

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

Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY et FLORENT SARI

Avril 2014

---

L'objet de cette étude est de mesurer 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 spatial 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.

---

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

*Codes JEL: C41, J64, R1*

Emmanuel DUGUET, Université Paris-Est Créteil, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), [emmanuel.duguet@u-pec.fr](mailto:emmanuel.duguet@u-pec.fr).

Yannick L'HORTY, Université Paris-Est Marne-la-Vallée, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n°3435), [Yannick.lhorty@univ-mlv.fr](mailto:Yannick.lhorty@univ-mlv.fr)

Florent SARI, Université de Nantes, LEMNA et TEPP (FR CNRS n°3435), [Florent.sari@univ-nantes.fr](mailto:Florent.sari@univ-nantes.fr)

## 1. Introduction

A Lyon comme ailleurs, 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 sorties 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 SOLSTICE<sup>1</sup> 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

---

<sup>1</sup> 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.

## **2. 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.

### **3. Les enseignements des études antérieures**

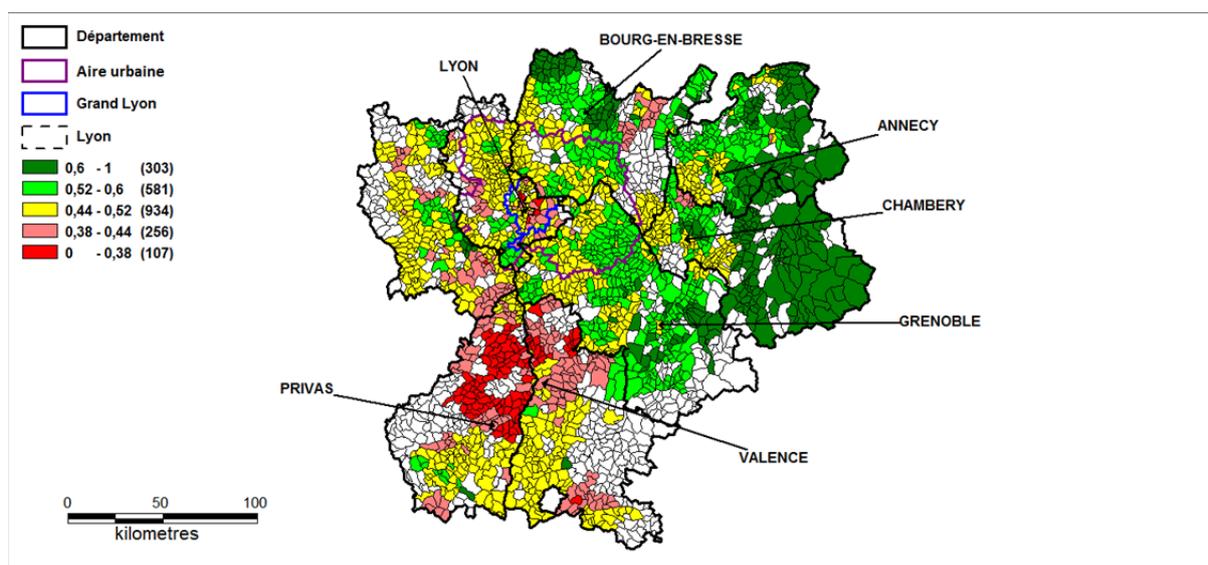
Cette étude prolonge nos précédents travaux sur les disparités locales de l'accès à l'emploi dont les résultats peuvent être brièvement rappelés. Nous avons en premier lieu produit un diagnostic sur l'ampleur des disparités locales à l'échelle nationale (Duguet et al, [2009-a]). Nous avons décliné ce 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<sup>er</sup> juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1<sup>er</sup> 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.

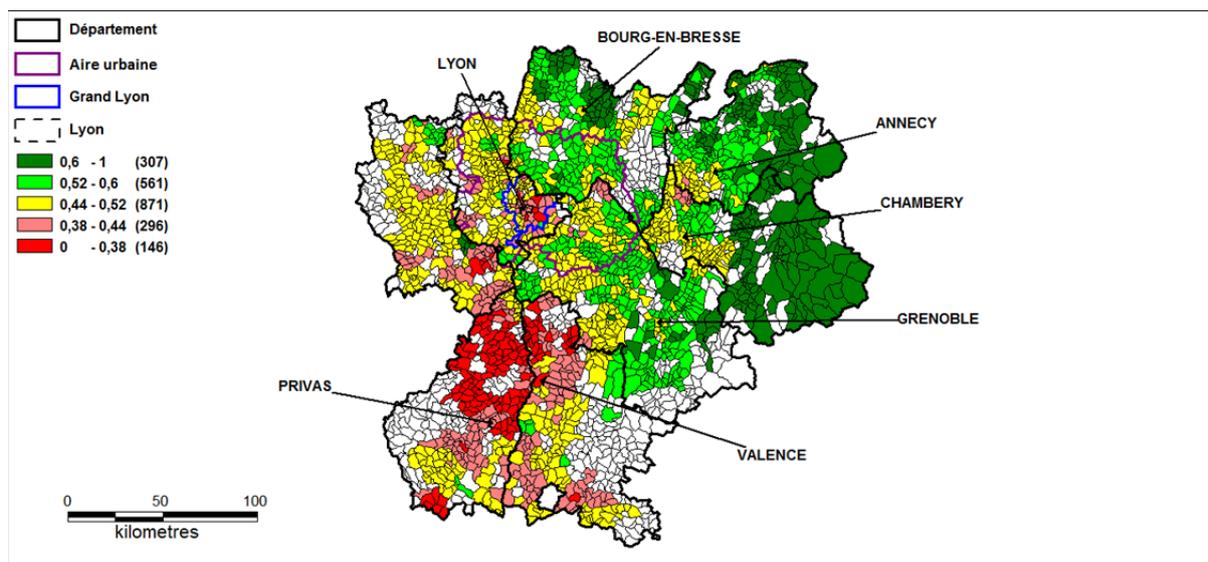
Nous donnons une illustration des résultats de ces travaux pour la région Rhône-Alpes dans les deux cartes ci-dessous. Premier constat, ici comme ailleurs, les différences dans les chances de sortir du chômage sont très marquées d'une localité à l'autre. Selon les indicateurs considérés, les taux de 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 contigües 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.

#### **4. Les effets de la crise : une approche cartographique**

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).

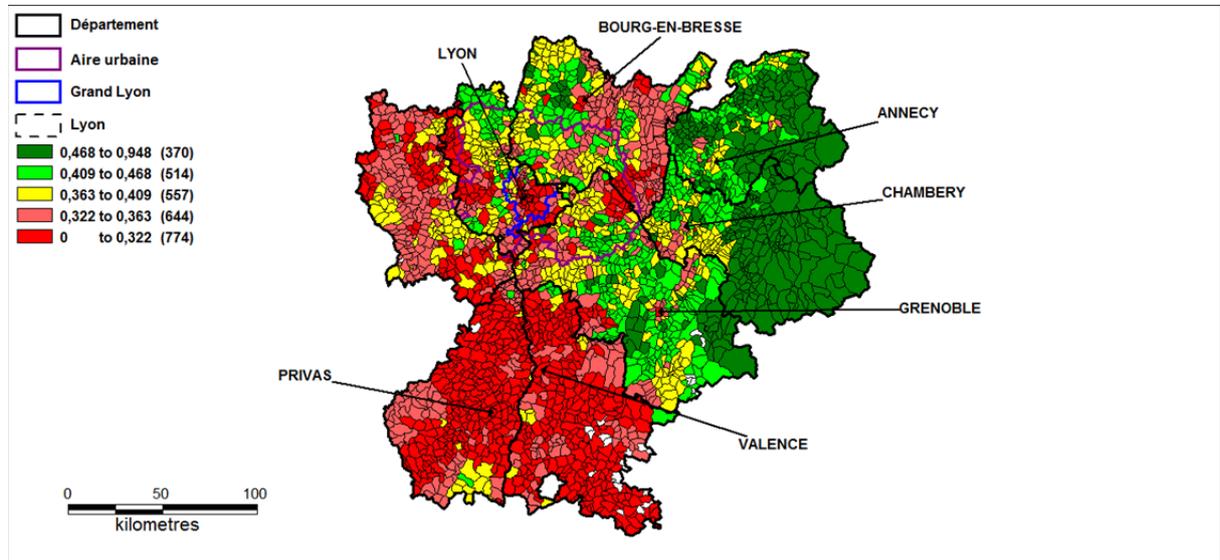
La crise s'est traduite par une chute très sensible des chances de sortir du chômage. En moyenne sur l'ensemble des communes de Rhône-Alpes, le taux de sortie du chômage était de 34,4 % pour les demandeurs d'emploi entrés au chômage en 2004. Pour les demandeurs d'emploi entrés après le déclenchement 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**

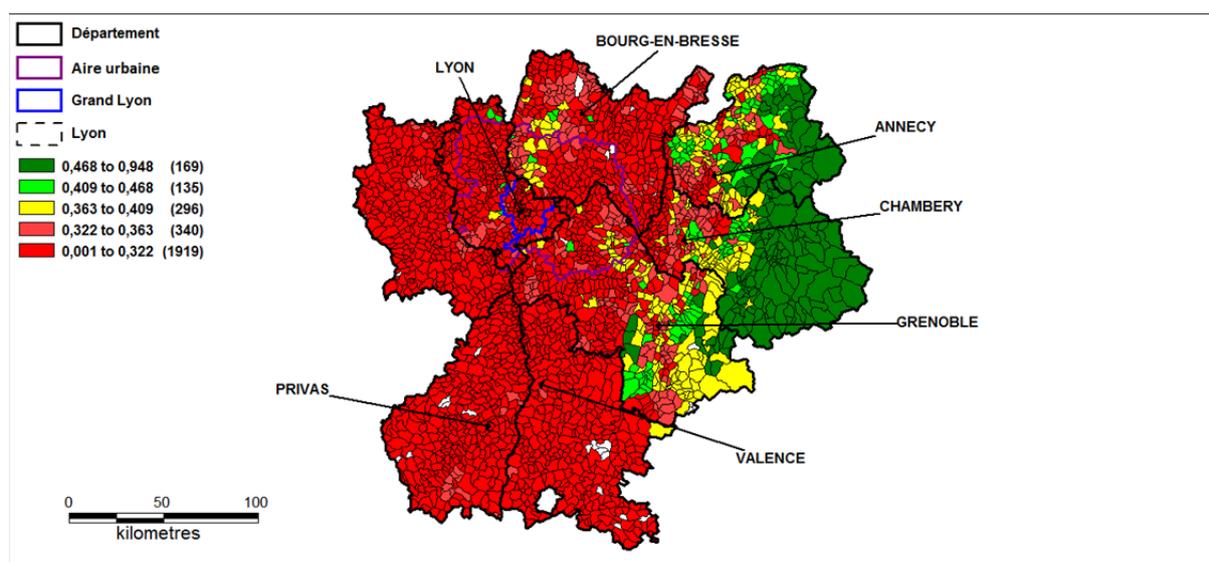


*Lecture* : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2004, sans correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

*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

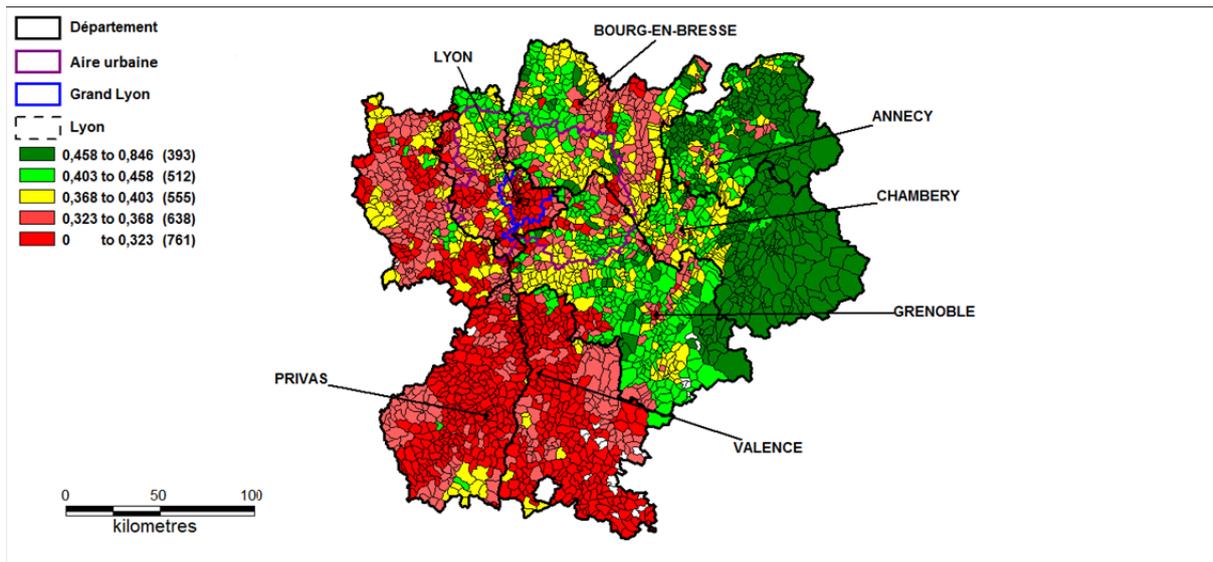


*Lecture* : taux de sortie des listes du chômage, cohorte 2009, sans correction par les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et sans prise en compte de la récurrence des épisodes de chômage. Les communes sont regroupées par classes de taux de sortie.

*Source* : Solstice, 2013.

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.

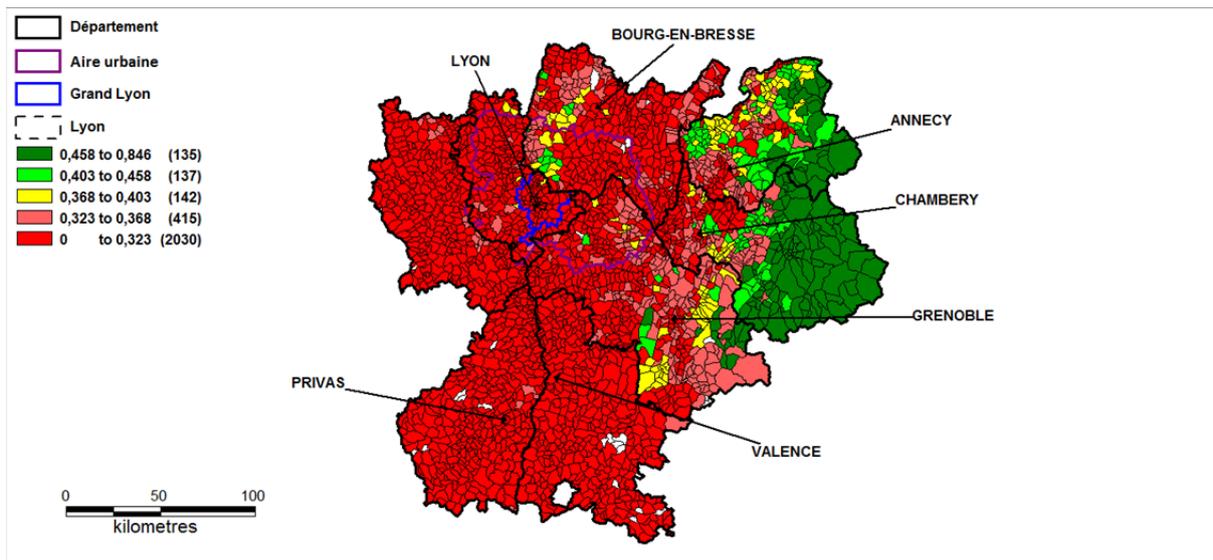
**Carte 5 – Taux net, cohorte 2004**



*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 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.

## **5. Les effets de la crise : une approche 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 ces méthodes sont a-spatiales et qu'elles donnent des indications complémentaires de la cartographie, sans la remplacer.

Nous présentons dans l'annexe 3 des graphiques des 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 une autre échelle, où les taux de sortie sont tous plus faibles.

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.

## Conclusions

[à venir]

- Conclusions ne valent qu'à cette échelle spatiale. Peut être différent à l'IRIS.
- A compléter par des analyses sur des sous-populations de DE.
- A compléter par les données CAF pour vérifier les mêmes constats sur les b-RSA.
- Conséquences de politiques publiques : intérêt d'une action territorialisée n'a été ni diminué, ni amplifié par la crise. Il reste fort si l'on considère l'ampleur des disparités locales d'accès à l'emploi.

## 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.<sup>2</sup> 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

---

<sup>2</sup> 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.) :

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

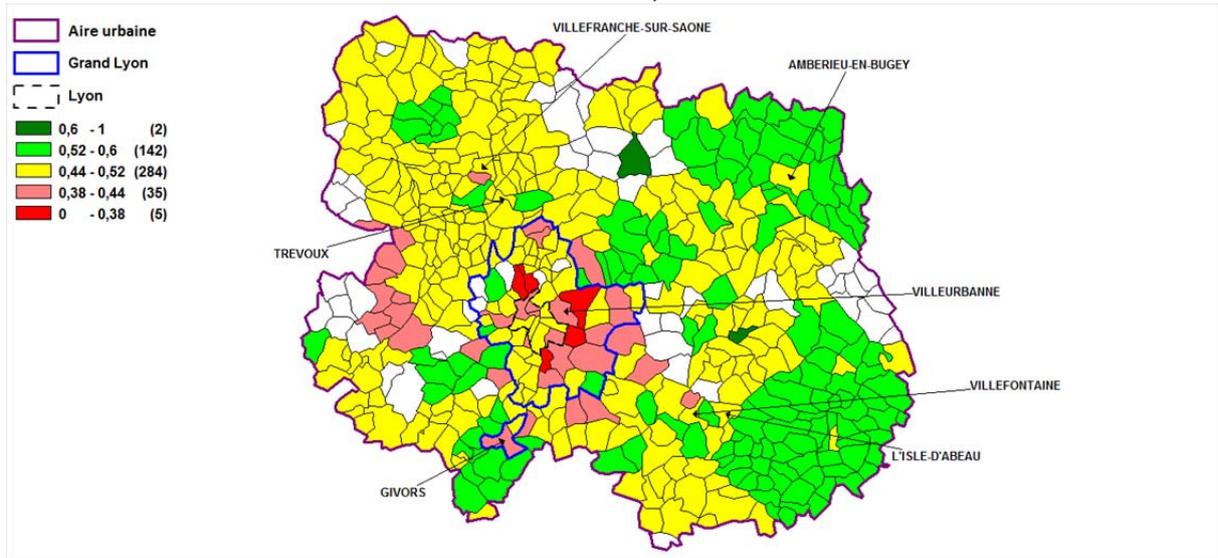
où  $b$  est le vecteur des coefficients des variables explicatives individuelles et  $d_n$  le vecteur des coefficients des indicatrices de commune dans le cas des taux nets. On remarque que le coefficient des indicatrices communales est différent quand on inclut des variables explicatives individuelles 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 :

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

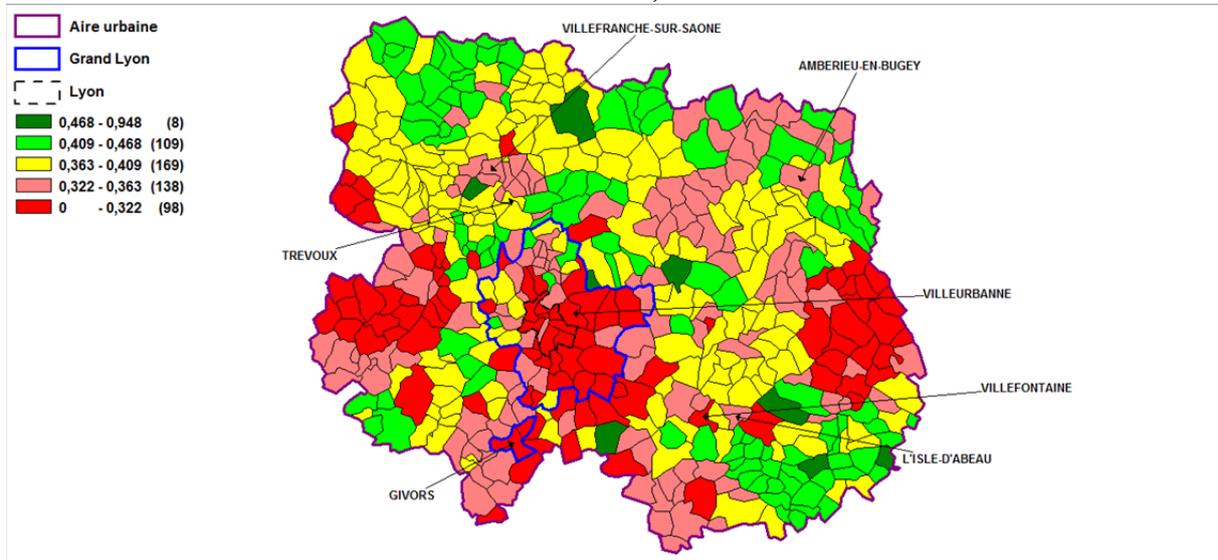
car  $\bar{X} = 0$ .

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

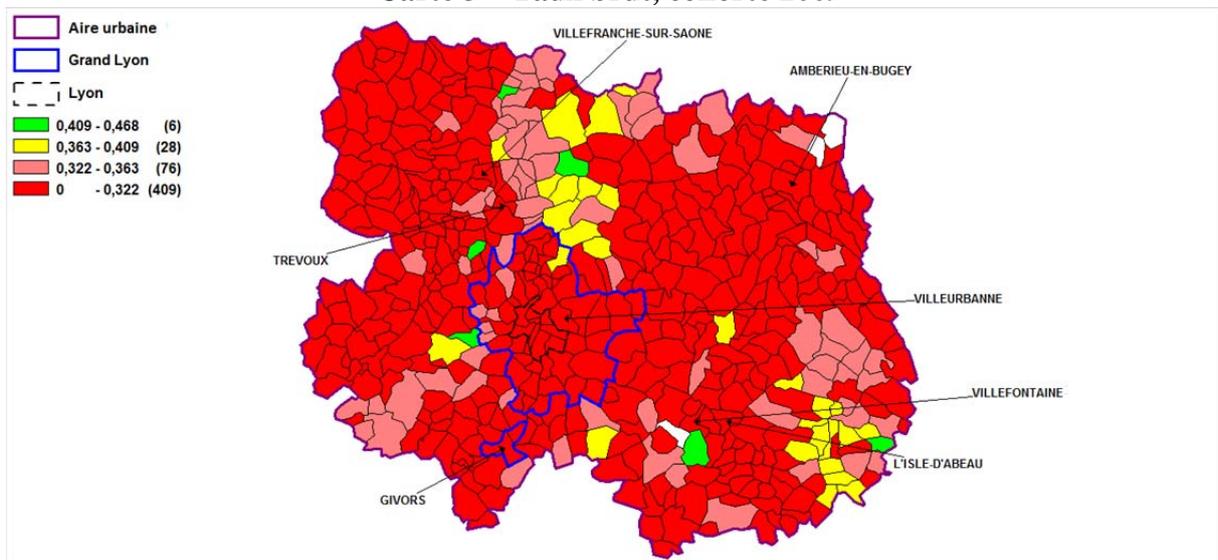
### Carte 1 – Taux brut, cohorte 2002



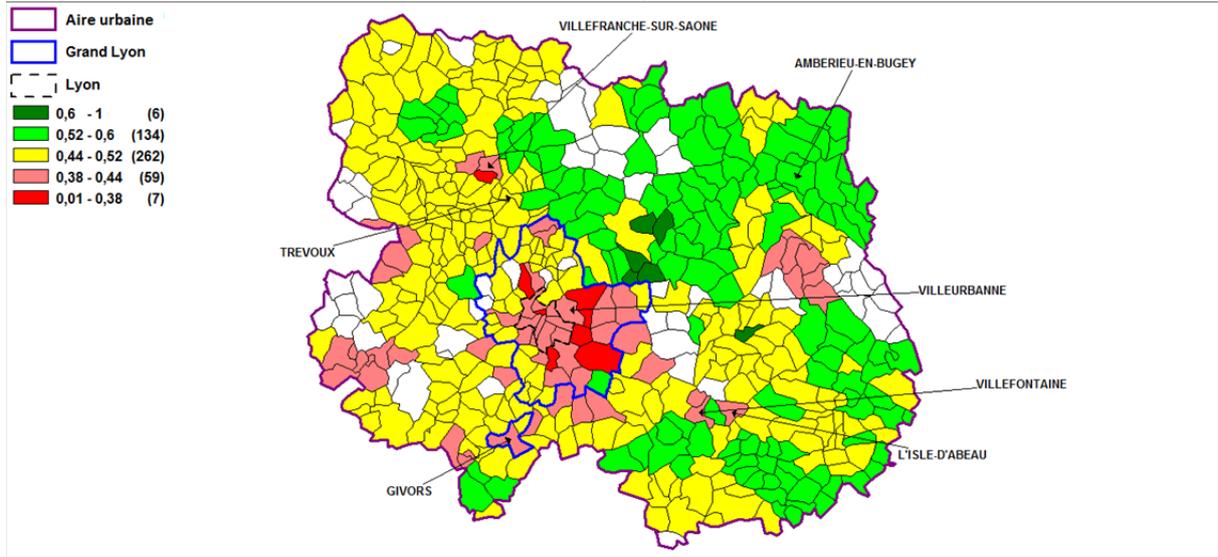
### Carte 2 – Taux brut, cohorte 2004



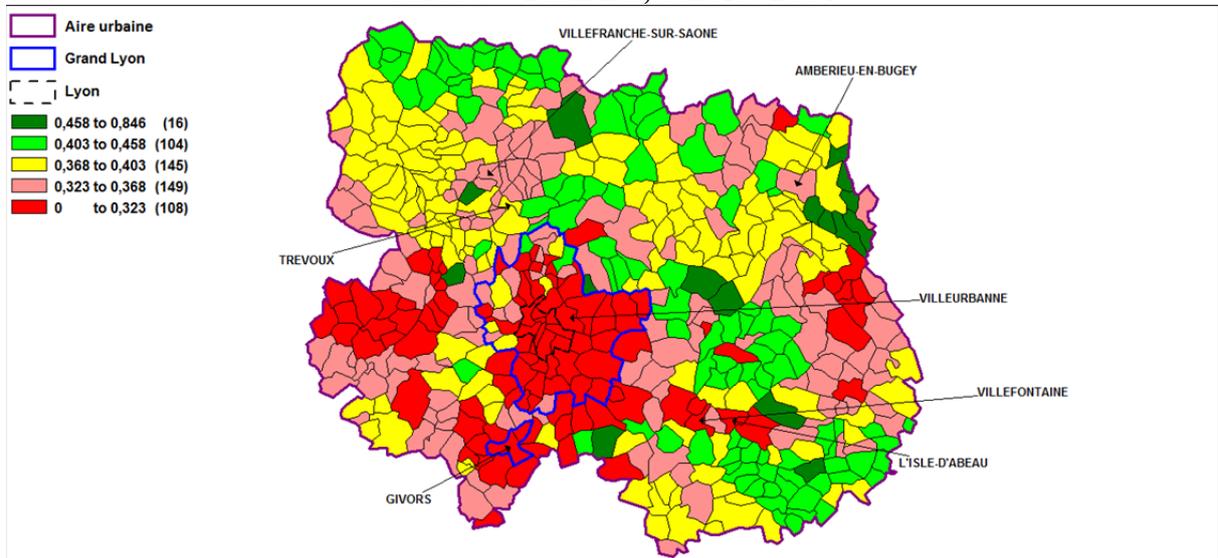
### Carte 3 – Taux brut, cohorte 2009



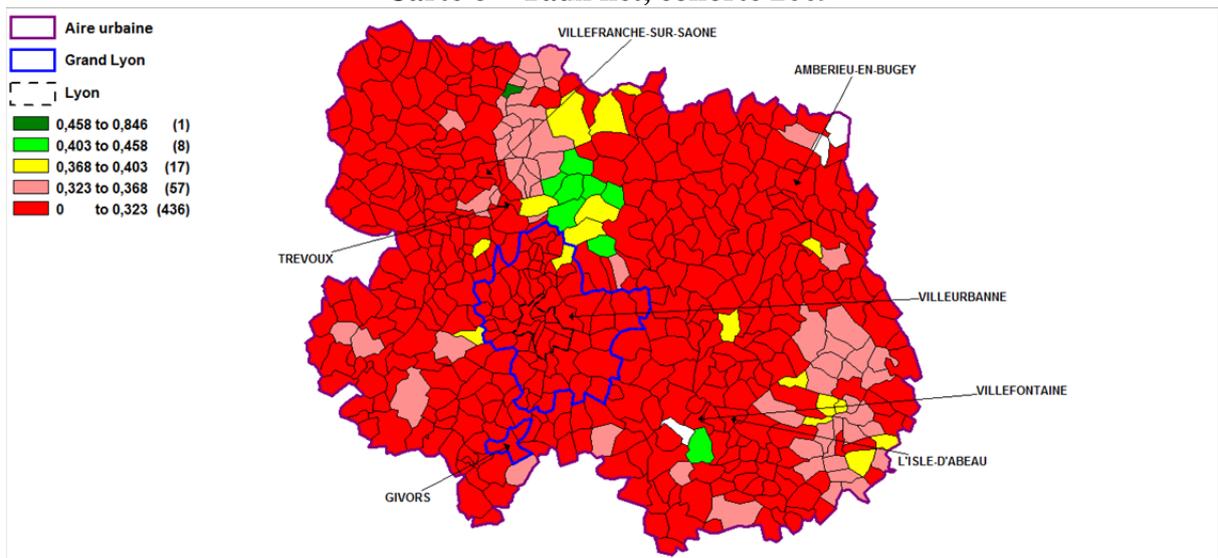
**Carte 4 – Taux net, cohorte 2002**



**Carte 5 – Taux net, cohorte 2004**

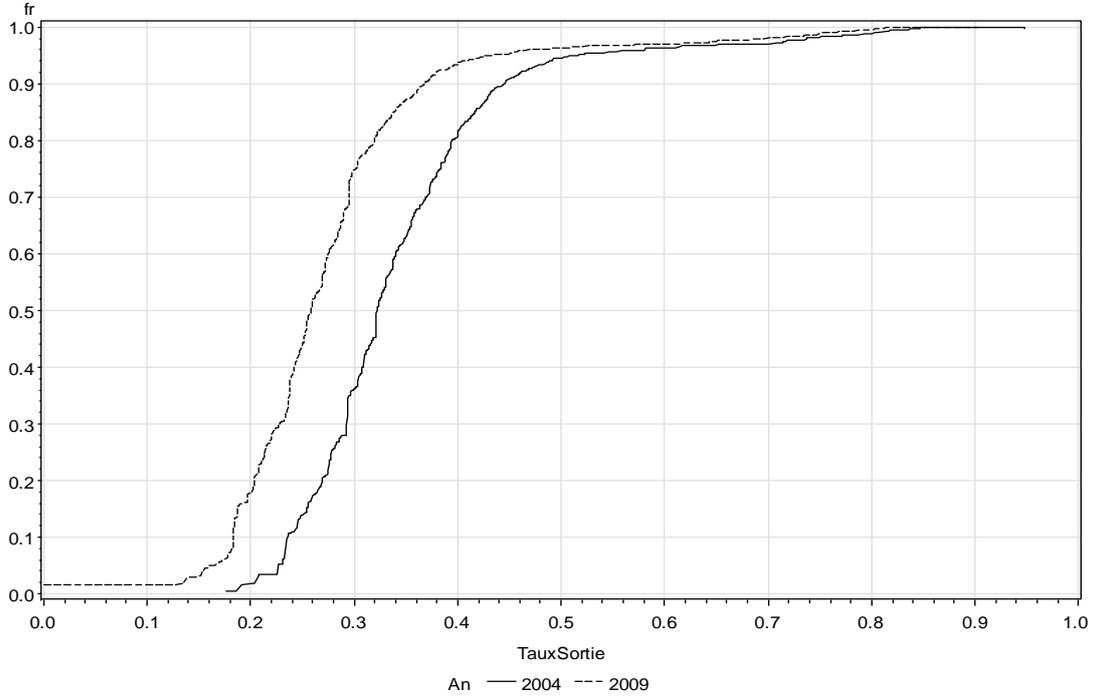


**Carte 6 – Taux net, cohorte 2009**

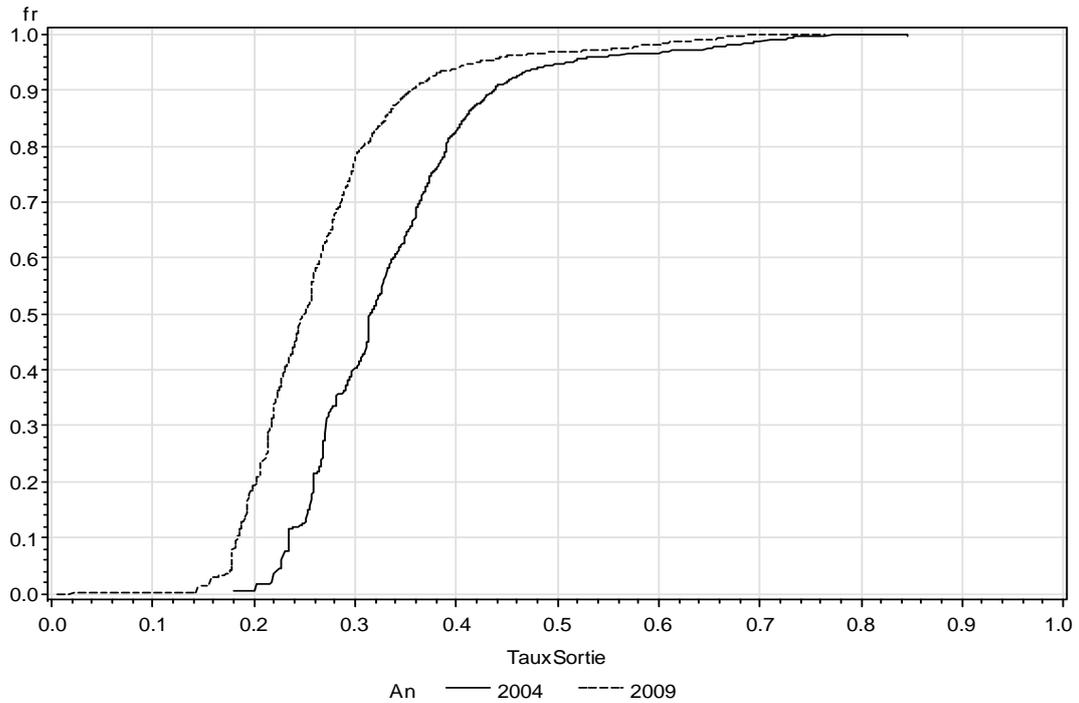


**Annexe 3**  
**Comparaison des deux distributions des taux de sorties**  
*(cohorte 2004/2007 – cohorte 2009/2012)*

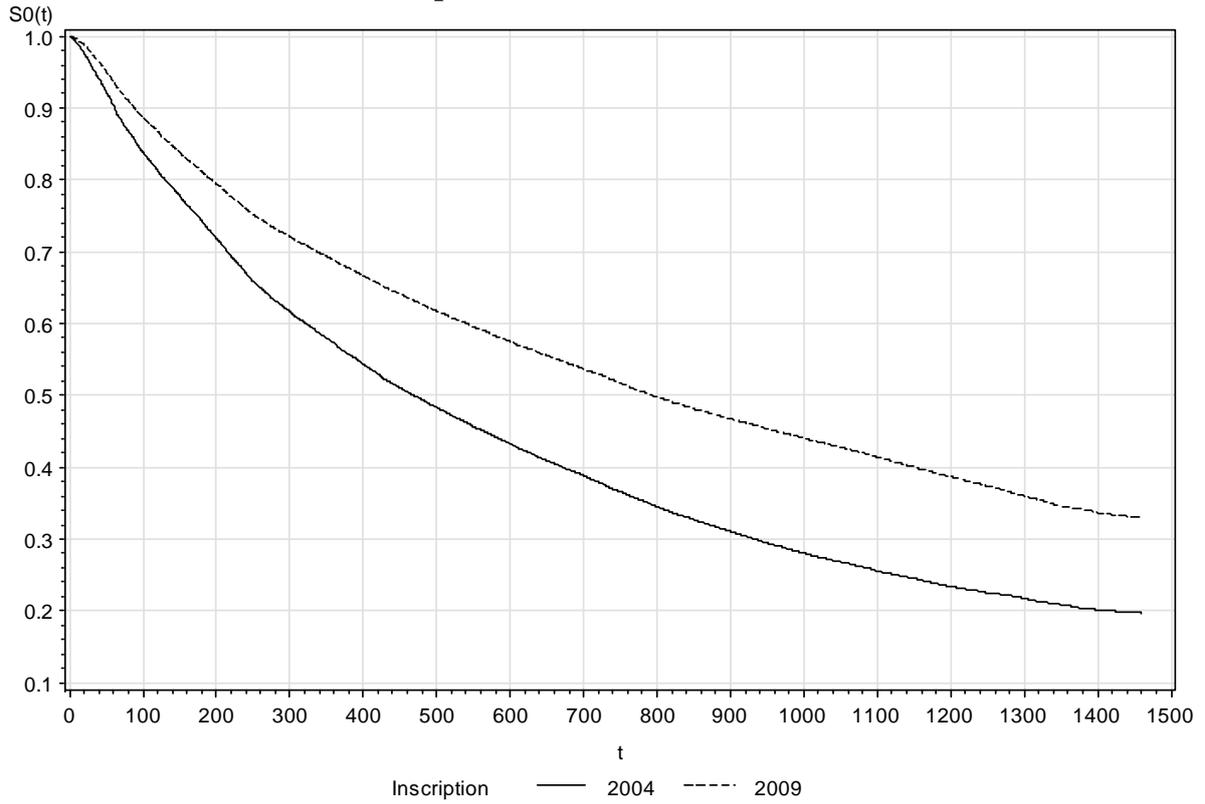
**Fonctions de répartition des taux de sortie communaux bruts à 1 an**



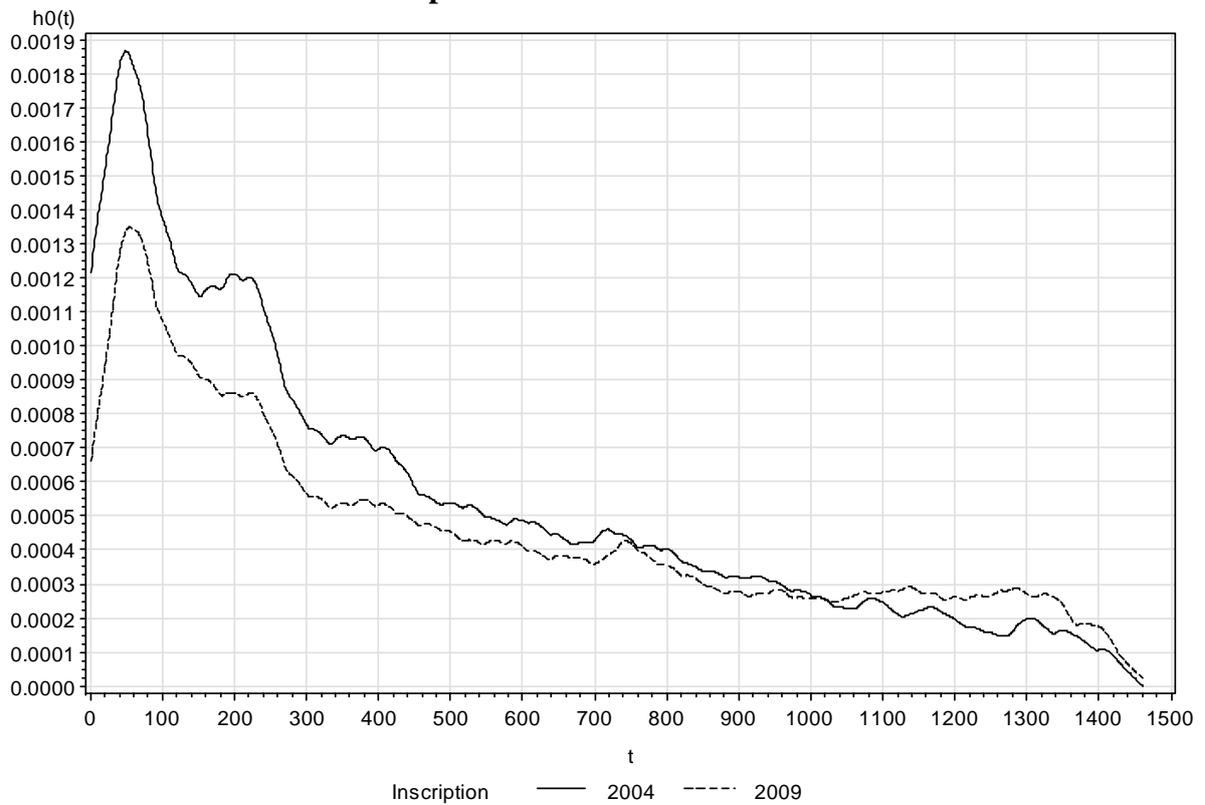
**Fonctions de répartition des taux de sortie communaux nets à 1 an**



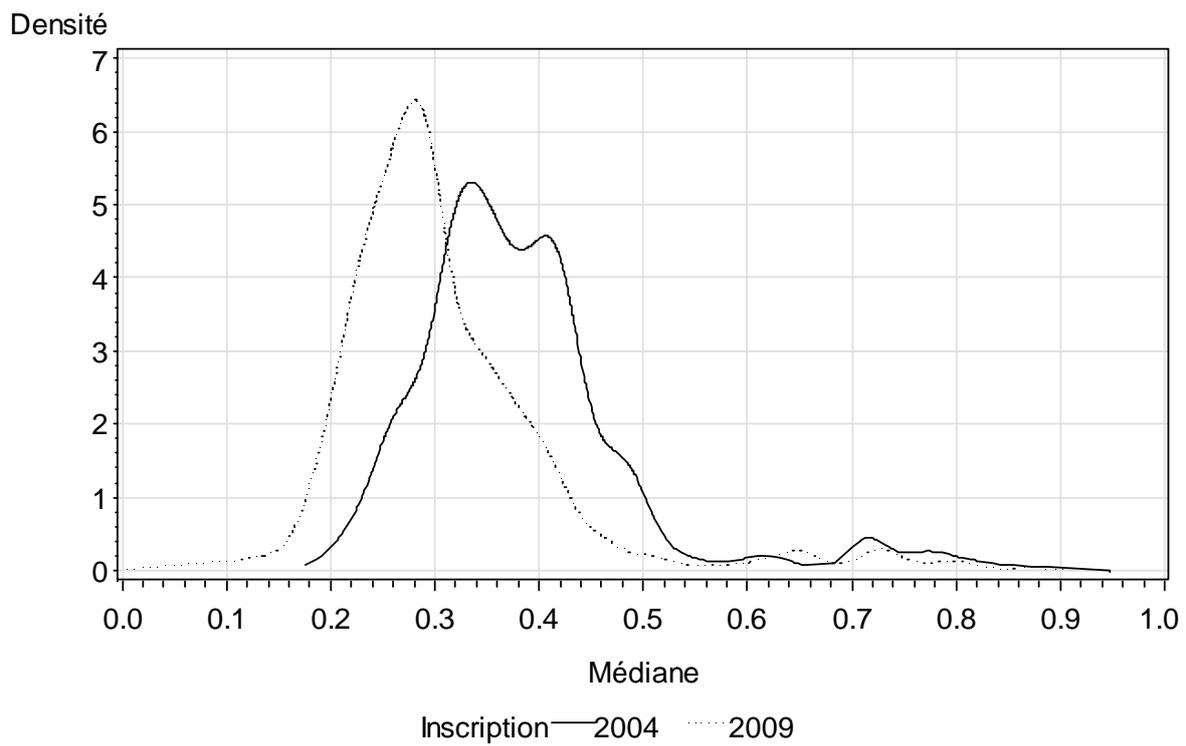
### Comparaison des survies de base



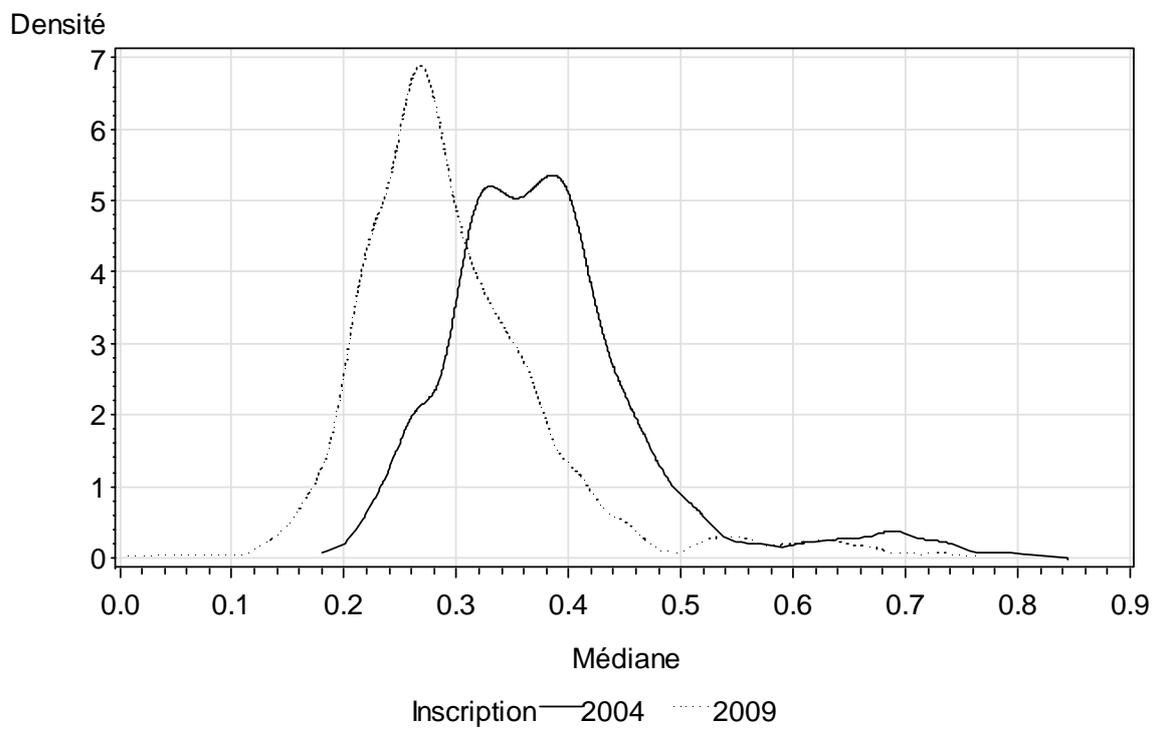
### Comparaison des hasards de base



### 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.

