

# Le développement des grandes surfaces et son impact sur la durée de vie du petit commerce alimentaire de proximité

Simon QUANTIN\*

Laure TURNER†

19 mars 2015

---

\*INSEE. Auteur correspondant. Adresse : 18, boulevard Adolphe Pinard, 75675 Paris cedex 14. Téléphone : +33 1 41 17 53 23 ; [simon.quantin@insee.fr](mailto:simon.quantin@insee.fr)

†DCPJ-SSM, [laure.turner@interieur.gouv.fr](mailto:laure.turner@interieur.gouv.fr)

## Résumé

Cette étude s'intéresse à l'effet du développement des grandes surfaces sur la durée de vie des « petits commerces de proximité » du commerce de détail alimentaire non spécialisé, et spécialisé y compris artisanat commercial. Elle repose sur une base longitudinale d'établissements présents le 1<sup>er</sup> janvier entre 1993 et 2005, construite à partir d'une mise en cohérence du répertoire Sirène, des déclarations annuelles de données sociales (DADS), et des enquêtes annuelles Liaisons Financières (LIFI) qui identifient les groupes de sociétés opérant en France et leurs contours. Disposant pour chaque établissement, de la nature de son activité, de son emploi salarié au 1<sup>er</sup> janvier, de sa surface de ventes, et de ses liens financiers éventuels, il nous est possible de définir le « petit commerce de proximité », mais aussi de suivre l'extension des grandes surfaces à chaque date et les événements démographiques qui ont marqué la vie de tous les établissements (création, rachat, disparition etc.)

L'étude est menée grâce à un modèle de durée à intervalles censurés log-log complémentaire qui tient compte de l'hétérogénéité inobservée à la Heckman-Singer (*frailty model*). Afin de nous réduire le risque d'endogénéité, l'impact des grandes surfaces est estimé à partir de leur développement avant l'année de disparition du petit commerce. Nos premiers résultats confirment que l'apparition d'une grande surface réduit la durée de vie des petits commerces de proximité deux ans après son arrivée. Ils soulignent aussi l'hétérogénéité de ces effets en fonction de l'isolement de sa commune.

## Abstract

This paper estimates the impact of the expansion strategy of large food retail companies on the life duration of small local food stores. It builds upon a unique establishment-level data set of French food retail trade businesses covering the period 1993-2005. The dataset was constructed by merging the French register of companies and establishments (SIRENE), the annual declaration of social data (DADS) and the annual Financial Links between Enterprises Survey (LIFI) which outlines the groups of enterprises operating in France. To define the population of small retail stores and large retail stores, as well as the demographic events of all establishments (creation, takeover, death, etc.), we used information on each establishment's type of activity, number of employees, sales area, and possible financial links with other companies. The impact of the large food retail stores is estimated using a complementary log-log regression model for survival data with interval censoring. It takes into account Heckman-Singer unobserved heterogeneity (*frailty model*). In order to avoid some endogeneity issues, the model considers the entry of large retail stores before the year of death of a small local store. Our first results show that the existence of a large retail food store diminishes the life duration of the surrounding small local stores two years after its creation. The results also show that the size of the effect depends on where it takes place.

# 1 Introduction

Ce papier s'intéresse au développement des grandes surfaces sur le devenir des « petits commerces de proximité ». Cette question revêt une importance particulière dans le secteur du commerce du détail alimentaire où le mouvement de concentration est très marqué depuis plusieurs décennies, avec la croissance des groupes de distribution et des réseaux d'enseignes et le recul du petit commerce.

Plusieurs études ont mis en évidence le déclin du petit commerce indépendant suite à l'accroissement du nombre de grandes surfaces. Sur données américaines, l'étude de la chaîne Wal-Mart a conduit à préciser les mécanismes en œuvre. [Jarmin et al. \(2004\)](#) montrent, par exemple, que si 50 à 60% des commerces de détail créés disparaissent durant leurs cinq premières années d'activité, chaque nouveau magasin Wal-Mart accroît encore le taux de « sortie » en réduisant les parts de marchés et les marges des petits commerces déjà existants et en conduisant certains à fermer. Néanmoins, l'ampleur de l'effet est sujet à discussion. [Jia \(2005\)](#), par exemple, conclut que l'expansion de Wal-Mart explique 50 à 70 % du recul (net) du petit commerce de détail non spécialisé entre 1988 et 1997. [Basker \(2005\)](#) en considérant l'ensemble du commerce de détail, montre que le nombre de petits commerces diminue mais dans des proportions faibles. D'autres études concluent même à un effet positif sur le nombre de petits commerces. Ainsi, [Hicks \(2009\)](#) met en évidence que le nombre de petits commerces augmentent dans un environnement proche (*county*), alors qu'il diminue dans les environnements plus éloignés (*counties* adjacents). De manière similaire, [Pachuri et al. \(2009\)](#) étudie l'effet de Wal-Mart sur les taux d'entrée et de sorties des commerces de détail indépendants au niveau local. Leur analyse géographique fine du commerce de détail en Floride avant et après l'implantation du premier magasin Wal-Mart en 2004 montre qu'au niveau local, au sein du même code postal, l'« effet Wal-Mart » dominant est celui de la chute des taux d'entrées de commerces indépendants, tandis que dans les codes postaux adjacents s'observe une hausse notable des taux de sorties. Si le nombre d'établissements contraints de cesser leur activité est ainsi sujet à débat, le consensus se fait néanmoins autour de la large réduction des ventes qu'occasionne cette concurrence et la fragilisation économique qui en découle.

Par ailleurs, de tels résultats soulignent au-delà de leurs divergences que l'effet de Wal-Mart sur le nombre de petits commerces nécessitent de distinguer celui-ci au regard du type de commerce de détail et de leur localisation géographique. Dans cet esprit, [Basker \(2007\)](#) rappelle l'importance du recours à l'offre de proximité ou au regroupement des achats (entendu ici comme la fréquentation d'un lieu unique) pour comprendre l'ambivalence des effets parfois constatés sur le petit commerce de détail<sup>1</sup>. [Zhu et al. \(2009\)](#) montre ainsi, par exemple, que la création d'un Wal-Mar Discount Store a accru les revenus des épiciers adjacents - avec lesquels toutefois il n'entre pas en compétition sur ces produits - mais diminués ceux des établissements situés à 3 km<sup>2</sup>. Un tel résultat peut se comprendre à la lumière de l'effet positif d'un centre commercial sur l'activité des petits commerces indépendants situés à l'intérieur ou à proximité qui accroît la fréquentation de ces derniers (voir par exemple [Pashigian and Gould, 1998](#)).

---

1. En France, comme le souligne [Moati and Ranvier \(2005\)](#), l'importance du prix dans le comportement d'achat des consommateurs n'est pas nécessairement prépondérant. Ainsi, en 2005, selon l'enquête du Crédoc, le critère de la proximité est le plus important, celui du prix se plaçant à l'égalité avec l'offre de choix. Par ailleurs, dans la même étude, les auteurs relèvent que la fréquentation de plusieurs types de commerce est souvent la règle, notamment la fréquentation de commerce alimentaire spécialisé en sus des achats en hypermarché, supermarché ou hard-discount.

2. soit 2 miles dans l'étude.

Enfin, il est difficile de ne pas évoquer dans le cas du commerce de détail alimentaire, l'importance des établissements franchisés, y compris sur la durée d'activité des petits commerces indépendants qui ne le sont pas, notamment dans le commerce alimentaire non spécialisé. Les petits commerces indépendants sont en effet confrontés à la concurrence des commerces similaires franchisés. Cependant, comme le souligne [Carree and Thurik \(1996\)](#), les établissements franchisés se caractérisent aussi par une grande similitude et peuvent ainsi pâtir d'un manque de spécialisation. Par ailleurs, ils soulignent aussi que la franchise offre aussi une opportunité de reconversion aux petits commerces indépendants qui craignent de cesser leur activité, ceux-ci pouvant même tirer bénéfice de la compétition entre grandes franchises.

Notre papier s'inscrit dans cette littérature académique et propose un éclairage à notre connaissance inédit sur le cas français. Au-delà, il explore l'hétérogénéité de l'effet de l'implantation d'une grande surface alimentaire en fonction de l'âge et de la situation de la commune en particulier dans le cas de communes isolées en milieu rural. Le papier est organisé comme suit : dans la partie 2, nous présentons les données utilisées et notamment la définition que nous optons pour identifier le « petit commerce indépendant ». Dans la partie 3, nous précisons le modèle économétrique estimé. La partie 4 présente les premiers résultats obtenus dans le cas des communes « isolées » et la partie 5 conclut.

## 2 Données

Afin d'étudier l'effet de l'essor des grandes surfaces sur la durée de vie d'un petit commerce de proximité, il nous faut disposer d'une base de données longitudinales qui permettent de suivre les trajectoires de ces établissements dans le temps. Celle-ci doit en théorie comporter un identifiant unique d'établissement, qui est suivi à chaque date sur la période d'activité économique de l'établissement ; les dates précises des événements de la « vie » des établissements (création, déménagement, rachat, défaillance, etc.) ; ceci sur une période suffisamment longue. Depuis 1973, l'Insee gère le système informatisé du répertoire national des entreprises et des établissements (Sirene), où chaque unité est repérée par un identifiant unique qui permet en outre de faire le lien avec d'autres sources statistiques. Il se décline notamment en fichiers de stocks des entreprises et des établissements au 1<sup>er</sup> janvier de chaque année, mais aussi en fichiers annuels recensant les « créations » d'établissements, et les transferts géographiques sur le territoire.

Il nous est donc possible de constituer une base longitudinale d'établissements présents le 1<sup>er</sup> janvier de chaque année et exerçant dans le commerce de détail alimentaire. Pour chaque établissement, la nature de son activité, son emploi salarié au 1<sup>er</sup> janvier ainsi que sa surface de vente nous est connu. Notre étude se concentre sur la période 1993-2005.

### 2.1 Qu'entend-on par « grande surface » et « petit commerce de proximité »

Usuellement, une « grande surface » désigne un supermarché, un magasin populaire ou un hypermarché. Tous ces commerces se caractérisent par une surface de vente importante. Néanmoins, le développement récent des *hard-discounters* suggère d'y intégrer aussi les réseaux d'enseigne composés de superettes ou de commerce d'alimentation générale dont la surface de

vente est plus réduite. Ce faisant, les commerces restant peuvent être classés comme « petit commerce de proximité ». Schématiquement, cette notion fait ainsi référence à des commerces ayant une surface de vente réduite, et n'appartenant pas à un réseau d'enseigne.

Dans le commerce de détail en magasin non spécialisé, la nomenclature française d'activité<sup>3</sup> utilisée pour caractériser l'activité des commerces de notre base de données différencie les différents établissements selon la nature des produits vendus et leur surface de vente. Elle distingue ainsi :

- les commerces d'alimentation générale et les supérettes dont la superficie ne dépasse pas les 400 m<sup>2</sup>,
- et les supermarchés<sup>4</sup>, les magasins populaires<sup>5</sup>, et les hypermarchés<sup>6</sup>.

Dans le commerce de détail en magasin spécialisé, en revanche, les établissements sont uniquement classés selon la nature des produits vendus (fruits et légumes, viandes ou produits à base de viandes, poissons, etc.) et aucun critère de surface n'est pris en compte, mais leur activité les classe intuitivement dans les commerces de proximité.

Cependant, notre base de données ne nous permet pas d'identifier précisément les établissements franchisés alors même que les « commerces de proximité » ne doivent pas appartenir à un réseau d'enseignes. Pour remédier à cette difficulté, nous excluons, dans un premier temps, tous les établissements d'une entreprise détenue financièrement à plus de 50% par un groupe, et ce quelque-soit sa taille, en appariant pour cela notre base longitudinale avec les enquêtes annuelles de Liaisons Financières. Une telle approche permet donc de repérer tous les établissements appartenant à la partie succursaliste des réseaux d'enseigne. La condition sur l'indépendance financière n'étant cependant pas suffisante, elle est complétée en excluant tous les commerces de détail (qu'ils soient spécialisés ou non) qui appartiennent :

- soit à une entreprise de plus de 100 salariés,
- soit à une entreprise d'au moins 50 salariés et disposant, soit d'un magasin de 2500 m<sup>2</sup> ou plus, soit d'au moins 10 magasins.

Cette approche est similaire à celle mise en œuvre par [Séguin \(2001\)](#) pour identifier les « grands commerces ». Il est à noter que dans le cas des commerces de détail alimentaire non spécialisé, elle nous permet de détecter la plupart des commerces d'alimentation générale et supérettes des grandes marques d'*hard-discount*.

Au total, les supermarchés, les magasins populaires et les hypermarchés sont clairement identifiés. Les commerces d'alimentation générale et des supérettes appartenant à des « réseaux d'enseigne » tel que défini précédemment sont eux aussi considérés comme « grande surface ». À l'inverse, les commerces de détail spécialisé, les supérettes et les commerces d'alimentation générale qui n'appartiennent pas à un réseau d'enseigne sont considérés comme des « petits commerces de proximité »<sup>7</sup>.

---

3. c'est-à-dire la Naf rév.1 2003

4. qui réalisent au moins 65% de leur chiffre d'affaires dans la vente de produits alimentaires et dont la superficie est comprise entre 400 et 2500 m<sup>2</sup>

5. dont la surface de vente est similaire à celle des supermarchés mais dont les ventes de produits alimentaires sont inférieures à 65%

6. dont la surface de vente est supérieure à 2500 m<sup>2</sup>

7. Les commerces de détail spécialisé appartenant à une chaîne - entendu au sens large - ne sont pas considérés comme des « commerces de proximité », mais ne sont pas inclus dans le groupe des « grandes surfaces ».

## 2.2 Prendre en compte la concurrence des grandes surfaces

Par définition, l'attractivité d'un commerce de proximité est restreinte dans l'espace, alors même que les grandes surfaces souvent situées à la périphérie des grandes villes attirent une clientèle plus éloignée. La concurrence qu'impose la présence de grandes surfaces aux commerces de proximité ne saurait donc se résumer à celle exercée par les grandes surfaces situées, par exemple, dans la même commune que le petit commerce. Dans cette étude, nous définissons le périmètre où s'exerce la concurrence de grandes surfaces *autour* de chaque petit commerce de proximité de notre base. Comme la localisation précise des établissements n'est pas connue, ce périmètre est défini autour de la commune où est implanté le commerce de proximité.

Afin de construire ce périmètre et suivant [Biscourp et al. \(2008\)](#), nous utilisons une base de données de l'Insee précisant la distance en minutes aux heures aux de pointe, entre les différentes communes de France métropolitaine. En utilisant ensuite notre base de données longitudinales, nous pouvons déterminer à quelle distance se trouve chaque grande surface du territoire de chaque petit commerce de proximité. Un choix doit néanmoins être fait pour déterminer la taille du périmètre à retenir. Comme le font remarquer [Biscourp et al. \(2008\)](#), accroître le périmètre permet de mieux tenir compte de toutes les grandes surfaces qui concurrencent les petits commerces de proximité, mais réduit aussi la variabilité des données. Le Tableau 1 indique que la concurrence des grandes surfaces ne s'exercent pas toujours dans la commune où se trouve le petit commerce de proximité, mais qu'il faut à l'inverse introduire des distances différenciées selon la nature de la grande surface.

Nous faisons le choix de retenir que chaque commerce de proximité est en concurrence avec les commerces appartenant à un réseau d'enseigne installés dans sa commune, avec tous les supermarchés et magasins populaires situés dans un rayon de 10 minutes autour de sa commune, et avec tous les hypermarchés situés dans un rayon de 20 minutes.

## 2.3 La durée de vie d'un petit commerce de proximité et ses différents motifs de « sortie »

Dans notre base de données, la date de création d'un établissement est clairement identifiée. Cependant, la « sortie » d'un établissement correspond à la disparition de son identifiant. Il convient donc de garder à l'esprit qu'une sortie peut ne pas coïncider nécessairement avec une cessation économique de son activité. En effet, les *sorties ou disparitions* peuvent être de quatre types :

- les cessations juridiques qui recouvrent le départ à la retraite ou l'arrêt définitif d'activité pour les entrepreneurs individuels ; la vente (ou la donation) de l'établissement à un tiers ; ou encore la dissolution en assemblée générale pour les personnes morales.
- les cessations d'activité (fermetures) dues, par exemple, à des difficultés économiques.
- le changement de personnalité juridique, par exemple, si une entreprise individuelle devient une société.
- les transferts géographiques d'établissements, qui, peu nombreux, peuvent néanmoins être clairement identifiés dans Sirene.

Toutefois, par construction, les commerces de proximité sont indépendants, ce qui exclut comme motif de disparition, le rachat par prise de participation par une autre entreprise<sup>8</sup>.

---

8. ce qui occasionnerait l'attribution d'un nouvel identifiant à l'établissement racheté.

La durée de vie d'un commerce de proximité est donc ici mesurée par le nombre d'année qui sépare sa date de création, de l'année de sa « sortie » dans notre base de données. En cela, les commerces de proximité de notre échantillon ne peuvent être créés et disparaître au cours de la même année. De fait, les établissements saisonniers en sont ainsi exclus. Enfin, nous menons nos estimations sur les seuls petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 (*flow sampling*).

## 2.4 Faits stylisés

Entre 1993 et 2006, le nombre de petits commerces de proximité a régulièrement baissé (-2,3% par an en moyenne soit -26% sur l'ensemble de la période, cf. Figure 1), de même que leur emploi salarié (-5,4% par an, soit un recul de 56% des effectifs salariés). Sur la période, leur poids a ainsi chuté de 5 points en nombre d'établissements (ils pèsent pour 88% du total en 2006) et de 22 points pour l'emploi salarié (44% en 2006). Le recul du petit commerce de proximité s'observe aussi bien dans le commerce alimentaire non spécialisé que spécialisé. Il a été néanmoins plus marqué dans le commerce non spécialisé (-40% des établissements entre 1993 et 2006 et -71% de l'emploi salarié, contre respectivement -22% et -41% dans le commerce alimentaire spécialisé). Dans ce secteur, les grandes surfaces ont, par ailleurs, progressivement remplacé au sein des groupes les surfaces plus petites : dans le commerce de détail alimentaire non spécialisé, leur proportion dans les groupes est passée de 27% en 1993 à 57% en 2006.

Les données construites permettent aussi de calculer le taux de sortie des petits commerces indépendants à chaque année d'existence. Il est également possible d'estimer la probabilité qu'un petit commerce indépendant n'ait pas cessé son activité ni déménagé en fonction de la durée déjà écoulée. De manière globale (c'est-à-dire sans distinguer, par exemple, la taille ou l'année de création de l'établissement), les taux de sortie décroissent avec le temps, mais ils sont plus élevés les premières années dans le commerce de détail alimentaire spécialisé (voir Figure 2). Au bout de quatre années d'existence, les petits commerces indépendants des deux secteurs ont une chance sur deux de sortie (voir Figure 3).

## 3 Modélisation économétrique

L'analyse statistique menée dans cette étude vise à mettre en évidence l'effet de l'accroissement du nombre de grandes surfaces sur la durée de vie des petits commerces indépendants du commerce de détail alimentaire spécialisé et non spécialisé<sup>9</sup>. Pour étudier l'effet du développement des grandes surfaces sur la durée de vie (administrative) d'un établissement, il nous faut modéliser la durée qui s'écoule entre la création d'un petit commerce indépendant et sa « sortie ». Le cadre d'analyse usuel de ce type d'études est celui des modèles de durée. Ces modèles supposent que la durée entre deux états (ici la création de l'établissement et sa « sortie ») résulte d'un processus sous-jacent qui peut être caractérisé en étudiant la *fonction de hasard*. Cette fonction de hasard notée  $\lambda(t)$  évalue le risque de « sortie » à chaque instant  $t$  sachant que la cessation administrative d'activité ne s'est jamais produite auparavant.

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta_t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta_t \mid T \geq t)}{\Delta_t}$$

---

9. y compris artisanat commercial.

Pour étudier l'effet du développement des grandes surfaces sur la durée de vie des petits commerces indépendants, il nous faut en modéliser le lien avec la fonction de hasard. Nous faisons l'hypothèse d'un modèle de Cox qui pose que :

$$\lambda(t, X_{it}) = \lambda_0(t) \exp(X_{it}'\beta) \quad (1)$$

où  $\lambda_0(t)$  est appelée la *fonction de hasard de base*,  $\beta$  est le vecteur de paramètres à estimer, et  $X_{it}$  est un vecteur de covariables - pouvant évoluer dans le temps - qui résumant les différences observées entre les établissements à chaque instant  $t$ . Dans ce type de modèle, la fonction de hasard de base capte la dépendance à l'âge de l'établissement : c'est une fonction commune à tous les établissements qui décrit comment évolue la fonction de hasard en fonction de l'âge « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire pour un établissement qui auraient des valeurs nulles pour chacune des variables explicatives. Les coefficients  $\beta$  estiment l'effet des différentes covariables. Cet effet est supposé proportionnel au sens où il correspond à un coefficient multiplicatif,  $\exp(\beta)$ , du hasard de base<sup>10</sup>.

### 3.1 Une représentation discrète d'un modèle à hasards proportionnels en temps continu

Dans notre étude, on ne connaît cependant que l'année de ces cessations. Les données que nous utilisons sont ainsi dites *censurées par intervalles*, c'est-à-dire que les données sont regroupées de la manière suivante : les dates exactes de « sortie » des établissements ne sont pas connues, seuls sont disponibles les intervalles de temps dans lesquels elles surviennent, soit l'année civile correspondante.

Concrètement, le temps est ici découpé en intervalles dont la longueur correspond à l'année civile, soit :

$$[0 = a_0, a_1), [a_1, a_2), [a_2, a_3), \dots, [a_{k-1}, a_k = \infty)$$

où  $a_j$  correspond au 1<sup>er</sup> janvier de la  $j^e$  année civile qui suit la création de l'établissement. Ainsi  $a_1$ , par exemple, correspond au 1<sup>er</sup> janvier de la première année civile qui suit l'année de création de l'établissement considéré.

Dans le cas de données censurées par intervalles, l'estimation des coefficients  $\beta$  du modèle de Cox (1) peut être obtenue à partir du modèle « log-log complémentaire » suivant (cf. Annexe A) qui n'est qu'une réécriture du modèle de Cox tenant compte de la structure particulière de nos données :

$$\begin{aligned} \log[-\log(1 - h_j(X_{ij}))] &= \beta'X_{ij} + \gamma_j \\ h_j(X_{ij}) &= 1 - \exp[-\exp(\beta'X_{ij} + \gamma_j)] \end{aligned} \quad (2)$$

où  $h_j$  est le *taux de hasard du  $j^e$  intervalle*. Il faut souligner que les coefficients  $\beta$  estimés sont identiques à ceux caractérisant le modèle continu (1) à hasards proportionnels. Par ailleurs, dans ce modèle,  $\gamma_j$  capte la dépendance à l'âge de la fonction de hasard. Cette spécification autorise une forme complètement non paramétrique en intégrant une indicatrice  $\gamma_j$  pour chaque intervalle. Ces différentes valeurs peuvent être interprétées comme le logarithme de l'intégrale

---

10. Dans la partie consacrée aux résultats, nous précisons en préliminaire - dans le cadre de cette étude - à quoi correspond le hasard de base et comment mener la lecture des effets des covariables du modèle.



du hasard de base  $\lambda_0(t)$  sur l'intervalle considéré (cf. Annexe A). En cela, les  $\gamma_j$  résumant la forme du hasard de base par intervalles ; sans hypothèse supplémentaire, il n'est pas possible de préciser plus avant celle du processus continu sous-jacent.

### 3.2 Prise en compte de l'hétérogénéité inobservée par un effet aléatoire

Dans le modèle (2) cependant, toutes les différences entre les établissements sont supposés être captées par les caractéristiques observables  $X$ . Or, il est raisonnable de penser qu'il subsiste de l'hétérogénéité individuelle inobservée (*frailty*). Ne pas en tenir compte a potentiellement des effets importants qui résulte d'un effet de sélection. Schématiquement, certains établissements peuvent avoir, du fait de caractéristiques inobservées, une probabilité de sortie plus élevée. Au fil du temps, seuls les établissements les moins vulnérables survivent de telle sorte que les estimations du modèle sont biaisées : elles s'appuient en effet alors sur ces seuls établissements.

Pour corriger de cette hétérogénéité inobservée, nous suivons l'approche par effets aléatoires proposé par [Vaupel et al. \(1979\)](#) basée sur l'introduction dans le modèle d'une variable explicative latente constante. Cette variable latente est, elle aussi, supposée avoir un effet multiplicatif et proportionnel sur le taux de hasard. Le modèle (2) devient donc :

$$\log[-\log(1 - h(j, X_{ij} | v_i))] = \gamma_j + \beta' X_{ij} + u_i \quad (3)$$

où  $u_i \equiv \log(v_i)$ , où  $v$  est une variable aléatoire indépendante de  $X$  et de l'âge de l'établissement. L'estimation de ce type de modèle suppose de spécifier une distribution au paramètre  $v$ . En principe, toute distribution à support positif, à moyenne égale à 1 et variance finie peut être utilisée pour représenter  $v$ . Dans la pratique néanmoins, le choix est plus restreint. Dans cette étude, et à des fins de test de la robustesse de nos estimations, trois formes de distribution sont retenues : une distribution gaussienne, gamma et non paramétrique (dite *Heckman-Singer*) en s'appuyant sur un ensemble de points de masse, dont le nombre, la valeur et le poids sont déterminés empiriquement.

Schématiquement, ce dernier cas, qui sera privilégié dans la présentation des résultats, revient à supposer que les établissements peuvent être répartis en un nombre fini de groupes qui permettent de décrire complètement l'hétérogénéité inobservée. Si l'on suppose, par exemple, que les établissements peuvent être séparés en deux groupes (inobservables) de type 1 et 2, il existe ainsi deux formes de hasard :

$$\begin{aligned} \log[-\log(1 - h_1(j, X | v))] &= \gamma_j + \beta' X + \mu_1 \text{ pour le groupe de type 1} \\ \log[-\log(1 - h_2(j, X | v))] &= \gamma_j + \beta' X + \mu_2 \text{ pour le groupe de type 2} \end{aligned}$$

Si  $\mu_2 > \mu_1$ , alors les établissements du 2<sup>e</sup> groupe « sortent » plus rapidement que les établissements du 1<sup>er</sup> groupe, toutes choses égales par ailleurs.

### 3.3 Problèmes d'endogénéité et développement des grandes surfaces

Tout d'abord, il est raisonnable de penser que les petits commerces de proximité qui choisissent de s'implanter dans une commune malgré la concurrence locale de grandes surfaces soient différents de ceux qui s'implantent dans une commune sans grande surface au départ. Pour tenir compte de ces effets d'autosélection et éliminer ainsi une source de biais potentiel, nous introduisons comme variable explicative le nombre de grandes surfaces (pour 10 000 habitants) présents l'année de la création du petit commerce.

De même, l'implantation d'une grande surface supplémentaire dépend certainement du nombre de petits commerces présents l'année de sa création. Il est aussi raisonnable de penser que l'âge des petits commerces est aussi un facteur déterminant, ou pour le dire autrement, que le risque de cessation d'activité des petits commerces est pris en considération. Dans les deux cas, le problème soulevé s'apparente à un problème de causalité inverse l'année de la création de la grande surface. Pour réduire ce problème, nous considérerons donc l'effet du nombre de grandes surfaces (pour 10 000 habitants) *déjà présentes* sur le risque de cessation de chaque année.

Concrètement, pour quantifier l'effet de l'apparition d'une grande surface, survenue dans la commune (ou les communes avoisinantes), sur la survie d'un petit commerce de proximité, nous considérons le flux de grandes surfaces pour 10 000 habitants survenue l'année précédente, deux ans avant, et trois avant. Enfin, l'utilisation du flux de grandes surfaces des années précédentes permet d'étudier la temporalité de l'effet. Formellement, le modèle s'écrit donc

$$\log[-\log(1 - h(j, X_{ij} | v_i))] = \gamma_j + \beta_0 Stock_i^0 + \beta_1 Flux_i^{j-1} + \beta_2 Flux_i^{j-2} + \beta_3 Flux_i^{j-3} + \log(v_i) \quad (4)$$

### 3.4 La concurrence des autres commerces de proximité

Au-delà de la concurrence exercée par les grandes surfaces, l'environnement économique local joue aussi un rôle important. De nombreuses études ont déjà examiné comment celui-ci affecte la durée d'activité des nouveaux entrants sur un marché. Plusieurs arguments permettent d'envisager dans le cas du commerce de proximité qu'une agglomération urbaine induit une facilité d'accès pour les clients et les fournisseurs et favorise la connaissance du marché à partir des expériences des commerces déjà présents (*knowledge spillovers*), ce qui réduit ainsi le risque de cessation d'activité (voir par exemple [Fotopoulos and Louri, 2000](#)). D'un autre côté, il est aussi classique d'associer une forte concentration de commerces dans une agglomération avec une concurrence élevée qui conduit ainsi à accroître le taux de « sortie ». Dans cette étude, ces différents effets sont estimés en ajoutant au modèle (4) l'effet du nombre de petits commerces de proximité (pour 10 000 habitants) exerçant dans le même secteur d'activité, et dans la même commune que l'établissement créé. Comme pour l'implantation d'une grande surface, nous corrigeons d'éventuelle endogénéité en introduisant aussi le stock de petits commerces de proximité déjà présents lors de la création de l'établissement, et les flux l'année précédente, deux ans avant et trois ans avant.

### 3.5 Prise en compte de l'environnement socio-économique

Le taux de chômage est souvent utilisé comme mesure des difficultés économiques de la commune où se crée le nouveau commerce. Un taux de chômage plus élevé peut ainsi correspondre à un plus faible niveau de la demande et impacter positivement le taux de « sortie » (voir par exemple [Acs et al., 2007](#)). À l'inverse, comme le souligne [Carree and Thurik \(1996\)](#), un taux de chômage élevé peut aussi avoir un effet négatif sur le taux de « sortie ». En effet, une telle situation peut aussi réduire les opportunités des entrepreneurs à fermer leurs commerces à cause des alternatives défavorables qui s'offrent à eux sur le marché du travail. Par conséquent, on peut s'attendre à ce que les entrepreneurs soient notamment moins enclin à une cessation d'activité volontaire. Pour tenir compte de ces différents effets, nous introduisons donc dans le modèle, la différence entre le taux de chômage (en 1990) de la commune où s'est créé le petit

commerce indépendant et celui enregistré au niveau national.

Les comportements d'achat dépendent aussi beaucoup des caractéristiques du ménage telles que son lieu de résidence, son âge ou son niveau de vie par exemple (voir [Bellamy and Léveillé, 2007](#)). Par exemple, les personnes les moins aisées privilégient les grandes surfaces, alors que les personnes âgées préfèrent les petits commerces indépendants. Ces différences de comportement sont captées par la différence de pourcentage (en 1990) de la population âgée entre 60 et 74 ans dans la commune et son poids au niveau national. Enfin, nous prenons en compte aussi la taille de la commune, par le logarithme de la population divisée par 10 000.

Au total, le taux de hasard de base s'apparente ainsi à celui d'un petit commerce de proximité qui se crée dans une commune (fictive) présentant des caractéristiques (taux de chômage, part des 60-74 ans) identiques à celles observées en moyenne au niveau national, et ayant 10 000 habitants.

## 4 Résultats

Cette partie présente les estimations de l'effet du développement des grandes surfaces alimentaires sur la durée de vie des petits commerces de proximité. Elles résultent de l'estimation du modèle (4) présenté précédemment en se restreignant aux communes urbaines. Cependant, nous distinguons les *villes-centre*, *banlieues* et les *villes isolées*<sup>11</sup>. Pour chaque estimation, nous présentons le *hasard de base* du modèle. Comme expliqué dans la partie 3, il reflète la dépendance à l'âge de la probabilité de sortie d'un établissement pour lequel les variables explicatives retenues sont nulles. Dans notre étude, il s'agit donc d'un petit commerce de proximité créé dans une commune (cf. partie 3.5) :

- de 10 000 habitants,
- sans grande surface alimentaire dans ses environs,
- qui n'aurait aucun autre commerce de proximité du même secteur d'activité,
- et qui présenterait un taux de chômage et un pourcentage de personnes âgées entre 60 et 74 ans identiques à ceux observés en moyenne au niveau national.

Ainsi, si dans nos estimations, le hasard de base la première année est de 19,6, alors 19,6% des petits commerces de proximité de référence disparaissent au cours de la première année civile qui suit leur création. C'est à la lumière du hasard de ce commerce de référence que les résultats doivent être interprétés. Tout d'abord, chaque coefficient estimé a un effet multiplicatif sur le hasard de base. Il faut donc avoir en tête que dans l'absolu, l'ampleur de l'effet dépend aussi de la valeur du hasard de référence auquel il s'applique. À titre d'exemple, si l'apparition l'année passée d'une grande surface a un coefficient significatif,  $\beta_1$ , estimé à 0.6 ; alors la probabilité de sortie d'un petit commerce de proximité dans cette situation est 1.8 fois plus élevée (car  $\exp(0.6) = 1.8$ ) que celle du petit commerce de référence précisé au paragraphe précédent. Pour faciliter la lecture des résultats, tous les coefficients des variables explicatives présentés

---

11. Une *ville-centre* abrite une part importante de la population de l'unité urbaine (multicommunale) dans laquelle elle se trouve. Ainsi, si une commune abrite plus de 50% de la population de l'unité urbaine, elle est seule ville-centre. Sinon, toutes les communes qui ont une population supérieure à 50% de la commune la plus peuplée de l'unité urbaine, ainsi que cette dernière, sont villes-centres. Les autres communes urbaines constituent alors les *banlieues*. Enfin, lorsqu'une unité urbaine est constituée d'une seule commune, on la désigne sous le terme de *ville isolée*.

dans les tableaux sont exponentialisés.

#### **4.1 Effet de la création d'une grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants**

Nous présentons tout d'abord l'effet de la création d'une grande surface supplémentaire. Les résultats obtenus sont présentés dans le Tableau 2 et tiennent compte de l'hétérogénéité inobservée à la *Heckman & Singer*. Ces résultats sont par ailleurs robustes aux trois formes de distribution d'hétérogénéité inobservée testée (cf. Tableaux A.1, A.2 et A.3). Ils mettent en évidence que la création d'une grande surface supplémentaire (pour 10 000 habitants) accroît le risque de sortie d'un petit commerce de proximité, mais que cet effet n'est pas immédiat, et qu'il n'apparaît pas dans les villes-centre.

Tout d'abord, la création d'une grande surface supplémentaire n'a pas d'effet significatif sur le risque de sortie l'année qui suit, mais un effet deux ans après. Cet effet est par ailleurs limité dans le temps, puisque la création d'une grande surface supplémentaire n'a plus d'effet sur le risque de sortie trois ans après. De plus, nos estimations font apparaître que cet effet retardé n'est pas identique pour toutes les communes urbaines. Ainsi, dans les villes-centre, la création d'une grande surface alimentaire n'aurait pas d'effet sur le risque de sortie, y compris deux ans après. À l'inverse, en banlieue, et plus encore, dans les villes isolées, cet effet est important et significatif.

#### **4.2 Effet de la création de 1 000 m<sup>2</sup> de grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants**

Les résultats précédents ne font cependant pas de distinction entre l'apparition d'une supérette d'un réseau d'enseigne, d'un supermarché ou d'un hypermarché. À ce titre, par exemple, la fermeture d'un supermarché associé la même année à l'ouverture d'un hypermarché est considéré comme sans effet sur la probabilité de sortie d'un petit commerce de proximité. Dans cette partie, nous ne considérons, cette fois, plus le nombre de grandes surfaces pour 10 000 habitants, mais la surface de ventes pour 10 000 habitants. En effet, les hypermarchés, les supermarchés et les supérettes (ou commerces d'alimentation générale) ont des surfaces de vente différentes, témoin de la diversité des produits vendus ou du volume des achats qui y sont réalisés. Afin d'intégrer cette composante dans nos estimations, nous associons à chaque hypermarché à moins de 20 minutes, chaque supermarché à moins de 10 minutes, et chaque supérette d'un réseau d'enseigne dans la commune, la surface de vente moyenne de ce type de commerce sur le territoire français en s'appuyant sur les résultats de l'enquête Points de vente 2004 et 2009 (voir Ferrante, 2012). Précisément une surface de vente de 6 350 m<sup>2</sup> est associée au hypermarché, de 1 080 m<sup>2</sup> au supermarché, et de 220 m<sup>2</sup> aux supérettes et commerce d'alimentation générale appartenant à des réseaux d'enseigne. Il est alors possible d'estimer l'effet de la création de 1 000 m<sup>2</sup> de grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants. Dans ce cas, par exemple, la fermeture d'un supermarché remplacé par un hypermarché accroît la surface de vente de 5 270 m<sup>2</sup>.

Le Tableau 3 présente les résultats de cette nouvelle estimation en présence d'hétérogénéité inobservée de distribution gaussienne. Tout d'abord, la prise en compte de la surface de vente

en lieu et place du simple nombre de grandes surfaces alimentaires confirme les résultats précédemment mis en évidence. Ainsi, l'accroissement de la surface de vente des grandes surfaces n'aurait un impact sur la probabilité de sortie que deux ans après et uniquement en banlieue et dans les villes isolées. Ainsi, dans les villes isolées, 1 000 m<sup>2</sup> de grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants multiplierait par 1.006 le risque de sortie des petits commerces de proximité. Cela signifie, par exemple, que si un hypermarché (pour 10 000 habitants) s'implante à moins de 20 minutes d'une ville isolée, en lieu et place d'un supermarché situé à moins de 10 minutes, la probabilité de sortie est multipliée par 1.04 (soit 1.007<sup>5.270</sup>). En banlieue, l'effet est moins élevé. Si l'on reprend l'exemple précédent, la probabilité de sortie est multipliée par 1.01.

## 5 Conclusion

Nos premiers résultats obtenus en milieu urbain mettent en évidence un effet important de la présence de grandes surfaces sur la probabilité de sortie des petits commerces de proximité. Le risque de sortie augmenterait ainsi deux ans après l'implantation d'une grande surface. Par ailleurs, nos résultats soulignent aussi que cet effet dépend de l'isolement de la commune. Dans les villes-centre, l'implantation de grande surface n'aurait ainsi aucun effet sur la probabilité de sortie. À l'inverse dans les villes isolées, cet effet serait significatif et plus élevé qu'en banlieues.

Néanmoins, un tel constat doit être précisé. Le motif de sortie n'est pas assez précisément connu. Ainsi, une probabilité de sortie plus élevée peut par exemple tout autant refléter une cessation d'activité liée à des difficultés économiques causées par l'apparition d'une grande surface, qu'une vente de l'établissement. De plus, ces conclusions doivent aussi être précisées pour illustrer l'importance de l'âge du petit commerce de proximité à la création de la grande surface.

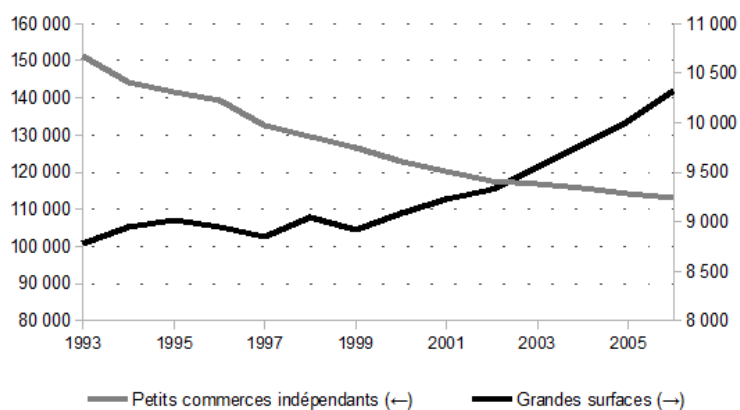
## Références

- J.H. Abbring and J. Van Den Berg. The non-parametric identification of treatment effects in duration models. *Econometrica*, 71 :1491–1517, 2003.
- Z.J. Acs, C. Armington, and T. Zhang. The determinants of new-firm survival across regional economies : the role of human capital stock and knowledge spillover. *Paper in Regional Science*, 86 :367–391, 2007.
- R. Agarwal. Survival of firms over the product life cycle. *Southern Economic Journal*, 63 : 571–584, 1997.
- R. Agarwal and D. Audretsch. Does entry size matter ? the impact of the life cycle and technology on firm survival. *Journal of Industrial Economics*, 49 :21–43, 2001.
- E. Basker. Job creation or destruction ? labor-market effects of wal-mart expansion. *Review of Economics and Statistics*, 87(1) :174–183, 2005.
- E. Basker. The causes and consequences of wal-mart’s growth. *Journal of Economic Perspectives*, 21(3) :177–198, 2007.
- V. Bellamy and L. Léveillé. Consommation des ménages : quels lieux d’achat pour quels produits ? *Insee Première*, 1165, 2007.
- P. Biscourp, X. Boutin, and T. Vergé. The effects of retail regulations on prices : Evidence from the loi galland. *Document de travail de l’Insee*, G2008/02, 2008.
- M. Carree and R. Thurik. Entry and exit in retailing : Incentives, barriers, displacement and replacement. *Review of Industrial Organization*, 11 :155–172, 1996.
- C. Cordellier. Créations et cessations d’entreprises : sous la stabilité, le renouvellement. *Insee Première*, 740, 2000.
- T. Dunne, M.J. Roberts, and L. Samuelson. The growth and failure of u.s. manufacturing plants. *Quarterly Journal of Economics*, 104 :671–698, 1989.
- P. Etiévant, F. Bellisle, J. Dallongeville, F. Etilé, E. Guichard, M. Padilla, and M. Romon-Rousseaux. Les comportements alimentaires. quels en sont les déterminants ? quelles actions, pour quels effets ? Technical report, INRA, 2010.
- A. Ferrante. Grandes surfaces et réseaux d’enseignes dominant le commerce de détail. *Insee Première*, 1404, juin 2012.
- G. Fotopoulos and H. Louri. Location and survival of new entry. *Small Business Economics*, 14 :311–321, 2000.
- D. Fougère, C. Golfier, G. Horny, and E. Kremp. Quel a été l’impact de la crise de 2008 sur la défaillance des entreprises ? *Économie et Statistique*, 462–463, 2013.
- D. Garbinti. L’achat de la résidence principale et la création d’entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ? *Document de travail de l’Insee*, G2014/02, 2014.
- J.J. Heckman and B. Singer. The identifiability of the proportional hazard model. *Review of Economic Studies*, 51 :231–241, 1984a.

- J.J. Heckman and B. Singer. A method for minimising the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data. *Econometrica*, 52 :271–320, 1984b.
- M. Hicks. Wal-mart and small business : Boon or bane ? *Review of Regional Studies*, 39 :73–83, 2009.
- J.P. Huiban, F. Aubert, and A.M. Dussol. La démographie des établissements industriels : une différenciation entre espaces urbains, périurbains et ruraux. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 5 :751–779, dec 2006.
- R.S. Jarmin, S.D. Klimek, and J. Miranda. Firm entry and exit in the u.s. retail sector : 1977-1997. *Working Paper - Center for Economic Studies*, 17, 2004.
- R.S. Jarmin, S.D. Klimek, and J. Miranda. The role of retail chains : National, regional and industry. In T. Dunne, J.B. Jensen, and M.J. Roberts, editors, *Producer Dynamics : New evidence from Micro Data*, chapter 6, pages 237–262. University of Chicago Press, 2009.
- P. Jia. What happens when wal-mart comes to town : A case study of the discount industry. *MIT, Working Paper*, 2005.
- E. Kranklader. Où fait-on ses courses ? les achats en ligne progressent, excepté pour l'alimentation. *Insee Première*, 1526, décembre 2014.
- T. Mahmood. Survival of newly founded businesses : A log-logistic model approach. *Small Business Economics*, 14 :223–237, 2000.
- P. Moati and M. Ranvier. Faut-il avoir peur du hard-discount ? pour les consommateurs, le prix n'est pas toujours le critère le plus important. *Consommation et modes de vie - Crédoc*, 188, décembre 2005.
- L. Nahmias. Impact économique des défaillances d'entreprise. *Bulletin de la Banque de France*, 137, 2005.
- S. Pachuri, J.A.C. Baum, and D. Potere. The wal-mart effect : Wave of destruction or creative destruction ? *Economic Geography*, 85 :209–236, 2009.
- B. P. Pashigian and D. E. Gould. Internalizing externalities : The pricing of space in shopping malls. *Journal of Law and Economics*, 1998.
- S. Séguin. Le grand commerce spécialisé s'affirme face aux hypermarchés. *Économie et Statistique*, 344 :109–129, 2001.
- J.W. Vaupel, K.G. Manton, and E. Stallard. The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. *Demography*, 16 :439–454, 1979.
- T. Zhu, V. Singh, and M. Manuszak. Market structure and competition in the retail discount industry. *Journal of Marketing Research*, 46(4) :453–466, 2009.

# Graphiques

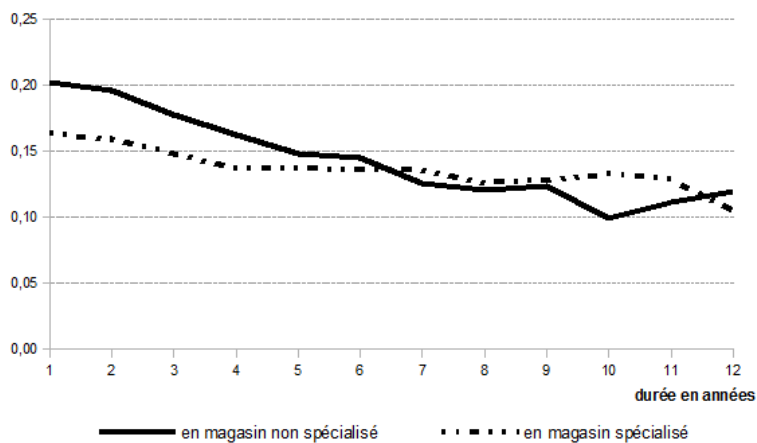
FIGURE 1 – Nombre de petits commerces indépendants et de grandes surfaces dans le commerce de détail alimentaire



Champ : France métropolitaine

Sources : SIRENE, DADS

FIGURE 2 – Taux de sortie des petits commerces indépendants selon leur durée d'existence

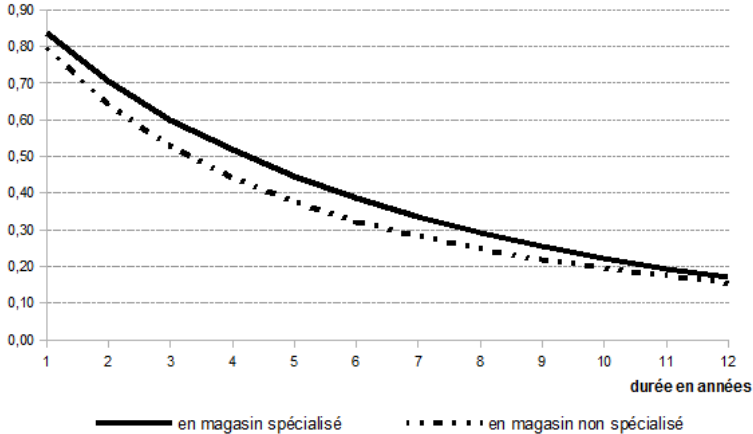


Champ : France métropolitaine

Sources : SIRENE, DADS



FIGURE 3 – Probabilité de survie des petits commerces indépendants selon la durée d’existence



Champ : France métropolitaine

Sources : SIRENE, DADS

# Tableaux

TABLE 1 – Distribution spatiale des grandes surfaces autour des petits commerces de proximité

		Urbain				Rural			
		Enseignes	Super.	Mag. pop.	Hyper.	Enseignes	Super.	Mag. pop.	Hyper.
<b>dans la commune</b>	p5	0	0	0	0	0	0	0	0
	q1	0	1	0	0	0	0	0	0
	médiane	1	3	0	1	0	0	0	0
	q3	6	10	1	2	0	0	0	0
	p90	38	32	3	5	1	1	0	0
	p95	103	163	45	14	1	1	0	0
<b>Entre ]0,5 min]</b>	p5	0	0	0	0	0	0	0	0
	q1	0	1	0	0	0	0	0	0
	médiane	1	3	0	1	0	0	0	0
	q3	6	10	1	2	0	0	0	0
	p90	38	32	3	5	1	1	0	0
	p95	103	163	45	14	1	1	0	0
<b>Entre ]0,10 min]</b>	p5	0	1	0	0	0	0	0	0
	q1	0	3	0	0	0	0	0	0
	médiane	2	6	0	1	0	1	0	0
	q3	9	12	1	3	1	2	0	0
	p90	38	32	4	6	2	3	0	0
	p95	103	163	45	14	3	4	0	1
<b>Entre ]0,15 min]</b>	p5	0	2	0	0	0	0	0	0
	q1	1	5	0	1	0	1	0	0
	médiane	3	9	0	2	1	3	0	0
	q3	13	18	1	4	3	5	0	0
	p90	49	38	5	9	4	7	0	1
	p95	105	163	45	14	6	8	1	2
<b>Entre ]0,20 min]</b>	p5	0	3	0	0	0	0	0	0
	q1	1	8	0	1	0	3	0	0
	médiane	6	14	1	3	2	6	0	0
	q3	18	27	2	5	5	9	0	1
	p90	71	53	8	10	8	12	1	2
	p95	105	163	45	15	10	15	1	3

Notes : La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

TABLE 2 – Effet de la création d'une grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants en milieu urbain - avec hétérogénéité inobservée à la Heckman-Singer

	Ville-centre	Banlieue	Ville isolée
<b>Hasard de base</b>			
1 <sup>er</sup> année	0.022***	0.029***	0.103***
2 <sup>e</sup> année	0.023***	0.032***	0.111***
3 <sup>e</sup> année	0.026***	0.034***	0.101***
4 <sup>e</sup> année	0.029***	0.039***	0.108***
5 <sup>e</sup> année	0.038***	0.045***	0.119***
6 <sup>e</sup> année	0.049***	0.058***	0.124***
7 <sup>e</sup> année	0.073***	0.081***	0.133***
8 <sup>e</sup> année	0.101***	0.105***	0.118***
$\Delta$ taux chômage	1.028***	1.028***	1.035***
$\Delta$ % 60-74 ans	1.018***	1.005	0.990*
log( pop. Com. / 10 000)	1.045***	1.083***	1.060**
Nb. petits commerces à la création	0.971***	0.987***	0.989***
<b>Effet d'un petit commerce supplémentaire</b>			
créé l'année précédente	1.058***	1.035***	1.064***
créé deux ans avant	1.047***	1.025***	1.036***
créé trois ans avant	1.033***	1.011**	1.033***
Nb. grandes surfaces à la création	0.999	0.999	1.003
<b>Effet d'une grande surface supplémentaire</b>			
créée l'année précédente	0.999	1.006	1.007
créée deux ans avant	1.002	1.008**	1.027***
créée trois ans avant	1.000	1.001	0.986
AIC	106 806	78 059	21 382
BIC	107 011	78 257	21 547
Nombre d'établissements	39 442	28 729	8 266
<b>Hétérogénéité inobservée (Heckman-Singer)</b>			
$\mu_2$	14.356***	10.369***	2.646
Probabilité de type 1	0.430	0.437	0.775
Probabilité de type 2	0.570	0.563	0.225

Notes : \* significatif à 5%, \*\* significatif à 1%, \*\*\* significatif à 0.1%. La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe. Le nombre de petits commerces ou de grandes surfaces s'entend pour 10 000 habitants.

Champ : Petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 dans les villes-centre, les banlieues ou les villes isolées.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

TABLE 3 – Effet de la création de 1 000 m<sup>2</sup> de grande surface supplémentaire pour 10 000 habitants en milieu urbain - avec hétérogénéité inobservée à la Heckman-Singer

	Ville-centre	Banlieue	Ville isolée
<b>Hasard de base</b>			
1 <sup>er</sup> année	0.313***	0.025***	0.033***
2 <sup>e</sup> année	0.337***	0.028***	0.041***
3 <sup>e</sup> année	0.374***	0.028***	0.044***
4 <sup>e</sup> année	0.415***	0.032***	0.056***
5 <sup>e</sup> année	0.555***	0.036***	0.075***
6 <sup>e</sup> année	0.707**	0.046***	0.097***
7 <sup>e</sup> année	1.057	0.063***	0.124***
8 <sup>e</sup> année	1.460	0.085***	0.125***
$\Delta$ taux chômage	1.028***	1.027***	1.052***
$\Delta$ % 60-74 ans	1.018***	1.004	0.992
log( pop. Com. / 10 000)	1.044***	1.087***	1.053
Nb. petits commerces à la création	0.971***	0.987***	0.981***
<b>Effet d'un petit commerce supplémentaire</b>			
créé l'année précédente	1.059***	1.034***	1.070***
créé deux ans avant	1.047***	1.025***	1.043***
créé trois ans avant	1.033***	1.011**	1.041***
Nb. grandes surfaces à la création	0.999	1.000	1.000
<b>Effet de 1 000 m<sup>2</sup> de grande surface supplémentaire</b>			
créée l'année précédente	1.000	1.001	0.998
créée deux ans avant	1.000	1.002**	1.007**
créée trois ans avant	1.000	1.000	0.998
AIC	106 805	78 061	21 378
BIC	107 010	78 259	21 551
Nombre d'établissements	39 442	28 729	8 266
<b>Hétérogénéité inobservée</b>			
$\mu_2$	0.069***	11.129***	9.524***
Probabilité de type 1	0.570	0.397	0.588
Probabilité de type 2	0.430	0.603	0.412

Notes : \* significatif à 5%, \*\* significatif à 1%, \*\*\* significatif à 0.1%. La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe. Le nombre de petits commerces ou la superficie de grandes surfaces s'entend pour 10 000 habitants. Tous les coefficients  $\rho$  sont significativement différents de 1 au seuil de 0.1%.

Champ : Petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 dans les villes-centre, les banlieues ou les villes isolées.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

## A Tests de robustesse

### A.1 Effet d'une grande surface supplémentaire avec différentes distributions d'hétérogénéité inobservée

TABLE A.1 – Villes-centre

	sans hétérogénéité inobservée	avec hétérogénéité inobservée		
		Gaussien	Gamma	Heckman & Singer
<b>Hasard de base</b>				
1 <sup>er</sup> année	0.170***	0.099***	0.205***	0.022***
2 <sup>e</sup> année	0.158***	0.128***	0.265***	0.023***
3 <sup>e</sup> année	0.150***	0.150***	0.335***	0.026***
4 <sup>e</sup> année	0.137***	0.163***	0.400***	0.029***
5 <sup>e</sup> année	0.146***	0.199***	0.543***	0.038***
6 <sup>e</sup> année	0.139***	0.214***	0.656*	0.049***
7 <sup>e</sup> année	0.142***	0.250***	0.870	0.073***
8 <sup>e</sup> année	0.135***	0.272***	1.077	0.101***
$\Delta$ taux chômage	1.014***	1.033***	1.036***	1.028***
$\Delta$ % 60-74 ans	1.010***	1.014***	1.019***	1.018***
log(pop. Com. / 10 000)	1.060***	1.043***	1.049***	1.045***
Nb. petits commerces à la création	0.984***	0.973***	0.969***	0.971***
<b>Effet d'un petit commerce supplémentaire</b>				
créé l'année précédente	1.056***	1.059***	1.062***	1.058***
créé deux ans avant	1.042***	1.048***	1.051***	1.047***
créé trois ans avant	1.027***	1.031***	1.034***	1.033***
Nb. grandes surfaces à la création	1.001	0.999	0.999	0.999
<b>Effet d'une grande surface supplémentaire</b>				
créée l'année précédente	1.000	0.998	0.998	0.999
créée deux ans avant	1.005	1.002	1.002	1.002
créée trois ans avant	1.001	1.000	1.000	1.000
AIC	94 776	106 857	106 825	106 806
BIC	94 959	107 053	107 021	107 011
Nombre d'établissements	34 959	39 442	39 442	39 442
<i>Hétérogénéité inobservée</i>				
<i>gaussienne</i>				
$\rho = \frac{\sigma_u}{1+\sigma_u}$		0.489		
$\sigma_u$		1.254***		
<i>gamma</i>				
$\sigma_\gamma^2$			1.833***	
<i>Heckman-Singer</i>				
$\mu_2$				1.326***
Probabilité de type 1				0.430***
Probabilité de type 2				0.570***

Notes : \* significatif à 5%, \*\* significatif à 1%, \*\*\* significatif à 0.1%. La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe. Le nombre de petits commerces ou de grandes surfaces s'entend pour 10 000 habitants.

Champ : Petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 dans les villes-centre.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

TABLE A.2 – Banlieues

	sans hétérogénéité inobservée	avec hétérogénéité inobservée		
		Gaussien	Gamma	Heckman & Singer
<b>Hasard de base</b>				
1 <sup>er</sup> année	0.172***	0.112***	0.202***	0.029***
2 <sup>e</sup> année	0.168***	0.139***	0.270***	0.032***
3 <sup>e</sup> année	0.152***	0.150***	0.326***	0.034***
4 <sup>e</sup> année	0.148***	0.168***	0.415***	0.039***
5 <sup>e</sup> année	0.141***	0.182***	0.510**	0.045***
6 <sup>e</sup> année	0.143***	0.206***	0.663	0.058***
7 <sup>e</sup> année	0.150***	0.241***	0.900	0.081***
8 <sup>e</sup> année	0.149***	0.264***	1.152	0.105***
$\Delta$ taux chômage	1.018***	1.027***	1.033***	1.028***
$\Delta$ % 60-74 ans	1.002	1.004	1.006	1.005
log( pop. Com. / 10 000)	1.060***	1.082***	1.098***	1.083***
Nb. petits commerces à la création	0.992***	0.988***	0.985***	0.987***
<b>Effet d'un petit commerce supplémentaire</b>				
créé l'année précédente	1.033***	1.036***	1.037***	1.035***
créé deux ans avant	1.024***	1.026***	1.027***	1.025***
créé trois ans avant	1.011**	1.012**	1.012**	1.011**
Nb. grandes surfaces à la création	0.999*	0.999	0.999	0.999
<b>Effet d'une grande surface supplémentaire</b>				
créée l'année précédente	1.006	1.006	1.006	1.006
créée deux ans avant	1.009**	1.009**	1.009**	1.008**
créée trois ans avant	1.001	1.002	1.002	1.001
AIC	78 087	78 075	78 061	78 059
BIC	78 266	78 264	78 249	78 257
Nombre d'établissements	28 729	28 729	28 729	28 729
<i>Hétérogénéité inobservée</i>				
<i>gaussienne</i>				
$\rho = \frac{\sigma_u}{1+\sigma_u}$		0.416		
$\sigma_u$		1.084***		
<i>gamma</i>				
$\sigma_\gamma^2$			1.780**	
<i>Heckman-Singer</i>				
$\mu_2$				10.369***
Probabilité de type 1				0.437***
Probabilité de type 2				0.563***

Notes : \* significatif à 5%, \*\* significatif à 1%, \*\*\* significatif à 0.1%. La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe. Le nombre de petits commerces ou de grandes surfaces s'entend pour 10 000 habitants.

Champ : Petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 dans les banlieues.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

TABLE A.3 – Villes isolées

	sans hétérogénéité inobservée	avec hétérogénéité inobservée		
		Gaussien	Gamma	Heckman & Singer
<b>Hasard de base</b>				
1 <sup>er</sup> année	0.137***	0.092***	0.152***	0.103***
2 <sup>e</sup> année	0.142***	0.115***	0.196***	0.111***
3 <sup>e</sup> année	0.128***	0.118***	0.214***	0.101***
4 <sup>e</sup> année	0.132***	0.138***	0.267***	0.108***
5 <sup>e</sup> année	0.140***	0.163***	0.340***	0.119***
6 <sup>e</sup> année	0.143***	0.185***	0.421**	0.124***
7 <sup>e</sup> année	0.150***	0.214***	0.537	0.133***
8 <sup>e</sup> année	0.134***	0.208***	0.573	0.118***
$\Delta$ taux chômage	1.032***	1.045***	1.052***	1.035***
$\Delta$ % 60-74 ans	0.992	0.991	0.991	0.990*
log( pop. Com. / 10 000)	1.063***	1.069**	1.065*	1.060**
Nb. petits commerces à la création	0.989***	0.985***	0.981***	0.989***
<b>Effet d'un petit commerce supplémentaire</b>				
créé l'année précédente	1.063***	1.070***	1.071***	1.064***
créé deux ans avant	1.035***	1.042***	1.043***	1.036***
créé trois ans avant	1.031***	1.038***	1.040***	1.033***
Nb. grandes surfaces à la création	1.003	1.003	1.003	1.003
<b>Effet d'une grande surface supplémentaire</b>				
créée l'année précédente	1.007	1.009	1.010	1.007
créée deux ans avant	1.026***	1.030***	1.031***	1.027***
créée trois ans avant	0.986	0.988	0.989	0.986
AIC	21 382	21 378	21 375	21 382
BIC	21 538	21 543	21 539	21 547
Nombre d'établissements	8 266	8 266	8 266	8 266
<i>Hétérogénéité inobservée</i>				
<i>gaussienne</i>				
$\rho = \frac{\sigma_u}{1+\sigma_u}$		0.383		
$\sigma_u$		1.010		
<i>gamma</i>				
$\sigma_\gamma^2$			1.411***	
<i>Heckman-Singer</i>				
$\mu_2$				2.646
Probabilité de type 1				0.775***
Probabilité de type 2				0.225*

Notes : \* significatif à 5%, \*\* significatif à 1%, \*\*\* significatif à 0.1%. La distance utilisée ici correspond au temps de trajet aux heures de pointe. Le nombre de petits commerces ou de grandes surfaces s'entend pour 10 000 habitants.

Champ : Petits commerces de proximité créés entre 1996 et 2004 dans les villes isolées.

Sources : SIRENE, DADS, Insee

## B Annexe méthodologique

La modélisation économétrique que nous utilisons s'appuie sur la modélisation d'un processus sous-jacent continu qui peut être résumé par le taux de hasard  $\lambda(t, X_{it})$ . Ce taux de hasard instantané est supposé suivre le classique modèle de Cox à hasards proportionnels :

$$\lambda(t, X_{it}) = \lambda_0(t) \exp(X'_{it}\beta) \quad (5)$$

où  $\lambda_0(t)$  est la fonction de hasard de base,  $\beta$  est le vecteur de paramètres à estimer, et  $X_{it}$  est un vecteur de covariables - pouvant évoluer dans le temps - qui résument les différences observées entre les établissements à chaque instant  $t$ .

Dans notre étude, cependant, le processus sous-jacent continu n'est observé que sur des intervalles de temps disjoints

$$[0 = a_0, a_1), [a_1, a_2), [a_2, a_3), \dots, [a_{k-1}, a_k = \infty)$$

Dans le modèle (5), les covariables peuvent dépendre du temps, comme cela sera le cas avec le nombre de grandes surfaces. Néanmoins si l'on suppose que ces covariables sont constantes par intervalles, c'est-à-dire que les changements n'interviennent qu'aux extrémités des intervalles, la fonction de survie du processus sous-jacent continu est donné par :

$$S(t; X_{it}) = \exp\left[-\sum_{j=a_1}^{a_t} \exp[X'_{ij}\beta + \gamma_j]\right], \text{ où } \gamma_j \equiv \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(\tau) d\tau \quad (6)$$

La probabilité de survie au  $j^{\text{e}}$  intervalle pour l'établissement  $i$  correspond à :

$$\Pr\{T \in [a_{j-1}, a_j)\} = S(a_{j-1}; X_{ij-1}) - S(a_j; X_{ij})$$

et la fonction de survie au début du  $j^{\text{e}}$  intervalle à :

$$\Pr\{T \geq a_{j-1}\} = S(a_{j-1}; X_{ij-1})$$

Ainsi, le hasard de « sortie » au cours du  $j^{\text{e}}$  intervalle correspond à

$$h_j(X_{it}) \equiv \Pr\{T \in [a_{j-1}, a_j) \mid T \geq a_{j-1}\} = 1 - [S(a_j; X_{ij})/S(a_{j-1}; X_{ij-1})]$$

soit

$$h_j(X_{it}) = 1 - \exp[-\exp(X'_{ij}\beta + \gamma_j)] \quad (7)$$

Le modèle obtenu est un modèle linéaire généralisé avec une fonction particulière : la fonction *log-log complémentaire*. L'estimation de ce modèle sur données censurées par intervalles permet d'obtenir une estimation des coefficients  $\beta$  et des paramètres  $\gamma_j$ . Il faut souligner que les coefficients  $\beta$  estimés sont identiques à ceux caractérisant le modèle continu à hasards proportionnels (5). Les paramètres  $\gamma_j$ , eux, *résumant* la forme du hasard de base *par intervalles*, mais il n'est pas possible sans hypothèses supplémentaires de préciser celle du processus continu sous-jacent.