AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

A propos de la capacité à survivre des coopératives : une étude de la relation entre âge et mortalité des organisations coopératives agricoles françaises

*Damien ROUSSELIÈRE *, Iragaël JOLY ***

* **Auteur correspondant :** Agrocampus Ouest, Institut national d'horticulture et de paysage, UMR GRANEM, 2 rue André Le Nôtre, 49045 Angers cedex 01
e-mail : damien.rousseliere@agrocampus-ouest.fr

** Grenoble INP, UMR 1215 GAEL INRA

Résumé – De nombreux travaux en économie industrielle et écologie des organisations s'intéressent de manière récente au lien entre l'âge de l'organisation et sa probabilité de disparition. Testant quatre propositions théoriques relatives à la relation entre âge et mortalité, nous développons ici une approche de la survie des coopératives agricoles françaises en comparaison avec les autres entreprises avec lesquelles elles sont en concurrence. Pour cela, nous mobilisons un modèle semi-paramétrique à temps discret (de type cloglog) intégrant l'hétérogénéité inobservée et isolant les effets des périodes de ceux de l'âge. Cette analyse met en évidence une dynamique temporelle particulière des coopératives. En conclusion, nous proposons quelques explications de ce fait stylisé en relation avec la compétition entre organisations.

Mots-clés : organisation industrielle, écologie des organisations, coopérative agricole, modèle de survie, modèle cloglog, fusion

On the survival ability of cooperative organizations: A study of the relation between age and mortality of French agricultural cooperative organizations

Summary *– Numerous works in industrial organization and ecology of organizations have raised recently the question of the link between age and mortality of an organization. The paper tests four theoretical propositions about this link. We compare the survival of the French agricultural cooperatives with their competitors. We apply a semi-parametric duration model for discrete time (cloglog) taking into account unobserved heterogeneity and isolating the age and the period effects. The study shows the specific temporal dynamics of cooperatives. Some explanations of this result are derived from insights on the competition between organizations.*

Keywords: *industrial organization, ecology of organizations, agricultural cooperatives, survival analysis, complementary log-logistic model, mergers*

Classification JEL : C41, Q13, L25

Remerciements

Nous remercions Monique Vincenau et Eric Ambiaud du Service de la statistique et de la prospective du ministère de l'Alimentation, de l'Agriculture et de la Pêche pour leur soutien dans la mise à disposition et la prise en main des données statistiques. Nos remerciements vont également à Eric Avenel (CREM Rennes), à Myriam Carrère (LAMETA Montpellier) ainsi qu'aux deux rapporteurs de la revue pour leurs commentaires sur une précédente version. Les propos et les erreurs éventuelles n'engagent toutefois que notre propre responsabilité.

1. Introduction

Dans cet article, nous nous intéressons à la dynamique des coopératives agricoles sur la longue période et à la possibilité de mettre en évidence les déterminants expliquant une plus ou moins grande capacité à survivre. A ce titre, il s'agit d'une contribution de nature empirique à un débat théorique sur la survie des organisations [1]. Elle est soutenue par des données sur la période 1984-2006 du marché français. Cette contribution a des implications en termes de politiques publiques. La politique agricole commune (PAC) continue en effet de voir le développement des coopératives comme un moyen de structurer certains secteurs, comme en témoigne la nouvelle organisation commune de marché dans le secteur des fruits et légumes. Dès lors, il est intéressant d'étudier la survie des différentes entreprises agricoles dans le cadre où l'un des objectifs majeurs de la PAC est de permettre à long terme le maintien de la production agricole dans les pays européens.

Au plan théorique, la question de la survie des entreprises est l'objet de nombreux travaux dans les différentes traditions que sont l'approche en économie et organisation industrielles (Geroski, 1995 ; Jovanovic, 1982 et 2001 ; Martimort, 1999 ; Mata et Portugal, 1994 ; Geroski *et al.*, 2010...) et l'approche en écologie des organisations (Hannan, 1998 et 2005 ; Hannan *et al.*, 2007 ; Simons et Ingram, 2004...). Comme le souligne l'article récent de Le Mens *et al.* (2011), les résultats empiriques apparaissent mitigés sur cette question, soulignant pour certains une plus grande mortalité des jeunes organisations, pour d'autres que cette mortalité intervient après un certain délai et, pour d'autres encore, que ce sont les organisations les plus âgées qui ont les plus grandes chances de disparaître (pour une revue des travaux, voir Carrol et Hannan, 2000 ; ou Hannan, 1998). Toutefois, alors que de nombreux travaux théoriques ont porté sur les fondements théoriques de l'efficacité et de la capacité à survivre des coopératives, en général (Bonin *et al.*, 1993 ; Hansmann, 1996 et 1999) et des coopératives agricoles, en particulier (Sykuta et Cook, 2001), peu de travaux empiriques ont cherché à tester sur la longue période les propositions théoriques observables qu'on pouvait tirer de ces deux types de littérature. L'étude des coopératives est particulièrement pertinente dans ce contexte, car les industries agro-alimentaires et de commerce de gros peuvent être considérées comme des industries mixtes caractérisées par une multiplicité de formes organisationnelles (coopératives et non coopératives, petites et grandes sociétés, sociétés de personnes ou publiques...) (Maietta et Sena, 2008). Notre étude est à ce titre une contribution originale à l'ensemble des travaux s'inscrivant dans l'étude du lien entre âge et mortalité des organisations.

[1] A ce titre, nous ne nous inscrivons pas dans les débats généraux sur l'avenir de la coopération. La présence de coopératives, notamment en agriculture, est une question de plus en plus abordée par les différentes approches en sciences sociales. Ces structures sont-elles une survivance du passé, perdurant pour les raisons idéologiques (catholicisme social, républicanisme...) qui leur ont donné naissance au XIXe siècle (Gueslin, 1998), mais qui ont vocation à disparaître pour être remplacées par des organisations plus efficaces ou plus adaptées à la montée de l'individualisme ? Ou, au contraire, sont-elles une forme moderne, cohérente avec les nouvelles exigences d'une agriculture mondialisée comme l'affirme un ouvrage récent (Lewi et Perri, 2009) qui y voit les prémices d'un capitalisme à visage humain ?

A cet effet, dans le cadre d'une mise à disposition par le ministère français de l'Alimentation, de l'Agriculture et de la Pêche, nous nous appuyons sur les données confidentielles et quasi-exhaustives de l'Enquête annuelle d'entreprise depuis 1984. Notre méthodologie étant celle de l'économétrie des données de panel, nous utilisons plus particulièrement les modèles de survie (Lawless, 2003 ; Hosmer et Lemeshow, 1999) : cette approche nous permet d'identifier les facteurs déterminant la survie des coopératives et de les distinguer ainsi des autres formes organisationnelles.

Dans la partie suivante, nous explicitons les quatre effets potentiellement différents de l'âge sur la mortalité, identifiés dans la littérature comme P1 : *liability of newness* ; P2 : *liability of adolescence* ; P3 : *liability of obsolescence* ; P4 : *liability of senescence*. Nous explicitons, en troisième partie, notre stratégie économétrique relative à l'estimation de la forme de la fonction de survie. En raison de notre volonté d'isoler ces quatre effets, nous mobilisons un modèle semi-paramétrique de survie à temps discret prenant en compte le problème de l'hétérogénéité inobservée. Différents tests de robustesse sur des sous-échantillons permettent de conforter et de généraliser (tout en les précisant) les résultats obtenus sur notre population à la population des coopératives agricoles françaises. Les données (Enquête annuelle d'entreprise) sont présentées dans la quatrième partie. La constitution des différentes variables décrivant les durées de survies et les caractéristiques des entreprises est explicitée et les implications de ces traitements sont discutées. La cinquième partie présente les résultats, dont un élément important ici est celui de la nécessité de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée et, donc, d'autres variables que celles strictement économiques pour une bonne compréhension du destin individuel des coopératives agricoles. Enfin, quelques éléments de discussion sont apportés en conclusion.

2. La dynamique de la disparition : à propos de l'effet de l'âge sur la survie

La question de la disparition des entreprises correspond à un ensemble de recherches s'inscrivant initialement dans le courant de l'économie industrielle, discutée par la suite essentiellement dans le courant de l'écologie des organisations (Hannan, 2005 ; Hannan *et al.*, 2006), voire même de la théorie des ressources (Esteve-Pérez et Máñez-Castillejo, 2008). Des travaux ont montré la grande complémentarité entre ces différents courants (Boone et van Witteloostuijn, 1995 ; Geroski, 2001 ; Jovanovic, 2001). En ce qui concerne la dynamique de survie des entreprises, on peut, à l'instar de Hannan *et al.* (2007) ou Hannan (1998, 2005), comprendre l'écologie des organisations comme une complexification des propositions standards en économie industrielle. Hannan *et al.* (2007), ainsi que Le Mens *et al.* (2011) proposent, à ce titre, une intégration des effets potentiels de l'âge sur la survie des entreprises dans le cadre d'une théorie unifiée.

Le premier effet de l'âge P1, « *liability of newness* », est celui **d'un effet négatif de l'âge sur la mortalité**. Selon l'approche traditionnelle en économie industrielle, le marché fait office de sélection pour des organisations initialement non performantes et n'ayant pu s'adapter par la suite (Geroski, 1995). Les entrepreneurs ne découvrent leur réelle compétence managériale et la viabilité de l'entreprise qu'une fois l'entreprise créée. Les entrepreneurs qui découvrent que leur habilité est au-dessus de leurs espérances

vont développer leur entreprise. A l'inverse, les entrepreneurs découvrant que leur habilité est en dessous de leurs espérances vont réduire la taille de l'entreprise, voire la faire disparaître. Ce double effet conduit donc à ce que les entreprises efficaces se développent et survivent alors que les inefficaces déclinent et disparaissent [2]. Dans une optique organisationnelle, quatre raisons principales sont évoquées par Stinchcombe (1965) : les nouveaux rôles et fonctions de ces nouvelles organisations doivent s'apprendre à un certain coût ; l'entreprise fait face à des contraintes sur le capital qui peuvent limiter sa capacité à développer les bonnes solutions ; elle est plus fragile en raison de la non-stabilité des interactions sociales en son sein (problème d'apprentissage organisationnel) ; enfin, elle n'a pas encore acquis sa légitimité puisque les relations stables avec ses clients ne sont pas encore bien établies lors du début de son activité.

Le deuxième effet de l'âge P2, « *liability of adolescence* », (Brüderl et Schussler, 1990) soulignerait l'existence d'une augmentation du taux de mortalité après les premières années. En effet, toutes les organisations disposent de certaines ressources qui leur permettent de vivre pendant une certaine période suite à leur création. Une autre raison est que des acteurs rationnels n'abandonneraient une organisation qu'à la condition d'avoir eu suffisamment d'informations négatives sur sa performance. Cela se traduit notamment dans l'équation de Schary (1991) utilisée pour expliquer la sortie des entreprises d'un secteur. Cette équation s'exprime de la manière suivante :

$$y_t^* = \left(P_t - M_t\right) - \left(S_t - F_t\right) \tag{1}$$

avec y_t^*, la valeur nette de la continuation de l'activité ; P_t, la valeur de la firme en cas de poursuite de l'activité ; M_t, la valeur des dettes en cas de poursuite de l'activité ; S_t, le produit d'une cession ou d'une liquidation ; F_t, la valeur des dettes en cas de sortie. La sortie est le résultat d'un calcul rationnel de la part des propriétaires de l'entreprise, correspondant au moment où y_t^* devient négatif pendant une période suffisamment longue.

Le risque de disparition augmente immédiatement après la création et atteint son maximum après un an ou deux et diminue de manière monotone ensuite. Les premières années, les fondateurs sont en effet prêts à faire un effort pour sauvegarder l'organisation, mais baissent les bras ensuite. La probabilité de disparition prend ainsi une forme de U inversé. P2 suggère **une augmentation de la mortalité, puis un effet négatif de l'âge sur le taux de mortalité**.

Le troisième effet de l'âge P3, « *liability of obsolescence* », met en évidence un **effet positif de l'âge sur le taux de mortalité en raison d'un changement de l'environnement**. La notion d'inertie structurelle est mobilisée à ce titre : les fondateurs impriment leur marque sur l'organisation, pour laquelle le changement est coûteux et accroît la mortalité (Hannan *et al.*, 2006). Puisque la distance entre l'environnement de la fondation et l'environnement actuel s'accroîtrait avec l'âge de l'organisation (Barron *et al.*, 1994), le taux de mortalité devrait augmenter avec la succession des périodes

[2] Cette proposition est cohérente avec les approches en économie des coûts de transaction pour lesquelles la sélection s'opère à deux niveaux (Williamson, 1991) : un niveau conscient lors de la création de l'entreprise dans le choix des formes organisationnelles minimisant les coûts de transaction ; un niveau inconscient suivant une sélection par le marché. La forme organisationnelle sélectionnée s'impose par ses capacités de survie supérieures dans un milieu compétitif.

temporelles. Toutefois l'âge n'étant pas ici l'élément causal mais un indicateur de mesure de la différence entre l'environnement actuel et l'environnement de la fondation, Hannan (1998) propose une relation plus complexe : les dotations ou ressources des entreprises les protègent de la disparition dans un contexte environnemental particulier, mais également potentiellement lors du changement de cet environnement. Elles peuvent ainsi conduire à amoindrir, voire annuler, cet effet au regard des autres. Il s'agit du cas des organisations dont la position dans l'environnement est appelée « robuste » (Hannan, 1998, p. 155).

Enfin le dernier effet de l'âge P4, « *liability of senescence* », souligne **un effet positif de l'âge sur la mortalité en raison d'effets de bureaucratisation**. Cet effet est classique en économie industrielle. A titre d'exemple, Martimort (1999) montre ainsi qu'au fur et à mesure que l'entreprise devient plus âgée, les agents peuvent plus facilement s'opposer aux propriétaires de l'entreprise, notamment en relâchant leur effort d'innovation. Ces effets de bureaucratisation tendent à scléroser l'organisation et lui faire perdre de son efficacité. Une organisation plus âgée se caractérise par une plus grande difficulté à contrôler l'activité des agents. En écologie des organisations, la bureaucratisation – appelée également « encrustation » par Hannan (1998) – est une des conséquences d'une plus grande inertie organisationnelle. Les vieilles organisations se baseraient sur les manières traditionnelles de fonctionner qui avec l'accumulation et le temps seraient des limites à l'action collective efficace (Barron *et al.*, 1994).

Selon les différents auteurs en écologie des organisations, le résultat de cette combinaison apparaît relativement indéterminé *a priori*. Hannan *et al.* (2007) proposent une intégration des différentes propositions en écologie des organisations pour souligner un impact positif de l'âge sur la mortalité (domination de P3 et P4 sur P1 et P2). Pour ces auteurs, les propositions de l'économie industrielle se résumeraient à une domination de P1 et P4 sur P2 et P3. Selon Hannan (2005), la combinaison de ces effets conduit à des structures différentes de secteurs. S'ils conduisent à ce que le risque de mortalité diminue avec l'âge (domination de P1 et P2), les premiers entrants dominent pour de longues périodes le secteur. S'ils conduisent à ce que le risque de mortalité augmente avec l'âge (domination de P3 et P4), on assiste à des vagues schumpétériennes de destruction créatrice.

La dynamique de survie des coopératives est donc la combinaison de ces quatre effets. Peu de travaux empiriques ont abordé ce problème. Ainsi, en ce qui concerne le « *liability of newness* », leur capacité à mobiliser des ressources non marchandes (par exemple, travail gratuit des membres en cas de difficulté), à utiliser l'engagement de leurs membres (par des modes négociés de rémunération (Nunez-Nickel et Moyano-Fuentes, 2004)) ou le fait que les créateurs mettent en avant d'autres buts que strictement économiques laissent supposer une faible mortalité les premières années (Malo et Vézina, 2004 ; Pérotin, 2004). Ainsi, selon l'équation de Schary (1991), une coopérative qui s'appuie sur des ressources non marchandes, qui ne peuvent être valorisées lors d'une cession [3], peut donc avoir un y_t^* par nature positif. Plus fondamentalement,

[3] C'est le cas, notamment, des réserves impartageables qui est une particularité du statut coopératif. En cas d'arrêt de l'activité, ces réserves ne peuvent être données qu'à une coopérative ou à l'Etat pour la poursuite d'un objet similaire à la coopérative disparue.

la valeur de y_t^* peut être un mauvais indicateur si les coopérateurs attachent de l'importance à un objectif non marchand de la coopérative (non incorporable dans P_t).

Pour d'autres auteurs, les coopératives agricoles semblent être des victimes du « *liability of adolescence* » (différence entre raisons idéologiques de départ et sélection par le marché) (Hansmann, 1999 ; Ménard, 2007). Ceci correspond à un épuisement de l'idéologie du départ ou « à la fin de la lune de miel » (*honeymoon*) décrite par Pérotin (2004). Les coopératives peuvent en effet fonctionner les premières années à moindre coût, par des mécanismes d'ajustement (en salaire pour les coopératives de travail, en rémunération des apports en matières premières pour les coopératives agricoles). De manière similaire aux organisations à but non lucratif, les coopératives bénéficient fortement de l'implication et de l'enthousiasme de leurs fondateurs. Pérotin (2004) met ainsi en évidence un effet de l'adolescence bien plus prononcé pour les coopératives que pour les autres entreprises : la sélection initiale est en effet plus stricte [4] et il leur est plus facile d'ajuster leurs coûts temporairement pour augmenter leurs chances de survie. L'enthousiasme des membres de la coopérative les conduit à ne pas fermer la coopérative sur la seule base de l'observation de premières mauvaises performances.

En ce qui concerne l'effet P3, les travaux ayant porté sur l'évolution du contexte institutionnel soulignent que les coopératives peuvent être en partie des victimes du « *liability of obsolescence* ». Selon Nunez-Nickel et Moyano-Fuentes (2004) ou Simons et Ingram (2003 et 2004), les coopératives sont plus sensibles aux évolutions du contexte réglementaire [5], mais ont une plus grande capacité adaptative à des fluctuations macroéconomiques. Staber (1992) avait déjà mis en évidence que les coopératives agricoles de commercialisation résistent fortement aux périodes de récession. Ce fait se retrouverait également pour les coopératives de crédit (Hansmann, 1996 ; Barron *et al.*, 1994). Comme les coopératives sont créées dans un environnement institutionnel particulier, tout changement de cet environnement tendrait à les fragiliser. Autrement dit, elles sont souvent très sensibles aux modifications des politiques publiques, dont de nombreuses les affectent : réforme de 1992 (ayant, par exemple, remis en cause l'intérêt des SICA), réforme de la PAC en 2003 favorisant les organisations de producteurs, réforme à venir des quotas laitiers (Hovelaque *et al.*, 2009), impact des traités internationaux (Mosheim, 2008)... Les travaux portant sur les coopératives viticoles du Languedoc-Roussillon ont mis en évidence une mortalité très forte de petites coopératives viticoles. Ces dernières, très bien adaptées à un contexte de « vin de masse », ont eu des difficultés à affronter le tournant « vin de qualité » (Touzard, 2000).

[4] Il serait plus dur pour une coopérative d'entrer sur le marché, car les fondateurs intériorisent le risque de « discrimination » ou d'une plus grande difficulté à accéder aux ressources et s'assurent donc de la solidité de leur projet. Par exemple, selon cet argument, les entreprises non coopératives ont plus de facilité à accéder aux prêts des banques quand ces dernières sont de nature non coopérative (comme pour les kibboutzim de la mouvance « socialiste », voir Simons et Ingram, 2004). On peut donc penser que cet effet est *a priori* moindre dans un secteur comme l'agriculture, traditionnellement appuyé par des banques coopératives fortes (en France, le Crédit agricole).

[5] Evolutions favorables, par exemple, lors du passage à la démocratie en Espagne (Nunez-Nickel et Moyanes-Fuentes, 2004) ou défavorables, lors de la création de l'Etat d'Israël (Simons et Ingram, 2003 et 2004).

Enfin, selon Hölmstrom (1999), les coopératives agricoles semblent être des victimes à long terme du « *liability of senescence* ». L'accumulation de procédures pourrait conduire à des effets d'inertie organisationnelle prononcée, surtout dans les grandes coopératives. Toutefois le mode de contrôle de la coopérative, en relation avec les besoins des membres, fait qu'elles apparaissent *a priori* comme des formes plus souples d'organisation. Elles ont ainsi, comme le montrent les grands groupes coopératifs, une capacité à trouver des solutions originales face aux risques de bureaucratisation (exemple des consortiums italiens, des unions à géométrie variable de coopératives agricoles, du complexe industriel de Mondragon...) (Côté, 2001 ; Demoustier, 2003 ; Hansmann, 1996 ; Malo et Vézina, 2004).

Au total, la combinaison de ces effets apparaît comme relativement indéterminée *a priori*. La méthodologie que nous mobilisons a pour objectif d'identifier non seulement la relation générale entre âge et mortalité, mais aussi d'identifier l'existence ou non de chacun des quatre effets potentiels énumérés.

3. La stratégie économétrique

L'analyse des durées de survie des coopératives agricoles et des entreprises non coopératives de notre échantillon se fonde sur la méthode dite d'analyse de survie ou encore des modèles de durée (Hosmer et Lemeshow, 1999 ; Kalbfleisch et Prentice, 2002 ; Lawless, 2003). En raison de nos objectifs de test d'hypothèses de recherche concernant la relation entre âge et mortalité, trois étapes successives sont nécessaires. Ainsi, dans un premier temps, nous montrons théoriquement que ce qui constitue l'objet de nos tests concerne la forme de la fonction de hasard (3.1). L'estimation de la forme de la fonction de hasard se fait à partir d'un modèle non paramétrique bivarié. Celui-ci permet de vérifier que cette fonction suit ou non une distribution paramétrique connue (3.2). Enfin, puisque nous sommes en présence de durée discrète, le modèle semi-paramétrique multivarié *complementary log-log* (cloglog) est estimé. Il nécessite l'identification des bonnes variables temporelles et des bonnes variables de contrôle pour isoler l'effet de l'âge sur la survie (3.3). Cette approche **raisonnable**, quand on veut tester une théorie sans *a priori*, a notamment été adoptée par Cefis et Marsili (2005) et Joly (2006).

3.1. La forme de la fonction de hasard

Définissons T, la variable aléatoire réelle positive, représentant la durée de survie d'une entreprise. Nous supposons que T est continue [6] et que les entreprises sont homogènes par rapport à leur survie. La distribution de T est classiquement caractérisée par la fonction de densité, $f(t)$, et la fonction de répartition, $F(t)$, définies par :

$$f(t) = \lim_{\Delta \to 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta)}{\Delta} \tag{2}$$

[6] Cette hypothèse est formulée afin de présenter simplement le modèle théorique. Bien entendu, pour l'estimation, la continuité de la variable modélisée est une hypothèse critiquable, sur laquelle nous reviendrons.

et

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u)du \tag{3}$$

Ainsi la probabilité d'interruption du processus, dans un intervalle de temps Δ, est donnée par $f(t)\cdot\Delta$, alors que la probabilité que l'interruption survienne avant la date t est $F(t)$. La probabilité complémentaire de $F(t)$ est donnée par la fonction de survie ou la fonction d'endurance, notée $S(t)$. Elle correspond à la probabilité que le processus dure jusqu'à la date t :

$$S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t) = \int_t^\infty f(u)du \tag{4}$$

Les modèles de durée estiment les probabilités d'interruption sur un intervalle de temps infinitésimal Δ après la date t, sachant que le processus a duré jusqu'à une date donnée t. La limite quand Δ tend vers 0^+ de ce quotient de la probabilité conditionnelle par Δ est notée $h(t)$ et est qualifiée de fonction de hasard ou encore de taux de hasard. Elle est définie par :

$$h(t) = \lim_{\Delta \to 0^+} \frac{T(t \leq T < t + \Delta | T > t)}{\Delta} \tag{5}$$

Enfin, le hasard intégré est défini par :

$$H(t) = \int_0^t h(u)du = -\left(\ln S(t)\right) \tag{6}$$

Il ne possède pas d'interprétation directe, mais est utilisé pour les estimations. Ces cinq fonctions caractérisent la distribution de la durée, T, du processus et de la variation de sa probabilité d'interruption au fil du temps. Par application de la propriété des probabilités conditionnelles de Bayes, le hasard peut se réécrire comme le rapport des fonctions de densité et de survie :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \tag{7}$$

De plus, le lien entre le hasard et la survie est obtenu par :

$$h(t) = \frac{-d \ln S(t)}{dt} \tag{8}$$

En définitive, le taux de hasard peut se déterminer par le quotient de la probabilité instantanée d'interruption à la date t, et de la probabilité de survie jusqu'à la date t (équation 7). La fonction de hasard exprime l'opposé de la pente de la courbe de survie en valeur relative (équation 8). En conséquence, la pente de la fonction de hasard indique les variations de la pente de la survie. La forme de la fonction de hasard a donc d'importantes implications sur la représentation de la dynamique temporelle du processus. Par exemple, avec une pente croissante, le hasard décrit un processus dont la fonction de survie décroît de plus en plus vite.

3.2. La discussion de la forme du hasard à partir du modèle non paramétrique

Les formes du hasard et de la fonction de survie peuvent être étudiées au travers de trois approches : paramétrique, non paramétrique et semi-paramétrique. Les méthodes paramétriques reposent sur des hypothèses relatives à la distribution de T, et grâce à cela, permettent des interprétations et, surtout, des prédictions. Un des objectifs de l'estimation sera alors de déterminer quelle est la distribution la plus adaptée à la représentation de l'échantillon et de déterminer ses paramètres. A l'opposé, dans les méthodes non paramétriques, aucune hypothèse n'est formulée sur la distribution *a priori* des durées. Elles décrivent les processus étudiés directement à partir des observations, mais produisent moins aisément des prédictions. L'approche non paramétrique est ainsi similaire à une analyse exploratoire des données. La fonction de survie est estimée par l'estimateur du produit limite de Kaplan et Meier (1958). L'estimateur KM de la survie à un temps t_j est calculé comme le produit des taux de survie conditionnels :

$$S_{KM}(t_j) = \prod_{k=1}^{j} \frac{r(t_k) - d(t_k)}{r(t_k)} \tag{9}$$

avec $r(t_k)$, la population totale à risque au temps t_k ; $d(t_k)$, le nombre d'interruptions à l'instant t_k.

Cette approche produit une approximation empirique de la survie et du hasard, mais l'introduction de variables explicatives reste complexe. Seuls des tests d'équivalence des survies selon les classes de covariables sont conduits [7].

Dans un modèle paramétrique, la forme du hasard modélisé varie selon la distribution supposée [8]. La validation ou non de ces distributions renforcera nos conclusions concernant les caractéristiques générales de la forme de hasard obtenue (constance, croissance ou décroissance, monotonie ou non du hasard). Les expressions des hasards intégrés pour les différentes distributions et certaines de leurs transformations permettent de « tester » graphiquement l'adéquation du type de modèle avec l'échantillon. En effet, elles montrent pour chaque modèle des propriétés particulières. Ainsi, l'estimation non paramétrique de Kaplan-Meier va permettre la recherche de ces propriétés et, donc, l'identification du modèle paramétrique et de la distribution les plus adaptées à l'échantillon. Suivant Lawless (2003), la représentation graphique du hasard intégré estimé face à $t\,(t, \hat{H}(t))$ doit être une droite passant par l'origine, si le modèle exponentiel est adapté. Pour un modèle Weibull de paramètre σ, le nuage de points $\left(\ln t, \ln \hat{H}(t)\right)$ doit

[7] Ils sont basés sur des tests du Chi deux sur les tableaux de contingence à chaque date t_i. Plusieurs versions du test existent selon que la statistique de test privilégie les différences de survies apparaissant au début du processus (log-rank test), ou à la fin du processus (Wilcoxon test), ou qu'une distribution exponentielle est supposée (log-likelihood test).

[8] Ainsi, la distribution exponentielle impose un hasard constant ; la distribution Weibull impose un hasard monotone (croissant, décroissant ou constant) ; pour la distribution log-normale, le hasard est non monotone (croissant, puis décroissant) ; la distribution log-logistique permet une forme décroissante ou non monotone (croissante, puis décroissante) ; enfin, la distribution gamma permet les formes monotones et les formes non monotones (croissante, puis décroissante et l'inverse).

être une droite de pente $p=1/\sigma$. Pour un modèle lognormal, le nuage de points $\left(\ln t, \Phi^{-1}\left(1-\hat{S}(t)\right)\right)$, sera aligné, où $\Phi(z)$ est la fonction de répartition de la distribution normale standard. Enfin pour un modèle loglogistique, $\left(\ln t, \log\left(\left(1-\hat{S}(t)\right)/\hat{S}(t)\right)\right)$ sera aligné.

3.3. L'analyse multivariée en temps discret : le modèle semi-paramétrique Cloglog

La modélisation fréquente du hasard, par une structure de hasard proportionnel, conduit à la décomposition suivante :

$$h(t|X_{ij}) = h_0(t)\exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}] \tag{10}$$

avec $h_0(t|X_{ij})$, le hasard de l'individu i du groupe j à la date t et $h_0(t)$, le hasard de référence (lorsque $x_{1ij} = \ldots = x_{pij} = 0$). Ainsi, l'effet des p covariables est multiplicatif sur le hasard de base $h_0(t)$, commun à tous les individus de l'échantillon.

La proportionnalité des hasards peut être illustrée par le fait que le ratio de hasards ne dépend pas du temps :

$$\frac{h\left(t\middle|X_{ij}\right)}{h\left(t\middle|X_{i'j'}\right)} = \exp[\beta_1(x_{1ij} - x_{1i'j'}) + \ldots + \beta_p(x_{pij} - x_{pi'j'})] \tag{11}$$

Les coefficients estimés sont interprétables de deux manières : en tant que ratio de hasards après transformation par l'exponentielle ($\exp(\beta_p)$), ou par l'effet de la covariable sur le logarithme du hasard, et donc en variation relative du hasard :

$$\frac{\partial \ln h\left(t\middle|X_{ij}\right)}{\partial x_{pij}} = \frac{\partial \ln\left[h_0(t)\cdot\exp[\beta' X_{ij}]\right]}{\partial x_{pij}} = \frac{\partial \ln\left(\exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}]\right)}{\partial x_{pij}} = \beta_p \tag{12}$$

Enfin, la survie dans un modèle à hasards proportionnels est de la forme :

$$S\left(t\middle|X_{ij}\right) \equiv \Pr\left(T_{ij} > t\middle|X_{ij}\right) = \left[S_0(t)\right]^{\exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}]} \tag{13}$$

avec $S_0(t)$, la survie de référence.

Lorsque nous n'observons que des durées de survie par des intervalles, nous n'avons que l'observation d'une valeur entière $T_{ij} = t$, si $z_{t-1} < Z_{ij} < z_t$ ($t = 1,2,\ldots$), alors le hasard en temps discret est donné par :

$$h_{tij} = h\left(t\middle|X_{ij}\right) \equiv \Pr\left(T_{ij} = t\middle|X_{ij}, T_{ij} > t-1\right) = \frac{\Pr\left(Z_{ij} > z_{t-1}\middle|X_{ij}\right) - \Pr\left(Z_{ij} > z_t\middle|X_{ij}\right)}{\Pr\left(Z_{ij} > z_{t-1}\middle|X_{ij}\right)} \tag{14}$$

$$= 1 - \frac{S\left(z_t\middle|X_{ij}\right)}{S\left(z_{t-1}\middle|X_{ij}\right)}$$

Nous pouvons transformer ce hasard de façon à isoler les covariables X_{ij} :

$$1 - h_{tij} = \frac{S\left(z_t\middle|X_{ij}\right)}{S\left(z_{t-1}\middle|X_{ij}\right)} = \frac{S_0(z_t)}{S_0(z_{t-1})}^{\exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}]} \tag{15}$$

$$\ln(1-h_{tij}) = \exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}]\left(\ln S_0(z_t) - S_0(z_{t-1})\right) \tag{16}$$

Le terme de droite est négatif ; en prenant l'opposé, puis le logarithme, on obtient la transformation *complementary loglog* du hasard :

$$\ln[-\ln(1-h_{tij})] = \beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij} + \underbrace{\ln(\ln S_0(z_{t-1}) - S_0(z_t))}_{\alpha_t} \tag{17}$$

Le modèle est ainsi linéaire avec les covariables, il contient les mêmes paramètres que le modèle en temps continu, et des variables temporelles spécifiques α_t. En estimant les α_t, nous n'imposons aucune hypothèse *a priori* sur la forme de la survie de référence ou sur le hasard correspondant dans un intervalle donné. Ce type de modèle est donc pleinement cohérent avec notre approche. L'introduction de covariables permet d'isoler l'effet de l'âge sur la survie des autres effets (dont les effets temporels comme la succession de périodes).

Enfin, le modèle est adapté pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservée. Dans ce modèle à effets aléatoires (également appelé *frailty model*), le hasard de forme multiplicative devient :

$$h\left(t \middle| X_{ij}\right) = h_0(t)\exp[\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij} + u_{ij}] \tag{18}$$

Soit, dans le cas de la transformation cloglog :

$$\ln[-\ln(1-h_{tij})] = \beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij} + u_{ij} + \underbrace{\ln\left(\ln S_0(z_{t-1}) - S_0(z_t)\right)}_{\alpha_t} \tag{19}$$

La variable aléatoire u peut être interprétée comme l'impact d'éventuelles variables inobservables (comme, par exemple, les qualités managériales des dirigeants) ou omises (l'imitation des stratégies d'entreprises à proximité géographique). Ce terme d'hétérogénéité inobservée, propre à chaque entreprise observée, est supposé suivre une distribution normale d'espérance nulle et de variance finie, à estimer. La variance de cette variable aléatoire permet d'établir le coefficient Rho ρ qui est dans le cas de la modélisation *Cloglog* (Rodriguez et Elo, 2003) égal à :

$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \frac{\pi^2}{6}} \tag{20}$$

ρ correspondant à la part de la variance individuelle inobservée dans la variance totale inexpliquée. Il permet de mesurer simplement l'importance relative des variables inobservées.

A partir des données à notre disposition, nous pouvons reconstituer pour chaque unité ce que l'on peut appeler un cycle de présence dans la base. Selon les cas, ces cycles de présence dans la base peuvent être associés aux cycles de vie des unités. Nous pouvons distinguer différents types d'observations (ou cycles). Les unités pour lesquelles la date de naissance est inconnue soulèvent un double problème. Tout d'abord, elles relèvent de la censure à droite de leur durée de survie, dans le sens où nous avons une observation partielle de leur survie un certain temps sur la période d'observation. Leur durée de survie est au moins celle de leur présence dans la population à risque. Mais elles relèvent aussi de la troncature à gauche, car elles ne sont pas renseignées avant la

première date disponible dans l'enquête. Nous n'avons donc pas d'information sur leur effectif, leurs investissements, etc., avant leur entrée dans l'échantillon. Les modèles de survie usuels peuvent être adaptés lorsque confrontés séparément à ces deux problèmes. Ici, l'information sur ces unités ne peut être associée à un âge. De ce fait, ces unités sont exclues de l'analyse. Par conséquent, nos résultats sont potentiellement sujets à un biais de sélection puisque la survie étudiée est celle d'une unité constituée après 1984. La généralisation de nos résultats à l'ensemble des coopératives et sociétés commerciales présentes sur les marchés après 1984 nous conduirait à supposer une survie équivalente pour les nouvelles unités et les anciennes (potentiellement plus résistantes car toujours présentes en 1984). Ici, la nature des données ne nous permet pas la séparation de ces deux dynamiques dans l'échantillon. Comme pour toute généralisation de résultats d'études empiriques (par nature nécessairement contextualisées), nous discuterons en conclusion des résultats de manière prudente, en gardant à l'esprit que les unités étudiées sont celles créées après 1984.

4. Présentation des données

Enquête riche sur l'activité économique et financière, l'Enquête annuelle d'entreprise permet l'accès à des données longitudinales sur les entreprises. Son intérêt est d'être une enquête obligatoire et exhaustive, ce qui, à la différence d'une enquête non obligatoire, ne nous expose pas à la présence de non-réponses non aléatoires et, plus généralement, d'erreurs liées à l'échantillonnage. Elle concerne toutefois seulement les entreprises de 20 salariés et plus, et les coopératives de 10 salariés et plus [9]. Utilisée de manière générale par le ministère de l'Agriculture dans la production de statistiques sur les secteurs et branches d'activité des industries agro-alimentaires, elle a alimenté différentes publications sur les coopératives agricoles (Ambiaud, 2009). Cette enquête a notamment fait l'objet d'une exploitation par Filippi *et al.* (2006 et 2008), sur la constitution des groupes coopératifs et la logique de leur ancrage territorial.

Les observations dont nous disposons nous renseignent sur la durée pendant laquelle une organisation de production ou de commerce reste sous une forme juridique ou une autre. De façon générale, nous pouvons distinguer plusieurs cas présents dans nos données (cf. figure 1). Tout d'abord, pour les entreprises dont nous observons la création ou le changement de forme juridique, ainsi que la fin de l'exercice ou un nouveau changement de forme juridique, nous sommes face au cas 4, pour lequel aucune censure des durées n'est présente. Certaines organisations ne changent pas de forme juridique et ne disparaissent pas, elles sont donc censurées à droite (cas 3) au sens statistique du terme (Kalbfleisch et Prentice, 2002), c'est-à-dire que les durées de survie sont supérieures ou égales à la durée d'observation [10]. Enfin dans les cas où seule

[9] Afin de tester l'effet de ces différents seuils sur nos résultats, les analyses seront conduites sur l'ensemble de données, mais également uniquement sur les entreprises coopératives ou non de 20 salariés et plus.

[10] Nous préférons utiliser la définition de la censure fondée sur la durée, la variable aléatoire, plus cohérente avec les applications logicielles, que la censure définie uniquement sur les dates de début et de fin du processus temporel étudié.

Figure 1. **Différents types de censure des durées d'exercice des firmes**

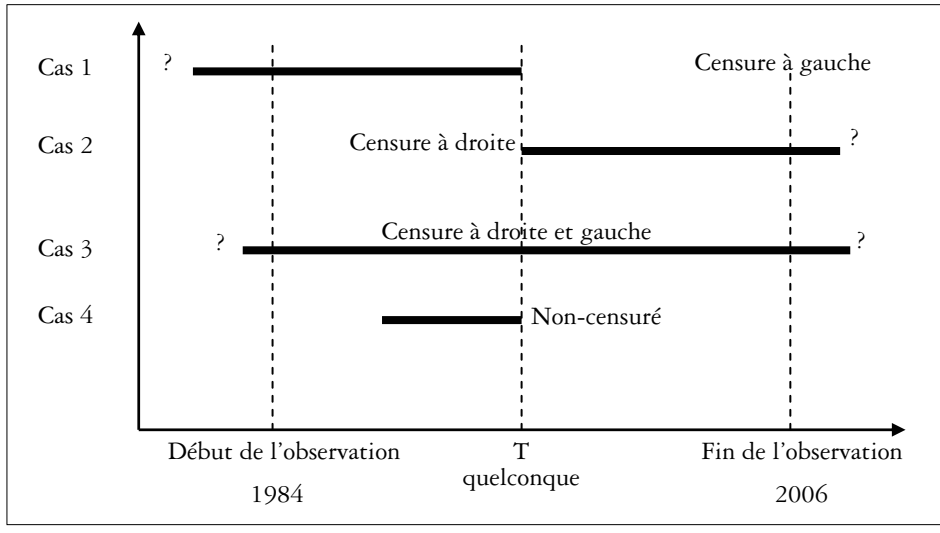


Tableau 1. **Les cycles selon le statut juridique**

Formes juridiques		Cycles				Total
		« passant » (Cas 3)	Début inconnu ; Fin connue (Cas 1)	Début connu ; Fin inconnue (Cas 2)	Complet (Cas 4)	
Société commerciale / A (SARL)	N	14	507	1667	1988	4176
	%	*0,34%*	*12,14%*	*39,92%*	*47,61%*	*100%*
Société commerciale / B (SA)	N	241	1950	890	3729	6810
	%	*3,54%*	*28,63%*	*13,07%*	*54,76%*	*100%*
Coopératives	N	285	537	451	390	1663
	%	*17,14%*	*32,29%*	*27,12%*	*23,45%*	*100%*
Total	N	540	2994	3008	6107	12649
	%	*4,1%*	*24,0%*	*23,4%*	*48,5%*	*100%*

la date de début de cycle est connue, avec la date d'interruption inconnue, ou l'inverse (cas 1 et 2), la censure est là aussi à droite. Nous avons retenu pour notre étude uniquement les entreprises dans les cas 2 et 4, c'est-à-dire les entreprises pour lesquelles la date de naissance, assimilable ici à l'entrée dans l'échantillon, est connue. Ainsi, plus de 9 000 entreprises sont étudiées, soit environ 70% des entreprises (tableau 1). La sortie de l'échantillon n'est connue que dans un intervalle de temps d'une année. Dès lors, une modélisation via un modèle de survie à durée discrète est pertinente.

Pour cette analyse, nous avons retenu trois conventions principales :

– nous avons codé en quatre grands secteurs d'activité les secteurs dans lesquels se retrouvent les coopératives. Il s'agit du commerce, du secteur du lait, du secteur de la viande et du secteur de la boisson (le résidu sera regroupé sous le label « autre »). En cohérence avec le statut de variable de contrôle du secteur, le caractère exemplaire des dynamiques au sein de ces secteurs nous a conduit à les retenir. Par nature, le secteur résiduel sera par définition beaucoup plus hétérogène et délicat à interpréter ;
– les statuts juridiques d'entreprises ont été regroupés en quatre grandes catégories : les coopératives, les sociétés commerciales (non coopératives) de type SA (type B), les sociétés commerciales (non coopératives) de type SARL (type A), et les autres groupements (personnes physiques, autres personnes morales et personnes morales de droit public). Cette typologie s'appuie sur le type de contrôle de l'entreprise et la distribution des droits de propriété. Pour faciliter la comparaison, et étant donnée l'hétérogénéité des autres structures, nous avons retenu uniquement pour l'étude les coopératives et les sociétés commerciales de type SA et SARL [11] ;
– enfin, pour mettre en évidence les dynamiques territoriales, nous avons retenu le découpage géographique des fédérations régionales de coopératives agricoles. Variable de contrôle, ce découpage s'inscrivant dans une histoire particulière et propre à la coopération agricole sera toutefois interprété exclusivement pour l'analyse spécifique aux organisations coopératives.

Les différents travaux ont mis en évidence la nécessité forte de variables de contrôles, qui n'ont pas nécessairement de signification directe pour les théories testées mais, qui permettent de clairement souligner les effets propres à l'âge. Ainsi, nous devons tenir compte de l'effet région. Différents travaux (Fritsch *et al.*, 2006) ont pu montrer que les régions ont un impact important sur la survie des entreprises, qui peuvent en effet y bénéficier de conditions locales favorables à leur développement. Les coopératives agricoles bénéficient en outre plus que les autres d'un maillage local important d'institutions financières et notamment coopératives (Simons et Ingram, 2004 ; Gagliardi, 2009)[12]. Les travaux relèvent un effet du secteur d'activité : si l'activité prend place dans un secteur en croissance, alors la chance de survie est plus importante (Mata et Portugal, 1994). La taille joue également un rôle important (Esteve-Pérez *et al.*, 2004) : les grandes entreprises peuvent, en effet, bénéficier d'économies d'échelles et d'une possibilité de diversifier leurs activités. La diversification réduit le risque de disparaître, car des mauvaises conditions sur un marché peuvent être compensées par des meilleures conditions sur un autre. Pour d'autres auteurs (Jovanovic, 1982 ; Ericson et Pakes, 1995), la taille est un indicateur des différences d'efficacité entre entreprises, ces différences venant de l'expérience, des compétences managériales, de la technologie et de l'organisation. Enfin, les grandes entreprises peuvent avoir un avantage dans la levée des fonds, bénéficier de meilleures conditions de taxation et recruter plus facilement les travailleurs les plus

[11] Pour simplifier l'écriture, nous désignerons par la suite comme « sociétés commerciales de type SA et SARL », les sociétés ayant ce statut mais de nature non coopérative.

[12] Même si la transformation de ces coopératives financières en banques universelles peut contribuer à distendre ce lien initialement fort (*cf.* Vienney, 1994).

qualifiés. Des industries ayant une forte intensité en capital conduisent à ce que les nouveaux entrants ont plus de difficultés à survivre à cause du niveau important de ressources nécessaires pour atteindre ce niveau minimum (Fritsch *et al.*, 2006).

Les variables de contrôle que nous avons retenues tiennent donc compte de cette littérature. En outre, la qualité de notre enquête fait qu'elles sont renseignées pour l'ensemble de l'échantillon. Pour des facilités d'interprétation, le chiffre d'affaire de l'exercice et le total des investissements corporels de l'exercice sont exprimés en milliers d'euros. L'effectif salarié est exprimé en salariés au 31 décembre de l'année d'exercice. Afin de prendre en compte les problèmes d'endogénéité de ces variables relatives à la taille lorsqu'elles varient dans le temps, ces dernières sont inclues dans le modèle avec leur valeur à l'origine. Plusieurs raisons se cumulent pour justifier cette position. Si la simplification technique pour des variables qui ne sont pas centrales pour notre analyse peut en être une, une meilleure assise théorique en écologie des organisations est une raison bien plus solide. Comme le soulignent Carrol et Hannan (2000) et Le Mens *et al.* (2011), les caractéristiques de l'organisation à l'origine, aussi bien celles des fondateurs que des ressources qu'ils ont apportées, influencent fortement son destin. Une taille importante est le signe, d'une part, d'une forte capacité à mobiliser des ressources et, d'autre part, d'une place *a priori* favorable dans le cadre de la compétition entre organisations sur ces mêmes ressources (Carrol et Hannan, 2000). Toutes choses égales par ailleurs, elle augmente les chances de survie de l'organisation (« *liability of smallness* »).

Enfin, les stratégies de diversification sectorielle sont appréciées par l'indice Evenness issu des travaux de Shannon-Wiener (Shannon, 1948). Il est calculé de la manière suivante :

$$E = \frac{H}{\ln(S)} = \frac{-\sum_{i=1}^{S} p_i \times \ln(p_i)}{\ln(S)} \qquad (21)$$

avec H, l'indice de Shannon-Wiener ; S, le nombre de catégories de la variable et p_i, la proportion de la variable dans la catégorie i. Cet indice de diversité est adapté pour la recherche en sciences sociales pour mesurer la diversité sectorielle d'une entreprise. Cet indice varie entre 0 (présence dans un seul secteur) et 1 (répartition égalitaire dans l'ensemble des secteurs). Pour faciliter son interprétation, cette variable a été centrée réduite [13].

En raison du non-respect des hypothèses de base des tests de Student d'égalité des moyennes (égalité des variances et distribution normale), nous mobilisons le test non paramétrique de Wilcoxon d'égalité de distribution. En présence de données administratives où il n'y a pas d'erreurs relatives à l'échantillonnage, l'importance des écarts-types souligne la très forte hétérogénéité des populations observées. Les résultats de ces

[13] Nous avons également estimé les modèles avec une autre variable, l'indice de concentration de Hirschman-Herfindahl qui complète théoriquement l'indice de diversité : une entreprise avec une forte diversité peut voir son chiffre d'affaire être très concentré ou très dispersé. Toutefois, dans notre cas, la très forte corrélation de cet indice avec l'indice Evenness ($r = -0{,}98$) nous conduit à ne pas la retenir dans les estimations finales.

tests mettent en évidence des différences significatives pour la distribution des variables mobilisées entre coopératives et sociétés commerciales (tableau 2). 54% des coopératives ont une durée censurée : c'est-à-dire que parmi les coopératives nées depuis 1985, 54% sont encore en vie en 2006. Ce total n'est que de 46% pour les SARL et 19% pour les SA. L'indice de diversification des activités est relativement proche entre coopératives et sociétés commerciales non coopératives.

Par ailleurs comme le soulignent les tableaux croisés en annexe, la répartition des firmes dans les quatre secteurs d'intérêt et selon les régions révèle des disparités significatives : les coopératives étant plus présentes dans le secteur du commerce et dans les régions Ouest, et Corse-Languedoc-PACA, et relativement moins présentes dans le secteur des viandes et en Bourgogne et Franche-Comté.

Tableau 2. **Statistiques descriptives des unités - 1re année**

Moyenne (écart-type)	Coopérative	Société commerciale / A (SARL)	Société commerciale / B (SA)	Tout type de statut juridique	Test de Wilcoxon coopérative *vs* société *Statistique*	*p-valeur*
Nb observations	841	3 655	4 618	9 114	–	–
Chiffre d'affaires (en milliers d'euros)	96 467 (234 856)	63 567 (217 839)	102 184 (313 107)	86 170 (272 259)	3,954	< 0,0001
Effectif salarié au 31/12 de la 1re année	52,40 (123,92)	97,57 (231,79)	86,96 (213,05)	88,02 (214,73)	– 19,855	< 0,0001
Total des investissements corporels en milliers d'euros	6 645 (35 966)	3 462 (18 331)	7 937 (76 577)	6 023 (56 831)	– 2,936	0,0033
Evenness Index	0,04 (0,07)	0,04 (0,06)	0,04 (0,06)	0,04 (0,06)	0,476	0,6341
Evenness Index centré réduit	– 0,13 (0,98)	– 0,16 (0,87)	– 0,13 (0,89)	– 0,15 (0,89)	0,476	0,6341
Nombre de formes juridiques antérieures	0,20 (0,63)	0,70 (0,99)	0,73 (1,04)	0,67 (1,00)	– 17,312	< 0,0001
Durée d'exercice (en années)	7,11 (5,96)	4,44 (3,79)	6,30 (5,13)	5,63 (4,83)	6,105	< 0,0001
Taux d'observations censurées (en %)	0,54 (0,50)	0,46 (0,50)	0,19 (0,39)	0,33 (0,47)	13,354	< 0,0001

5. Résultats

Les résultats sont présentés en deux temps. Premièrement, l'estimation non paramétrique du hasard et de la survie est réalisée pour les coopératives et les sociétés commerciales (5.1). Elle est complétée par l'estimation des hasards par les modèles paramé-

triques fondés sur des distributions exponentielle, Weibull, lognormale, loglogistique et gamma généralisée. L'adéquation de ces différentes distributions est testée. Cette première partie de résultats nous permet d'explorer la forme du hasard en vue d'une modélisation par le modèle semi-paramétrique à temps discret. L'influence de certaines variables de contrôle est testée. Dans un second temps, le modèle de régression Cloglog est estimé sur les deux échantillons des coopératives et des sociétés commerciales (5.2).

5.1. La discussion de la forme du hasard des coopératives et des sociétés commerciales

Le hasard estimé par un modèle non paramétrique diffère significativement selon le statut juridique (coopérative ; société de type SARL (ou A) ; société de type SA (ou B)). La figure 2 et le tableau 3 indiquent un niveau de hasard pour les coopératives significativement plus faible que celui des autres structures sur la période des 20 années suivant la création des unités. Le risque d'interruption de l'activité sous forme de société commerciale (SA) est significativement supérieur aux autres structures. On peut noter un fort accroissement du taux de hasard en tout début de période, à la création de l'unité, suivi avant la cinquième année d'une forte baisse. Dès la cinquième année, le taux de hasard se stabilise pour les coopératives et les sociétés commerciales SARL. Il est ensuite décroissant avec le temps. Les sociétés commerciales SA font exception. Elles voient leur hasard décroître entre la première et la cinquième année, puis croître lentement. Le tableau 4 indique des niveaux de hasard significativement différenciés entre les statuts juridiques, les secteurs d'activité et les régions. Ces effets seront approfondis et pris en compte dans le modèle semi-paramétrique.

Comme l'illustrent les figures en annexe 1, les transformations des survies estimées indiquent que le hasard constant modélisable par un modèle exponentiel est inadéquat. Les modèles Weibull, lognormal et loglogistique semblent, selon cette

Tableau 3. **Tests d'équivalence des survies pour les variables discrètes**

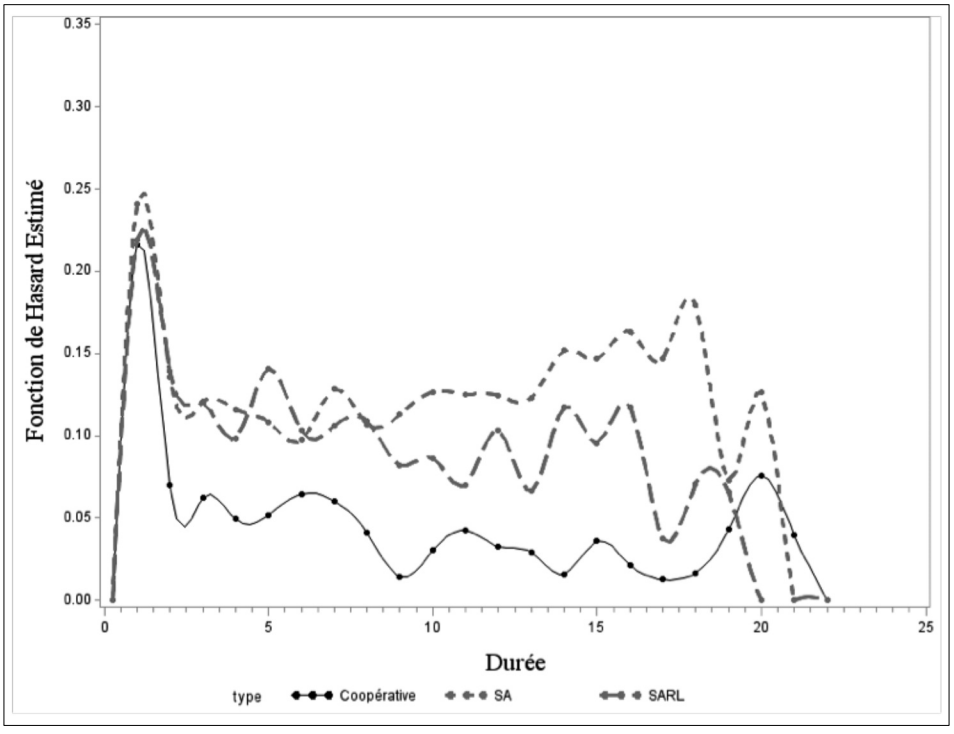
	Log-Rank	Wilcoxon	– 2 Log (LR)
Statut juridique	179,324***	69,999***	196,291***
Secteur	52,059***	35,520***	60,082***
Région	26,350***	31,500***	26,350***

Lecture : * : p-value < 0,10 ; ** : p-value < 0,05 ; *** : p-value < 0,01

Tableau 4. **Tests des différentes propositions théoriques**

	Critères de test de la proposition
P1 « *liability of newness* »	Paramètres estimés des variables dichotomiques des premières années d'existence significativement positifs Effet négatif de la variable âge
P2 « *liability of adolescence* »	Effet positif puis négatif de l'âge (paramètre estimé positif de l'âge et négatif de l'âge au carré)
P3 « *liability of obsolescence* »	Effets significatifs des différentes variables successives de périodes
P4 « *liability of senescence* »	Effet positif de la variable âge au carré

Figure 2. **Hasard non paramétrique estimé selon la structure juridique**



méthode, être de bons candidats. On notera le parallélisme des représentations pour les deux types de sociétés commerciales, à la différence des coopératives. Ceci conduit à indiquer une relation directe de proportionnalité entre ces deux types de structures, qui seront par la suite modélisées ensemble dans un modèle complet, la différence entre les deux étant simplement captée par une variable dichotomique. *A contrario*, les coopératives feront l'objet d'une estimation à part, étant donné que leur hasard et leur fonction de survie se distinguent nettement dans leur forme de ceux des sociétés commerciales.

La dernière étape suppose de s'intéresser au choix des variables temporelles, notées α_t dans l'équation 17, étape importante pour reproduire la dynamique temporelle. Pour approfondir cette étude de la forme des dynamiques temporelles des coopératives et des sociétés, nous avons confronté les différentes formes de hasards estimés paramétriques usuelles (basées sur les distributions, Weibull, lognormale, log-logistique, gamma généralisée) au hasard estimé non paramétrique. Cette confrontation est graphique et statistique (annexe 2) [14]. La distribution exponentielle suppose un hasard constant dans le temps, elle est rejetée par les tests. La distribution Weibull suppose un hasard

[14] Il s'agit, d'une part, d'étudier graphiquement l'adéquation du hasard de chaque distribution au hasard non paramétrique et, d'autre part, de tester de manière emboîtée les distributions exponentielle, Weibull et lognormale dans la gamma généralisée. Ces tests sont complétés par les critères AIC (*Akaike Information Criterion*) de chaque modèle.

monotone (croissant ou décroissant), les graphiques illustrent la faiblesse de ce modèle pour nos données et les tests rejettent cette distribution au profit de distribution permettant des hasards non monotones. Les distributions loglogistique, lognormale et gamma permettent la non-monotonie, les courbes théoriques s'ajustent mieux à notre échantillon, les tests indiquent que la forme la plus flexible, la gamma généralisée, serait la plus adaptée, car elle capte mieux le pic du hasard des premières années. Elle apparaît malgré tout éloignée de la dynamique réelle de la mortalité.

Ces différents résultats montrent une forme particulière du hasard, croissante, décroissante sur les premières années, puis lentement décroissante. Aussi, la dynamique temporelle que nous introduirons dans le modèle Cloglog prendra en compte des variables muettes marquant chacune des trois premières années d'existence, la variable d'âge (supérieur à 3 ans), dont nous attendrons un effet négatif sur le hasard et la variable âge au carré pour capter la forme convexe du hasard. Pour capter l'effet de l'évolution du contexte institutionnel, nous avons créé quatre variables muettes marquant les périodes : avant 1992 ; 1992-1995 ; 1996-2002 ; 2003-2006. En effet, l'évolution des marchés agricoles, de la PAC et des statuts coopératifs (plus grande flexibilité du statut) dans les années 1992 à 1994, mais également depuis 2003, marque une rupture majeure (pour le statut coopératif : Filippi *et al.*, 2006) [15].

Sachant que la variable à expliquer du modèle Cloglog est la sortie, le tableau 4 récapitule la manière dont sont testés les différents effets de l'âge sur la mortalité. Ainsi, la proposition P1 est testée à l'aide des variables permettant de capturer un effet positif de l'âge sur la mortalité les premières années, puis négatif les années suivantes. La proposition P2 est testée grâce aux variables d'âge supérieur à trois ans : le paramètre estimé de l'âge serait significativement positif et celui de l'âge au carré significativement négatif. La proposition P3 est testée grâce aux différentes modalités de la variable de période : les périodes se succédant ont des effets significatifs sur la mortalité. Enfin, la proposition P4 est testée grâce à la variable âge au carré pour laquelle un effet significativement positif est prédit.

5.2. Les résultats du modèle semi-paramétrique à temps discret avec hétérogénéité inobservée

En raison des résultats précédents, le modèle final comprend, outre les précédentes variables concernant la dynamique temporelle et les périodes succédant les différentes réformes (avant 1992 ; 1992-1995 ; 1996-2002 ; 2003-2006), les variables de contrôle relatives au chiffre d'affaire, au total des investissements corporels, aux effectifs salariés à la création, au nombre de changements de statut juridique antérieurs, à l'indice de diversité, aux régions et au secteur. Comme l'illustre le tableau 5, deux modèles différents sont estimés suivant que l'entreprise est une coopérative ou une société commerciale. Nous réalisons également deux estimations dans chacun de ces cas, sur

(suite page 280)

[15] Notons également qu'en appui à cette justification théorique, nous avons utilisé les critères AIC et BIC (*Bayesian Information Criterion*), permettant d'étudier le dilemme entre la capacité explicative du modèle et la paramétrisation excessive. Dans notre cas, le modèle retenu en quatre classes a systématiquement un indice inférieur aux autres modèles.

Tableau 5. **Résultats des estimations des modèles cloglog**

	Coopératives						Entreprises commerciales					
	Toutes tailles			Taille >19 salariés			Toutes tailles			Taille >19 salariés		
	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)
1re année	0,553	0,354	1,738	0,546	0,494	1,726	0,778***	0,090	2,177	0,778***	0,095	2,177
2e année	– 0,130	0,300	0,878	– 0,157	0,426	0,855	0,296***	0,075	1,344	0,301***	0,079	1,351
3e année	– 0,084	0,258	0,919	– 0,467	0,401	0,627	0,153**	0,064	1,165	0,156**	0,068	1,169
Age > 3	– 0,034	0,096	0,967	– 0,074	0,133	0,929	0,113***	0,026	1,120	0,112***	0,027	1,119
(Age > 3) ^ 2	0,002	0,004	1,002	0,004	0,006	1,004	– 0,002	0,001	0,998	– 0,002	0,001	0,998
1992-1995	– 0,400**	0,171	0,670	– 0,536**	0,232	0,585	– 0,202***	0,039	0,817	– 0,206***	0,042	0,814
1996-2002	– 1,325***	0,183	0,266	– 1,557***	0,249	0,211	– 0,748***	0,041	0,473	– 0,728***	0,044	0,483
2003-2006	– 1,265***	0,234	0,282	– 1,811***	0,371	0,163	– 1,211***	0,054	0,298	– 1,206***	0,058	0,299
CA à la création	– 0,001*	0,001	0,999	– 0,001*	0,001	0,999	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	1,000
Emploi à la création	0,000	0,001	1,000	0,000	0,001	1,000	– 0,000*	0,000	1,000	0,000	0,000	1,000
Evenness Index	– 0,790	1,064	0,454	– 0,805	1,308	0,447	– 0,282	0,253	0,754	– 0,333	0,265	0,717
Montant des investissements corporels	– 0,018	0,013	0,982	– 0,020	0,012	0,980	– 0,005***	0,001	0,995	– 0,005***	0,001	0,995
Nombre de changements de forme juridique antérieurs	0,365***	0,103	1,441	0,176	0,107	1,192	– 0,028	0,020	0,972	– 0,028	0,021	0,972
Société commerciale / B							– 0,141***	0,033	0,868	– 0,136***	0,034	0,873
Bourgogne	0,096	0,362	1,101	1,179**	0,526	3,251	– 0,203*	0,106	0,816	– 0,140	0,110	0,869
Centre-Limousin-Poitou	0,107	0,284	1,113	0,123	0,433	1,131	0,009	0,078	1,009	0,002	0,083	1,002
Corse-Languedoc-PACA	0,583**	0,259	1,791	0,741*	0,399	2,098	0,001	0,079	1,001	0,016	0,084	1,016
Franche-Comté	0,752*	0,443	2,121	1,141*	0,637	3,130	– 0,263**	0,130	0,769	– 0,336**	0,141	0,715
Midi-Pyrénées	0,142	0,307	1,153	0,000	0,494	1,000	– 0,038	0,086	0,963	– 0,023	0,091	0,977
Nord-Bassin-Parisien	0,774***	0,299	2,168	0,975**	0,422	2,651	– 0,026	0,070	0,974	– 0,011	0,073	0,989
Nord-Est	– 0,227	0,324	0,797	0,319	0,484	1,376	– 0,119	0,078	0,888	– 0,092	0,081	0,912
Ouest	0,000	0,271	1,000	0,065	0,403	1,067	– 0,130*	0,068	0,878	– 0,131*	0,071	0,877
Rhône-Alpes-Auvergne	0,313	0,299	1,368	0,478	0,458	1,613	– 0,196***	0,075	0,822	– 0,176**	0,078	0,839

Tableau 5. **Résultats des estimations des modèles cloglog *(suite)***

	Coopératives						Entreprises commerciales					
	Toutes tailles			Taille >19 salariés			Toutes tailles			Taille >19 salariés		
	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)	coef.	e.s.	exp (coef)
Boisson	– 1,072***	0,297	0,342	– 1,663***	0,420	0,190	0,015	0,064	1,015	– 0,022	0,070	0,978
Commerce	– 0,515**	0,238	0,598	– 0,809***	0,271	0,445	0,454***	0,091	1,575	0,299***	0,112	1,349
Lait	– 0,786**	0,354	0,456	– 0,911**	0,393	0,402	0,116**	0,054	1,123	0,122**	0,055	1,130
Viande	0,008	0,325	1,008	0,214	0,365	1,239	– 0,117***	0,035	0,890	– 0,116***	0,037	0,890
Constante	– 1,403***	0,507		– 1,046	0,716		– 1,896***	0,128		– 1,925***	0,134	
Rho	0,291**	0,145		0,129	0,146		0,107***	0,023		0,100***	0,024	
Nb d'observations		5 620			2 838			43 579			39 769	
AIC		2 509,467			1 170,042			32 597,076			29 426,712	
BIC		2 695,221			1 336,666			32 848,863			29 675,847	
Log de vraisemblance		– 1 226,733			– 557,021			– 16 269,538			– 14 684,356	

Lecture : * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01. e.s. : erreurs standards. coef. : coefficients. exp(coef) : exponentiels des coefficients. Les modalités de référence pour les périodes, les régions et les secteurs sont respectivement : 1984-1991, Aquitaine et autres secteurs.

l'échantillon total et sur l'échantillon restreint aux coopératives et aux entreprises commerciales de plus de 19 salariés, afin de tenir compte des effets de seuil des populations enquêtées dans l'EAE.

En raison de l'importance du nombre d'observations non sélectionnées lorsqu'on s'intéresse uniquement à la population des coopératives de plus de 19 salariés, il est intéressant de comparer les coefficients estimés sur les deux sous-populations. Notons, en ce qui concerne les entreprises commerciales, qu'en raison du design de l'enquête (destinée aux entreprises de plus de 19 salariés), cela n'a qu'une faible influence [16].

En effet, on souligne la présence significative de l'hétérogénéité inobservée (ρ significatif) pour l'ensemble des modèles, sauf dans le cas des grandes coopératives. ρ est plus important pour l'ensemble des coopératives que pour les autres formes d'entreprises, soulignant la plus grande importance des variables inobservées sur le destin des coopératives. 29% de la probabilité de sortie correspondent aux caractéristiques inobservées des coopératives, ce pourcentage descend à 10% pour les entreprises commerciales. L'estimation du modèle semi-paramétrique révèle un effet significatif de l'âge sur le taux de hasard des sociétés commerciales non coopératives. Ainsi, l'âge réduit le taux de hasard, année après année, mais cet effet se réduit au fil du temps (l'âge au carré a un faible effet positif). Cet effet de l'âge sur la baisse du taux de hasard ne se retrouve pas pour les coopératives. Seuls les effets périodes subsistent pour ces dernières. La période 1996-2002 est ainsi celle qui a le plus d'impact (par rapport à la période de référence 1984-1991) sur la survie des coopératives, avec une diminution de 73,4% du taux de hasard. Pour les grosses coopératives, l'effet le plus important est celui de la période 2003-2006 (– 83,7%). Les tests de restriction d'égalité des paramètres permettent de rejeter l'hypothèse d'égalité des paramètres estimés pour les différentes périodes ($p < 0{,}0001$). Toutefois pour le cas de l'ensemble de l'échantillon des coopératives, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'une égalité des paramètres estimés pour les périodes 1996-2002 et 2003-2006 ($p = 0{,}7306$).

Différentes variables de contrôle ont des effets significatifs pour les coopératives ou les sociétés commerciales. Ainsi, le taux de hasard des sociétés commerciales non coopératives est affecté à la baisse par l'investissement corporel, alors que celui des coopératives l'est uniquement par le chiffre d'affaires à la création (mais de manière faible). La non-significativité de la variable Evenness ne permet pas de valider l'hypothèse de Harte et O'Connell (2007) d'un effet de la diversification sur la survie des groupes coopératifs.

Relativement aux sociétés de type SARL, les SA ont un hasard significativement inférieur de 13%. Les taux de hasards sont différenciés spatialement. Ainsi, pour les sociétés commerciales, relativement à la modalité de référence qui est la région Aquitaine, les régions Bourgogne, Franche-Comté, Ouest et Rhône-Alpes Auvergne sont associées à un taux de hasard inférieur. Pour les coopératives, les taux de hasard des régions Franche-Comté, Bourgogne (uniquement pour les grosses coopératives), Nord-

[16] Les observations éliminées correspondant à des entreprises étant descendues à un moment de leur existence en-dessous du seuil des 20 salariés, mais incluses dans la base de données afin de garder la continuité de la population enquêtée.

Bassin-Parisien et Corse-Languedoc-PACA sont significativement supérieurs. Les taux de survie des unités sont différemment affectés par les secteurs d'activités. Relativement « aux autres secteurs », les coopératives des secteurs des boissons, commerce et lait ont une survie accrue. Pour les entreprises commerciales non coopératives, les secteurs du commerce et du lait se distinguent avec des taux de hasards plus élevés, alors que le secteur de la viande compte des unités ayant une survie plus élevée. Le fait d'avoir connu une forme juridique antérieure augmente de 44% le taux de hasard des coopératives.

6. Discussion des résultats et conclusion

Notre travail a eu pour objectif de tester la relation entre âge et mortalité des entreprises dans un secteur des industries agroalimentaires et du commerce de gros caractérisé par une diversité des formes organisationnelles. Pour ce faire, en l'absence de distribution adéquate d'une fonction de survie posée *a priori*, nous avons procédé à une estimation par un modèle semi-paramétrique à temps discret. Les résultats que nous obtenons peuvent être interprétés avec la littérature correspondante en écologie des organisations et économie industrielle.

Pour les sociétés commerciales, nous avons pu mettre en évidence un effet non monotone de l'âge sur le taux de mortalité, cet effet est positif les premières années, puis se maintient avec un effet significatif après trois ans. Autrement dit, plus une société commerciale vieillit, plus elle a des chances de disparaître, laissant supposer l'existence prégnante des effets P1 et P4. Ces effets n'apparaissent pas significatifs pour les sociétés coopératives. Notre modèle contrôlant de l'hétérogénéité inobservée ne permet pas de mettre en évidence l'existence de l'effet « *honeymoon* » (effet P2 de l'écologie des organisations). De manière générale, les entreprises commerciales et les coopératives apparaissent sensibles à l'évolution de leur environnement (effet P3). Les différences sectorielles et territoriales en termes de survie sont très marquées pour les coopératives alors que la taille à l'origine (appréhendée avec le chiffre d'affaire ou l'emploi salarié) ne semble jouer qu'un rôle minime. Un résultat intéressant est que le fait d'avoir connu une forme antérieure à la forme coopérative (par exemple, avoir été une transformation d'un groupement d'intérêt économique en coopérative) augmente très fortement la probabilité de disparaître, alors que cet effet ne semble pas apparaître pour les entreprises commerciales (qui pourtant peuvent plus souvent changer de forme juridique). Ceci est parfaitement en accord avec la proposition de l'écologie des organisations soulignant qu'une identité organisationnelle forte permet potentiellement de contrer les effets de l'âge (surtout P1 et P2) (Hannan, 1998 ou Simons et Ingram, 2004). Le fait d'être le produit de la transformation d'une forme juridique autre en coopérative est un indice d'une identité organisationnelle plus faible et, donc, potentiellement celle d'une organisation plus fragile [17].

[17] Cet élément a été beaucoup étudié et documenté en ce qui concerne les transformations de sociétés commerciales en coopératives de travailleurs, notamment dans la période 1975-1990 en France (voir Demoustier, 2003).

Comme souligné précédemment, un élément marquant de notre modèle est l'importance de l'hétérogénéité inobservée pour les coopératives : la forme de la courbe de survie que nous avions présentée dans le cadre du modèle non paramétrique ne se retrouve pas dans les paramètres estimés des différentes modalités de l'âge. L'importance plus forte des effets aléatoires sur la probabilité de survie des coopératives que sur celle des sociétés commerciales souligne une spécificité forte des premières. Différentes propositions d'explications peuvent être formulées à ce propos. La première est relative à la pluralité des possibilités de sortie de l'échantillon pour les coopératives. Comme la presse spécialisée s'en fait régulièrement l'écho, de nombreuses fusions de coopératives ont eu lieu récemment [18], ce qui différencie ce type d'entreprise des autres sociétés commerciales, pour lesquelles ce type de sortie est bien moins fréquent. Or la nature même du processus de décision conduisant à la fusion relève largement de variables inobservées (par exemple : le poids de la culture locale à l'origine de coopératives « rouges » ou « blanches » sur le même territoire (Gueslin, 1998) ou la place des manageurs dans le mode de décision collective de la coopérative (Hansmann, 1996)). Ces variables inobservées relèvent de ce que l'écologie des organisations désigne sous le terme de dualité entre l'identité organisationnelle et la niche organisationnelle (Hannan *et al.*, 2007, p. 172). La prise en compte de cette dernière, correspondant aux caractéristiques (sociales, économiques, idéologiques...) des sociétaires des coopératives, est une première piste pour expliquer une partie des différences entre coopératives. Une autre piste pourrait être de développer un modèle à hasards concurrents, tel que réalisé par Esteve-Pérez *et al.* (2010), afin de prendre en compte la différence de type de sortie [19].

La deuxième proposition concerne le lien entre survie et efficacité, puisque nous n'avions pas inclus cet élément dans le modèle. Ainsi, la productivité du travail est considérée comme importante par différents auteurs car déterminant son efficacité et, dès lors, sa survie (Jovanovic, 1982 ; Ericson et Pakes, 1995 ; Esteve-Pérez et Máñez-Castillejo, 2008). La probabilité de survie serait plus faible pour des entreprises ayant une productivité plus faible. De même, la rentabilité d'une entreprise mesurée par ses bénéfices peut être un signe d'une plus grande efficacité ou d'un pouvoir de marché. Dans les deux cas, une survie plus grande est espérée. Toutefois, une plus grande rentabilité peut conduire à une durée de vie plus courte. Des activités innovantes ont en effet à la fois un retour sur investissement important et un risque de faillite important en raison de l'incertitude qui leur est associée. Des entreprises rentables peuvent, en outre, être plus l'objet d'acquisitions ou de fusions (Esteve-Pérez et Máñez-Castillejo, 2008). A ce titre, un lien peut être fait entre analyse de survie et étude de la performance, ce qui permettra alors de départager les approches entre celles qui accordent de l'importance à cette question (organisation et économie industrielles) et celles qui souscrivent à d'autres principes de sélection (écologie des organisations).

[18] Voir à ce titre les fusions ayant donné naissance aux grands groupes coopératifs polyvalents de l'Ouest de la France (Terrena, Agrial, Triskélia...) ou à des coopératives viticoles spécialisées (Ambiaud, 2009).

[19] Ce qui peut contribuer à donner un autre sens à l'effet positif sur la sortie de la variable nombre de changement de formes juridiques.

Enfin, on peut aussi envisager des possibilités d'autocorrélation spatiale, que notre variable de région ne peut prendre en compte qu'imparfaitement. On peut supposer l'existence d'un rôle des fédérations dans les différences de survie, celle d'un processus d'imitation entre unités comparables ou, au contraire, de compétition sur les mêmes ressources. Comme le souligne également les différents modèles théoriques d'interaction entre coopératives et non coopératives sur les marchés agricoles et agro-alimentaires (Drivas et Giannakas, 2010), une forte interaction existe entre ces différentes formes en ce qui concerne les choix stratégiques (par exemple, sur la différenciation en termes de qualité des produits proposés par les coopératives agricoles avec les entreprises commerciales concurrentes). De même, au plan empirique, le développement de certaines coopératives a pu se faire en compensation de la sortie des entreprises commerciales non coopératives (Vienney, 1994) [20]. A ce titre, un prolongement est possible avec l'utilisation des modèles en écologie des populations développés initialement par Hannan et Carroll (1992) et que Simons et Ingram (2004) ont appliqués aux coopératives agricoles israéliennes (*kibboutzim vs mochavim*), dans un cadre traditionnel de compétition sur les ressources à la Lotka-Volterra. Les modèles plus récents de l'écologie des populations introduisant la possibilité d'une évolution de l'environnement dans lequel prend place la concurrence entre les unités (Cadotte, 2007) ou même une covariation de l'environnement et de la compétition (Chesson et Kuang, 2008) sont des pistes fructueuses pour l'avenir.

Bibliographie

Ambiaud E. (2009) 2 500 coopératives agroalimentaires, *Agreste Primeur* 220, janvier, disponible sur *www.agreste.agriculture.gouv.fr.*

Barron D.N., West E. and Hannan M.T. (1994) A time to grow and a time to die: Growth and mortality of credit unions in New York, 1914-1990, *American Journal of Sociology* 100, 381-421.

Bonin J.P., Jones D.C. and Putterman L. (1993) Theoretical and empirical studies of producer cooperatives: Will ever the twain meet?, *Journal of Economic Literature* 31 (3), 1290-1320.

Boone C., van Witteloostuijn A. (1995) Industrial organization and organization ecology: The potentials for cross-fertilization, *Organization Studies* 16 (2), 265-298.

Brüderl J., Schussler R. (1990) Organizational mortality: The liabilities of newness and adolescence, *Administrative Science Quarterly* 35 (3), 530-547.

Cadotte M. (2007) Concurrent niche and neutral processes in the competition-colonization model of species coexistence, *Proceedings of the Royal Society B* 274, 2739-2744.

[20] Dans le secteur des fruits et légumes avec la troisième gamme en conserve où le développement des coopératives est directement lié à la sortie des sociétés commerciales.

Carroll G.R., Hannan M.T. (2000) *The Demography of Corporations and Industries*, Princeton, Princeton University Press, 490 p.

Cefis E., Marsili O. (2005) A matter of life and death: Innovation and firm survival, *Industrial and Corporate Change* 14 (6), 1167-1192.

Chesson P., Kuang J.J. (2008) The interaction between predation and competition, *Nature* 456, 235-238.

Côté D. (éd.) (2001) *Les holdings coopératifs*, Bruxelles, De Boeck Université, 416 p.

Demoustier D. (2003) *L'économie sociale et solidaire*, Paris, La Découverte, 216 p.

Drivas K., Giannakas K. (2010) The effect of cooperatives on quality-enhancing innovation, *Journal of Agricultural Economics* 61, 295-317.

Ericson R., Pakes A. (1995) Markov perfect industry dynamics: A framework for empirical work, *Review of Economic Studies* 62, 53-82.

Esteve-Pérez S., Máñez-Castillejo J.A. (2008) The resource-based theory of the firm and firm survival, *Small Business Economics* 30, 231-249.

Esteve-Pérez S., Sanchis-Llopis A. and Sanchis-Llopis J.A. (2010) A competing risks analysis of firms' exit, *Empirical Economics* 38, 281-304.

Esteve-Pérez S., Sanchis-Llopis A. and Sanchis-Llopis J.A. (2004) The determinants of survival of Spanish manufacturing firms, *Review of Industrial Organization* 25, 251-273.

Filippi M., Frey O. et Triboulet P. (2008) Typologie spatiale des groupes coopératifs agricoles français, *in*: *Défis coopératifs*, Draperi J.F. (éd.), Paris, L'Harmattan, Les Cahiers de l'économie sociale, 17-35.

Filippi M., Frey O., Triboulet P. et Vivensang J. (2006) Bilan des lois de 1991 et 1992 et gouvernance des groupes coopératifs, Rapport au ministère de l'Agriculture et de la Pêche.

Fritsch M., Brixy U. and Falck O. (2006) The effect of industry, region, and time on new business survival – A multi-dimensional analysis, *Review of Industrial Organization* 28, 285-306.

Gagliardi F. (2009) Financial development and the growth of cooperative firms, *Small Business Economics* 32, 439-464.

Geroski P.A. (2001) Exploring the niche overlaps between organizational ecology and industrial economics, *Industrial and Corporate Change* 10 (2), 507-540.

Geroski P.A. (1995) What do we know about entry?, *International Journal of Industrial Organization* 13 (4), 421-440.

Geroski P.A., Mata J. and Portugal P. (2010) Founding conditions and the survival of new firms, *Strategic Management Journal* 31, 510-529.

Gueslin A. (1998) *L'invention de l'économie sociale*, Paris, Economica, 429 p.

Hannan M.T. (2005) Ecologies of organizations: Diversity and identity, *Journal of Economic Perspectives* 19 (1), 51-70.

Hannan M.T. (1998) Rethinking age dependence in organizational mortality: Logical formalization, *American Journal of Sociology* 104 (1), 126-164.

Hannan M.T., Baron J.N., Hsu G. and Koçak Ö. (2006) Organizational identities and the hazard of change, *Industrial and Corporate Change* 15 (5), 755-784.

Hannan M.T., Carroll G.R. (1992) *Dynamics of Organizational Populations*, Princeton, Princeton University Press, 286 p.

Hannan M.T., Polos L. and Carroll G.R. (2007) *Logics of Organization Theory*, Princeton, Princeton University Press, 384 p.

Hansmann H. (1999) Cooperative firms in theory and practice, *Finnish Journal of Business Economics* 48 (4), 387-403.

Hansmann H. (1996) *The Ownership of Enterprise*, Cambridge, Harvard University Press, 384 p.

Harte L., O'Connell J. (2007) European dairy cooperative strategies: Horizontal integration *versus* diversity, *in: Vertical Markets and Cooperative Hierarchies*, Karantininis K., Nilsson J. (eds), Dordrecht, Springer, 195-211.

Hölstrom B. (1999) Future of cooperatives: A corporate perspective, *Finnish Journal of Business Economics* 48 (4), 404-417.

Hosmer D., Lemeshow S. (1999) *Applied Survival Analysis*, New York, Wiley and Sons, 408 p.

Hovelaque V., Duvaleix-Tréguer S. and Cordier J. (2009) Effects of constrained supply and price contracts on agricultural cooperatives, *European Journal of Operational Research* 199 (3), 769-780.

Joly I. (2006) Stability or regularity of the daily travel time in Lyon? Application of a duration model, *International Journal of Transport Economics* 33 (3), 369-400.

Jovanovic B. (2001) Fitness and age: Review of Carroll and Hannan's demography of corporations and industries, *Journal of Economic Literature* 39, 105-119.

Jovanovic B. (1982) Selection and the evolution of industry, *Econometrica* 50, 649-670.

Kalbfleisch J.D., Prentice R.L. (2002) *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley and Sons, 462 p.

Kaplan E., Meier P. (1958) Non-parametric estimation from incomplete observations, *Journal of the American Statistical Association* 53 (282), 457-481.

Lawless J.F. (2003) *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, Wiley and Sons, 592 p.

Le Mens G., Hannan M.T. and Polos L. (2011) Founding conditions, learning, and organizational life chances: Age-dependence revisited, *Administrative Science Quarterly* 56 (1), 95-126.

Lewi G., Perri P. (2009) *Les défis du capitalisme coopératif. Ce que les paysans nous apprennent de l'économie*, Paris, Pearson Education, 224 p.

Maietta O.W., Sena V. (2008) Is competition really bad news for cooperatives?, *Journal of Productivity Analysis* 29, 221-233.

Malo M.-C., Vézina M. (2004) Governance and management of collective user-based. Enterprises, *Annals of Public and Cooperative Economics* 75 (1), 113-137.

Martimort D. (1999) The life cycle of regulatory agencies: Dynamic capture and transaction costs, *Review of Economic Studies* 66 (4), 929-947.

Mata J., Portugal P. (1994) Life duration of new firms, *Journal of Industrial Economics* 42, 227-246.

Ménard C. (2007) Cooperatives: hierarchies or hybrids?, *in: Vertical Markets and Cooperative Hierarchies*, Karantininis K., Nilsson J. (eds), Dordrecht, Springer, 1-17.

Mosheim R. (2008) Efficiency and survival: The impact of the international coffee agreement's demise on Costa Ricas's cooperative coffee processing, 1988-2005, *Annals of Public and Cooperative Economics* 79 (1), 79-106.

Nunez-Nickel M., Moyano-Fuentes J. (2004) Ownership structure of cooperatives as an environmental buffer, *Journal of Management Studies* 41 (7), 1131-1152.

Pérotin V. (2004) Early cooperative survival: The liability of adolescence, *Advances in the Economic Analysis of Participatory and Labor-Managed Firms* 8, 67-86.

Rodriguez G., Elo I. (2003) Intra-class correlation in random-effects models for binary data, *Stata Journal* 3 (1), 32-46.

Schary M.A. (1991) The probability of exit, *Rand Journal of Economics* 22 (3), 339-352.

Shannon C.E. (1948) A mathematical theory of communication, *The Bell System Technical Journal* 27, 379-423.

Simons T., Ingram P. (2004) An ecology of ideology: Theory and evidence from four populations, *Industrial and Corporate Change* 13 (1), 33-59.

Simons T., Ingram P. (2003) Enemies of the State: Interdependence between institutional forms and the ecology of the kibbutz, 1910-1997, *Administrative Science Quarterly* 44, 592-621.

Staber U. (1992) Organizational interdependence and organizational mortality in the cooperative sector: A community ecology perspective, *Human Relations* 45 (11), 1191-1211.

Stinchcombe A.L. (1965) Social structures and organisations, *in: Handbook of Organizations*, March J.G. (ed.), Chicago, Rand McNally, 142-193.

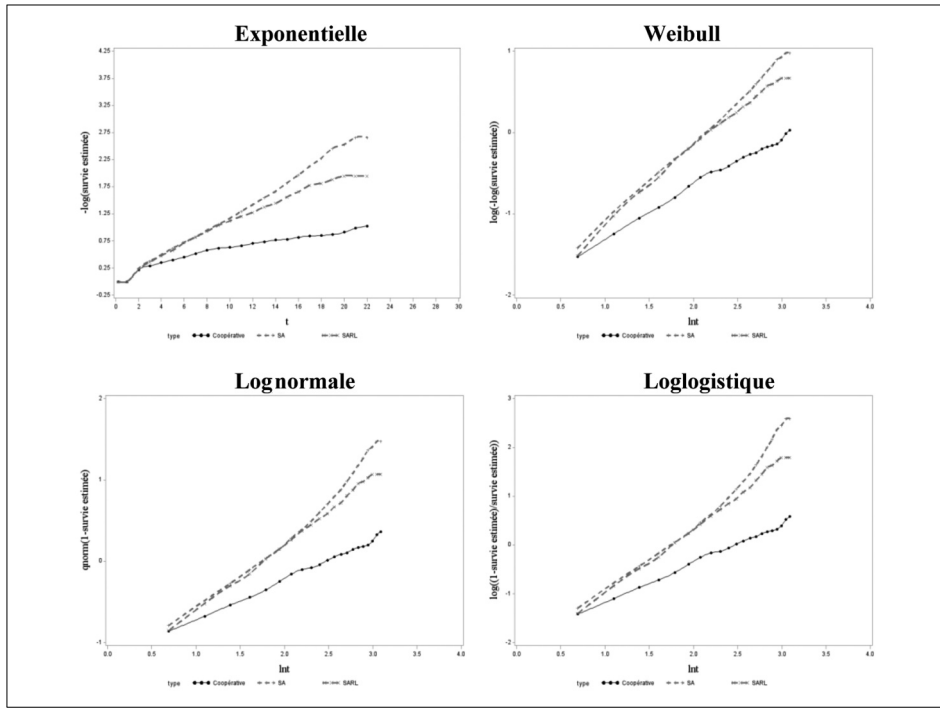
Sykuta M., Cook M.L. (2001) A new institutional economics approach to contracts and cooperatives, *American Journal of Agricultural Economics* 83 (5), 1273-1279.

Touzard J.-M. (2000) Coordinations locales, innovation et régulation : l'exemple de la transition « vin de masse » - « vins de qualité » en Languedoc-Roussillon, *Revue d'économie régionale et urbaine* 3-00, 589-604.

Vienney C. (1994) *L'économie sociale*, Paris, La Découverte, 125 p.

Williamson O. (1991) Economic institutions: Spontaneous and intentional governance, *Journal of Law, Economics and Organization* 7, 159-187.

ANNEXE 1 : ÉVALUATION GRAPHIQUE DE L'ADÉQUATION DES DISTRIBUTIONS



ANNEXE 2

Tableau A2-1. **Tests des distributions pour les coopératives**

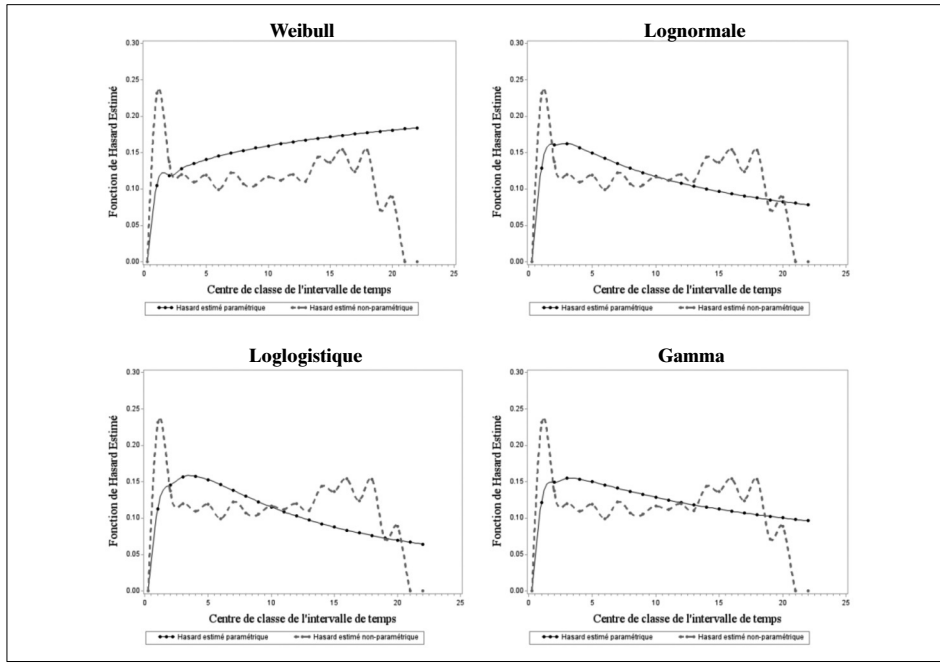
Distribution	LogL	LR test (emboîtement avec gamma généralisée)	p-valeur	AIC
Exponentielle	– 947,040	23,53	< 0,0001	1 990,08
Weibull	– 945,869	21,18	< 0,0001	1 989,738
Lognormale	– 936,031	1,512	0,218	1 970,062
Loglogistique	– 946,332	–	–	1 970,550
Gamma généralisée	– 935,275	–	–	1 990,664

Tableau A2-2. **Tests des distributions pour les coopératives**

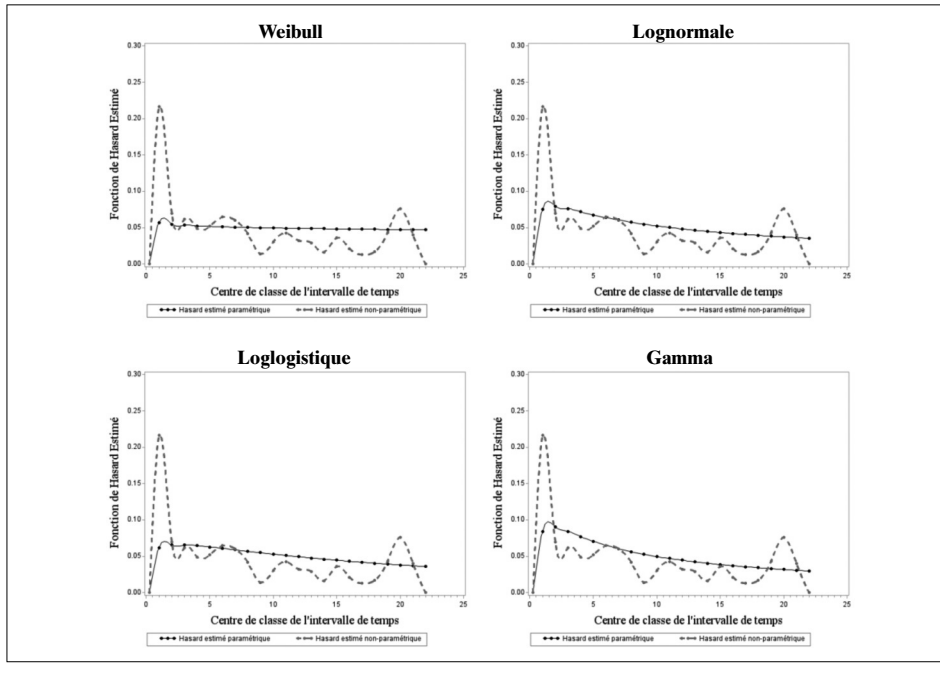
Distribution	LogL	LR test (emboîtement avec gamma généralisée)	p-valeur	AIC
Exponentielle	– 10376,696	366,062	< 0,0001	20 849,392
Weibull	– 10260,915	134,5	< 0,0001	20 619,83
Lognormale	– 10202,176	17,022	< 0,0001	20 502,352
Loglogistique	– 10367,309	–	–	20 832,618
Gamma généralisée	– 10193,665	–	–	20 487,33

Comparaison des hasards estimés paramétriques et non paramétriques :

Pour les sociétés commerciales



Pour les coopératives



ANNEXE 3

Tableau A3-1. **Contingence et test d'homogénéité – Secteur d'activité - 1re année**

N % en ligne	Autre	Boisson	Commerce	Lait	Viande	Total
Sociétés	3 825 46,22	569 6,88	216 2,61	851 10,28	2 814 34,01	8 275 90,77
Coopératives	69 8,20	200 23,78	460 54,70	73 8,68	39 4,64	841 9,23
Total	3 894 42,72	769 8,44	676 7,42	924 10,14	2853 31,30	9 116 100,00

	DL	Statistique	P-Valeur
Test du Khi-2	4	3 522,26	< 0,0001
Test du rapport de vraisemblance	4	2 265,63	< 0,0001

Tableau A3-2. **Contingence et test d'homogénéité – Régions coopératives - 1re année**

N % en colonne	Sociétés commerciales	Coopératives	Total
Aquitaine	522 6,31	86 10,23	608 6,67
Bourgogne	251 3,03	36 4,28	287 3,15
Centre-Limousin-Poitou	741 8,95	93 11,06	834 9,15
Corse-Languedoc-PACA	728 8,80	166 19,74	894 9,81
Franche-Comté	155 1,87	25 2,97	180 1,97
Midi-Pyrénées	503 6,08	65 7,73	568 6,23
Nord-Bassin-Parisien	1 487 17,97	99 11,77	1 586 17,40
Nord-Est	811 9,80	73 8,68	884 9,70
Ouest	2 065 24,95	109 12,96	2 174 23,85
Rhône-Alpes-Auvergne	1 012 12,23	89 10,58	1 101 12,08
Total	8 275 90,77	841 9,23	9 116 100,00

	DL	Statistique	P-Valeur
Test du Khi-2	9	191,8356	< 0,0001
Test du rapport de vraisemblance	9	179,5711	< 0,0001