

La loi de Gibrat s'applique-t-elle à l'économie sociale ?

Une note de recherche sur la croissance de l'économie sociale de Montréal

Marie J. Bouchard, Professeure, Université du Québec à Montréal¹

Damien Rousselière, Professeur, AGROCAMPUS OUEST et Professeur associé, Université du Québec à Montréal²

Résumé

La principale contribution de cette courte note de recherche est méthodologique. Notre article prolonge les travaux précédents par la prise en compte de la dynamique multidimensionnelle de l'économie sociale (bénévolat, emplois et revenus). Nous estimons un modèle de Cragg avec système d'équations de croissance simultanées et équation de sélection sur les deux éditions de l'enquête sur l'économie sociale de Montréal (2007 et 2012). Les résultats empiriques sont doubles : D'une part nous mettons en évidence un déclin moyen des revenus et de l'emploi et une croissance du bénévolat pour l'ensemble de la population. D'autre part nous rejetons la loi de Gibrat de croissance proportionnelle pour notre population d'économie sociale, en soulignant une baisse de l'hétérogénéité. Les plus grandes organisations semblent ainsi avoir plus souffert que les plus petites. Deux processus différents sont à l'œuvre : l'un pour la survie et l'autre pour la croissance.

Abstract

The main contribution of this short research note is methodological. Our paper extends previous researches by taking into account the multidimensional dynamic of social economy: volunteering, employment and income. We estimate a Cragg Model with simultaneous growth equations system and a hurdle equation on the two waves of the Montreal survey on social economy. Our main empirical results are twofold: First we highlight an average decrease in income and employment (although with an increase in volunteering) for the whole population. Second, our model allows us to reject the Gibrat Law for our social economy enterprises population. On the contrary, it is as if there is convergence effect (regression toward the mean) and a decrease in the heterogeneity of the social economy. The biggest organizations seem to suffer more from the crisis (than the smaller ones). Two different processes are at stake for the social economy: one for the survival and the other for growth.

Remerciements

Nous remercions le Carrefour technologique de l'ESG UQAM pour son appui et l'accès au serveur de calcul Gauss. Nous remercions également Gabriel Salathé-Beaulieu de sa collaboration. Le financement des deux enquêtes sur l'économie sociale de Montréal a été permis par le programme des chaires de recherche du Canada dans le cadre de la Chaire de recherche du Canada en Economie Sociale et par la Conférence régionale des élus de Montréal.

¹ Courriel : bouchard.marie@uqam.ca

² Courriel : damien.rousseliere@agrocampus-ouest.fr / rousseliere.damien@uqam.ca

Introduction

Découlant de propositions venant de l'article fondateur de R. Gibrat (1931), la loi de Gibrat, également connue comme étant la loi des effets proportionnels, s'énonce ainsi : pour une entreprise donnée, la croissance (mesurée en chiffre d'affaires, en emploi ou tout autre variable reflétant la taille) est indépendante de la taille initiale. Ayant fait l'objet d'une littérature pléthorique en économie et gestion, cette proposition a été testée dans de nombreux contextes. Une question émerge naturellement : peut-elle être valable pour l'économie sociale, sachant les spécificités de ces organisations et notamment l'ambiguïté concernant leurs objectifs exacts (e.g. Soboh et al. 2009 pour les coopératives, Jegers 2008 pour les associations).

La principale contribution de cette courte note de recherche est méthodologique. Notre article prolonge des travaux précédents ayant porté sur l'économie sociale en prenant en compte sa dimension multidimensionnelle : bénévolat, emploi et revenus. Nous utilisons à cet effet les deux éditions successives de l'enquête sur l'économie sociale de Montréal, menées en 2007 et 2012. Nous estimons un modèle de Cragg (1971) avec un système d'équations de croissance simultanées en testant la présence d'effets de sélection due au biais du survivant.

Les résultats empiriques sont doubles : d'une part nous mettons en évidence un déclin moyen des revenus et de l'emploi et une croissance du bénévolat pour l'ensemble de la population. D'autre part nous rejetons la loi de Gibrat de croissance proportionnelle pour notre population d'économie sociale urbaine, en soulignant une baisse de l'hétérogénéité. Les plus grandes organisations semblent avoir ainsi plus souffert de la crise que les plus petites. Deux processus différents sont à l'œuvre : l'un pour la survie (affectant plus particulièrement les petites) et l'autre pour la croissance (avec un effet de rattrapage).

Après une courte revue de littérature présentant les recherches précédentes sur la loi de Gibrat et notamment son application à l'économie sociale, nous en déduisons les contraintes spécifiques qui s'applique à un test empirique (pluralité des objectifs visés et potentiel biais du survivant). Nous présentons ensuite les données utilisées puis le modèle économétrique. La troisième section est consacrée aux résultats et à leur discussion. Nous concluons sur les extensions possibles de ce travail.

I. Travaux précédents sur la loi de Gibrat appliquée à l'économie sociale

La littérature empirique et théorique portant sur la loi de Gibrat est très nombreuse et appliquée dans de nombreux contextes (e.g. Chesher 1979 ; Reid & Xu 2012 ; Sutton 1997, Lotti et al. 2003...). Un numéro spécial de *Small Business Economics* (2010) a notamment eu pour objectif d'en tester la pertinence pour les PME. Les travaux portant sur l'économie sociale sont toutefois beaucoup moins nombreux. A notre connaissance, les travaux n'ont porté que sur certaines composantes de l'économie sociale et non sur son ensemble. Notre article est une application originale en ce sens. Fulton et al. (1995) ont étudié le cas des grandes coopératives agricoles américaines, pour lesquelles la loi de Gibrat semble être valide. Les résultats d'une part de Kasmshad (1995), Gagliardi (2009) et Arcelus et al. (2014) sur les coopératives de travailleurs, de Goddard & Wilson (2002, 2005) sur les coopératives de crédit, ou encore de Backus P. & Clifford D. (2013) ou Armsworth et al. (2012) sur les associations et les organisations sans but lucratif, sont beaucoup plus mitigés.

Si beaucoup d'indicateurs de performance ont été utilisés, la plupart des études se sont limitées à la croissance des revenus (voir Gagliardi 2009). Goddard & Wilson (2005) utilisent toutefois le nombre de membres et Arcelus et al. (2014) la rémunération des travailleurs. Ces derniers proposent d'ailleurs plusieurs analyses successives de plusieurs indicateurs, mais ne prennent pas en compte la présence d'une corrélation entre ces derniers.

II. Stratégie empirique

Les données

Notre étude porte sur les données de l'économie sociale de Montréal extraites d'une enquête menée en 2007 et 2012. La méthodologie utilisée a été celle des instituts nationaux de statistiques, car elle tient compte des enjeux liés à l'échantillonnage, ceux liés à la qualité de la collecte des données et les problèmes de non-réponse totale ou partielle. À partir du recensement exhaustif des 3584 établissements d'économie sociale, une étude par sondage (stratifié par secteur d'activité) a été effectuée sur un échantillon aléatoire représentatif de 990 organisations. Ce premier travail a permis d'établir un portrait des établissements d'économie sociale de la région de Montréal (Bouchard et al. 2008a) ainsi qu'une typologie des formes organisationnelles (Bouchard & Rousselière 2011). Ce même échantillon a été réinterrogé en 2012. Il a alors été vérifié l'existence des organisations à cette date, ce qui a permis notamment une étude de survie (Bouchard & Rousselière 2016). Au total nous comptons 702 organisations ayant répondu à au moins une édition.

Montréal se caractérise ainsi par une densité importante d'entreprises de l'économie sociale, fortement établie (moyenne d'âge de 19 ans) et représentant une part importante de l'activité économique. Partie intégrante du modèle québécois (Lévesque 2013), cette économie sociale représentait en 2007 sur Montréal près de deux milliards de dollars de chiffre d'affaires, sans compter le Mouvement Desjardins et la Coop Fédérée.

Afin de tenir compte de la double nature de l'économie sociale, une double classification a été effectuée. La première concerne l'activité économique principale : nous nous sommes appuyés à cet effet sur la nomenclature d'activité de Bouchard et al. (2008b). Cette classification a été établie à partir du Système de classification des industries d'Amérique du Nord (SCIAN) pour regrouper les établissements d'économie sociale en sept grandes catégories, en tenant compte des activités économiques où la présence de l'économie sociale avait déjà été établie. La mission sociale peut être directement liée à l'activité économique principale (l'habitation par exemple) ou en différer (par exemple une ferme agricole qui se consacre à l'éducation et la sensibilisation des jeunes publics). Une seconde classification est donc requise pour saisir la mission des organisations lorsque celle-ci diffère de l'activité économique pratiquée. Elle a été établie par confrontation avec les classifications déjà existantes.

Nous utilisons une approche *complex survey design* pour prendre en compte les erreurs dues à l'échantillonnage. En raison de deux problèmes spécifiques (non réponses et réponses partiellement manquantes), nous combinons deux approches : une approche de post-stratification pour l'établissement de poids de redressement pour traiter la non-réponse totale et la surreprésentation

éventuelle de certaines strates, et une approche d'imputation pour traiter la non réponse partielle. Ces deux approches se combinent sans difficulté conceptuelle (e.g. Lumley 2010; Levy & Lemeshow 2008). Ainsi, l'échantillon a été stratifié par secteur et post-stratifié par sous-secteur, âge (par tranches) et statut juridique, variables déterminantes expliquant la non réponse totale.

En ce qui concerne la non-réponse partielle, l'ignorer simplement peut conduire à un biais d'estimation si ces non-réponses ne sont pas manquantes de manière complètement aléatoire (Rubin 1996). Or, une première analyse montre clairement que, par exemple, les plus petites organisations ont eu tendance à moins répondre à certaines questions que les autres. Pour pallier ce problème, différentes méthodes d'imputation existent : méthode d'imputation simple non-paramétrique par forêt aléatoire ou méthode d'imputation multiple. La méthode d'imputation multiple permet de traiter de manière pertinente de l'incertitude liée à l'imputation; elle pose toutefois un problème général de temps de calcul et limite les analyses potentielles. Elle suppose surtout un modèle d'imputation plus général que le modèle économétrique (Meng 1994). On préfère ici la méthode d'imputation par forêts aléatoires (Stekhoven & Bühlmann 2012) : cette dernière est flexible et non-paramétrique. Des simulations ont montré que cet algorithme est performant en comparaison des méthodes alternatives d'imputation (voir Stekhoven et Bühlmann 2012; Waljee et al. 2013), tout en étant plus parcimonieux en termes d'hypothèses sous-jacentes.

Un modèle de croissance multidimensionnelle avec effet de sélection

L'équation de croissance traditionnellement utilisée dans les tests de la loi de Gibrat est étendue dans deux directions complémentaires. D'une part nous tenons compte de l'effet de sélection connu comme étant le biais du survivant : la croissance n'est observée en effet que pour les organisations suffisamment performantes pour survivre (Evans 1987). D'autre part, comme l'a souligné la courte revue de littérature précédente, il est nécessaire de prendre en compte la dynamique plurielle de l'économie sociale en raison même de la pluralité de ses objectifs.

Le cadre économétrique proposé est donc celui d'un système d'équations simultanées avec biais de sélection, connu également sous le nom de Heckman Généralisé (Yen 2005, Rousselière & Bouchard 2011).

On a alors

$$\left\{ \begin{array}{l} \ln Y_{i,2012} = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln Y_{j,2007} + \sum_{k=1}^K \eta_{i,k} V_{k,2007} + \sum_{m=1}^M \zeta_{i,m} C_m + \epsilon_i \\ \text{si } \sum_{s=1}^S \gamma_s Z_s + \mu \geq 0 \\ \ln Y_{i,2012} = 0 \text{ sinon} \end{array} \right.$$

avec Y_1 les revenus, Y_2 le nombre d'employés, Y_3 le nombre de bénévoles, C un vecteur de M variables de contrôle invariantes, V un vecteur de K variables variant dans le temps dont la valeur est fixée à l'origine.

Ce système d'équations peut être vu comme une transformation logarithmique d'une fonction de production classique (Evans 1987) et plus précisément une généralisation du travail de Reid & Zu (2012) avec trois équations de croissance et une équation de sélection (ou de survie).

Les différents tests montrent que les estimations sont robustes à différentes conditions d'exclusions dans l'équation de survie. Suivant en cela une première analyse (Bouchard & Rousselière 2016), nous utilisons alors un modèle de survie avec traitement de l'hétérogénéité spatiale³. Nous notons également que les corrélations entre les résidus de l'équation de survie et les trois équations de croissance ne sont jamais significativement différentes de zéro. Dès lors un modèle lognormal proposé par Cragg (1971) plus simple posant comme contrainte que ces corrélations soient égales à zéro est plus parcimonieux, tout en n'ayant aucune conséquence sur les paramètres d'intérêt. Ce dernier modèle est le modèle de référence et servira de base à nos commentaires. Le modèle Heckman généralisé est présenté en annexe. Nous utilisons ainsi le cadre CMP (Conditional Mixed Process) proposé par Roodman (2011) qui s'appuie sur un algorithme performant de simulation du maximum de vraisemblance.

III. Premiers résultats: vers une convergence de la population d'économie sociale ?

Les premières statistiques descriptives soulignent trois points (voir annexe) : La décroissance moyenne des revenus est de 12% pour l'ensemble de la population et de 10% pour la population survivante. De son côté la décroissance moyenne de l'emploi a été limitée de respectivement 4% et 2%. Enfin si on a abouti à une croissance moyenne assez importante du bénévolat (+51%), cette croissance est toutefois due en grande partie à quelques observations extrêmes (du secteur 4000 – Loisirs, tourisme, hébergement et restauration ou 6000 – Arts, Culture et Communications). Si on souhaite aller plus loin pour comprendre les déterminants de cette évolution, il est alors nécessaire de mobiliser une méthode multivariée et donc la stratégie économétrique présentée ci-avant.

Tableau 1 : Résultats des estimations.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnRev2012	lnEmp2012	lnBen2012	Survie
lnRev2007	0.351*** (0.040)	0.144*** (0.045)	-0.038 (0.074)	0.056 (0.133)
lnEmp2007	0.176*** (0.032)	0.288*** (0.042)	0.027 (0.072)	0.105 (0.083)
lnBen2007	-0.076*** (0.022)	-0.056** (0.022)	0.205*** (0.043)	-0.046 (0.066)
Taille du CA	0.014** (0.006)	0.004 (0.009)	0.029** (0.015)	0.090*** (0.032)
% de femmes au CA	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.006** (0.003)	-0.004 (0.004)

³ A la différence de Bouchard & Rousselière (2016) qui estiment un Cloglog hétéroscédastique, pour des raisons techniques notre modèle est un probit hétéroscédastique, afin d'estimer l'inverse de ratio de Mills et donc de pouvoir calculer les élasticités inconditionnelles (Wooldridge 2010).

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnRev2012	lnEmp2012	lnBen2012	Survie
Femme dirigeante	-0.085 (0.062)	-0.044 (0.064)	0.039 (0.135)	0.340 (0.224)
% d'emplois à temps plein	0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.004* (0.002)	0.007** (0.003)
% de subventions et contrats	-0.018*** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.019*** (0.007)	0.024** (0.010)
(% de subventions et contrats) ²	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
1. Ressources naturelles, fabrication, transformation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
2: Commerce, finances, assurances	-0.569*** (0.152)	-0.835*** (0.219)	-0.027 (0.394)	0.382 (0.385)
3: Habitation et location	-0.650*** (0.126)	-0.794*** (0.199)	0.720** (0.356)	1.592** (0.728)
4: Loisirs, tourisme, hébergement, restauration	-0.510*** (0.140)	-0.624*** (0.192)	1.353*** (0.415)	0.214 (0.303)
5: Santé et services sociaux	-0.408*** (0.100)	-0.629*** (0.169)	0.400 (0.326)	1.485*** (0.570)
6: Arts, culture, communication	-0.607*** (0.127)	-0.499*** (0.185)	1.015*** (0.352)	1.627** (0.795)
7: Autres services	-0.503*** (0.092)	-0.745*** (0.165)	0.613* (0.317)	0.996* (0.524)
Décroissance en 2007	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Stabilité en 2007	-0.091 (0.058)	0.059 (0.067)	0.213 (0.170)	0.760*** (0.194)
Croissance en 2007	0.114* (0.060)	0.141* (0.075)	0.401** (0.179)	0.952*** (0.307)
Age	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.001 (0.009)	0.049* (0.025)
Age*Age	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)
N organisations rayon 1km	-0.002* (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.013*** (0.005)
(N organisations rayon 1km) ²	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)
Statut de Coopérative	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Statut d'APE	0.255*** (0.098)	-0.070 (0.105)	-0.433** (0.179)	-0.272 (0.227)
Statut d'APE reconnue SACAIS	0.073 (0.057)	0.037 (0.057)	0.203 (0.157)	0.174 (0.336)
mission	-0.213*** (0.063)	-0.001 (0.060)	0.085 (0.125)	0.085 (0.137)
Constante	2.816*** (0.228)	2.040*** (0.272)	1.882*** (0.475)	1.872 (1.276)
Variance				
N organisations rayon 1km				-0.001 (0.005)
(N organisations rayon 1km) ²				0.000 (0.000)
Insig	-0.344*** (0.041)	-0.244*** (0.036)	0.462*** (0.022)	
atanhrho_1.		0.625*** (0.046)	0.322*** (0.053)	
atanhrho_2.			0.363*** (0.035)	

*Lecture : Erreurs standard entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ref : catégorie de référence pour les variables catégorielles. APE : Association Personnalisée, SACAIS : Secrétariat à l'Action Communautaire Autonome et aux Initiatives Sociales. N=702.*

En ce qui concerne la dynamique de la croissance des revenus, on note un impact positif des revenus précédents mais de manière moins que proportionnelle : les plus petites organisations d'économie sociale croissent à un *taux plus important que les plus grandes*. L'élasticité conditionnelle (à la survie) est ainsi de 0,351⁴. En raison d'une part de la forte proportion d'entreprises ayant survécu et d'autre part du faible effet de la variable revenu sur la survie, l'élasticité incondionnelle est identique à l'élasticité conditionnelle. Ce résultat est identique pour la croissance du bénévolat (par rapport au bénévolat initial) (élasticité de 0,205) et pour l'emploi (par rapport à l'emploi initial) (élasticité de 0,288). Dans tous les cas nous sommes dans une situation où la loi de Gibrat ne semble pas vérifiée. Il est intéressant de signaler que la dynamique de l'emploi et des revenus est relativement proche mais que celle du bénévolat est assez différente. Cette dernière n'est pas significativement dépendante de la situation initiale en matière d'emploi et de revenus.

On note également des éléments très intéressants concernant les autres variables. On constate notamment une certaine continuité dans la croissance des revenus. Ainsi le fait de déclarer en 2007 avoir connu préalablement une croissance sur les trois années précédentes conduit à voir ses revenus en 2012 augmenter de 8,76%⁵, l'emploi de 10,9% et le bénévolat de 36,55%. L'âge n'a un effet significatif que sur la survie mais pas sur les variables de croissance. On voit également que la croissance importante du bénévolat a été le fait principalement des secteurs 4000 et 6000, à la différence des revenus où le secteur 1000 – Ressources naturelles, fabrication et transformation a eu une croissance plus élevée que les autres secteurs. Enfin le niveau de subvention a eu des effets contrastés

Discussion et conclusion

Nous rejetons ainsi la loi de Gibrat avec plutôt une hypothèse de convergence ou de « régression à la moyenne » (Hart 2000). L'hypothèse de convergence que nous proposons pour interpréter nos résultats peut être également confirmée de deux manières complémentaires et ceci via le test d'une loi de Zipf (Axtell 2011) ou le calcul d'un indice de Gini. Dans tous les cas (voir tableau suivant), il y a une baisse substantielle de l'hétérogénéité de l'économie sociale, comme le montre la diminution des coefficients estimés.

⁴ Pour une augmentation des revenus de 1% en 2007, les revenus de 2012 augmentent de 0,35% pour les entreprises d'économie sociale ayant survécu.

⁵ On reprend ici le calcul habituel de la semi-élasticité par Van Garderen & Shah (2002) L'estimateur « quasiment sans biais » de la semi-élasticité est $\hat{p} = 100(\exp(\hat{c} - \frac{1}{2}\hat{V}(\hat{c})) - 1)$ avec $\hat{V}(\hat{c})$ la variance estimée de \hat{c} . Le résultat s'interprète ici par rapport à la catégorie de référence omise de l'estimation (pour la croissance en 2007, la catégorie de référence est ainsi le fait de déclarer avoir eu une décroissance sur les trois années précédentes 2007).

Tableau 2 : Evolution de l'hétérogénéité de certaines variables entre 2007 et 2012

	Années	ZIPF		Gini	
		Coef	e.s.	Coef	e.s.
Revenus	2007	0,7805	0,0022	0,6064	0,0294
	2012	0,6577	0,0025	0,5241	0,017
Emplois	2007	0,8355	0,0038	0,6369	0,0298
	2012	0,7731	0,004	0,5721	0,0251
Bénévolat	2007	1,045	0,0036	0,7147	0,0467
	2012	0,9128	0,0026	0,6632	0,0425

Lecture : *coef.* : coefficient, *e.s.* : erreur standard

Notre travail a eu pour objectif de s'intéresser à la dynamique multidimensionnelle de l'économie sociale. Au total avec un déclin généralisé au niveau des revenus mais un maintien au niveau de l'emploi et même une augmentation au plan du bénévolat, tout se passe comme si les plus grandes organisations de l'économie sociale souffraient plus de la crise que les plus petites, même si ces dernières avaient été plus exposées au risque de disparaître, comme l'a montrée notre précédente analyse de survie (cf. Bouchard & Rousselière 2016).

Une extension possible sera de s'intéresser à l'évolution spécifique des différentes formes organisationnelles qui composent l'économie sociale. Dans des articles précédents (Rousselière & Bouchard 2011, Bouchard & Rousselière 2016), nous avons ainsi pu mettre en évidence leurs spécificités en termes d'une part, de répartition sectorielle et, d'autre part, de survie.

Bibliographie

- Arcelus F., Megarejo Z. & Simon K. (2014) Managerial Performance Differences between Labor-Owned and Participatory Capitalist Firms, *Journal of Small Business Management*, 52(4) : 808-828.
- Armsworth P.R., Fischburn I.S., Davies Z.G., Gilbert J., Leqver N. & Gaston K.J. (2012) The Size, Concentration, and Growth of Biodiversity-Conservation Nonprofits, *Bioscience*, 62: 271–281
- Axtell R.L. (2001) Zipf Distribution of U.S. Firm Sizes, *Science*, 293: 1818-1820.
- Backus P. & Clifford D. (2013) Are big charities becoming more dominant ? cross sectional and longitudinal perspectives, *Journal of the Royal Statistical Society*, 176(3): 761-776.
- Bouchard M.J., Rousselière D., Ferraton C. & Michaud V. (2008a) Portrait statistique de la région administrative de Montréal, Montréal, Chaire de recherche du Canada en économie sociale et Conférence régionale des élus de Montréal, Collection Hors-série, HS-2008-01, mai, 81 p.
- Bouchard M.J., Ferraton C., Michaud V. & Rousselière, D. (2008b) Base de données sur les organisations d'économie sociale. La classification des activités, Montréal, Chaire de recherche du Canada en économie sociale, Collection Recherche no R-2008-1.
- Bouchard M.J. & Rousselière D. (2011) Effets d'éviction ou de renforcement des politiques publiques à destination de l'économie sociale. Une analyse de Montréal, *Revue économique*, 62(5) : 941-956.
- Bouchard M.J. & Rousselière D. (2016) Do Hybrid Organizational Forms of the Social Economy have a Greater Chance of Surviving? An Examination of the Case of Montreal, *Voluntas* (forthcoming)
- Chesher A. (1979) Testing the law of proportionate effect. *Journal of Industrial Economics*, 27(4): 403-411.
- Cragg J. (1971) Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods, *Econometrica*, 39: 829-844
- Evans D.S. (1987) Tests of Alternative Theories of Firm Growth, *Journal of Political Economy*, 95(4): 657-674.
- Fulton M.E., Fulton J.R., Clark J.S. & Parliament C. (1995) Cooperative Growth: Is It constrained?, *Agribusiness*, 11(3): 245-261.
- Gagliardi F. (2009) Financial development and the growth of cooperative firms, *Small Business Economics*, 32 : 439-464.
- Gibrat R. (1931) *Les inégalités économiques*, Paris, Sirey.
- Goddard J., McKillop D.G. & Wilson J.O.S. (2002) The growth of US credit unions, *Journal of Banking and Finance*, 26: 2327-2356.
- Goddard J. & Wilson J.O.S. (2005) US Credit Unions: An empirical investigation of size, age and growth, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 76(3): 375-406.

- Hart P.E. (2000) Theories of Firms Growth and the Generation of Jobs, *Review of Industrial Organization*, 17: 229-248.
- Jegers M. (2008) *Managerial Economics of Non-Profit Organizations*, London & New York, Routledge.
- Kasmshad K.M. (1995) Firm growth and survival: does ownership structure matter? *Journal of Economics and Management Strategy*, 3(3): 521-543.
- Lévesque, B. (2013). How the social economy won recognition in Québec at the end of the 20th century. In M.-J. Bouchard (Ed.), *Innovation and the social economy: The Québec experience*. Toronto, University of Toronto Press, 25–70.
- Levy, P., & Lemeshow, S. (2008). *Sampling of Populations: Methods and Applications*. Hoboken: Wiley.
- Lotti F., Santarelli E. & Vivarelli M. (2003) Does Gibrat's Law hold among young, small firms ? *Journal of Evolutionary Economics*, 13: 213-235.
- Lumley T. (2010). *Complex Survey*. Hoboken: Wiley.
- Meng X.L. (1994) Multiple-Imputation Inferences with Uncongenial Sources of Input, *Statistical Science*, 9(4): 538-573.
- Reid G. & Xu Z. (2012) Generalising Gibrat: Using Chinese Evidence founded on fieldwork, *Small Business Economics*, 39: 1017-1028.
- Roodman D. (2011) Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp, *Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- Rousselière D. & Bouchard M.J. (2011) À propos de l'hétérogénéité des formes organisationnelles de l'économie sociale : isomorphisme vs écologie des organisations en économie sociale, *Revue canadienne de sociologie*, 48(5) : 414-453.
- Rubin D.B. (1996) Multiple Imputation After 18+ Years, *Journal of the American Statistical Association*, 91(434): 473-489.
- Soboh R.A.M.E., Lansink A.O., Giesen G. & Van Dijk G. (2009) Performance Measurement of the Agricultural Marketing Cooperatives: The Gap between Theory and Practice, *Review of Agricultural Economics*, 31(3): 446-469.
- Stekhoven D.J. & Bühlmann P. (2012) Missforest - non-parametric missing value imputation for mixed-type data. *Bioinformatics*, 28(1): 112-118.
- Sutton, J. (1997) Gibrat's legacy, *Journal of Economic Literature*, 35: 40-59.
- Van Garderen K.J. & Shah C. (2002) Exact interpretation of dummy variable in semilogarithmic equations, *Econometrics Journal*, 5: 149-159.
- Waljee A.K., Mukherjee A., Singal A.G., Zhang Y., Warren J., Balis U., Marrero J., Zhu J. & Higgins P.D.R (2013) Comparison of imputation methods for missing laboratory data in medicine, *BMJ Open*, 3: 1-7.

Wooldridge J. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press.

Yen S.T. (2005) A Multivariate Sample-Selection Model, *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2) : 453-466.

Annexes

Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	e.s.	Min	Max
lnEmp2007	2,302	1.378	0	7.075
lnRev2007	3,642	1.256	0	8.139
lnBen2007	1,651	1.713	0	7.601
lnEmp2012	2,490	1.194	0	6.545
lnRev2012	3,559	1.400	0	7.354
lnBen2012	2,532	1.808	0	8.294

Lecture : e.s. : erreur standard

Modèle avec effet de sélection (Heckman généralisé)

VARIABLES	(1) lnRev2012	(2) lnEmp2012	(3) lnBen2012	(4) Survie
lnEmp2007	0.181*** (0.044)	0.292*** (0.052)	0.043 (0.092)	0.117 (0.142)
lnBen2007	-0.078*** (0.026)	-0.052** (0.024)	0.212*** (0.051)	-0.051 (0.115)
lnRev2007	0.355*** (0.051)	0.146*** (0.054)	-0.031 (0.090)	-0.016 (0.239)
Ln(Age)				0.587* (0.335)
Taille du CA	0.012 (0.010)	0.005 (0.015)	0.038** (0.019)	0.093* (0.051)
% de femmes au CA	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.006** (0.003)	-0.006 (0.007)
Femme dirigeante	-0.113 (0.071)	-0.064 (0.081)	0.034 (0.169)	0.378 (0.252)
% d'emplois à temps plein	0.003** (0.001)	0.000 (0.002)	0.005 (0.003)	0.007 (0.009)
% de subventions et contrats	-0.020*** (0.006)	-0.008 (0.007)	-0.018* (0.009)	0.026 (0.016)
(% de subventions et contrats)^2	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
2: Commerce, finances, assurances	-0.549* (0.288)	-0.872** (0.363)	0.044 (0.508)	0.082 (0.618)
3: Habitation et location	-0.657 (0.444)	-0.883 (0.606)	0.860 (0.624)	1.158 (0.736)
4: Loisirs, tourisme, hébergement, restauration	-0.485 (0.324)	-0.619* (0.359)	1.482*** (0.573)	0.003 (0.581)
5: Santé et services sociaux	-0.396 (0.371)	-0.709 (0.490)	0.501 (0.510)	1.268 (0.822)
6: Arts, culture, communication	-0.599	-0.587	1.130**	1.414*

VARIABLES	(1) lnRev2012	(2) lnEmp2012	(3) lnBen2012	(4) Survie
7: Autres services	(0.403) -0.563* (0.327)	(0.538) -0.811* (0.440)	(0.569) 0.734 (0.490)	(0.788) 0.863 (0.853)
Stabilité en 2007	-0.107 (0.102)	0.042 (0.127)	0.255 (0.190)	0.761** (0.385)
Croissance en 2007	0.083 (0.098)	0.106 (0.138)	0.423* (0.217)	1.155*** (0.383)
N organisations rayon 1km	-0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.009 (0.012)
(N organisations rayon 1km)^2	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Statut d'APE	0.215* (0.113)	-0.061 (0.140)	-0.425* (0.230)	-0.599 (0.457)
Statut d'APE reconnue SACAIS	0.019 (0.073)	0.035 (0.089)	0.253 (0.189)	0.209 (0.448)
Constante	2.943*** (0.747)	2.252** (0.995)	1.610* (0.893)	-1.976* (1.174)
Insig	-0.322*** (0.084)	-0.233*** (0.047)	0.468*** (0.032)	
atanhrho_1i		0.635*** (0.129)	0.301*** (0.083)	-0.471 (1.407)
atanhrho_2i			0.352*** (0.072)	-0.322 (1.402)
atanhrho_3i				0.220 (0.500)
Observations	702	702	702	702
Jackknife replications	693			
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				