



**Les effets de la crise sur les disparités locales de
sortie du chômage : une première exploration en
Rhône-Alpes**

YANNICK L'HORTY, EMMANUEL DUGUET, FLORENT SARI

www.tepp.eu

Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes

Yannick L'HORTY, Emmanuel DUGUET et FLORENT SARI

Janvier 2015

Nous mesurons les effets de la crise sur les disparités spatiales d'accès à l'emploi à l'aide de données de flux et à un niveau géographique très fin, celui du maillage communal. A partir des données exhaustives du fichier historique de Pôle Emploi couvrant toute la région Rhône-Alpes, nous évaluons les chances de sortir du chômage à la commune à l'aide de modèles de durée à hasards proportionnels estimés avec des méthodes non paramétriques. Les estimations portent sur deux cohortes de demandeurs d'emploi, ceux entrés en 2004 et suivis jusqu'en 2007, ceux entrés en 2009 et suivis jusqu'en 2012. Elles permettent de contrôler d'éventuels biais dans l'évolution de la composition socio-démographique des demandeurs d'emploi. Nous comparons alors les distributions spatiales des taux locaux de sortie du chômage avec une approche statistique et cartographique.

Nous montrons qu'il n'y a ni approfondissement des fractures spatiales, ni convergence des territoires : la crise a globalement laissé intactes les (fortes) inégalités spatiales dans l'accès à l'emploi. Le constat est décliné à différentes échelles spatiales, au niveau de la région toute entière, par communautés d'agglomération, au sein de la communauté urbaine du Grand Lyon, selon les différentes conférences des maires. On distingue également plusieurs sous-populations, les jeunes, les seniors, les peu diplômés. On applique le même type de démarche sur les données de la CAF du Rhône qui permettent d'étudier l'évolution des disparités spatiales des sorties du RMI et du RSA. A chaque fois, le même constat émerge, celui d'une transformation homothétique des fractures spatiales.

Mot-clés : accès à l'emploi, effets de quartier, crise

Codes JEL: C41, J64, R1

Emmanuel DUGUET, Université Paris-Est, ERUDITE (EA 437), UPEC, UPEM et TEPP (FR CNRS 3435), F-94010, Créteil, France, emmanuel.duguet@u-pec.fr.

Yannick L'HORTY, Université Paris Est, ERUDITE (EA 437), UPEM, UPEC et TEPP (FR CNRS 3435), F-77454, Marne-la-Vallée, France. Yannick.lhorty@univ-mlv.fr

Florent SARI, Université de Nantes, LEMNA (EA 4272) et TEPP (FR CNRS 3435), F-44322, Nantes, France. Florent.sari@univ-mlv.fr

Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention avec la communauté urbaine de Lyon, en partenariat avec la Direction de la Cohésion sociale, la DIRECCTE UT 69 et le département du Rhône. Nous remercions Pôle Emploi et la CAF du Rhône pour nous avoir permis d'accéder à leurs données de gestion. Des versions préliminaires de cette étude ont bénéficié des remarques des participants du 51^{ème} colloque annuel de l'ASRDLF qui s'est tenu à l'Université Paris-Est Marne-la-Vallée des 7 au 9 juillet 2014, de la 11^{ème} conférence annuelle de TEPP « Territoires, espaces et Politiques publiques » qui s'est tenue à l'Université de Nantes les 25 et 26 septembre 2014, et de la 2^{ème} Journée pour les Sciences Sociales, qui s'est tenue à la Bibliothèque Nationale de France le 12 décembre 2014 sur le thème « Ville et logement, dynamiques des inégalités spatiales et politiques publiques ». Nous remercions particulièrement pour leurs commentaires Mathieu Bunel, Frédéric de Coninck, Laurent Gobillon, François Héran et Elisabeth Tovar. Nous remercions enfin Romain Eyssautier et Muriel Raharinesy pour leur travail d'assistance de recherche sur ce projet.

Introduction

Il est fréquent d'utiliser des indicateurs de stock pour décrire l'état du marché du travail. On peut dénombrer les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle Emploi, commenter leurs variations, décrire les grandes caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi. Ces indicateurs de stocks sont informatifs, mais ils ne sont pas suffisants pour porter un diagnostic sur la nature des problèmes. Ils doivent nécessairement être complétés par des indicateurs de flux sur le marché du travail, tels que des taux d'entrée et de sortie du chômage, les entrées et sortie du RSA, la durée moyenne du chômage, etc. Les indicateurs de flux sont les seuls qui renseignent sur les trajectoires individuelles, sur les chances du retour à l'emploi pour les chômeurs, sur le dynamisme réel du marché du travail.

L'objet est de construire de tels indicateurs afin de produire un ensemble de constats originaux sur la situation du marché du travail lyonnais, permettant de prendre la mesure des effets de la crise sur ces disparités locales. Selon une démarche initiée par Duguet, Goujard et L'Horty [2009], nous mobilisons des sources administratives exhaustives, en l'occurrence les fichiers de Pôle Emploi sur l'ensemble de la région Rhône-Alpes, pour produire des indicateurs de flux à un niveau spatial très fin qui permettent de décrire le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi. Depuis sa première mise en œuvre, cette approche a fait l'objet de nombreuses applications régionales, notamment en Ile-de-France et en Languedoc Roussillon, mais aussi départementales avec la sélection des territoires-test que nous avons réalisés dans le cadre de la phase expérimentale du RSA. Nous avons également décliné cette démarche au niveau d'une ville avec notre étude sur Paris réalisée à l'IRIS.

Nous mobilisons le modèle SOLSTICE¹ afin d'analyser les disparités brutes du retour à l'emploi, telles qu'elles ressortent de statistiques non retravaillées et les disparités nettes, toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à composition de la main-d'œuvre identique entre localités. Nous utilisons les données du fichier historique statistique de Pôle Emploi dans sa version exhaustive afin d'estimer des modèles de durée à effet fixe locaux, sur différentes cohortes de demandeurs d'emploi. Nous dessinons ainsi la géographie du retour à l'emploi avant et après la crise en suivant deux cohortes de demandeurs d'emploi (2004-2007 ; 2009-2012). L'enjeu est de prendre la mesure des effets de la crise sur les disparités

¹ Système d'Observation Localisée et de Simulation des Trajectoires d'Insertion de Chômage et d'Emploi

spatiales du retour à l'emploi afin de déterminer les éléments de stabilité et de ruptures de ces disparités.

1. Mesurer les sorties du chômage

Les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Pour les dénombrer, la meilleure source est le fichier historique statistique (FHS) de Pôle Emploi qui est une source administrative. Elle permet de suivre les parcours individuels des demandeurs d'emploi en enregistrant tous les événements successifs depuis leur première inscription à Pôle Emploi, mais elle ne couvre pas les parcours des demandeurs une fois qu'ils ont repris un emploi ou lorsqu'ils n'y sont plus inscrits. Or, si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de Pôle Emploi, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi.

Le recours à des fichiers administratifs pose ainsi la question de la mesure de la sortie du chômage. Dans nos études antérieures, nous avons multiplié les définitions des sorties du chômage, de façon à produire des résultats robustes. En croisant les deux définitions des sorties du chômage, *sortie des listes* et *reprise d'emploi déclarée*, et deux mesures de la durabilité des sorties, *d'au moins un mois* et *de six mois et plus*, on obtenait quatre définitions de la sortie du chômage. Le choix de l'une ou l'autre de ces définitions a une influence assez nette sur le nombre de sorties. En limitant l'observation aux reprises d'emploi déclarées, le nombre de sorties est beaucoup plus faible. En moyenne selon les régions, il est divisé par deux. En se limitant aux sorties durables, on réduit à nouveau le nombre de sorties.

Dans la présente étude, nous retenons comme définition l'approche la plus large des sorties des listes, qu'il y ait ou non une reprise d'emploi déclarée. Nous travaillons sur l'ensemble des demandeurs d'emploi inscrits, des catégories A à E, et nous suivons deux cohortes de demandeurs pendant quatre ans : les demandeurs entrés en 2004 que l'on suit jusque fin 2007, soit avant la crise, dans un contexte de reflux modéré du chômage ; les demandeurs entrés en 2009 que l'on suit jusque fin 2012, soit après le déclenchement de la crise, dans un contexte de montée continue du chômage.

Les taux de sortie sont calculés en estimant des modèles de durées sur les données individuelles des fichiers administratifs. Nous utilisons une modélisation de type Weibull

dans nos travaux antérieurs et avons retenu un modèle un peu plus flexible, de type Cox dans cette nouvelle étude. Le modèle est présenté en détail en annexe.

2. Les enseignements des études antérieures

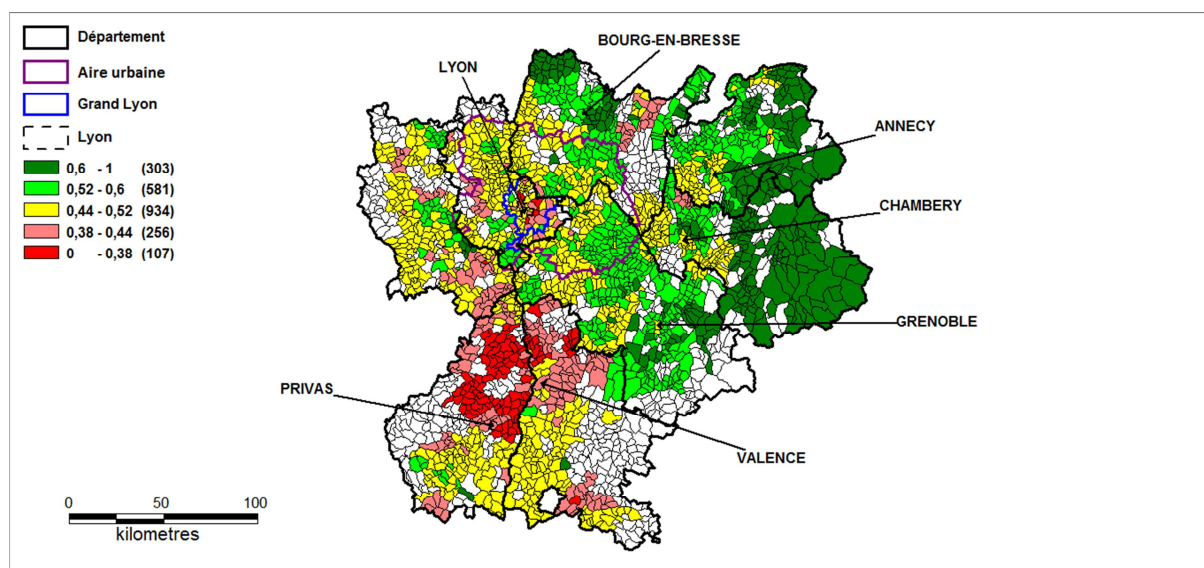
Cette étude prolonge nos précédents travaux sur les disparités locales de l'accès à l'emploi dont les résultats peuvent être brièvement rappelés. Nous avons en premier lieu produit un diagnostic sur l'ampleur des disparités locales à l'échelle nationale (Duguet et al, [2009-a]). Nous avons décliné ce diagnostic dans chacune des 22 régions en tentant de mettre en évidence des invariants dans l'organisation spatiale des disparités locales des marchés du travail (Bougard *et al*, [2009]). Nous avons réalisé des études plus approfondies dans un petit nombre de régions : l'Ile-de-France (Duguet *et al*, [2009-b]), le Languedoc-Roussillon (Duguet *et al*, [2010]), Provence Alpes-Cotes d'Azur (Bougard *et al*, [2008]). Nous rappelons ici quelques enseignements issus de ces travaux (voir aussi, L'Horty [2012]).

Afin de pouvoir suivre les demandeurs d'emploi dans le temps sur une durée suffisamment longue, nous considérons des cohortes annuelles de demandeurs d'emploi. Nos premières études ont porté sur les personnes qui se sont inscrites entre le 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1^{er} juillet 2001 a été retenue car elle correspond à l'entrée en vigueur d'un nouveau système d'indemnisation du chômage. Ainsi, on étudie une période homogène du point de vue de l'indemnisation. Le fichier utilisé était la version du FHS mis à jour jusqu'au 31 mars 2006. Nous suivions donc cette cohorte de chômeurs sur près de cinq ans. Par la suite, nous avons suivi les demandeurs entrées entre juillet 2003 et juin 2004.

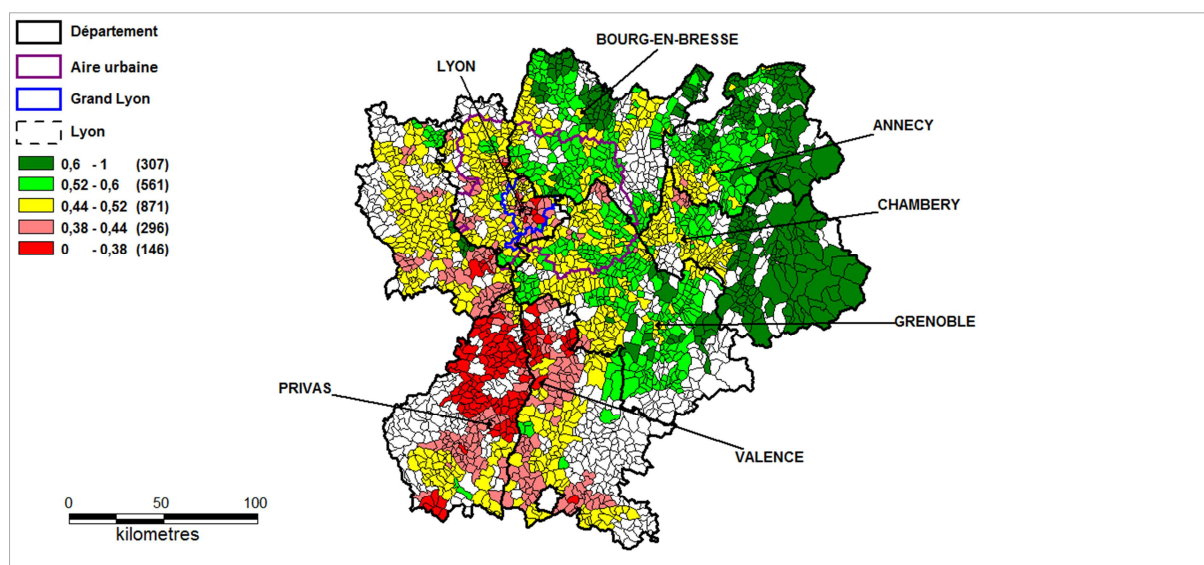
Nous donnons une illustration des résultats de ces travaux pour la région Rhône-Alpes dans les deux cartes ci-dessous. Premier constat, ici comme ailleurs, les différences dans les chances de sortir du chômage sont très marquées d'une localité à l'autre. Selon les indicateurs considérés, les taux de sortie peuvent varier dans un facteur de 1 à 3 entre les 10% des localités les plus favorables et les 10% les moins favorables. La carte des taux de sortie du chômage témoigne ainsi de fortes différences des conditions du retour à l'emploi des chômeurs (Carte 1-A). Quelle que soit la définition des sorties du chômage, il n'est pas rare de constater que deux localités contiguës ont des durées de chômage qui les situent dans des déciles opposés de la distribution des durées de chômage. Le lieu de résidence du demandeur d'emploi exerce ainsi un effet majeur sur ses chances de retrouver un emploi.

Carte 1. Taux de sortie du chômage

1-A Taux de sortie bruts



1-B Taux de sortie en corrigeant des caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi



Lecture : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2001-2002, sans correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

Source : Solstice, à partir des données de Duguet *et alii* (2009-a).

Deuxième constat, ces disparités ne sont pas distribuées au hasard dans l'espace. On constate que les communes qui présentent des chances de sortir uniformément favorables sont concentrées dans des zones spécifiques (dans l'Ain à l'est de Macon, en Isère autour de

Grenoble, en Savoie et Haute-Savoie, où les perspectives d'emploi saisonnier limite fortement la durée des épisodes de chômage) et qu'il en va de même pour les communes où les sorties rapides du chômage sont rares (dans le quart sud-est du Grand Lyon, ou au nord de l'Ardèche). Il y a une certaine structure spatiale de ces disparités, disons une géographie spécifique. Etudier ce type de géographie sur des données de flux est au cœur de notre programme de recherche.

On retrouve ces deux constats, fortes disparités spatiales et régularité dans l'organisation spatiales de ces disparités, pour toutes les cohortes de demandeurs d'emploi sur lesquelles nous avons estimé des durées de chômage, dans toutes les régions, et pour toutes les définitions des sorties, que l'on observe les sorties des listes ou les reprises d'emploi déclarées, avec ou sans prise en compte des problèmes de récurrence, en contrôlant ou non par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. Les régularités spatiales dans la distribution des durées de chômage ont donc un caractère structurel et permanent, et elles ne s'expliquent pas par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. On le voit très clairement en comparant la carte 1-A, sans contrôle et la carte 1-B, où l'on contrôle par les caractéristiques des demandeurs d'emploi. Cela signifie qu'il existe bel et bien de puissants effets de territoire (ou « effet de lieu ») qui exercent un effet déterminant sur les trajectoires individuelles des demandeurs d'emploi, indépendamment de leurs caractéristiques individuelles, et que ces effets de territoire sont persistants dans le temps.

3. Les effets de la crise à l'échelle régionale : un choc global

Ces constats ont-ils été remis en question par la crise ? A notre connaissance, aucune étude n'a encore répondu à cette question. Il existe quelques travaux statistiques qui ont posé des diagnostics sur des données de stock, à différentes échelles, régionales, départementales ou au niveau des zones d'emploi (Lacroix, [2010], Labosse [2010]). Mais ces travaux conduisent à des constats divergents, ils ne considèrent pas une échelle territoriale fine et ils ne portent pas sur des données de flux sur le marché du travail. Nous considérons ici un indicateur de flux (le taux de sortie des listes du chômage, calculé pour l'ensemble des demandeurs d'emploi inscrits, de catégorie A à E), à une échelle spatiale très fine (la commune, ou le code postal si la commune ne comprend pas suffisamment de demandeurs d'emploi pour estimer un taux de sortie, ou la zone d'emploi si le code postal n'est pas suffisant) et avec un protocole qui nous permet de porter un diagnostic sur les effets de la crise : à l'aide des données administratives

de Pôle Emploi dans leur version exhaustive sur la région Rhône-Alpes, nous suivons deux cohortes de demandeurs d'emploi (ceux entrés en 2004, suivis jusque fin 2007 ; ceux entrés en 2009 suivis jusque fin 2012) dont nous mesurons les taux de sortie du chômage avec une technologie constante (un modèle de durée à hasard proportionnel estimé avec la méthode non paramétrique de Cox et Oakes, cf annexe 1).

En pratique, nous calculons un taux de sortie du chômage pour chacune des 2841 unités territoriales de la région Rhône-Alpes. Le calcul est fait pour deux cohortes (2004 et 2009), avec ou sans contrôle des caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi (taux nets, taux bruts) et pour cinq échantillons différents : l'ensemble des demandeurs d'emploi, les DE de moins de 25 ans, ceux de 50 ans et plus, les non bacheliers, ceux qui ont le bac et plus. Au total, nous donc calculé 20 indicateurs pour chaque site, soit 56 820 indicateurs (en réalité, nous avons calculé 53 400 indicateurs car toutes les unités territoriales ne sont renseignées pour toutes les catégories de demandeurs d'emploi : par exemple, nous avons 2400 observations pour le seniors, contre 2841 pour l'ensemble des demandeurs.

A l'échelle régionale, une approche cartographique

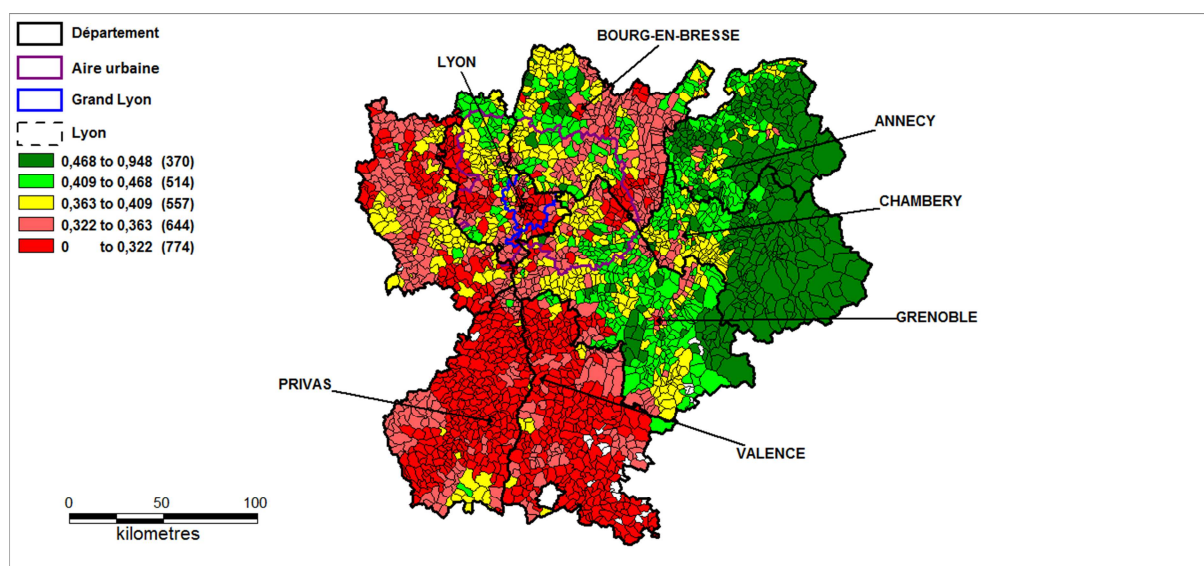
La crise s'est traduite par une chute très sensible des chances de sortir du chômage. En moyenne sur l'ensemble des communes de Rhône-Alpes, le taux de sortie du chômage était de 34,4 % pour les demandeurs d'emploi entrés au chômage en 2004. Pour les demandeurs d'emploi entrés après le déclenchement de la crise, ce taux était de 28,3%. La différence est de -6,1 % en termes absolus et de -17,9 % en termes relatifs, ce qui est considérable. Cette différence correspond à plus de sept mois et demi de recherche d'emploi additionnels pour qu'en moyenne un demandeur d'emploi entré au chômage au 2009 trouve effectivement un emploi, relativement à un demandeur d'emploi de la cohorte 2004.

La question qui nous intéresse est celle de la dispersion dans l'espace de cette chute des taux de sorties du chômage. Il est difficile *ex-ante* de déterminer dans quel sens cette dispersion aurait due évoluer, et c'est ce qui fait que la question est intéressante. Plusieurs scénarios sont envisageables. On peut imaginer que la crise, qui a touché plus fortement les territoires les plus industriels dont le taux de chômage initial était plus élevé, aurait pu approfondir les fractures spatiales dans l'accès à l'emploi. On peut imaginer, à l'inverse, qu'en élevant le taux et la durée de chômage, la crise aurait pu pénaliser un peu plus les zones

initialement les plus abritées du chômage de longue durée, selon une sorte d'effet de déversement. Ni les *a priori*, ni la théorie ne permettent de répondre à cette question qui nécessite de travailler avec les données.

Nous présentons, dans un premier temps, la dispersion des taux de sortie à l'aide de cartes régionales. Ces cartes ne sont pas directement comparables avec les cartes précédentes car, au-delà des différences de périodes, les classes retenues pour distinguer les communes ne sont pas les mêmes, la population est plus large (demandeurs de toutes catégories versus A, B et C pour la cohorte 2002) et la méthode d'estimation est différente (modèle de Weibull estimé avec une méthode paramétrique, versus modèle de Cox estimés avec une méthode non paramétrique). Néanmoins, il est frappant de constater des fortes similitudes dans la structure spatiale d'ensemble des cartes 1 et 3. La géographie spécifique de la durée de chômage, que nous évoquions précédemment, est maintenue malgré toutes ces différences. Nous pouvons d'ailleurs reproduire dans les mêmes termes notre commentaire qualitatif sur la lecture de ces cartes : les communes qui présentent des chances de sortir du chômage uniformément favorables sont toujours concentrées dans des zones spécifiques (dans l'Ain à l'est de Macon, en Isère autour de Grenoble, en Savoie et Haute-Savoie, où les perspectives d'emploi saisonnier limite fortement la durée des épisodes de chômage) et il en va de même pour les communes où les sorties rapides du chômage sont rares (dans le quart sud-est du Grand Lyon, ou au nord de l'Ardèche).

Carte 3 – Taux brut, cohorte 2004

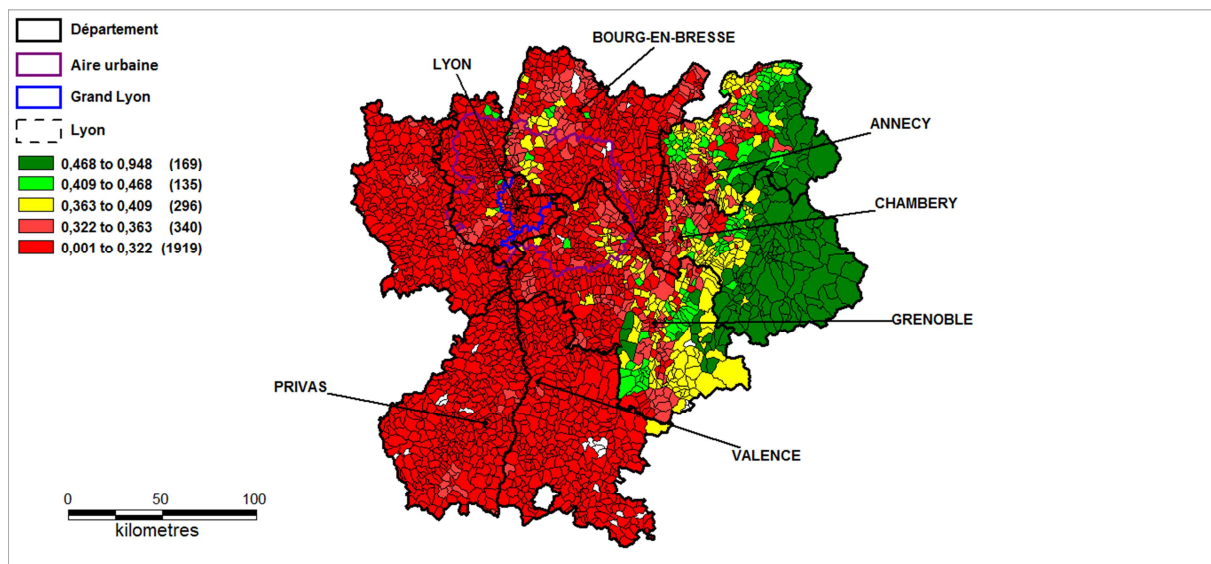


Lecture : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2004, sans correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

Source : Solstice, 2013.

Pour représenter les disparités de sortie du chômage pour les demandeurs d'emploi qui sont rentrés au chômage depuis le début de la crise, nous avons fait le choix, après plusieurs essais, de retenir une cartographie avec des bornes de classes identiques pour nos deux cohortes. Nous obtenons une bonne illustration des effets de la crise qui sera confirmée statistiquement et de façon plus rigoureuse dans la section suivante. On assiste à une diffusion des difficultés d'accès à l'emploi qui prend la forme d'un mouvement épidémique. Les zones de chômage de longue durée s'élargissent tandis que les zones les plus propices à un retour à l'emploi rapide se contractent nettement. Ce mouvement est respectueux des reliefs des durées du chômage, à l'image d'une inondation qui laisserait immerger les reliefs les plus saillants.

Carte 4 – Taux brut, cohorte 2009



Lecture : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2009, sans correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

Source : Solstice, 2013.

Une confirmation statistique

Il est utile de compléter une approche purement cartographique par une approche statistique si l'on souhaite établir de façon rigoureuse les constats précédents. En particulier, les choix pour les bornes de classes dans les cartes précédentes peuvent produire des artefacts bien connus des géographes. C'est pourquoi nous examinons également l'évolution de la distribution des taux de sortie à l'aide de méthodes statistiques. Notons que cette approche est a-spatiale et qu'elle donne des indications complémentaires de la cartographie, sans la remplacer.

Nous donnons dans l'annexe 3 différentes représentations de la distribution des taux de sortie des deux cohortes, à l'aide des fonctions de répartition, des fonctions de survie, des hasards de base, et des densités. Si l'on observe ces différents graphiques, il apparaît que l'effet essentiel de la crise a été de translater les distributions de taux de sortie dans toute leur étendue. Globalement, la distribution des chances de sortir du chômage est restée la même mais sur un autre repère, où les taux de sortie sont tous plus faibles.

Nous avons calculé les indicateurs usuels de dispersion utilisés en statistique descriptive. Tous confirment la stabilité de la dispersion des taux de sortie du chômage avant et après la crise. La variance, l'écart inter-quartile relatif, l'écart inter décile relatif n'ont guère été modifié ce qui est assez remarquable dans un contexte de forte baisse de la moyenne des taux de sortie.

Pour confirmer statistiquement ce résultat, nous procédons dans l'annexe 4 à un test statistique formel de la présence d'un mouvement de convergence ou de divergence des taux de sortie locaux du chômage. Il s'agit de régresser la variation du taux de sortie entre les deux cohortes sur le rang initial de la commune pour vérifier s'il existe un lien entre position initiale et trajectoire des taux de sortie. Un mouvement éventuel de convergence (resp. divergence) des taux de sortie suppose une corrélation positive (resp. négative) entre le rang initial du taux de sortie et sa variation entre les deux cohortes. En effet, en cas de convergence (resp. divergence), les communes ayant initialement les chances de sortir les plus faibles, auraient dû connaître la plus faible baisse (resp. la plus forte baisse) du taux de sortie du chômage pendant la crise.

Le test permet de conclure à l'absence de lien entre les chances de sortir du chômage pour la cohorte 2004 et leurs variations avec la crise. Il n'y a pas de liens statistiquement significatifs entre la position d'une commune en 2004 et son évolution avec la crise. Nous pouvons rejeter ainsi à la fois l'idée d'une divergence des trajectoires communales et celle d'une convergence. La crise n'a pas modifié les positions relatives des territoires. Les inégalités d'accès à l'emploi ont été globalement maintenues, au moins en terme relatifs.

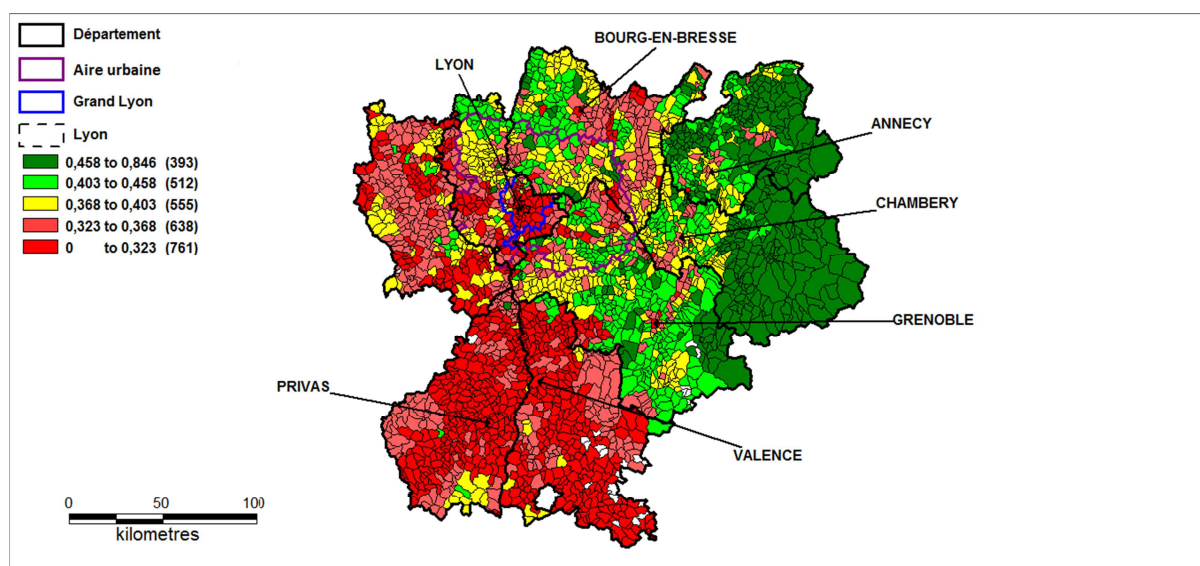
4. Changement d'échelle et d'échantillons

Les constats précédents ont été établis pour un indicateur unique, les taux de sorties bruts, à une échelle d'observation unique, la région toute entière, et pour l'ensemble des demandeurs d'emploi, sans distinguer différentes catégories de demandeurs. Dans cette section nous voudrions vérifier la validité de ce constat en levant une à une ces restrictions.

Prise en compte des caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi

Comme nous l'avons rappelé, les modèles que nous estimons permettent de décomposer l'effet des caractéristiques des demandeurs d'emploi de l'effet spécifique du territoire. On peut alors se demander si le constat que nous venons d'établir relève plutôt d'un effet de composition socio-démographique ou d'un effet de territoire. Nous répondons à cette question dans les cartes 5 et 6. Il apparaît très nettement que la correction par les effets de composition socio-démographique des demandeurs d'emploi ne modifie ni la géographie des durées de chômage, ni son évolution dans la crise. Nous avons confirmé ce constat en calculant des indicateurs de dispersion sur les taux nets de sortie.

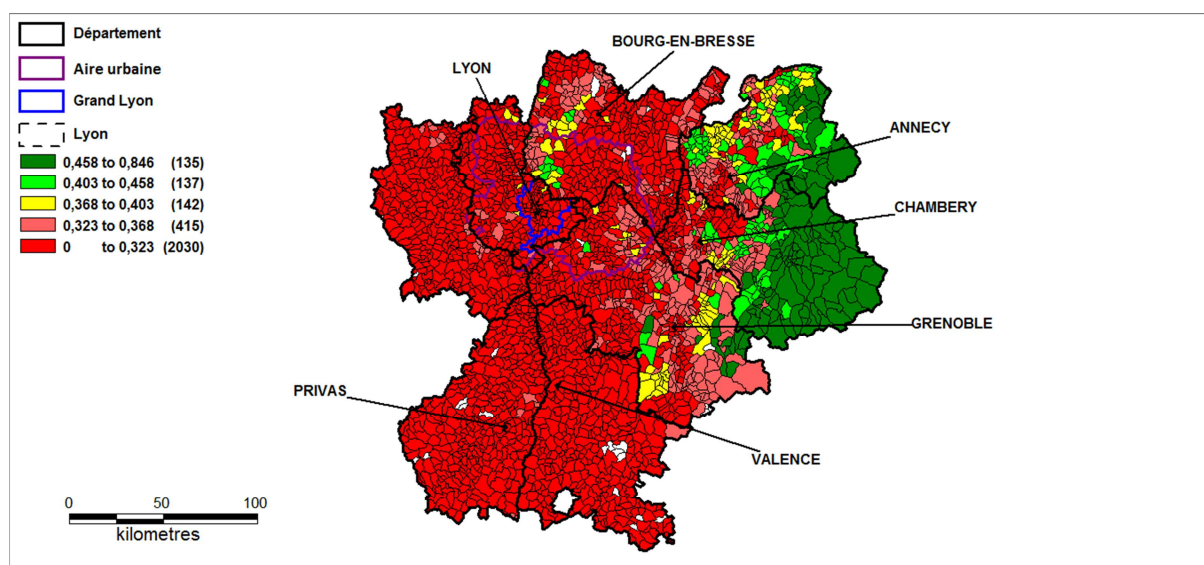
Carte 5 – Taux net, cohorte 2004



Lecture : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2004, avec correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

Source : Solstice, 2013.

Carte 6 – Taux net, cohorte 2009



Lecture : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2009, avec correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

Source : Solstice, 2013.

Nous avons également répétée l'analyse sur des sous-populations particulières. Nous avons en premier lieu distingué les demandeurs d'emploi selon leur âge en menant à bien la même analyse uniquement pour les demandeurs d'emploi de moins de 25 ans, puis pour ceux de plus de cinquante ans. Puis, nous avons distingué les demandeurs d'emploi selon leur niveau de diplôme en répétant l'analyse pour les non bacheliers et pour ceux qui ont un niveau de diplôme égal ou supérieur au baccalauréat.

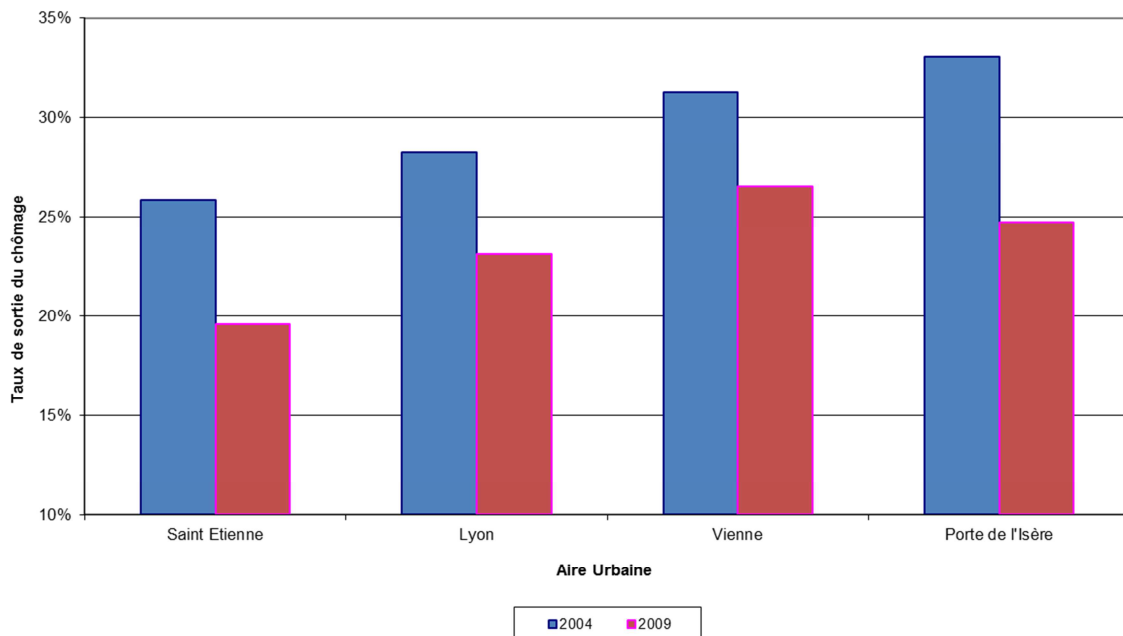
Les taux de sortie du chômage sont beaucoup plus élevés pour les jeunes que pour les seniors. Avant la crise, pour la cohorte 2004, ils étaient en moyenne de 41,9 % pour les moins de 25 ans et de 23,2 % pour les plus de 50 ans. Mais ils ont été très affectés par la crise pour les deux populations. Pour la cohorte 2009, ces taux de sortie sont de 34 % pour les jeunes et de 17,7 % pour les seniors. C'est une baisse de l'ordre de 20 % dans les deux cas.

Les chances de sortir du chômage sont par ailleurs très sensibles au niveau de diplôme. Pour les demandeurs d'emploi qui n'ont pas validé le baccalauréat, les chances de sortir du chômage étaient en moyenne de 29,8 % dans l'ensemble de la région Rhône-Alpes pour la cohorte 2004, contre 38,8 % pour les bacheliers et plus. Pour la cohorte 2009, ces taux passent respectivement à 23,1 % et 33,4 %. La baisse est ici plus forte pour les non diplômés, à la fois en termes absolus (- 6,7 points contre -5,4 points) et relatifs (-22,6 % contre -14 %).

Changement d'échelle spatiale : au sein du Pôle métropolitain

Nous avons reproduit l'analyse à différentes échelles spatiales. Après avoir exploré les statistiques régionales, nous nous situons à l'échelle du pôle métropolitain dit du G4, qui comprend la communauté urbaine du Grand Lyon, Vienn'Agglo, Saint-Etienne métropole, et CAPI (Portes de l'Isère). En 2004, l'EPCI où les chances de sortir du chômage sont les plus faibles est la CA de Saint-Etienne suivie par le Grand Lyon (28,2 % au bout d'un an). Depuis, le Grand Lyon a plutôt bien résisté à la crise. Les chances de sortir du chômage ont moins baissé en termes absolus pour le Grand Lyon, juste derrière Vienne. Cette baisse est de 5,1 points pour la cohorte 2009 dont le taux de sortie du chômage est de 23,1 % en 2009. En termes relatifs, la baisse est de 18,2 % ce qui est un peu plus faible que dans les trois communautés d'agglomérations. En outre, on relève dans le graphique 1 que la dispersion entre les EPCI a plutôt diminué avec la crise. Cela tient à l'évolution particulière dans la CA Porte de l'Isère, qui était la moins touchée par le chômage de longue durée en 2004 et qui a connu la baisse absolue la plus forte en 2009.

Graphique 1. Taux de sortie du chômage avant et après la crise, par aire urbaine



Source : Solstice, 2014, à partir des données du FHS de Pôle Emploi.

Le tableau 1 donne la valeur des taux bruts et des taux nets de sortie du chômage, après contrôle des caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi. Les taux nets

de sortie du chômage sont nettement moins élevés que les taux bruts pour la communauté urbaine de Lyon, ce qui indique que les sorties du chômage y sont facilitées par les caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi. En d'autres termes, cela traduit un fort effet de composition positif au sein du grand Lyon. D'ailleurs, en 2004 comme en 2009, le Grand Lyon présente des taux nets de sortie du chômage beaucoup plus faibles que ceux des autres EPCI du pôle métropolitain, à l'exception de Saint-Etienne. Le territoire est moins propice à une sortie rapide du chômage, mais le taux de sortie apparent est amélioré par la sur représentation de populations aux caractéristiques favorables. Les demandeurs d'emploi du Grand Lyon sont plus jeunes et plus diplômés qu'ailleurs dans la région. Il s'agit là d'un effet que l'on retrouve dans la plupart des grandes métropoles régionales (Bougard et al. 2009).

Tableau 1. Taux de sortie du chômage à l'échelle des EPCI du pôle métropolitain

	Brut		Net	
	2004	2009	2004	2009
Lyon	28,2%	23,1%	26,4%	20,8%
Vienne	31,3%	26,5%	31,0%	25,4%
Saint Etienne	25,8%	19,6%	25,9%	19,1%
Porte de l'Isère	33,1%	24,7%	31,6%	23,6%

Au sein de la Communauté urbaine

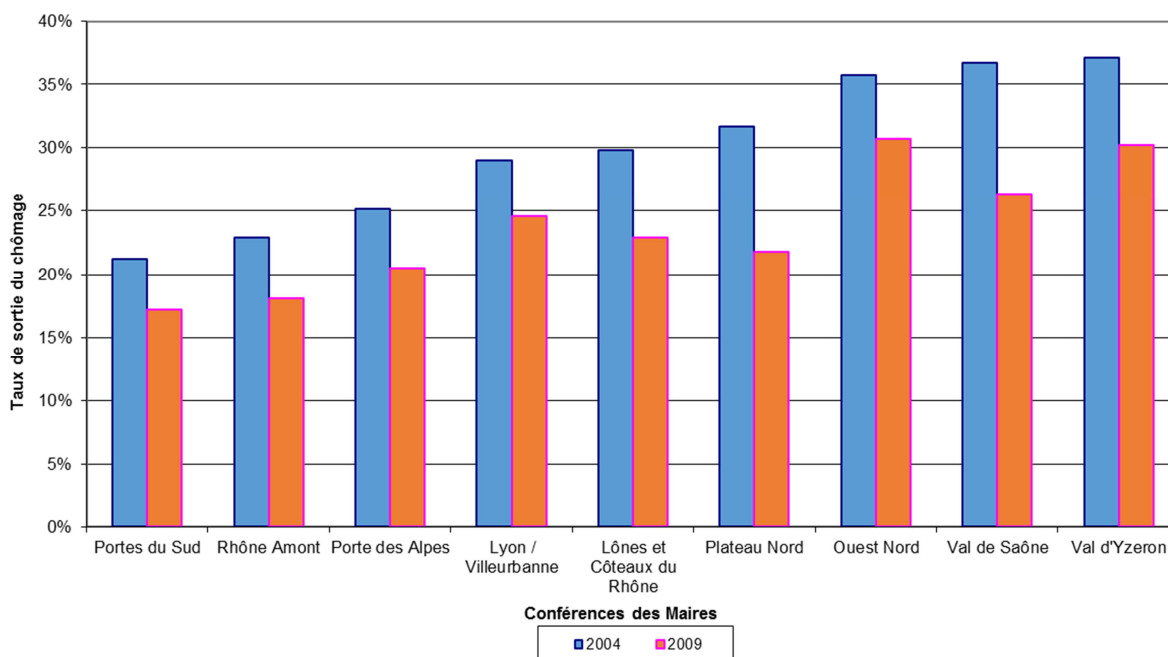
Nous avons également cartographié les taux de sortie à l'échelle du Grand Lyon uniquement, dans l'annexe 2. En se focalisant sur cette échelle spatiale plus restreinte, les principaux constats précédents sont confirmés : les disparités locales du retour à l'emploi sont fortes ; la crise a modifié la situation des territoires selon un schéma épidémique où les territoires les plus exposés au chômage de longue durée s'élargissent tandis que les zones les plus propices à un retour à l'emploi rapide se contractent ; ce mouvement est indépendant des caractéristiques des demandeurs d'emploi.

Ces constats sont confirmés statistiquement en calculant les taux de sortie à l'échelle des neuf conférences des maires qui réunissent les municipalités du Grand Lyon. En moyenne, les conférences des maires ont connu une baisse de 4,9 points de leur taux de sortie du chômage

entre la cohorte des demandeurs d'emploi de 2004 et celle de 2009, correspondant à une baisse relative de 26,6 %. Il existe des différences entre les conférences des maires qui s'organisent selon un axe est-ouest: Rhône-Amont à l'est présente les chances de sortir du chômage les plus faibles, tandis que Val d'Yzeron à l'ouest affiche les taux de sortie les plus élevés. Avec la crise, ces différences ont été réduites dans l'ensemble (graphique 2). Un calcul simple de variance inter montre que celle-ci a baissé de plus de 30 %. Certes, il demeure des différences fortes, avec un recul des taux de sortie moins marqué pour Lyon-Villeurbanne et plus accentué pour Plateau Nord, mais tous les territoires ont connu une hausse massive de la durée du chômage.

Au sein du Grand Lyon, dont on observait précédemment qu'il avait plutôt mieux résisté à la crise, c'est le centre urbain de Lyon-Villeurbanne qui a le mieux résisté, ce qui suggère l'idée d'une meilleure résistance du centre. Les conférences de maires les plus touchées par la crise se situent à l'extrême nord de la communauté urbaine (Val de Saône, Plateau Nord) ou au sud (Lônes et coteaux du Rhône).

Graphique 2. Taux bruts de sortie du chômage selon les conférences des maires, avant et après la crise



Source : Solstice, 2014, à partir des données du FHS de Pôle Emploi.

Nous avons enfin combiné à la fois la ventilation territoriale et la ventilation catégorielle la plus fine, en observant, ville par ville et conférence des maires par conférence des maires, comment ont évolué les taux de sortie du chômage pour les jeunes, les plus de 50 ans, les peu diplômés qui n'ont pas obtenu le baccalauréat et les « bac et plus ». Nous donnons un aperçu de ce travail dans le tableau 2. On constate que les taux de sortie des jeunes ont été plus affectés que ceux de l'ensemble des demandeurs d'emploi dans tous les territoires, le plus fortement pour Val de Saône. Ce n'est pas le cas pour les séniors qui sont initialement plus faibles et qui ont moins baissé dans l'absolu (mais pas toujours, loin de là, de façon relative). Les évolutions sont plus contrastées selon les territoires selon le niveau de diplôme. On retiendra néanmoins que globalement, le choc de la crise a affecté dans des proportions proches toutes les catégories de demandeurs d'emploi dans tous les territoires, mais un peu moins au centre de l'aire urbaine et davantage à la périphérie.

Tableau 2. Taux de sortie du chômage à l'échelle du Grand Lyon

	Ensemble	Jeunes	Séniors	Bac et plus	Moins que le bac
Lônes et Côteaux du Rhône	-6,9%	-9,3%	-4,6%	-7,6%	-5,1%
Lyon / Villeurbanne	-4,4%	-5,6%	-4,4%	-3,9%	-5,2%
Ouest Nord	-5,1%	-5,0%	-3,7%	-5,3%	-5,7%
Plateau Nord	-9,9%	-8,8%	-8,9%	-9,7%	-10,6%
Porte des Alpes	-4,6%	-5,4%	-4,6%	-4,9%	-3,8%
Portes du Sud	-4%	-5,1%	-4,3%	-5,3%	-3,1%
Rhône Amont	-4,8%	-5,1%	-4,9%	-4,6%	-5,2%
Val de Saône	-10,3%	-10,0%	-3,3%	-8,8%	-14,0%
Val d'Yzeron	-6,9%	-6,9%	-5,6%	-4,8%	-9,0%

Source : Solstice, 2014, à partir des données du FHS de Pôle Emploi.

5. Le cas des sorties du RSA

Nous avons par ailleurs mobilisé les données de la CAF du Rhône pour produire le même type d'analyse sur les allocataires du revenu minimum. Compte tenu des données accessibles, le contexte spatial est désormais celui du département du Rhône. Nous suivons pendant quatre ans la cohorte d'allocataires du RMI entrée en 2004 que nous comparons à la cohorte d'allocataires du RSA entrées en 2009 qui nous suivons elle pendant quatre ans. Notre première cohorte est de 11 168 allocataires et la seconde de 24 005 allocataires ce qui illustre l'ampleur de la montée en charge du revenu minimum avec le passage au RSA (tableau 3).

Nous prenons comme indicateur d'accès à l'emploi les entrées en intéressement dans le cas du RMI, comme dans l'étude de Duguet et al. (2010) et les entrées en RSA socle et activité pour le RSA, ce qui correspond à des populations relativement comparables malgré le passage du RMI au RSA. Ces indicateurs de retour à l'emploi sont calculés au niveau de chaque commune du département à différents horizons : sorties au bout d'un an, de deux ans, de trois ans. A nouveau, nous nous intéressons à l'évolution dans le temps des disparités spatiales de ces indicateurs.

Tableau 3. Deux échantillons d'allocataire du revenu minimum, avant et après la crise

<i>Constitution et suivi d'un stock d'allocataires du RMI</i>				
Date des fichiers	31/12/2004	31/12/2005	31/12/2006	31/12/2007
Allocataires entrés entre le	11 168	8 869	7 730	7 006
01/01/2004 et le 31/12/2004	100,0%	79,4%	69,2%	62,7%
	Sorties < 12 mois	Sorties entre 12 et 24 mois	Sorties entre 24 et 36 mois	Sorties > 36 mois
<i>Constitution et suivi d'un stock d'allocataires du RSA</i>				
Date des fichiers	31/12/2009	31/12/2010	31/12/2011	31/12/2012
Allocataires entrés entre le	24 055	14 922	10 920	9 416
01/01/2009 et le 31/12/2009	100,0%	62,0%	45,4%	39,1%
	Sorties < 12 mois	Sorties entre 12 et 24 mois	Sorties entre 24 et 36 mois	Sorties > 36 mois

Ainsi mesurés, l'accès à l'emploi au sortir du revenu minimum est moins fréquent depuis l'entrée en crise. 11,3 % des allocataires du RMI entraînent en intéressement la première année, alors que seulement 8,9 % des allocataires du RSA sont en RSA socle et activité au bout d'un an. La différence est de 21,2 % en termes relatifs ce qui est considérable. Comme on peut le constater dans les tableaux de l'annexe 5, cette différence est à peu près du même ordre de grandeur à tous les percentiles de la distribution ce qui évoque à nouveau un choc global qui a affecté tous les territoires de façon uniforme.

Les indicateurs de dispersion suggèrent une étendue plus restreinte pour la deuxième cohorte. L'écart-type, l'intervalle inter décile relatif ou l'intervalle interquartile relatif indiquent tous un resserrement de la dispersion. Cela est vérifié à l'échelle de tout le département comme à celle du Grand Lyon. La crise a compliqué le retour à l'emploi des allocataires du revenu minimum dans l'ensemble des territoires ce qui s'est traduit par un rapprochement de leurs situations.

Pour autant, les disparités spatiales restent très marquées. Les taux d'accès à l'emploi au bout d'un an étaient au plus de 7,6 % dans les 10 % de communes les plus défavorisées selon ce critère avant la crise, et dépassait 16,7 % dans les 10 % de communes les plus favorisées, soit une différence de 9,1 points de pourcentage ou encore un facteur de 2,2. Après la crise, le taux d'accès à l'emploi au bout d'un an tombe à 5 % dans les 10 % de communes les plus défavorisées, et chute à 12,6 % dans les 10 % de communes les plus favorisées. La différence absolue est désormais ramenée à 7,6 %, soit un facteur de 2,5.

6. Conclusions

Nous étudions les effets de la crise économique sur les disparités locales de sorties du chômage en région Rhône-Alpes. Parmi les demandeurs d'emploi qui sont entrés au chômage en 2004, 34,4 % étaient sortis au bout d'un an. Parmi ceux qui sont entrés en 2009, seulement 28,3% étaient sortis au bout d'un an. La crise a ainsi contribué à une baisse des taux de sortie du chômage de 6,1 point, soit 17,9 % en termes relatifs. Exprimée en durée, cette baisse du taux de sortie équivaut à un allongement de 7,5 mois de la durée du chômage.

Notre question est de savoir comment ce choc a-t-il été spatialement distribué. Nous y répondons en estimant des modèles de durées sur les données administratives issues des fichiers de Pôle Emploi dans leur version exhaustive. A l'échelle de l'ensemble de la région, il s'avère que la crise n'a ni réduit ni approfondi les fractures spatiales face au chômage. Le choc a affecté l'ensemble des communes de façon relativement uniforme en laissant globalement intactes les (fortes) inégalités d'exposition au chômage de longue durée. Avec la crise, on a assisté à une baisse homothétique de l'ensemble des taux d'accès à l'emploi quel que soit l'angle d'observation.

A une échelle spatiale plus fine, celle du pôle métropolitain, on relève un resserrement des chances de sortir du chômage entre les communautés d'agglomération. Le Grand Lyon a été un peu moins affecté que les autres EPCI. Au sein du Grand Lyon, on relève également un resserrement des disparités de sortie du chômage au profit du centre : le centre comprenant les arrondissements de Lyon et Villeurbanne a été un peu moins touché en termes relatifs que les autres conférences des maires, surtout les plus périphériques.

Cette conclusion est intéressante du point de vue des politiques publiques parce qu'elle ne plaide ni pour renforcer les actions les plus ciblées sur les territoires les plus en difficulté, ni

pour les amoindrir. Les effets spatiaux de la crise suggèrent néanmoins d'accorder une attention particulière à la périphérie, et tout particulièrement aux groupes sociaux les plus vulnérables dans les territoires les plus périphériques, c'est-à-dire les jeunes et les peu diplômés.

Bibliographie

Bougard Jonathan, Duguet Emmanuel, Goupil Luc, L'Horty Yannick et Sari Florent, (2008), « Mesurer les disparités locales du retour à l'emploi : une exploration en Provence Alpes-Côtes-d'Azur », *Région et développement*, n°27-2008.

Bougard Jonathan, Duguet Emmanuel, L'Horty Yannick, Sari Florent, (2009), « Les disparités locales de sorties des listes de l'ANPE : l'apport des 22 études régionales », *Premières informations et Premières synthèses*, Dares, n°37-1, septembre, 8 p.

Cox David..R., (1972). "Regression models and life-tables". *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*. Vol. 34, n°2, pp. 187-220.

Cox David .R., Oakes D., (1984). Analysis of survival data. Chapman & Hall/CRC. Monographs on Statistics and Applied Probability n°21. ISBN 0-412-224490-X.

Duguet Emmanuel, Goujard Antoine, L'Horty Yannick et Florent Sari, (2010) « Sortir du chômage, sortir du RMI : deux géographies », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°1, pp 135-156.

Duguet Emmanuel, Goujard Antoine, L'Horty Yannick, (2009-a), « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Economie et Statistique*, n°415-416, p. 17-44.

Duguet Emmanuel, L'Horty Yannick, Sari Florent, (2008), « Sortir du chômage en Rhône-Alpes », Document d'études de la DARES, n°138-22, avril.

Duguet Emmanuel, L'Horty Yannick, Sari Florent, (2009-b), « Sortir du chômage en Ile-de-France, Disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle », *Revue économique*, volume 60, n° 4, juillet, p. 979-1010.

Labosse Laurence, (2010). « La crise modifie la carte du chômage en Rhône-Alpes », *La lettre Insee Rhône Alpes*, N° 127, mai.

Lacroix Stève (2010). « Les conséquences de la crise sur l'emploi dans les régions ». *Insee Première* N°1295 - mai 2010.

L'Horty Yannick (2012). «Emploi et territoires : repérer et réparer les ruptures », In *Vers l'égalité des territoires - Dynamiques, mesures, politiques*, chap IV, La documentation française.

Annexe 1

Estimation des taux de sortie du chômage

Pour évaluer les taux de sortie du chômage, nous estimons un modèle de durée du chômage avec hasards proportionnels. Le taux de sortie instantané du chômage (ou hasard) après une durée t est donné par :

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(Z_i c)$$

où $h_0(t)$ est le hasard de base qui représente la manière dont le taux de sortie varie avec la durée passée au chômage t , Z_i est le vecteur de l'ensemble des variables explicatives du chômage qui inclut les indicatrices de commune, et c le vecteur des coefficients des variables explicatives. On estime c par la méthode de Cox (1972) qui permet d'éviter de faire des hypothèses sur le hasard de base $h_0(t)$. Dans une seconde étape on estime le hasard cumulé de base $H_0(t) = \int_0^t h_0(u)du$ par une méthode non paramétrique exposée dans Cox et Oakes (1984, p. 108). Les estimations de c et de $H_0(t)$ sont notées respectivement \hat{c} et $\hat{H}_0(t)$. Ces estimations peuvent être réalisées avec la procédure *phreg* de SAS 9.3.² On retrouve la fonction de survie de base par la formule usuelle :

$$S_0(t) = \exp(-H_0(t)),$$

et la survie individuelle par :

$$\Pr[T_i > t] = S_i(t) = S_0(t)\exp(Z_i c)$$

qui mène aux estimateurs :

$$\hat{S}_0(t) = \exp(-\hat{H}_0(t)), \quad \hat{S}_i(t) = \hat{S}_0(t)\exp(Z_i \hat{c}),$$

Le taux de retour à l'emploi avant une durée $\bar{t} = 1$ an est défini par :

$$\Pr[T_i \leq \bar{t}] = 1 - S_i(\bar{t}) = F_i(\bar{t})$$

d'où son estimateur :

$$\hat{F}_i(\bar{t}) = 1 - \hat{S}_0(\bar{t})\exp(Z_i \hat{c}).$$

Taux bruts et taux nets

Les taux bruts correspondent à la statistique descriptive des sorties pendant une durée inférieure ou égale à 1 an. Comme les durées sont censurées on ne peut pas les calculer directement, ce qui est classique sur les variables de durée, donc on estime un modèle à hasard proportionnel où les seules variables explicatives sont les indicatrices de communes. Dans la pratique nous devons utiliser des estimations par zones géographiques en raison du grand nombre d'observations, de sorte que le hasard de base varie d'une zone géographique à

² Nous avons vérifié que la méthode de Cox et Oakes correspond exactement à l'option "cumhaz" de la procédure *phreg*, quand on utilise $\tau_j \leq t$ à la place de $\tau_j < t$ dans la formule de Cox et Oakes (1984, p. 108) qui définit l'estimateur du hasard cumulé $\hat{H}_0(t)$.

l'autre. La prévision de ce modèle fournit les taux bruts de sortie vers l'emploi. On utilise donc le modèle suivant :

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(D_i d_b)$$

où D_i est l'ensemble des indicatrices de commune pour l'individu i (une seule indicatrice est égale à 1, celle de la commune de résidence, et les autres à 0) et d_b le vecteur des coefficients des indicatrices de commune dans le cas des taux bruts. Après estimation de la survie de base par la méthode exposée précédemment, les taux bruts sont donnés par :

$$\hat{F}_i(t) = 1 - \hat{S}_0(t)^{\exp(D_i \hat{d}_b)}.$$

On remarque ici que les taux bruts de tous les individus d'une même commune sont égaux par construction de sorte que, dans la pratique, on réalise une estimation par commune. Quand il y a m communes, le vecteur des coefficients s'écrit :

$$\hat{d}_b' = (\hat{d}_{b1}, \dots, \hat{d}_{bm})$$

et l'estimateur précédent peut se réécrire commune par commune :

$$\hat{F}_j(t) = 1 - \hat{S}_0(t)^{\exp(\hat{d}_{bj})}, \quad j = 1, \dots, m.$$

Pour calculer les taux nets, on élimine l'influence des variables explicatives. Pour cela, on commence par étendre le modèle en lui ajoutant des variables explicatives individuelles X_i (genre, âge, niveau de formation etc.) :

$$h_i(t) = h_0(t)\exp(X_i b + D_i d_n)$$

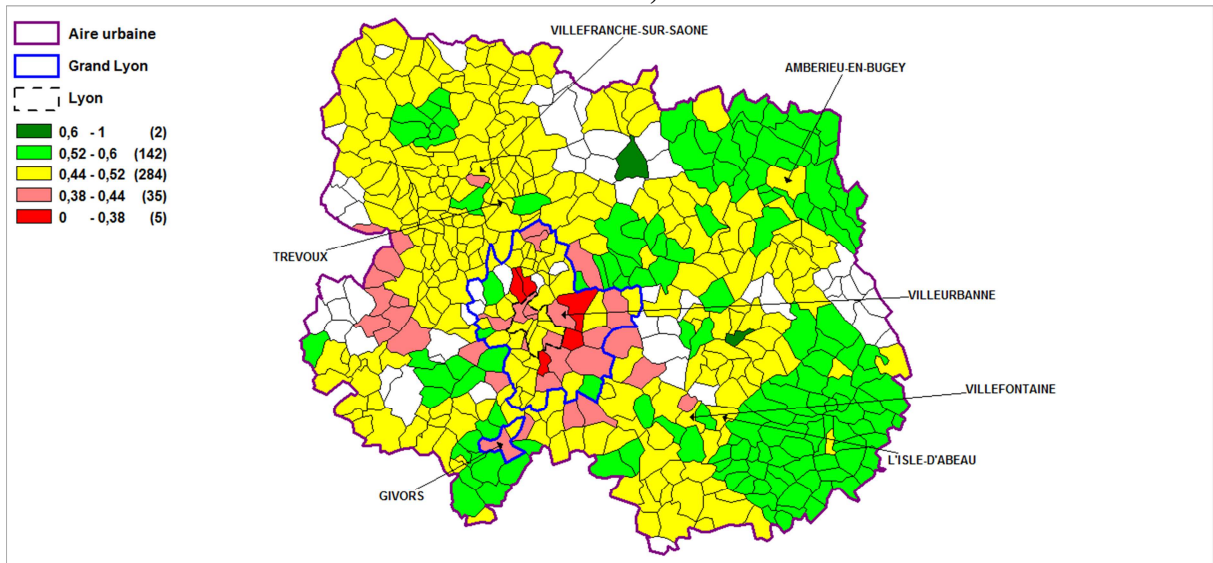
où b est le vecteur des coefficients des variables explicatives individuelles et d_n le vecteur des coefficients des indicatrices de commune dans le cas des taux nets. On remarque que le coefficient des indicatrices communales est différent quand on inclut des variables explicatives individuelles dans le modèle. En effet, comme les variables explicatives individuelles sont corrélées aux indicatrices communales, les coefficients estimés pour les indicatrices communales seront différents dans les modèles de taux bruts et de taux nets. D'autre part, pour des raisons pratiques, les variables explicatives sont centrées par rapport à la moyenne régionale, de sorte que $\bar{X} = 0$. Cette convention permettra de simplifier le calcul des taux nets plus loin. On estime ce modèle par la méthode de Cox, ce qui permet d'obtenir les estimations $(\hat{S}_0(t), \hat{b}, \hat{d}_n)$. Le taux net correspond au taux de sortie vers l'emploi d'une commune quand on lui affecte les caractéristiques moyennes de sa région. Il permet de comparer les communes entre elles et mesure l'effet du local. On obtient :

$$\hat{F}_j(t) = 1 - \hat{S}_0(t)^{\exp(\bar{X}\hat{b} + \hat{d}_{nj})} = 1 - \hat{S}_0(t)^{\exp(\hat{d}_{nj})}, \quad j = 1, \dots, m$$

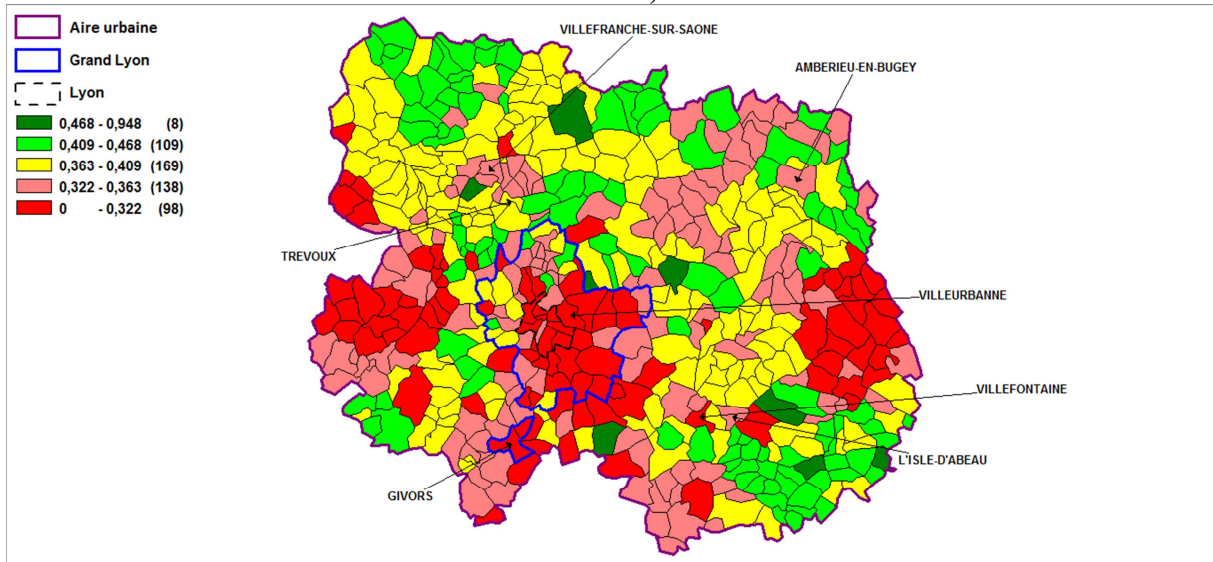
car $\bar{X} = 0$.

Annexe 2. Cartographie des taux de sortie sur le Grand Lyon

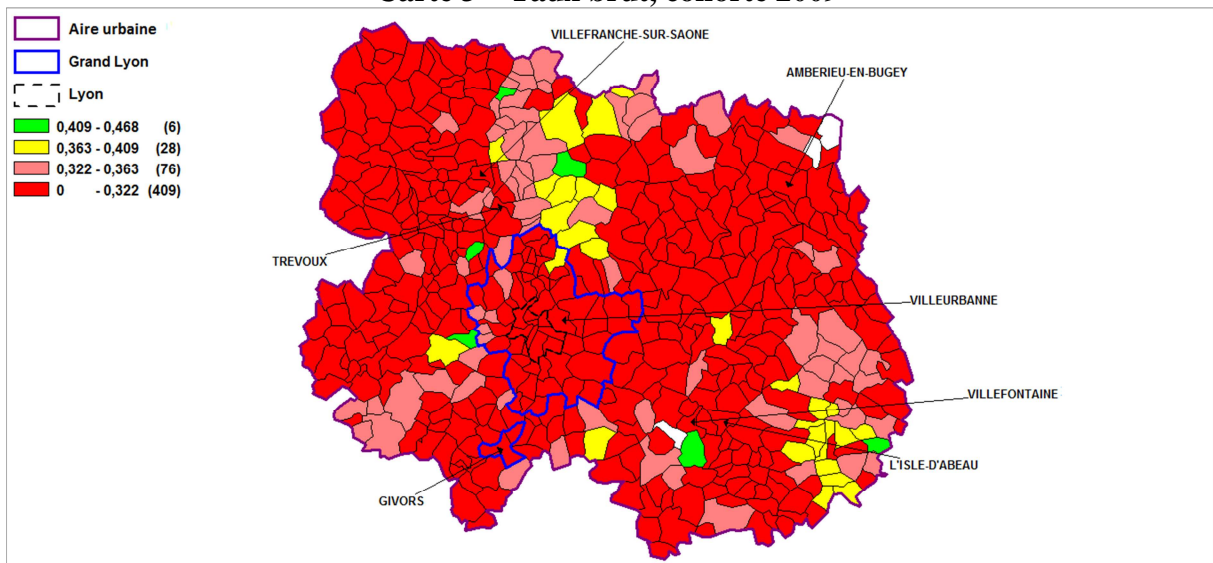
Carte 1 – Taux brut, cohorte 2002



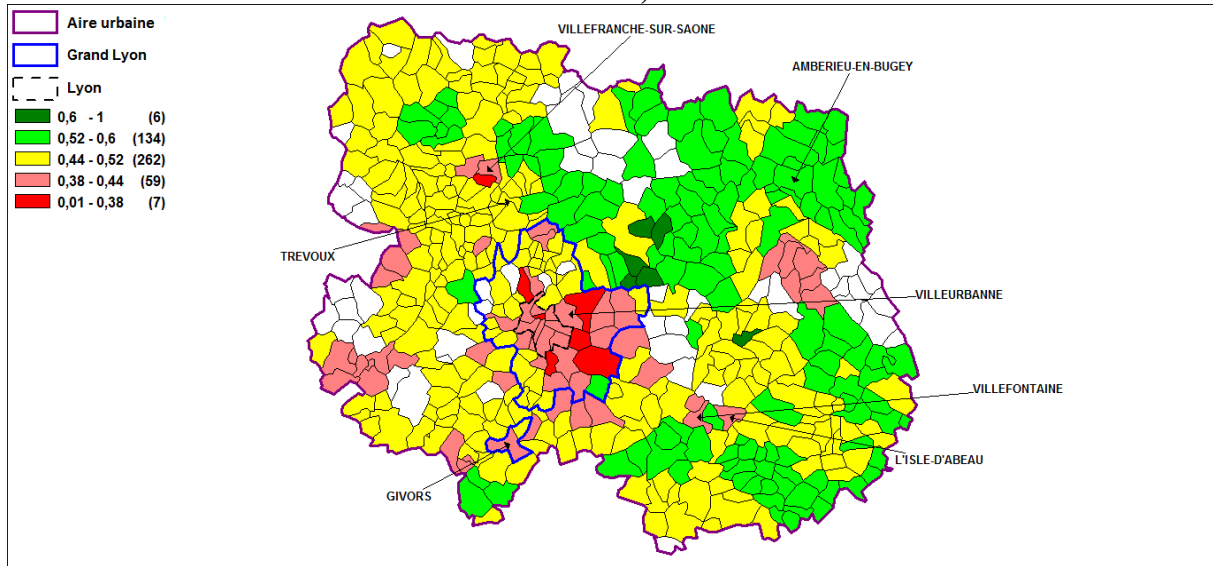
Carte 2 – Taux brut, cohorte 2004



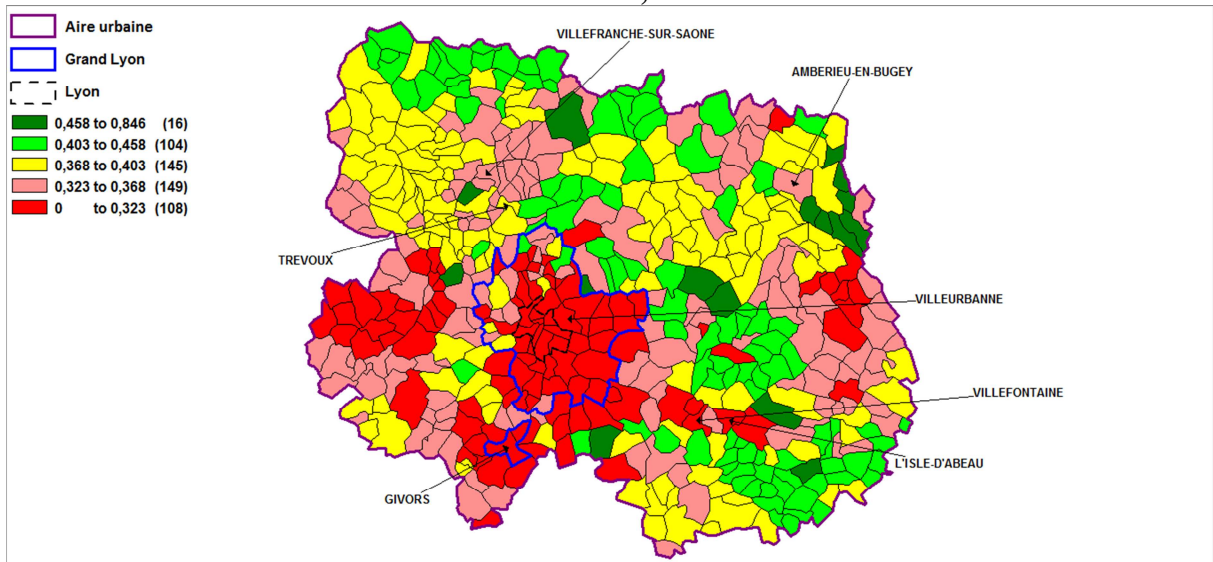
Carte 3 – Taux brut, cohorte 2009



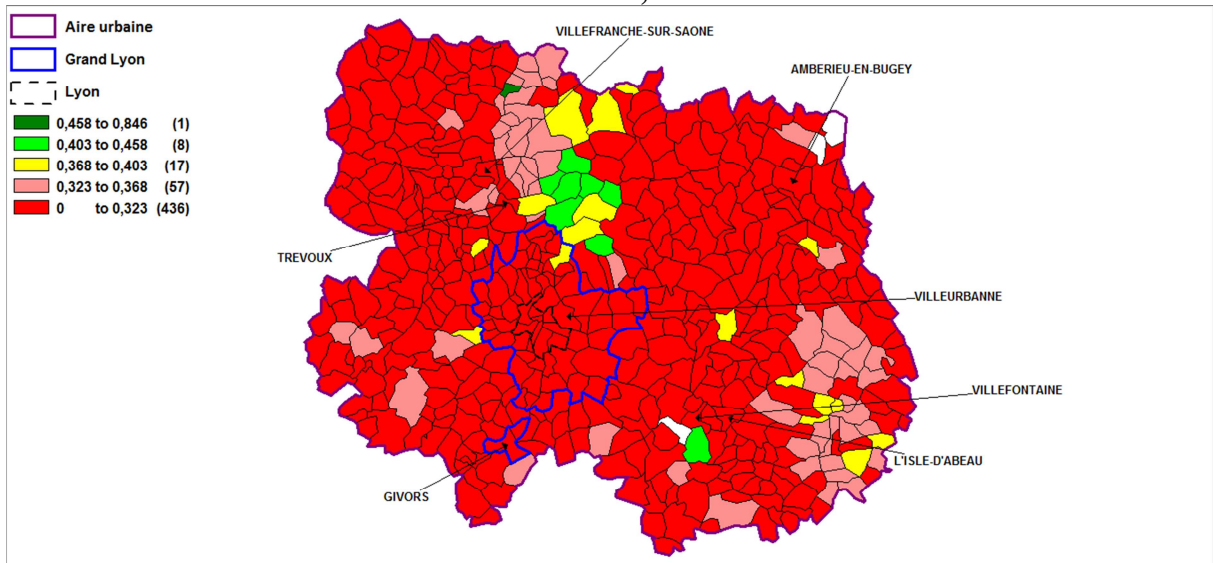
Carte 4 – Taux net, cohorte 2002



Carte 5 – Taux net, cohorte 2004

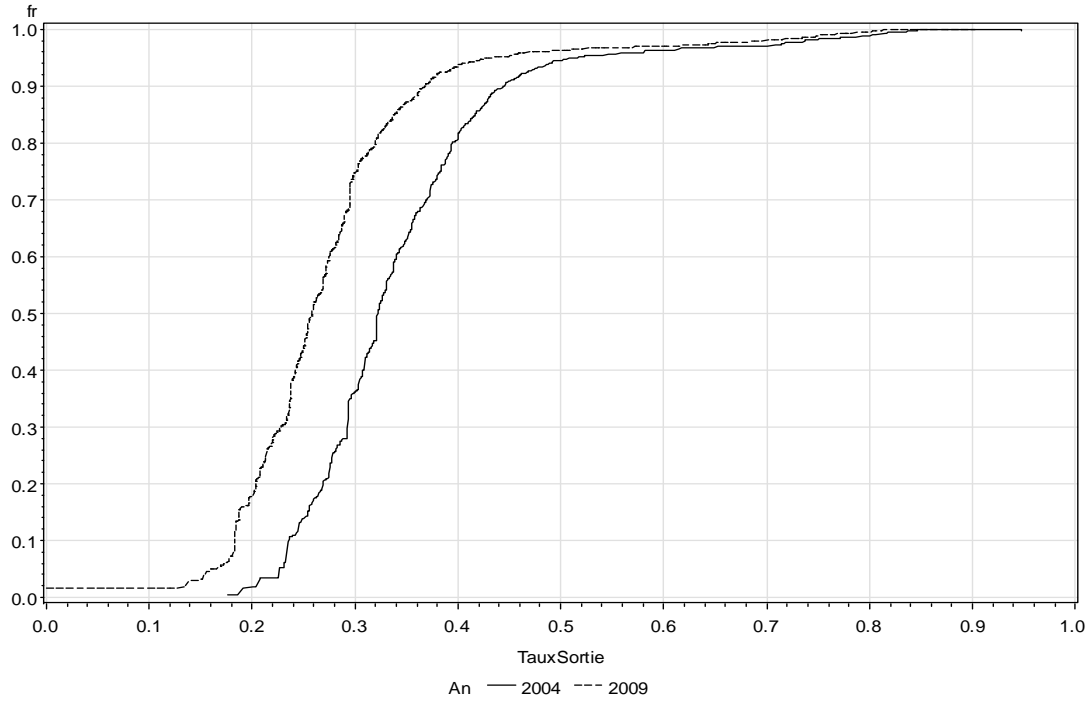


Carte 6 – Taux net, cohorte 2009

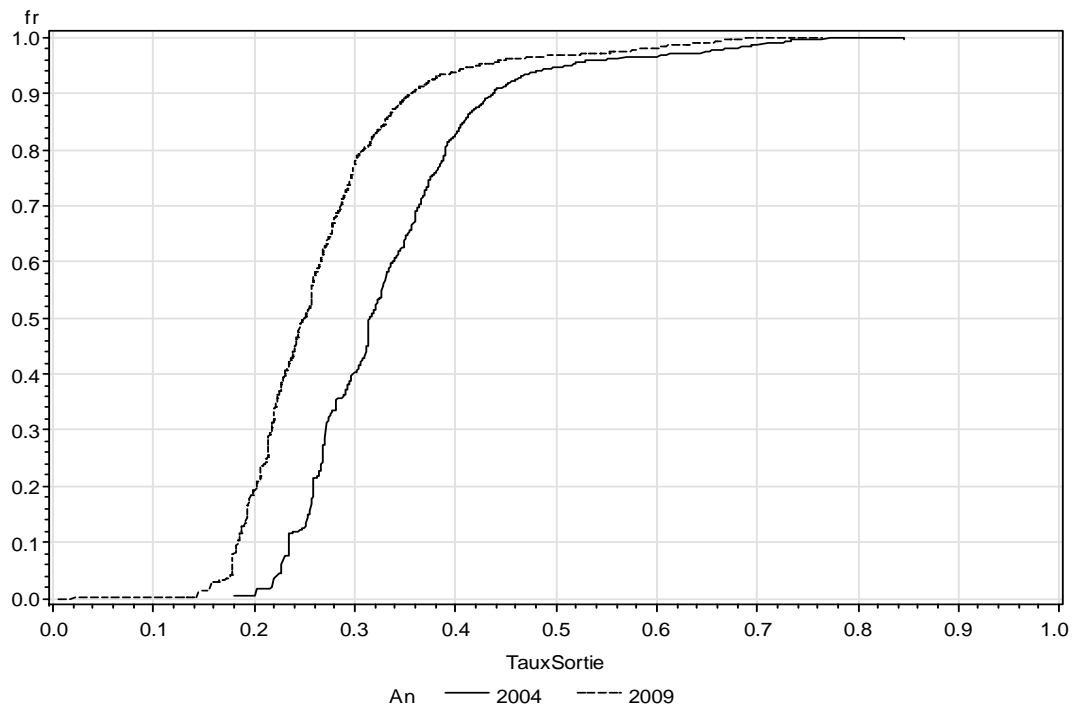


Annexe 3
Comparaison des deux distributions des taux de sorties
(cohorte 2004/2007 – cohorte 2009/2012)

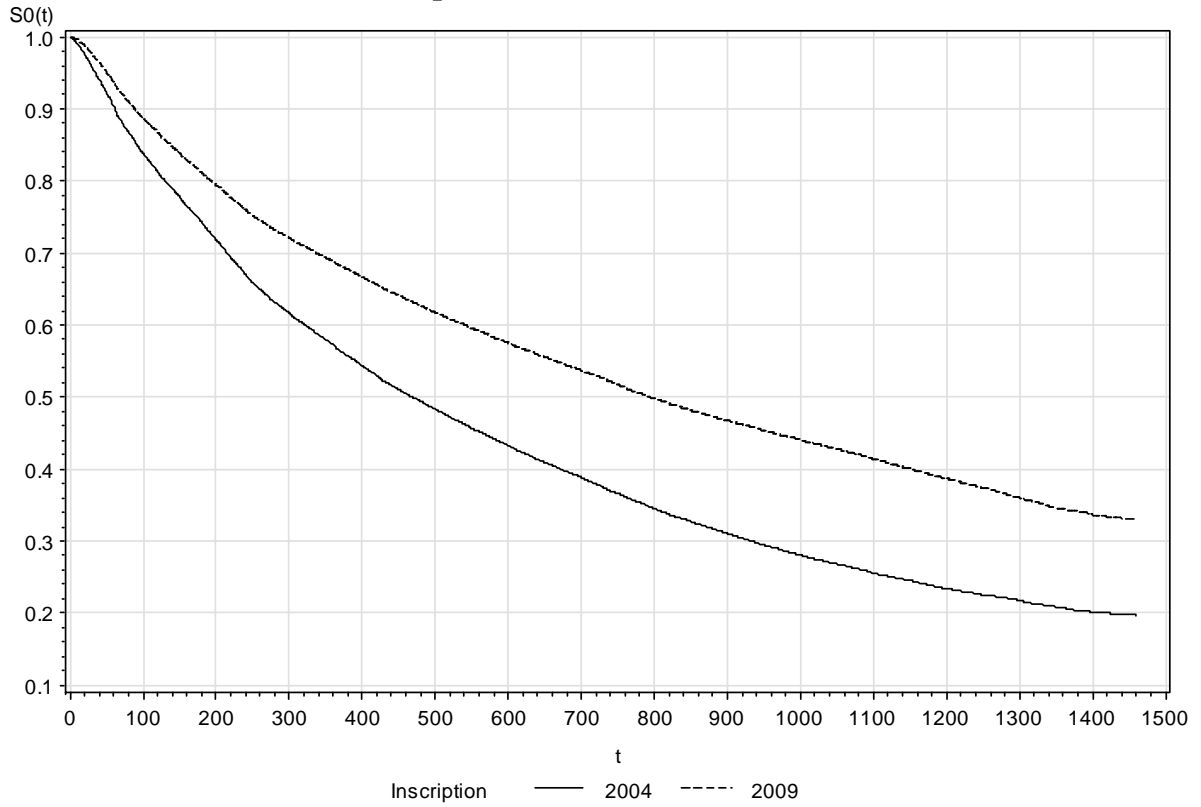
Fonctions de répartition des taux de sortie communaux bruts à 1 an



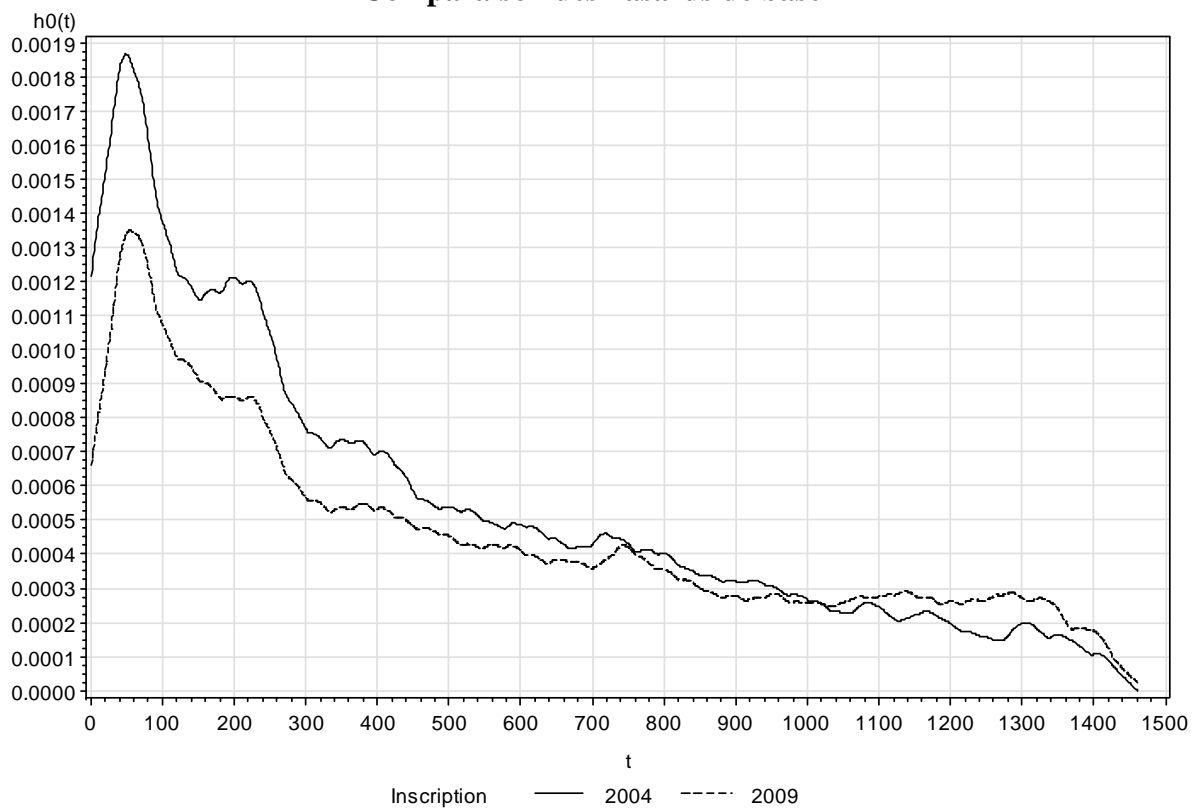
Fonctions de répartition des taux de sortie communaux nets à 1 an



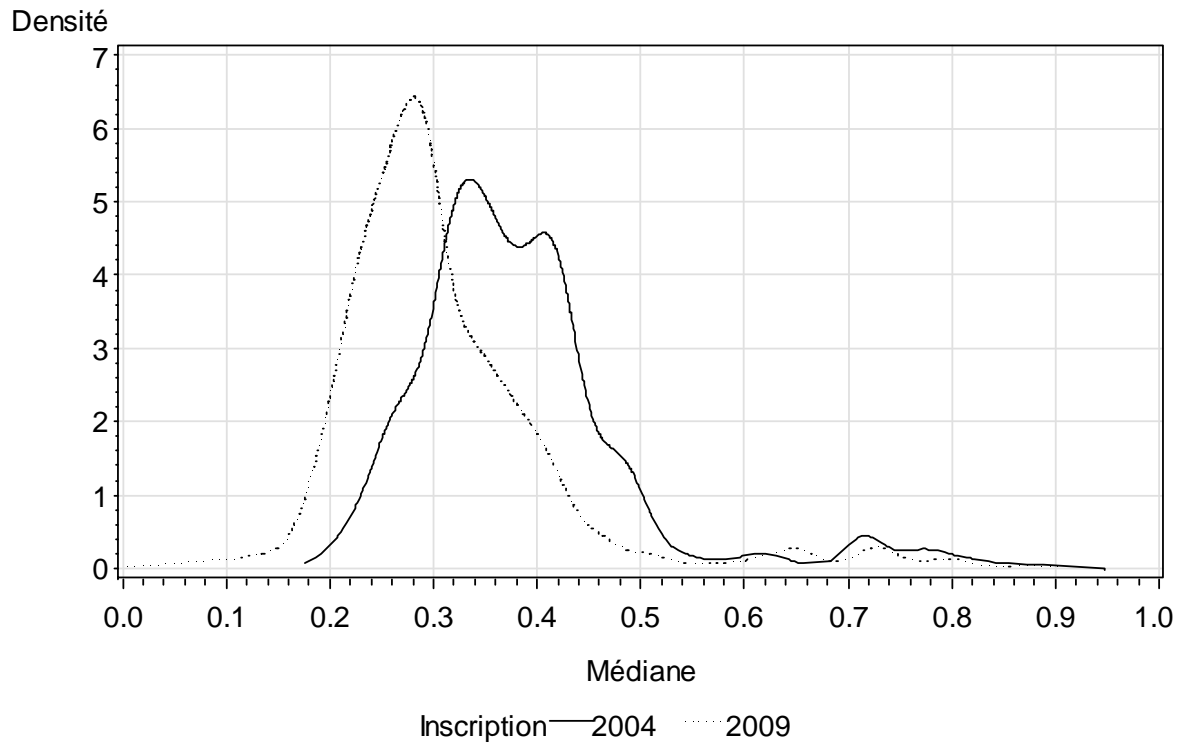
Comparaison des survies de base



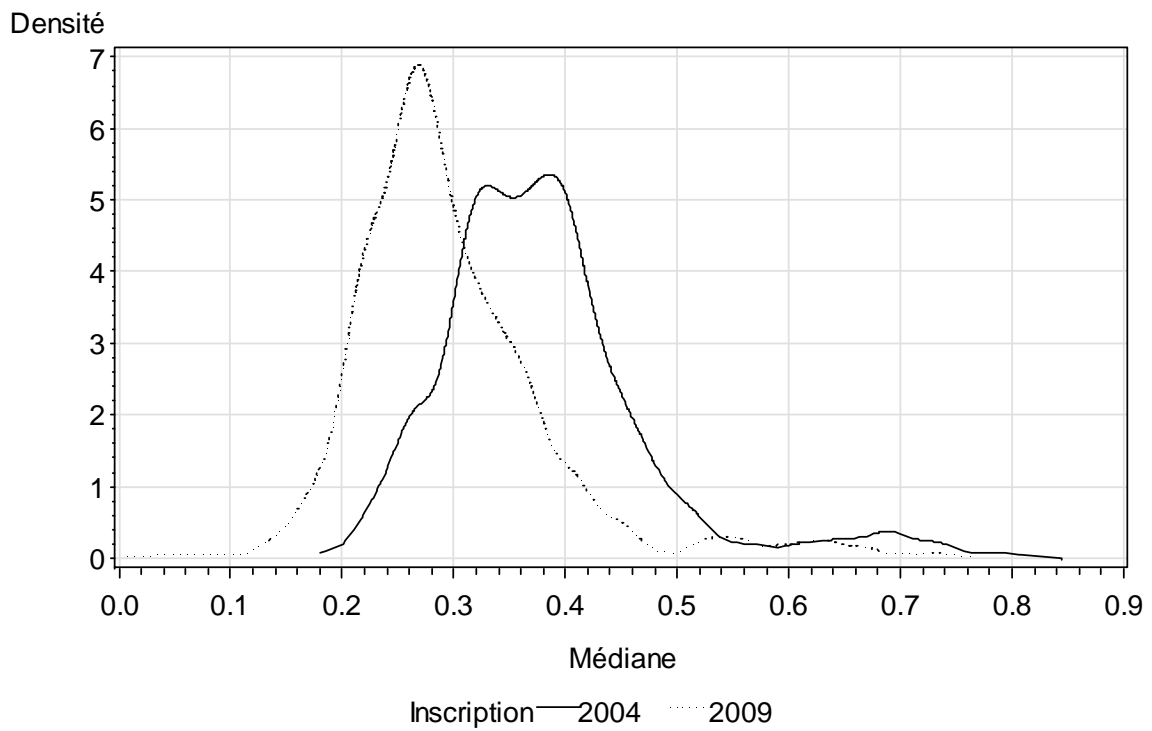
Comparaison des hasards de base



Densité des taux bruts à un an



Densité des taux nets à un an

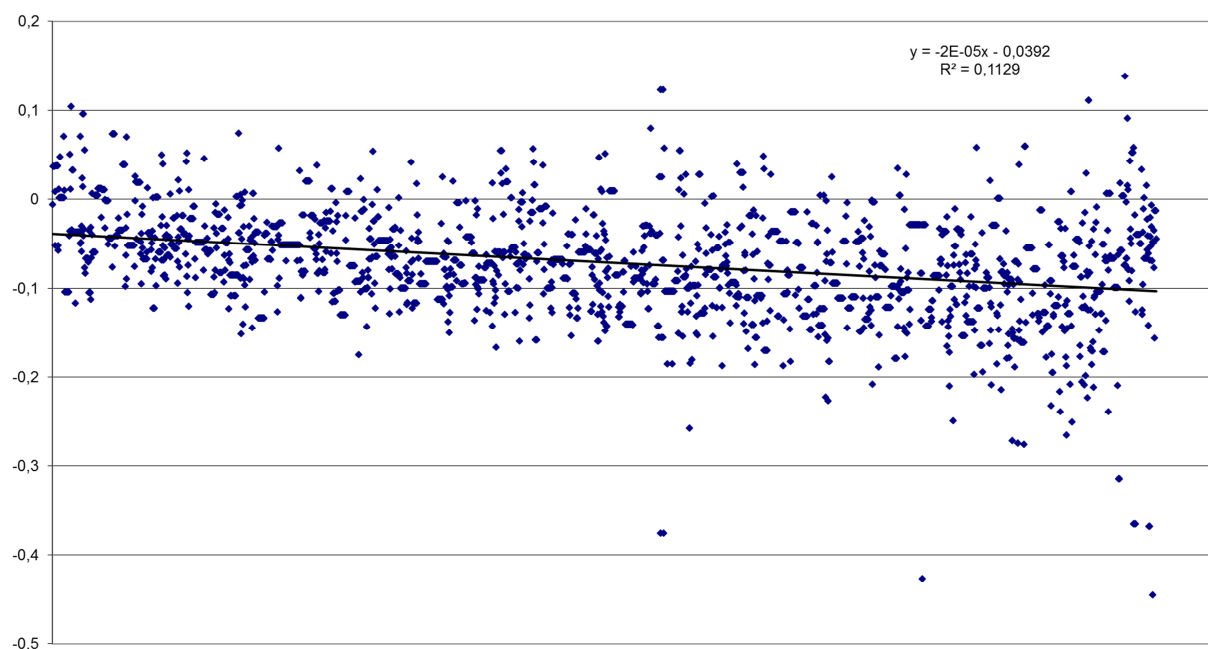


Annexe 4

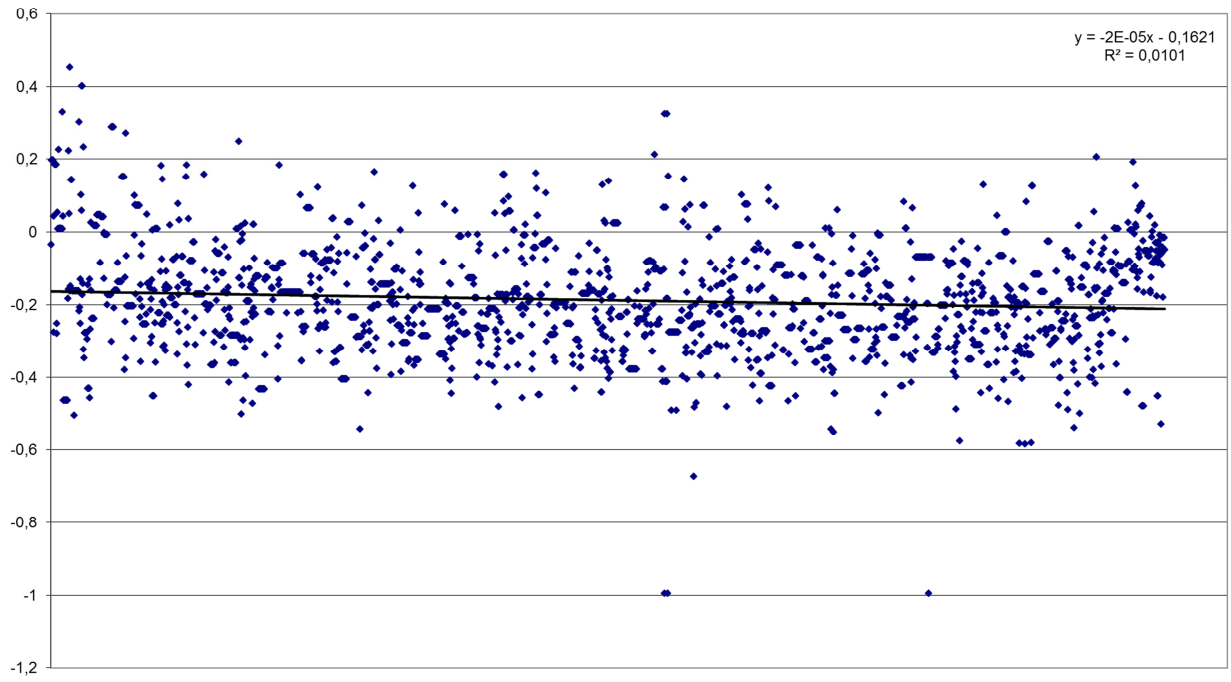
Tests de convergence

Afin de tester un éventuel mouvement de convergence ou de divergence des disparités locales d'accès à l'emploi, on peut analyser l'existence éventuel d'un lien entre la situation initial des communes et l'ampleur de la variation des taux de sortie entre les deux cohortes, 2004 et 2009. C'est ce qui est proposé dans les graphiques ci-dessous, où l'on a tout d'abord classé l'ensemble des communes par niveau croissant de taux de sortie du chômage pour la cohorte 2004, puis on a représenté l'écart de taux de sortie entre les deux cohortes en termes absolus (graphique du haut) ou relatif (graphique du bas). En régressant l'écart de taux de sortie sur le rang de la commune, on teste une éventuelle convergence ou divergence des taux de sortie. On constate un mouvement de convergence sur les écarts absolus (les communes où le taux de sortie est initialement le plus élevé sont celles où il a le plus baissé avec la crise) qui n'est pas confirmé statistiquement sur les écarts relatifs.

Test de pente
(sur les écarts absolus)



Test de pente (sur les écarts relatifs)



Annexe 5

Statistiques descriptives sur les sorties du revenu minimum

A l'échelle de l'ensemble du département

Sorties vers l'intéressement des allocataires du RMI (Dép. 69)

	< 12 mois	[12-24 mois]	[12-24 mois] durables	[24-36 mois]	[24-36 mois] durables	> 36 mois
Moyenne	0,113	0,131	0,081	0,121	0,096	0,097
P90	0,167	0,172	0,125	0,192	0,127	0,127
P75	0,133	0,151	0,096	0,139	0,116	0,116
P50	0,105	0,132	0,083	0,122	0,097	0,097
P25	0,088	0,103	0,064	0,098	0,086	0,086
P10	0,076	0,091	0,044	0,074	0,049	0,049
Ecart-type	0,358	0,361	0,306	0,359	0,326	0,329
CV (*)	3,168	2,756	3,778	2,967	3,396	3,392
(P90-P10)/P50	0,867	0,614	0,976	0,967	0,804	0,804
(P75-P25)/P50	0,429	0,364	0,386	0,336	0,309	0,309
Unités	172	172	172	172	172	172

Sorties vers le RSA socle+activité (Dép. 69)

	< 12 mois	[12-24 mois]	[12-24 mois] durables	[24-36 mois]	[24-36 mois] durables	> 36 mois
Moyenne	0,089	0,088	0,075	0,087	0,075	0,084
P90	0,126	0,121	0,105	0,12	0,1	0,113
P75	0,105	0,103	0,083	0,099	0,089	0,095
P50	0,085	0,083	0,068	0,086	0,071	0,083
P25	0,064	0,067	0,061	0,072	0,06	0,069
P10	0,05	0,065	0,051	0,065	0,047	0,065
Ecart-type	0,436	0,368	0,358	0,345	0,308	0,299
CV (*)	4,899	4,182	4,773	3,966	4,107	3,560
(P90-P10)/P50	0,894	0,675	0,794	0,640	0,746	0,578
(P75-P25)/P50	0,482	0,434	0,324	0,314	0,408	0,313
Unités	275	275	275	275	275	275

A l'échelle du Grand Lyon

Sorties vers l'intéressement des allocataires du RMI (Grand Lyon)

	< 12 mois	[12-24 mois]	[12-24 mois] durables	[24-36 mois]	[24-36 mois] durables	> 36 mois
Moyenne	0,112	0,13	0,079	0,12	0,093	0,093
P90	0,148	0,179	0,107	0,149	0,125	0,125
P75	0,129	0,145	0,096	0,138	0,116	0,116
P50	0,112	0,133	0,075	0,122	0,094	0,094
P25	0,089	0,103	0,061	0,097	0,075	0,075
P10	0,074	0,092	0,044	0,079	0,049	0,094
Ecart-type	0,401	0,397	0,336	0,399	0,378	0,378
CV (*)	3,580	3,054	4,253	3,325	4,065	4,065
(P90-P10)/P50	0,661	0,654	0,840	0,574	0,809	0,330
(P75-P25)/P50	0,357	0,316	0,467	0,336	0,436	0,436
Unités	66	66	66	66	66	66

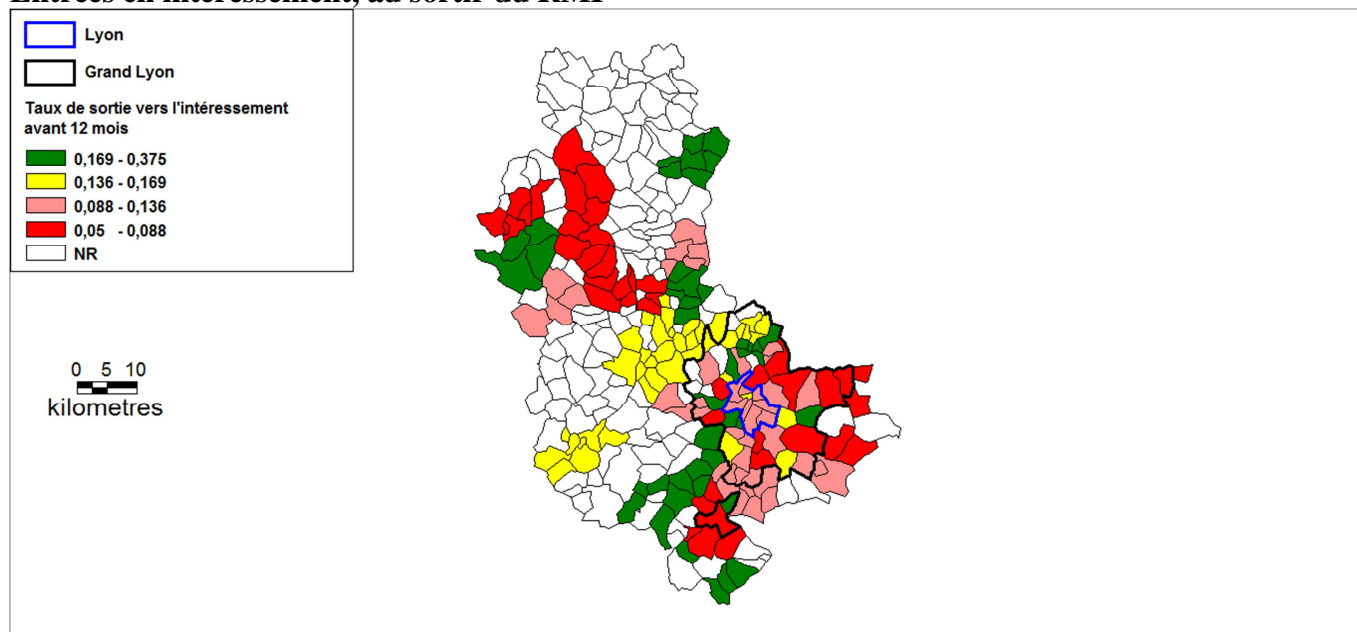
Sorties vers le RSA socle+activité (Grand Lyon)

	< 12 mois	[12-24 mois]	[12-24 mois] durables	[24-36 mois]	[24-36 mois] durables	> 36 mois
Moyenne	0,096	0,092	0,077	0,092	0,079	0,089
P90	0,122	0,114	0,096	0,111	0,098	0,107
P75	0,108	0,103	0,083	0,099	0,09	0,101
P50	0,091	0,092	0,078	0,089	0,076	0,085
P25	0,083	0,081	0,067	0,084	0,071	0,079
P10	0,071	0,068	0,057	0,072	0,063	0,07
Ecart-type	0,369	0,326	0,308	0,285	0,275	0,298
CV (*)	3,844	3,543	4,000	3,098	3,481	3,348
(P90-P10)/P50	0,560	0,500	0,500	0,438	0,461	0,435
(P75-P25)/P50	0,275	0,239	0,205	0,169	0,250	0,259
Unités	66	66	66	66	66	66

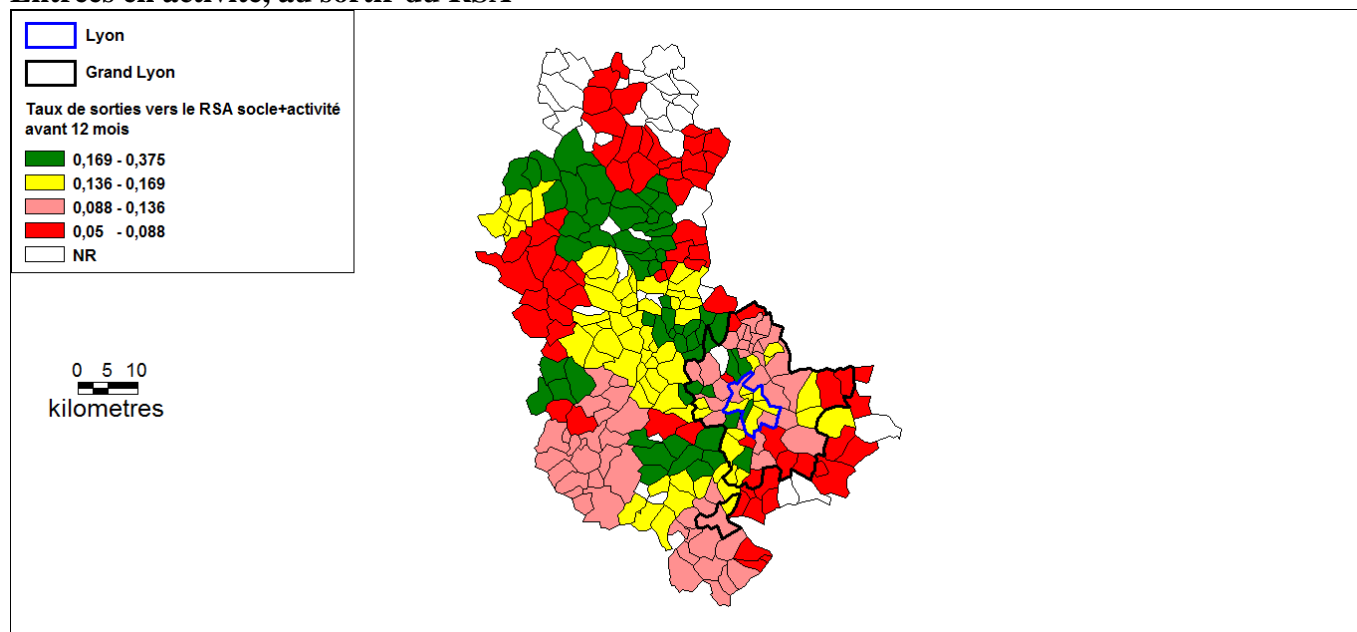
Annexe 6

Cartographie des sorties du RSA à l'échelle du département du Rhône

Entrées en intéressement, au sortir du RMI



Entrées en activité, au sortir du RSA



TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin

Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français

Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

La Fédération TEPP

La Fédération de recherche CNRS **Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP, FR n°3435)** réunit des centres de recherche en économie et sociologie :

- Le **Centre d'Etudes des Politiques Economiques de l'université d'Evry, EPEE**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre Pierre Naville, CPN**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre de Recherche en Economie et Management, CREM**, Université de Caen Basse Normandie et Université de Rennes 1
- **L'Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation, ERMES**, Université de Paris II Panthéon-Assas
- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Temporelles en Economie, ERUDITE**, Université de Paris-Est Créteil et Université de Paris-Est Marne-la-Vallée
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux, GAINS**, Université du Maine

La Fédération TEPP rassemble 150 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

www.tepp.eu