effet, la probabilité (estimée par le modèle) d'observer une entreprise exportatrice est de  $P[d=1]=44,71\%$  avec un écart type de 0,37 (la fréquence empirique est de 45,07 %). Les PEAA déclarent en majorité être d'un très haut niveau de compétitivité qualité. La probabilité moyenne estimée est de  $P[COMPQUAL=3]=48,79\%$  avec un écart type de 0,25 (la fréquence empirique est de 48,96%).

Tableau 1 : Probabilités jointes moyennes estimés à partir du modèle sur 335 entreprises

	Entreprise exportatrice	Entreprise non exportatrice	Compétitivité
Compétitivité qualité	$P(COMPQUAL = j, d = 1)$	$P(COMPQUAL = j, d = 0)$	$P(COMPQUAL = j)$
Faible $COMPQUAL=1$	0.071***	0.046***	0.11 ***
Moyenne $COMPQUAL=2$	0.202***	0.190***	0.39***
Forte $COMPQUAL=3$	0.172***	0.315***	0.48***
Exportation <i>d</i>	$P[d=1]=0.44***$	$P[d=0]=0.55***$	1

\*\*\* significatif à 1%

***Que l'on exporte ou non, la compétitivité qualité joue un rôle majeur.*** Selon nos calculs, 57,7 % des PEAA exportatrices ont un niveau de compétitivité de qualité très élevée ( $COMPQUAL=3$ ). Mais on retrouve la même proportion chez les PEAA qui n'exportent pas. En effet comme nous pouvons le remarquer sur le tableau 2, les probabilités conditionnelles (cf. les relations 10 du texte) sont proches entre elles selon que l'entreprise exporte ou non.

Tableau 2 : Probabilités conditionnelles moyennes estimées à partir du modèle sur 335 PEAA

Compétitivité qualité	PEAA exportatrice d=1	PEAA non exportatrice d=0
	$P(\text{COMPQUAL} = j / d = 1)$	$P(\text{COMPQUAL} = j / d = 0)$
Faible $\text{COMPQUAL}=1$	0.096 ***	0.079***
Moyenne $\text{COMPQUAL}=2$	0.326***	0.356***
Forte $\text{COMPQUAL}=3$	0.577***	0.564***
Totale	1	1

\*\*\* significatif à 1%

**Plus le dirigeant est âgé et plus la PEAA est perçue comme étant compétitive mais moins elle exporte.** La probabilité d'exporter est plus forte pour les jeunes dirigeants. On peut donc affirmer au vu de nos résultats que l'expérience du chef de l'entreprise, mesurée par son âge, ne pousse pas vers plus d'ouverture à l'international. Nous évaluons une quasi-élasticité âge de 51 %. L'effet d'une année de vieillissement diminue la probabilité d'exporter tout en étant compétitif de -0,007 ce qui correspond à une quasi-élasticité moyenne de -0,37. L'hypothèse H2a serait donc valide chez les dirigeants de PEAA du Languedoc-Roussillon.

**Le niveau d'éducation influence positivement la probabilité d'exporter.** Les dirigeants disposant d'un niveau supérieur au BAC ont plus de chances d'être exportateurs. L'hypothèse H2b ne serait donc pas vérifiée mais les paramètres associés à cette dimension *EDUC* ne sont précis (l'hypothèse nulle est acceptée au seuil de signification habituel pour un *Khi-deux* 2,26 et une *p-value* = 0,32 pour deux degrés de liberté). Les paramètres associés à *EDUC* sont plus précis quand il s'agit d'expliquer les probabilités associés aux niveaux de qualité (le test de Wald donne un *Khi-deux* 17,42 pour deux degré de liberté). Ce sont les dirigeants d'un haut niveau d'étude qui ont le plus de chance de considérer leur entreprise comme fortement compétitive. La probabilité d'avoir un niveau élevé de compétitivité  $P[\text{COMPQUAL}=3]$  diminue de 24 % entre un chef qui a suivi des études supérieures et un chef d'entreprise qui a obtenu un BEP ou CAP. La probabilité d'avoir un niveau de compétitivité moyen  $P[\text{COMPQUAL}=2]$  augmente de 14 %. Notons cependant que les chefs autodidactes  $\text{EDUC}=3$  ne semblent pas se distinguer statistiquement du groupe de référence ( $\text{EDUC}=1$ ). De plus, le paramètre associé à la modalité  $\text{EDUC}=3$  (les chefs qui ont un BEP ou un CAP) n'est significatif qu'à un seuil de signification de 10% quand il s'agit d'expliquer les décisions d'exportation.

Enfin, la probabilité  $P_{13}$  (cf. relation 6) qu'une PEAA soit exportatrice  $d=1$  et qu'elle ait un niveau élevé de compétitivité qualité  $\text{COMPQUAL}=3$  diminue légèrement de -0,01. Comparativement aux autres variables explicatives introduites dans le modèle, l'éducation joue un rôle certes significatif mais non primordial. Les résultats liés à l'âge de la PEAA vont dans le même sens.

**Les jeunes entreprises ont plus de chance d'être exportatrices mais la durée de vie n'influence pas l'évaluation du niveau de compétitivité par la qualité.** La probabilité d'exporter des produits à l'étranger  $P[d=1]$  augmente avec la durée de vie de l'entreprise *DVIE*. La quasi-élasticité de l'âge est de 1 %. Mais à partir d'un certain âge vers la moitié de la quarantaine cette probabilité devient faible puis elle devient nulle. Le test de nullité des paramètres  $\text{DVIE}=\text{DVIE}2=0$  montre que l'hypothèse nulle est rejetée à 5 % (*khi deux*=7,04 ;

$p$ -value=0,02 ; 2 degrés de liberté). Mais quand il s'agit d'expliquer les probabilités associées aux différents niveaux de compétitivité les paramètres associés à la durée de vie ne semblent pas statistiquement être différents de 0 (le test de Wald donne un khi deux très faible 0.07 pour deux degrés de liberté, ce qui équivaut à une  $p$ -value de 0.96). L'effet d'une année sur la probabilité jointe d'exporter et d'être d'un très haut niveau de qualité est en moyenne de 0.1% sur notre échantillon (quasi élasticité de 0.01).

***Les dirigeants de PEAA ayant un comportement entrepreneurial ont un faible niveau de compétitivité qualité et ont plus de chance d'être exportateur.*** Par rapport aux autres dirigeants au comportement patrimonial ou managérial, les dirigeants « entrepreneuriaux » ont une probabilité d'exporter qui augmente de 17 %. La probabilité d'avoir un niveau élevé de compétitivité diminue de 9 %. La probabilité jointe d'exporter tout en ayant un haut niveau de qualité  $P[COMPQUAL=3,d=1]$  augmente de 4 % en moyenne dans notre échantillon. La probabilité de ne pas être exportateur tout en étant d'un très haut niveau de qualité  $P[COMPQUAL=3,d=0]$  diminue de -13 %. L'hypothèse 3 n'est donc pas validée sur l'échantillon de PEAA du Languedoc-Roussillon.

***Les dirigeants de PEAA qui anticipent l'entrée future de nouveaux concurrents ont tendance à être plus exportateurs et à avoir une perception élevée du niveau de compétitivité qualité.*** Pour les décisions d'exportation, le test de Wald de la nullité des paramètres associés à cette dimension explicative donne un *Khi-deux* de 20,42 pour 2 degrés de liberté. De même on obtient une forte valeur de la distance du *Khi-deux* 9,20 ce qui équivaut à une  $p$ -value de 0,02. Quand un dirigeant ignore s'il va y avoir dans un avenir proche plus de concurrents sur ses marchés, sa probabilité d'être exportateur diminue de 25 % et les chances que ce dirigeant évalue son entreprise comme fortement compétitive diminuent de 31 %. L'hypothèse 4 est donc validée dans le cas des PEAA du Languedoc-Roussillon.

***Le niveau d'activité passé de l'entreprise tend à les encourager à exporter.*** Plus l'entreprise réalise un chiffre d'affaires élevé et plus elle est encouragée à exporter. L'augmentation de 1 % du chiffre d'affaires passé augmente de 2 % la probabilité d'exporter. D'autre part, le chiffre d'affaire ne paraît pas influencer les niveaux de compétitivité évalués. Selon nous, l'augmentation d'un 1 % du chiffre d'affaires passé augmente la probabilité d'exporter et d'évaluer un niveau élevé de compétitivité de 0,007 (cf. annexe 4 pour lire la distribution des quasi-élasticités sur notre échantillon). L'hypothèse 5 est donc validée dans le cas des PEAA du Languedoc-Roussillon.

***Les entreprises indépendantes sont fortement exportatrices et déclarent avoir un faible niveau de compétitivité qualité.*** La dimension explicative *CAPITAL* semble être fortement significative sur les probabilités jointes d'exporter et d'avoir un niveau de compétitivité particulier. Le test de Wald de nullité de cette dimension explicative quand il s'agit d'expliquer les niveaux d'exportation donne un *Khi-deux* de 21,25 pour 2 degrés de liberté. De même, le même test de Wald appliqué lorsqu'il s'agit d'expliquer les probabilités associées aux niveaux de compétitivité donne un *Khi-deux* de 38,89. Selon nos estimations, la probabilité jointe qu'une entreprise exporte et « dispose » d'un très haut niveau de compétitivité qualité  $P[COMPQUAL=3,d=1]$  diminue de -0,08. La diminution est encore plus élevée pour la probabilité de ne pas exporter et d'avoir un niveau très élevé de qualité

$P[COMPQUAL=3,d=0]$ . Celle-ci diminue de -0,37. L'hypothèse 6 n'est donc pas valide sur l'échantillon de PEAA.

En ce qui concerne les autres facteurs explicatifs testés nous pouvons retenir ce qui suit. Ainsi, la localisation géographique ne semble pas être une dimension explicative pertinente. Aux seuils de signification usuellement retenus, cette variable n'apparaît jamais significative quelque soit la spécification retenue. A l'inverse, ce sont les PEAA de fruits et légumes de qualité faible qui ont tendance le plus à exporter. Les tableaux récapitulatifs présentés en annexe 4 montrent que ce sont les PEAA fabriquant des fruits et légumes qui ont le plus de chance d'être exportatrices. Le test de Wald permet d'obtenir un *Khi-deux* de 58,08 pour 3 degrés de liberté ce qui donne une *p-value*  $< 0,0001$ . Mais parallèlement, ce sont ces mêmes entreprises de fruit et légumes qui déclarent avoir une faible compétitivité « qualité ». Le test de Wald donne un *Khi-deux* de 14,91 pour 3 degrés de liberté. La probabilité jointe de ne pas exporter tout en ayant un niveau élevé de compétitivité  $P[COMPQUAL=3,d=0]$  augmente de 0.34 quand il s'agit d'une entreprise qui vend des produits dérivés des céréales.

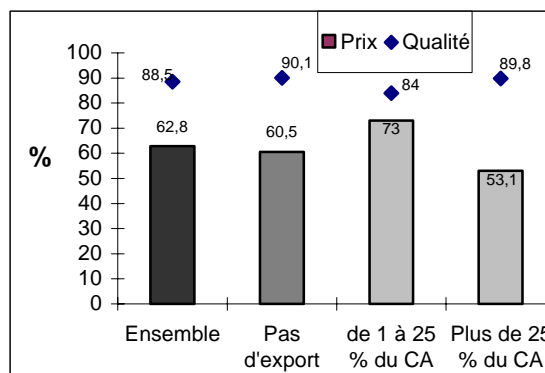
### **Discussion des résultats et conclusion**

Le premier résultat de la recherche va à l'encontre des suppositions de Bonaccorsi (*ib.*) et de l'approche descriptive de Couderc et Remaud (*ib.*) sur l'ensemble des PME de cette région Languedoc-Roussillon. Le rejet de l'hypothèse 1, c'est à dire l'observation d'un lien négatif unissant une forte compétitivité qualité perçue et le fait d'être exportateur, peut s'expliquer de différentes façons. Tout d'abord, la manière dont est perçue la compétitivité qualité par les dirigeants de PEAA, nous l'avons dit, est largement subjective. Cela signifie que les dirigeants exportateurs pourraient surestimer leur compétitivité qualité. Au-delà de ce phénomène, l'interprétation directe du rejet de cette hypothèse serait donc que les PEAA exportatrices ne baseraient pas leur compétitivité à l'international sur la commercialisation de produits de qualité spécifique (produits de terroir notamment). Le graphique ci-dessous permet d'affiner ces propos.

L'indice mobilisé pour la compétitivité qualité est issue de la question « *En ce qui concerne la qualité, par rapport à vos concurrents directs, diriez-vous que principal produit est plutôt ? Très peu compétitif, Peu compétitif, Moyennement compétitif, Assez compétitif, Très compétitif* ». Nous avons construit cet indice en ajoutant les réponses [ « assez et très compétitif » / l'ensemble des réponses ] à la question. Cet "indice de compétitivité" pour la qualité a son équivalent en ce qui concerne le prix. On parlera donc de compétitivité prix.



Graphique 1 : Compétitivité prix et qualité en fonction du CA exporté



Les résultats du graphique 1 montrent, en ce qui concerne la compétitivité prix, que 73 % des PEAA exportant de 1 à 25 % de leur CA se sentent assez à très compétitives mais ce taux chute à 53 % pour celles qui exportent plus de 25 % de leur CA. Le phénomène est inverse pour la perception de la compétitivité qualité. Autrement dit, les PEAA exportant plus de 25 % de leur CA pensent disposer plutôt d'un avantage compétitif lié à la qualité de leur produit, alors que les PEAA n'exportant que de 1 à 25 % de leur CA pensent plutôt disposer d'un avantage compétitif lié au prix pratiqué. Notant qu'un nombre plus important de PEAA compose la classe « exportateur de 1 à 25 % du CA ». Le taux d'exportation serait donc un élément expliquant le lien négatif unissant le fait d'exporter et une compétitivité qualité perçue comme forte. De manière synthétique, nous pourrions conclure que les PEAA exportant plus de 25 % de leur CA sont plutôt positionnées sur des produits différenciés, faisant référence à un terroir, alors que les PEAA exportant de 1 à 25 % de leur CA, le prix serait un critère plus déterminant.

Concernant l'hypothèse 2 traitant du capital humain, les résultats sont nuancés. L'hypothèse H2a (l'âge n'est pas lié positivement avec le fait d'exporter) serait validée, tandis que la H2b (le niveau d'éducation n'est pas lié positivement avec le fait d'exporter) n'est pas validée. Autrement dit, plus le dirigeant de PEAA est jeune, son niveau d'éducation élevé, et plus l'entreprise a des chances d'exporter. Ces résultats sont liés, selon nous, à la non validation de l'hypothèse 3 concernant le comportement estimé du dirigeant de PEAA. Ainsi, plus que le comportement managérial, ce serait le comportement entrepreneurial de ces dirigeants qui conduirait l'entreprise à exporter. De manière générale, l'acceptation d'une prise de risque liée à l'ouverture internationale de l'activité de l'entreprise se ferait plus facilement pour des dirigeants « allant de l'avant », mieux informés, mieux formés et plus « dynamiques ». Mieux informés, ces dirigeants exportateurs voient la concurrence se renforcer sur leurs marchés (hypothèse 4 validée). Le capital humain est donc un élément important du phénomène d'exportation, comme le mentionnent Manolova et *al.* (*ib.*), mais selon des critères différents de ceux mentionnés par Westhead et *al.* (2001) notamment. Le « profil » du dirigeant exportateur des PEAA du Languedoc-Roussillon serait donc un dirigeant jeune, mieux formés (selon le niveau d'éducation), dynamique et attentif à la concurrence.

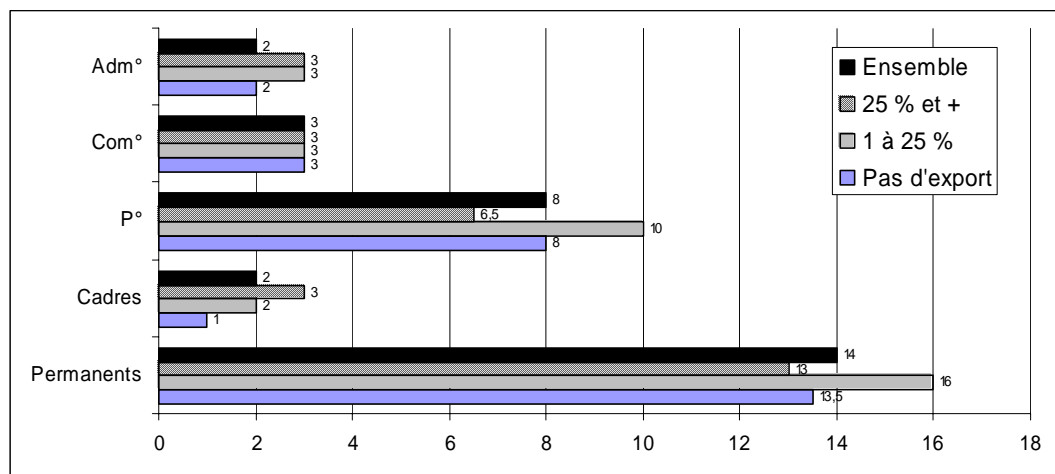


De manière parallèle, il peut être intéressant de savoir si ces dirigeants sont bien « encadrés » pour s'ouvrir à l'international. Différents auteurs ont cherché à lier les compétences du « staff » de l'entreprise à son internationalisation (Ogbuehi et Longfellow, 1994 ; Bloodgood et *al.*, 1996 ; Reuber et Fischer, 1997 ; Manolova et *al.*, *ib.*). On sait en effet, au-delà des moyens financiers, que les entreprises exportatrices, notamment les petites, sont soumises à une structuration organisationnelle croissante (Deysine & Duboin, 1995). Pour ces entreprises, un engagement à l'international devrait les conduire à mobiliser au moins une personne sur le terrain et une personne dans l'administration des ventes export.

On peut approcher ce phénomène en supposant que le nombre moyen de salariés dans ces entreprises doit être, toute proportion gardée, plus conséquent que chez celles qui n'exportent pas.

De manière générale, le fait d'exporter conduit les PEEA concernées à disposer d'au moins un cadre supplémentaire et d'une personne supplémentaire en administration. Sur l'ensemble des salariés permanents, la situation est plus nuancée selon le taux d'exportation. Globalement, ces résultats viennent conforter ceux issus de la littérature mentionnée *infra*.

Graphique 2 : Mobilisation en ressources humaines (moyennes)  
par fonction et par tranche de CA exporté



L'acceptation de l'hypothèse 5, une activité d'exportation liée positivement au niveau d'activité, n'appelle de commentaires particuliers, si ce n'est que ce résultat vient conforter des résultats analogues issus de la littérature.

L'hypothèse 6 est assez peu développée dans la littérature propre aux petites entreprises. Il est vrai qu'est considéré comme petite entreprise, généralement, une entreprise indépendante. Cependant, nombre d'entre elles sont amenées (et parfois obligées) à ouvrir leur capital, afin de financer des actifs de plus en plus immatériels (Marion, 1995 ; Couderc, *ib.*). Les résultats de notre recherche montre, contre toute attente (hypothèse 6 non validée), que ce sont plutôt les PEEA indépendantes qui seraient fortement exportatrices et ayant un faible niveau (perçu)

de compétitivité qualité. Ce résultat doit être relié, selon nous, aux difficultés financières auxquelles feraient face les PEAA exportatrices. Au niveau de la trésorerie dégagée par ces entreprises, plus elles exportent et plus leur trésorerie moyenne (sur une période de 4 années : 1995-1998) est négative : - 29 K€ pour les PEAA exportant de 1 à 25 % de leur CA et - 111 K€ pour les PEAA exportant plus de 25 % de leur CA. À l'inverse, les PEAA n'exportant pas ont une trésorerie positive sur toute la période.

Pour conclure cette recherche, nous aimerions insister sur un point qui vient relativiser la portée de nos propos. Il semble que le secteur agroalimentaire constitue, peut-être comme tous les autres secteurs, un secteur à part. En effet, la question de l'insertion et de l'imprégnation territoriales du dirigeant, de l'histoire (Marchesnay, 1998, 2002), de la périssabilité des produits, des normes internationales, voire de l'image terroir des produits, conditionne les modalités de commercialisation de ces produits. Cela signifie que les résultats présentés dans cette recherche gagneraient à être comparés sur un échantillon de petites entreprises évoluant dans le même secteur, tant celui-ci nous apparaît spécifique.

## Bibliographie

- ANG J.S., 1991 – Small Business Uniqueness and the Theory of Financial Management. *The Journal of Small Business Finance*, 1(1): 1-13.
- AURIER P., AUTRAN F., 2000 – Discours sur la méthode. In AURIER P. et al. (eds), 2000 – *Dynamiques des entreprises agroalimentaires. Regards croisés sur le Languedoc-Roussillon*. Agreste – Graal.M Editions.
- BLOODGOOD J.M., Sapienza H.J., Almeida J.G., 1996 – The internationalization of new high potential US ventures: antecedents and outcomes. *Entrepreneurship, Theory and Practice*, 20(4): 61-76.
- BONACCORSI A., 1992 – On the relationship between firm size and export intensity. *Journal of International small business studies*, 23, fourth quarter.
- BOYES W., HOFFMAN D., LOW. S, 1989 – An econometric analysis of the Bank credit scoring problem. *Journal of Econometrics*, 40, pp 3-14.
- CALOF J.L., 1993 – The impact of size on internationalization. *Journal of Small Business Management*, octobre.
- CALOF J.L., 1994 – The relationship between firm size and export behaviour revisited. *Journal of International Business Studies*, second quarter.
- COUDERC J.P., 2000 – *Structure de propriété et comportement financier des dirigeants de P.M.E.*. Thèse de Sciences de Gestion, Université de Montpellier II.
- COUDERC J.-P., REMAUD H., 2000 – Développement international : l'Europe ou le grand large ? In AURIER P. et al. (eds), 2000 – *Dynamiques des entreprises agroalimentaires. Regards croisés sur le LR*.
- DEYSINE A. & DUBOIN J., 1995 – *S'internationaliser : stratégies et techniques*. Dalloz
- GREENE W., 1996 – Marginal Effects in the Bivariate probit model, Working Paper, EC-96-11 New York University, Leonard N. Stern School of Business, pp. 6
- GREENE W., 1997 – *Econometric Analysis*. 3rd Edition, Englewood, Cliffs, New Jersey, Prentice Hall.
- HALL B.H., LINK A.N., SCOOT. J. T, 2002 – Universities as research partners. *Review of Economics and Statistics*.
- HENSHER D., JOHNSON L. 1981 – *Applied discrete choice modelling*. New York : John Wiley and Sons.
- LE VIGOUREUX, 1997 – Entreprises moyennes : structures de propriété et comportement stratégique. *Revue Française de Gestion*, novembre-décembre.
- MADDALA G., *Limited dependant and qualitative variables in Econometrics*. NY: Cambridge University Press.
- MANOLOVA T.S., BRUSH C.G., EDELMAN L.F., GREENE P.G., 2002 – Internationalization of small firms. Personal factors revisited. *International Small Business Journal*, Vol 20(1): 9-31.
- MARCHESNAY M., 2002 – Les PME de terroir : entre « géo » et « clio » stratégies. Communication à la XI<sup>ème</sup> Conférence de l'AIMS, Paris.
- MARCHESNAY M., 1998 – L'entrepreneuriat rural en quête de légitimités. In MICLET G. et al. (éds), 1998 – *Agriculture et alimentation en quête de légitimité*. Collection économie agricole & agro-alimentaire. Economica, Paris.
- MARION A., 1995 – Le financement de l'actif immatériel des nouvelles entreprises technologiques et innovantes. *Revue Internationale P.M.E.*, vol. 8, n° 3-4, 1995, pp. 205-231.
- OGBUEHI A. et LONGFELLOW T.A., 1994 – Perceptions of US manufacturing SMEs concerning exporting: a comparison based on export experience. *Journal of Small Business Management*, 32(4), 37-47.
- PENROSE E.T., 1963 – *Facteurs, conditions et mécanismes de la croissance de l'entreprise*. Editions Hommes et Techniques. Traduction française de PENROSE E.T., 1959 – *The theory of the growth of the firm*. Basil Blackwell & Mott Ltd..
- POLGE M., 1996 – L'avantage concurrentiel en petite entreprise. Thèse de Sciences de Gestion, Montpellier I
- POIRIER D., 1980 – Partial observability in bivariate probit models. *Journal of Econometrics*, 12, pp 209-217.
- REMAUD H., 2002 – Gouvernance et création de valeur en petite entreprise. Application au secteur agroalimentaire du Languedoc-Roussillon. In Boiral et al. (eds), 2002 – *Perspectives en management stratégique*. Tome VIII.
- REUBER A.R. et FISCHER E., 1997 – The influence of the management team's international experience on the internationalization behaviour of SMEs'. *Journal of International Business Studies*, 28(4): 807-825.
- VAN de VEN W., VAN PRAAG VAN B., 1981 – The demand for deductibles in private health insurance: a probit model with sample selection. *Journal of Econometrics*, 17, pp 229-252.
- WESTHEAD P., Wright M., Ucbasaran D., 2001 – The internationalization of new and small firms: a resource based view. *Journal of Business Venturing*, 16(4): 333-358.
- WHITE H., 1982 - Maximum Likelihood estimation of misspecified models, *Econometrica*, 50, n° 1, pp. 1-26.

- WOLFF J.A., PETT T.L., 2000 – Internationalization of small firms: an examination of export competitive patterns, firm size, and export performance. *Journal of Small Business Management*, avril.
- YATCHEW A., GRILICHES Z., 1984 - Specification error in probit models. *Review of Economics and Statistics*, 66, pp. 134-139.

## Annexe 1 : Définition et modalités des variables explicatives (335 PEAA)

Désignations des variables	Valeurs et modalités prises par les variables explicatives	Moyenne Fréquence
<b>Caractéristiques du dirigeant de l'entreprise</b>		
<i>Le capital humain général.</i> EDUC (variable discrète ordonnée)	=1 BAC + 2 études supérieures, =2 BEP, CAP, BAC =3 Autodidacte ou autres formations	35.5% 49.6% 14.9%
<i>Le capital humain spécifique.</i> AGE (variable continue)	<i>en année</i>	50.04 (9.43)
<i>Nature comportementale du dirigeant.</i> ENTREUP (variable discrète binaire)	=1 Comportement entrepreneurial. =0 Comportement patrimonial ou managérial	44.5% 55.5%
<b>Caractéristiques de l'entreprise</b>		
<i>La structure de propriété de l'entreprise.</i> CAPITAL (variable discrète nominale)	=1 Entreprises indépendantes =2 Entreprises adossées =3 Entreprises contrôlées	57.9% 24.2% 17.9%
<i>La durée de vie de l'entreprise.</i> DVIE (variable continue) DVIE2 (variable continue)	Durée de vie de l'entreprise en année Durée de vie au carré	24.52 (20.41)
<i>Le type de produit vendu</i> PRODUIT (variable discrète nominale)	=1 Dérivées de céréales =2 Produits animaux =3 Fruits et légumes =4 Viticulture et autres produits	26.9% 28.4% 23.3% 21.5%
<i>Profitabilité passée de l'entreprise.</i> CA97 (variable continue)	Chiffre d'affaires de 1997 en Kilo Francs - année de l'enquête = 1998	30742.13 (64241.98)
<b>Caractéristiques de l'environnement</b>		
<i>La nature de l'environnement.</i>		
<i>Nature de l'information détenue par les chefs de l'entreprise.</i> CONCUR (variable discrète nominale)	=1 : Ignore, ne sait pas =2 : Oui de nouveaux concurrents =3 : NON, pas de nouveaux concurrents	12.8% 44.5% 42.7%
<i>La localisation géographique.</i> AUDE (variable discrète binaire)	= 1 si l'entreprise est localisée dans l'Aude = 0 autrement	18.2% 81.8%

Entre parenthèse l'écart type.

## Annexe 2 Méthode de calcul des effets marginaux pour un modèle probit bivariée polytomique ordonné

*Le calcul des effets marginaux des variables explicatives.* Dans les tableaux des résultats, les paramètres des modèles n'ont pas d'interprétation directe. Seul le signe des paramètres permet de voir si la variable explicative influence négativement ou positivement les probabilités jointes. Pour pouvoir quantifier l'effet des variables exogènes sur les différentes probabilités, des effets marginaux des variables explicatives ont été calculés. Ils ont été obtenus différemment selon que la variable explicative est continue ou discrètes (Pour les lecteurs peu habitués à ce type de calculs cf. Green, 1986 pour la dérivation des effets marginaux du probit bivarié simple). Au lieu de calculer les effets marginaux pour les points moyens des variables explicatives du modèle, comme cela est fait usuellement dans la littérature, la taille relativement petite de notre échantillon ne pousse à calculer ses effets pour chaque entreprise de l'échantillon (cf. Hensher et al, 1981)

*Pour les variables continues :* Notons une variable continue (l'âge, la valeur ajoutée etc..) par X dont l'indice est m. Les effets marginaux dépendent de la valeur des paramètres et des fonctions de densité :

$$p_{mj} = \frac{\partial P[d_i = m, COMPQUAL_i = j]}{\partial X_m} = F\left(\frac{s_j - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^{m-1} \frac{\alpha' X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^{m-1} \frac{\alpha' X_i}{\sigma_\mu}, \rho\right) \quad m=0, 1 \quad E1$$

La quasi-élasticité moyenne sur l'échantillon d'une variable continue est calculée simplement comme suit :

$$e_{PX_m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{\partial P[d_i = 1, COMPQUAL_i = j]}{\partial \log X_m} \quad E2$$

avec n la taille de l'échantillon. Une simple observation des relations (E1 à E2) permet de constater les erreurs possibles dans les mesures des effets marginaux quand nous ne choisissons pas la bonne spécification du modèle.

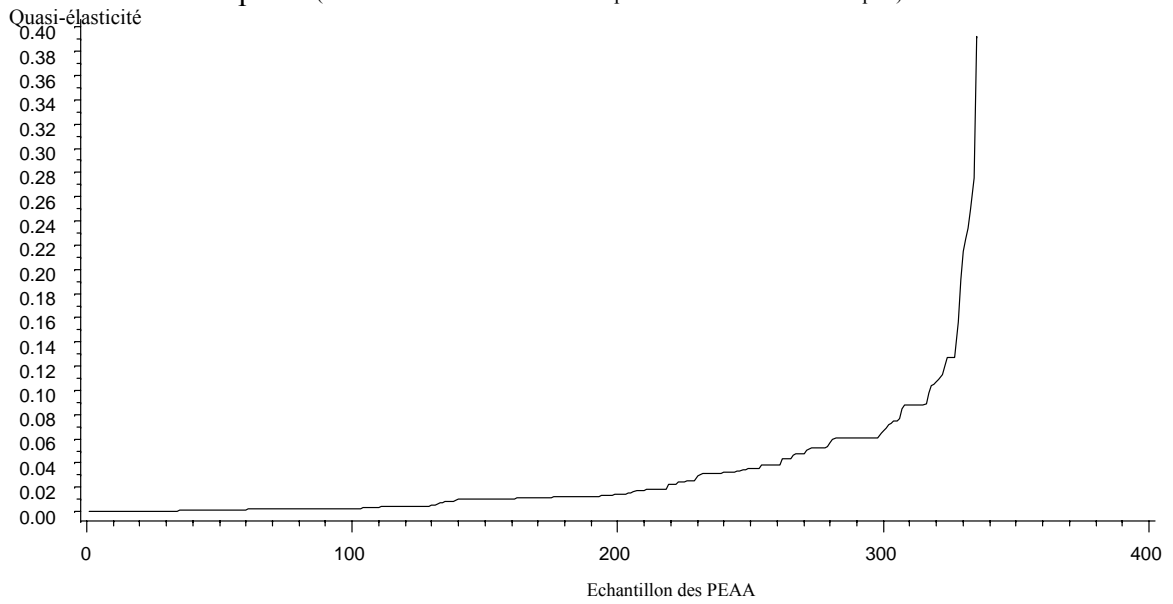
*Pour les variables discrètes.*

Les effets marginaux se résument à l'analyse de la déviation de la probabilité par rapport à la probabilité de la situation de référence. Si on note  $\{\alpha_0, \beta_0\}$  les constantes du modèle, les variations de probabilités jointes dues à une variable dichotomique *inclue dans Z et X* sont :

$$dP[d_i = m, COMPQUAL_i = j] = \sum_{m=0}^{m-1} \left\{ F\left(\frac{s_j - \beta_0 - \beta_m Z_m - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha_0 - \alpha X_{mi} - \alpha X}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_{j-1} - \beta_0 - \beta_m Z_m - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha_0 - \alpha X_{mi} - \alpha X}{\sigma_\mu}, \rho\right) - F\left(\frac{s_j - \beta_0 - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha_0 - \alpha X}{\sigma_\mu}, \rho\right) + F\left(\frac{s_{j-1} - \beta_0 - \beta' Z_i}{\sigma_\varepsilon}, (-1)^m \frac{\alpha_0 - \alpha X}{\sigma_\mu}, \rho\right) \right\} \quad E3$$

avec  $\overline{\beta Z}_i = \beta Z_i - \beta_m Z_m$  et  $\overline{\alpha X}_i = \alpha X_i - \alpha_m X_m$  les combinaisons linéaires (cf. relations 1, et 3) diminuées de l'effet des variables  $Z_m, X_m$ . Le premier terme et le troisième terme à droite de la relation (E3) représente le "taux de pratique" de l'entreprise i.

Annexe 4 : Distribution des quasi-élasticités d'exporter par rapport au chiffre d'affaires passé (calculs effectués sur 335 PEAA à partir du modèle économétriques)





## Annexe 3 : Résultats économétriques

## Résultats de l'estimation du modèle économétrique (probabilités jointes)

## Résultats de l'estimation du modèle économétrique (probabilités jointes)

	Niveaux de compétitivité COMPQUAL=1,2,3		Décision d'exportation d=1	
	Paramètres	Ecart type (a)	Paramètres	Ecart type (a)
Intercep	0.3034171	0.6598452	3.0958062	1.1038209
PRODUIT =	0.8589175 ***	0.2799958	-1.997098 ***	0.3100335
=	0.8068382 ***	0.2195046	-1.650925 ***	0.2590836
=	Référence		Référence	
=	0.4405061	0.2834172	-1.642176 ***	0.3815963
CAPITAL =	Référence		Référence	
=	-1.37965 ***	0.2246047	1.0228076 ***	0.26983
=	-0.606788 **	0.302341	1.2603139 ***	0.4244566
=	-0.016347	0.1941137	0.3142894	0.2718629
AUDE =	0.0233791 **	0.0104229	-0.056388 ***	0.0183497
AGE =	0.0165616	0.2378646	-0.243614	0.4129193
EDUC =	-0.816465 ***	0.2182447	-0.455142	0.3051068
=	Référence		Référence	
DVIE =	0.0036333	0.0133426	0.0480065 **	0.0201843
DVIE2 =	-0.000041	0.000165	-0.000501 *	0.0002571
CA97	3.4674E-7	1.8095E-6	6.6109E-6 **	3.1535E-6
ENTREUP =	-0.317121 *	0.1906815	0.9037105 ***	0.2558855
CONCUR =	-0.78844 ***	0.2642928	-1.808524 ***	0.4019261
=	Référence		Référence	
=	-0.339294 *	0.1889524	-0.294401	0.2383986
COEF	-0.403801 **	0.192659		
SEUIL2	1.5395681	0.118738		

\*\*\* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \* significatif à 10%, (a) écart type robuste à l'hétéroscédasticité

## Effets marginaux et quasi-élasticités des variables explicatives sur les probabilités jointes d'exporter (et) d'avoir un niveau de compétitivité qualité particulier

Effets marginaux et quasi-élasticités des variables explicatives sur les probabilités jointes d'exporter (et) d'avoir un niveau de compétitivité particulier

Variables explicatives	Probabilité jointe qu'une PME soit exportatrice avec un niveau			Probabilité jointe qu'une PME ne soit exportatrice avec un niveau		
	Faible compétitivité P[COMQUAL=3, d=1]	Moyenne compétitivité P[COMQUAL=2, d=1]	Forte compétitivité P[COMQUAL=1, d=1]	Faible compétitivité P[COMQUAL=3, d=0]	Moyenne compétitivité P[COMQUAL=2, d=0]	Forte compétitivité P[COMQUAL=1, d=0]
PRODUIT = 1 Produits dérivés des céréales	-0.0923576	*** -0.1933795	*** -0.0942212	*** 0.3445924	*** 0.0651180	*** -0.0297521
= 2 Produits animaux	-0.0614512	*** -0.2039456	*** -0.1555576	*** 0.3047119	*** 0.1126980	*** 0.0035445
= 3 Produit Fruit et légumes	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
= 4 Viticulture et autres produits	0.0058832	-0.1162446	*** -0.1993087	*** 0.1244068	*** 0.1305249	*** 0.0547385
CAPITAL = 1 Entreprise indépendante	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
= 2 Entreprise adossée	-0.0861770	*** 0.2201138	*** 0.1013439	*** -0.3796369	*** 0.0621275	*** 0.0822287
= 3 Entreprise contrôlée	0.0226244	*** 0.1774263	*** 0.1396644	*** -0.2136733	*** -0.1053659	*** -0.0206760
AUDE = 1 Entreprise localisée dans l'Aud	0.0294655	*** 0.0299988	*** 0.0088957	*** -0.0385508	*** -0.0259850	*** -0.0038242
AGE = 2 Age du chef de l'entreprise (a)	-0.3792079	*** -0.1505352	*** 0.0109278	*** 0.0059796	*** 0.3633356	*** 0.1495000
EDUC = 1 BAC+2	-0.0167436	*** -0.0168217	*** -0.0071497	*** 0.0228294	*** 0.0154184	*** 0.0024673
= 2 BAC CAP BEP	-0.1382493	*** 0.0109210	*** 0.0378661	*** -0.1094495	*** 0.1389222	*** 0.0599894
DVIE = 1	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
CA97 = 2 Chiffre d'affaire en 1997 (a)	0.0121250	*** 0.0078460	*** -0.0078509	* -0.0101975	* -0.0037427	0.0018201
ENTREUP = 1 Comportement entrepreneurial	0.0075257	*** 0.0130194	*** 0.0072643	*** -0.0133249	*** -0.0118304	*** -0.0026542
CONCUR = 1 Ne sait pas, ignore	0.0420590	*** 0.0954533	*** 0.0376037	*** -0.1392187	*** -0.0381930	*** 0.0022958
= 2 Anticpe de nouveaux concurrents	-0.1421665	*** -0.1009988	*** -0.0100845	*** -0.1680642	*** 0.2485552	*** 0.1727588
= 3 Pas d'autres concurrents	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
	-0.0783742	*** -0.0063193	* 0.0242869	*** -0.0280408	*** 0.0646437	*** 0.0238037

\* significatif à 10%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 1%, (a) Quasi-élasticité

## Probabilité et quasi élasticité d'exporter ou d'avoir un niveau particulier de compétitivité qualité

Variables explicatives	Probabilité d'exporter			Probabilité d'avoir le plus haut niveau de qualité			Probabilité d'avoir le niveau moyen de qualité			Probabilité d'avoir le plus faible niveau de qualité		
	P[d=1]	P[COMPQUAL=3]	P[COMPQUAL=2]	P[COMPQUAL=3]	P[COMPQUAL=2]	P[COMPQUAL=1]	P[COMPQUAL=3]	P[COMPQUAL=2]	P[COMPQUAL=1]	P[COMPQUAL=3]	P[COMPQUAL=2]	P[COMPQUAL=1]
PRODUIT = 1 Produits dérivés des céréales	-0.3799583	***	0.2522349	***	-0.1282615	***	-0.1239733	***	-0.1239733	***	-0.1239733	***
= 2 Produits animaux	-0.4209544	***	0.2432607	***	-0.0912476	***	-0.1520131	***	-0.1520131	***	-0.1520131	***
= 3 Produit Fruit et légumes	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
= 4 Viticulture et autres produits	-0.3096702	***	0.1302899	***	0.0142803		-0.1445702	***	-0.1445702	***	-0.1445702	***
CAPITAL = 1 Entreprise indépendante	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
= 2 Entreprise adossée	0.2352807	***	-0.4658139	***	0.2822413	***	0.1835726	***	0.1835726	***	0.1835726	***
= 3 Entreprise contrôlée	0.3397152	***	-0.1910489	***	0.0720604	***	0.1189885	***	0.1189885	***	0.1189885	***
AUDE = 1 Entreprise localisée dans l'Aude	0.0683601	***	-0.0090853	***	0.0040138	***	0.0050715	***	0.0050715	***	0.0050715	***
SARL = 1 Entreprise en SARL	-0.1424444	***	0.2550927	***	-0.0896784	***	-0.1654143	***	-0.1654143	***	-0.1654143	***
AGE = Age du chef de l'entreprise (a)	-0.5188152	***	-0.0276057	**	-0.0276057	***	-0.3057512	***	-0.3057512	***	-0.3057512	***
EDUC = 3 autodidacte	-0.0407150	***	0.0060858	***	-0.0014033	***	-0.0047256	***	-0.0047256	***	-0.0047256	***
= 2 BAC CAP BEP	-0.0894621	***	-0.2476988	***	0.1498433	***	-0.0222688	***	-0.0222688	***	-0.0222688	***
= 1 BAC+2	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
DVIE = Age de l'entreprise (a)	0.0121201		-0.0141873	***	-0.0222688	***	0.0037319	***	0.0037319	***	0.0037319	***
CA97 Chiffre d'affaire en 1997 (a)	0		0.0019144	*	0.0015509	***	0.0015509	***	0.0015509	***	0.0015509	***
ENTREUP = 1 Comportement entrepreneurial	0.1751160	***	-0.000496513		0.0572602	**	0.0398995	***	0.0398995	***	0.0398995	***
CONCUR = 1 Ne sait pas, Ignore	-0.2532498	***	-0.0971597	***	0.1475564	***	0.1626743	***	0.1626743	***	0.1626743	***
= 2 Anticpe de nouveaux concurrents	Référence		Référence		Référence		Référence		Référence		Référence	
= 3 Pas d'autres concurrents	-0.0604066	***	-0.1064150	0.0001	0.0583244	***	0.0480906	***	0.0480906	***	0.0480906	***

\* significatif à 10%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 1%, (a) quasi-élasticité