

LE RETOUR À L'EMPLOI DES DEMANDEURS D'EMPLOI : ENTRE FACTEURS INDIVIDUELS ET DETERMINANTS LOCAUX

Nathalie DELATTRE¹ (*), Simon QUANTIN² (**)

(*) Insee, Pôle de service à l'action régionale Emploi-Population

(**) Insee, Direction de la méthodologie et de la coordination statistique et internationale

Résumé

L'observation des disparités spatiales de retour à l'emploi des demandeurs d'emploi complète la vision du marché du travail habituellement décrit au travers du simple taux de chômage ou du nombre de chômeurs. La composition sociodémographique des demandeurs d'emploi constitue une première explication de ces différences territoriales : le retour à l'emploi est plus ou moins facilité selon l'âge, la qualification, la structure familiale ou encore le type d'emploi recherché par le demandeur. Pour autant, il existe en parallèle un effet propre local lié aux caractéristiques mêmes de la zone de résidence. Au final, les mécanismes décrivant le processus de retour à l'emploi sont multiples et complexes.

L'analyse présentée ici constitue une illustration de l'investissement « Retour à l'emploi des demandeurs d'emploi » développé par le Psar Emploi-Population en association avec la Dares et en collaboration avec la DMCSI. La méthodologie s'inspire d'un ensemble de travaux réalisés antérieurement par Gobillon L. et Selod H. Elle les approfondit dans le sens où les sources mobilisées sont plus larges, permettant ainsi de tester des facteurs explicatifs bien plus nombreux. Par ailleurs elle généralise son application à l'ensemble de la France et la décline au niveau des régions et des zones d'emploi.

Pour résoudre le problème de corrélation entre facteurs individuels et déterminants locaux, l'estimation des effets des facteurs est réalisée en deux temps. Lors d'une première étape, un modèle de Cox estime à la fois l'impact des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi sur leur retour à l'emploi et la fonction de hasard de base communale. La seconde étape consiste ensuite à régresser ce hasard de base géographique, qui résume la probabilité communale de retour à l'emploi « toutes choses égales par ailleurs », par un ensemble de caractéristiques locales reflétant la ségrégation résidentielle, la distance physique à l'emploi, la structure productive et le dynamisme économique.

Mots-clés

Analyse de survie, Chômage, Hétérogénéité spatiale

¹ nathalie.delattre@insee.fr

² simon.quantin@insee.fr

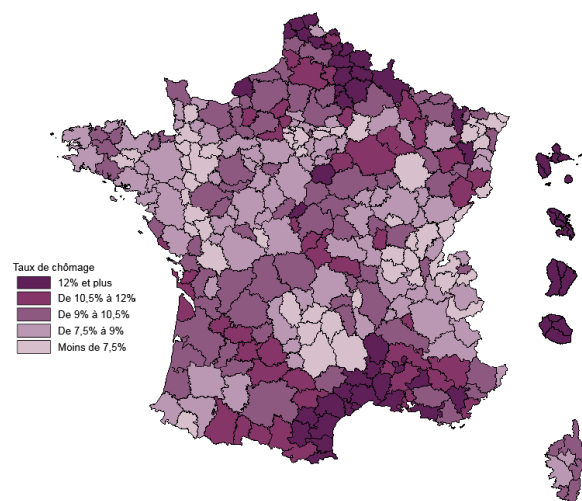
Introduction

Des données localisées sur l'emploi et le chômage existent déjà et sont régulièrement utilisées par les acteurs locaux pour réaliser des diagnostics territoriaux. Ces données ont le plus souvent une dimension de stock : nombre de chômeurs, taux de chômage. Cependant, cette approche ne décrit pas toute la réalité du dynamisme du marché de l'emploi, ni la durée de la recherche d'emploi telle qu'elle est vécue par les chômeurs. Ainsi, une zone d'emploi peut afficher un taux de chômage élevé concomitant à des taux de sortie élevés et donc une durée moyenne de chômage courte. Inversement, un taux de chômage faible peut être observé avec un taux de sortie faible et une durée moyenne d'inscription à Pôle emploi longue.

En France, on constate ainsi un taux de chômage très élevé dans le pourtour méditerranéen, alors que la durée moyenne d'inscription à Pôle emploi y est relativement faible (cf. graphique 1). À l'inverse, les zones du nord de l'Auvergne et du sud de la Bourgogne affichent des taux de chômage modérés alors que la durée d'inscription à Pôle emploi y est bien plus longue qu'ailleurs. Des correspondances entre taux et durée de chômage peuvent toutefois être notées. En Rhône-Alpes, Auvergne et Île-de-France, ces deux mesures prennent des grandeurs relativement faibles. En revanche, dans une large partie nord de la France et dans les DOM (exceptée la Guyane), elles traduisent toutes deux une situation particulièrement défavorisée.

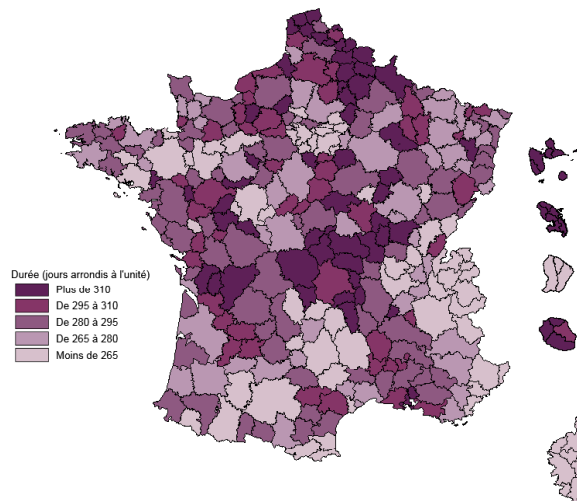
Graphique 1 : Taux de chômage et durée moyenne d'inscription sur les listes de Pôle emploi par zones d'emploi

Taux de chômage localisés par zone d'emploi en moyenne annuelle en 2012



Note : Dans les DOM, il s'agit du taux de chômage moyen au 2ème trimestre 2012.
Source : Insee, Taux de chômage localisés.

Durée moyenne d'inscription sur les listes de Pôle emploi des sortants en catégories A, B ou C en 2012



Source : Pôle emploi-Dares, Fichier historique statistique.

Ces disparités territoriales, constatées aussi bien entre départements (Duguet et al., 2005) qu'entre communes d'une même région (Duguet et al., 2005 ; Gobillon et al., 2011), révèlent l'importance d'un effet du territoire propre, au-delà de la seule composition sociodémographique des demandeurs d'emploi.

Les conditions favorisant la reprise d'emploi sont différentes selon les individus, dépendant de leurs aptitudes professionnelles, de leur expérience, de leur capacité à être mobiles, du type d'emploi recherché, de la taille de leur ménage et de nombreuses autres caractéristiques individuelles. La composition sociodémographique des demandeurs d'emploi par âge, par sexe ou encore par qualification n'est pas sans influence. Mais pour autant, globalement, les écarts entre zones ne s'expliquent qu'en partie par ces différences de composition sociodémographique des demandeurs d'emploi : il existe un effet de territoire qui s'ajoute à l'effet des caractéristiques individuelles. Les facteurs susceptibles d'expliquer ces effets de territoire sont potentiellement nombreux : dynamisme local du marché du travail et de la création d'emploi, distance physique aux emplois et problèmes d'accessibilité, effets de frontière, mésappariement spatial entre offre et demande ou encore phénomènes de discrimination territoriale. À ces facteurs géographiques peuvent s'en ajouter d'autres

qui opèrent à un niveau territorial plus fin (par exemple dynamisme d'un ensemble d'acteurs locaux dans des actions d'insertion ou d'accompagnement du retour à l'emploi), si bien qu'il peut exister des différences d'accès à l'emploi très fortes d'une zone à l'autre.

Cette étude vise à étudier l'hétérogénéité spatiale des durées de retour à l'emploi en distinguant les effets de composition sociodémographique des demandeurs d'emploi d'un territoire donné d'un impact propre du territoire, notamment lié à l'accessibilité à l'emploi et à la ségrégation résidentielle. Pour cela, l'article s'appuie sur la méthodologie mise en œuvre par Gobillon et al. (2011) mais en exploitant de nombreuses sources de données, ce qui permet notamment d'affiner les mesures d'accessibilité à l'emploi mais aussi d'étendre ces résultats à l'ensemble de la France.

1. Brève revue de littérature

De nombreuses études se sont intéressées aux déterminants du chômage de longue durée en mettant notamment en avant le rôle des caractéristiques individuelles sur lesquelles les employeurs fondent leur embauche, qu'il s'agisse de caractéristiques individuelles « démographiques » (sexe, âge, nationalité et situation familiale) ou socio-économiques (formation initiale, qualification, trajectoire professionnelle antérieure, indemnisation par l'assurance chômage, exercice d'une activité réduite). Mais l'ancienneté en chômage, la conjoncture économique nationale ou locale jouent aussi un rôle important souvent souligné. Cette partie présente les principaux résultats théoriques et empiriques.

1.1. Facteurs individuels

Le maintien du chômage à un niveau élevé conduit à une diffusion du risque de chômage de longue durée à l'ensemble de la population, mais ce risque reste inégalement réparti, soulignant en cela l'importance des caractéristiques individuelles démographiques et socio-économiques.

Facteurs démographiques

- les travailleurs âgés y sont plus exposés que les jeunes, en particulier probabilité plus faible de transition vers les CDD (Bonnal et Fougère, 1990 ; Cases et Lollivier, 1994). Toutefois, les jeunes chômeurs vivant encore chez leurs parents présentent aussi des taux de sortie plus faibles que les autres chômeurs de leur âge (Guillot, 1995).
- être une femme diminue les chances de sortie du chômage, quel que soit le type d'emploi retrouvé (*idem.*). Mais le chômage de longue durée des femmes s'est rapproché de celui des hommes ces dernières années (COE, 2011).
- être plus éduqué est associé à un taux de sortie plus élevé quel que soit le type d'emploi retrouvé (*idem.*)
- risque plus élevé pour les travailleurs de nationalité étrangère (Bonnal et Fougère, 1990),
- être marié(e) et avoir des enfants augmente le taux de sortie des hommes, mais diminue celui des femmes (Bonnal et Fougère, 1990). De même, les mères de famille préalablement inactive ont des taux de sortie plus faibles (Guillot, 1995)

Facteurs socio-économiques

- être plus éduqué est associé à des taux de sortie plus élevés quel que soit le type d'emploi retrouvé (Bonnal et Fougère, 1990, Cases et Lollivier, 1994).
- l'éligibilité et la durée d'indemnisation exercent un effet puissant sur la sortie du chômage et le retour à l'emploi. C'est moins vrai du montant de l'indemnisation. Les chômeurs indemnisés ont des chances de sortir du chômage plus faibles et un risque de durée plus longue, toutes choses observables égales par ailleurs (Emmanuel Duguet, Florent Frémigacci et Yannick L'Horty, 2008)
- effet positif de l'activité réduite sur le taux de retour à l'emploi 12 mois après l'entrée en activité réduite, à condition qu'elle ne se prolonge pas au-delà de 6 mois (Maëlle Fontaine et Julie Rochut, 2014).

Au-delà des caractéristiques individuelles, il faut rappeler l'importance des trajectoires professionnelles et de l'ancienneté en chômage. En règle générale, les travailleurs licenciés ont des durées de chômage significativement plus longues que ceux entrés en chômage à la fin d'un contrat

temporaire. De plus, les chômeurs préalablement en CDI accèdent plus fréquemment à un emploi de même type à l'issue du chômage. Avoir été préalablement en CDD est souvent corrélé avec de meilleures chances de sortie, mais aussi à une plus grande probabilité de se diriger plutôt vers des emplois plus précaires (Bonnal et al., 1995), de telle sorte que la durée de l'emploi précédent a un effet négatif sur le taux de sortie (Joutard et Werquin, 1992).

De nombreuses études académiques ont mis aussi l'accent sur la baisse de la probabilité instantanée de sortie du chômage en fonction de l'ancienneté de l'inscription à Pôle emploi. Cette baisse refléterait la perte d'« employabilité » des chômeurs de longue durée liée tout autant à la perte progressive d'aptitudes et au découragement des demandeurs d'emploi, qu'aux préférences des employeurs. D'autres approches, cependant, ont souligné l'importance de l'hétérogénéité des chômeurs d'une cohorte donnée, notamment en des caractéristiques individuelles inobservables pour le statisticien, mais pas pour l'employeur, comme la motivation. Dès lors, la baisse de la probabilité de sortie du chômage avec l'ancienneté ne serait qu'apparente et témoignerait, non d'un effet du temps écoulé ou de la démoralisation des chômeurs, mais plutôt d'une modification avec le temps de la composition de la cohorte des personnes d'une même cohorte toujours au chômage. Ainsi, les chômeurs les plus « employables » retrouveraient plus rapidement un emploi, de telle sorte que la proportion de chômeurs aux taux de sortie plus faibles serait d'année en année plus élevée. La prise en compte de cette hétérogénéité inobservée par des méthodes économétriques complexes ont diminué l'importance de l'effet de l'ancienneté sur la durée du chômage, mais ne l'ont pour autant pas annulé. Ainsi, l'ancienneté en chômage diminue les chances d'en sortir au-delà du 5^e ou du 6^e trimestre de chômage (Cases et Lollivier, 1994, Lollivier, 1994, Abbring et al., 1994). De plus, le chômage de longue durée s'accompagne d'une intensification très significative des sorties vers l'inactivité (Cases et Lollivier, 1994).

1.2. Les effets du cycle économique

Il existe peu d'études sur l'effet de la conjoncture économique sur les durées individuelles de chômage à l'exception notable de Abbring et al., 1994, Lollivier, 1994 et Van den Berg et al., 1994. Dans un travail précurseur, Lollivier (1994) étudie l'effet de l'évolution mensuelle du nombre d'offres d'emploi enregistré par Pôle emploi sur les taux de sortie des chômeurs. Il conclue à un impact significatif lorsque l'ancienneté est inférieure à 12 mois, mais pas sur les taux de sortie des chômeurs de longue durée suggérant, en cela, l'existence d'une « trappe » dont il serait plus difficile de sortir quelle que soit l'amélioration de la conjoncture économique. La probabilité de sortie du chômage est cependant très procyclique : au haut du cycle, elle est d'environ 20 % supérieure à ce qu'elle est au creux des récessions (Abbring et al., 1994). Par ailleurs, la saisonnalité des flux de sortie est aussi moins prononcée que celle des flux d'entrée. Van den Berg et al. (1998) complètent cette analyse en étudiant le lien entre l'évolution contracyclique de la durée moyenne de chômage estimée au niveau agrégé et les modifications de composition démographique et socio-économique des entrées en chômage. Ainsi, par exemple, la proportion de travailleurs employés en CDD préalablement à leur entrée au chômage varie certes au cours du cycle, mais elle n'expliquerait pas de manière significative les variations de probabilité de sortie constatées. De telle sorte que les auteurs affirment que la persistance du chômage suite à un retournement conjoncturel ne serait pas lié à l'entrée accrue au chômage de travailleurs faiblement employables. En effet, ils montrent que les variations du cycle affectent de manière similaire les taux de sorties de tous les individus, quels que soient leur niveau d'éducation, leur catégorie socioprofessionnelle ou leur âge.

1.3. Facteurs locaux

Au-delà des effets de la conjoncture économique globale, plusieurs facteurs locaux sont susceptibles d'expliquer les différences territoriales souvent constatées dans la durée de retour à l'emploi. Tout d'abord, la concentration au même endroit de demandeurs d'emplois ayant des caractéristiques démographiques et socio-économiques défavorables (par exemple, la concentration de chômeurs ayant de faibles niveaux d'études) conduit mécaniquement à observer une durée de chômage plus élevée. Mais à cet impact de la composition sociale des chômeurs d'un territoire s'ajoutent aussi des effets propres au lieu de résidence. Ces effets tiennent tout autant du dynamisme local du marché du travail et de la création d'emploi, que de la distance physique aux emplois et des problèmes de mobilité géographique, aux effets de frontière, à un mésappariement spatial entre offre et demande ou encore aux phénomènes de discrimination territoriale. À ces facteurs géographiques peuvent s'en ajouter d'autres qui opèrent à un niveau territorial plus fin (par exemple dynamisme d'un ensemble

d'acteurs locaux dans des actions d'insertion ou d'accompagnement du retour à l'emploi), si bien qu'il peut exister des différences d'accès à l'emploi très fortes d'une zone à l'autre.

Dans chacune des régions, la localisation des activités économiques joue un rôle important dans l'explication des disparités spatiales de durée de maintien sur les listes de Pôle emploi. Bougard, Duguet, L'Horty et Sari (2009) mettent en évidence un effet dit de « spécialisation de l'emploi ». Celui-ci témoigne de la relation qui existe entre la localisation des activités économiques (passées et présentes) et les disparités spatiales de retour à l'emploi : au-delà des effets de composition se pose la question de la qualité de l'appariement de la main-d'œuvre au tissu économique local. La concentration de certaines activités économiques en déclin ou en forte mutation sur certaines parties du territoire peut induire une diminution totale de la demande de main-d'œuvre traditionnelle. La composition locale de sa main-d'œuvre se trouve alors en inadéquation avec les nouveaux besoins de son tissu économique : la main d'œuvre dispose de qualifications en partie inadaptées aux besoins nouveaux, compte tenu des mutations des secteurs dans lesquels elle était initialement positionnée. Ces mauvais appariements sur les marchés locaux du travail sont sources d'un retour à l'emploi plus difficile.

Mais d'autres déterminants doivent être mobilisés pour compléter l'analyse, comme cela a été constaté dans de nombreuses régions. Dans cette étude l'accent est mis sur l'importance de la distance physique à l'emploi et de la ségrégation résidentielle. Dans une revue de littérature très complète, Gobillon et al. (2011) rappellent les implications théoriques sur la durée de chômage de ces deux éléments que nous résumons ici.

Plusieurs raisons théoriques peuvent tout d'abord justifier l'effet négatif sur le retour à l'emploi des chômeurs, de l'éloignement du lieu de résidence aux emplois proposés. Ainsi, les entreprises qui souhaitent pourvoir un poste non qualifié peuvent avoir recours à des moyens de recrutement qui ont une portée limitée dans l'espace : par exemple annonces passées dans des journaux locaux, offres d'emploi affichées en vitrine, etc. Ils peuvent aussi privilégier des personnes résidant à proximité de leur futur lieu de travail, en supposant à tort ou à raison que de longs transports quotidiens réduiraient leur productivité. De leur côté, les demandeurs d'emploi peuvent aussi vouloir circonscrire leur recherche d'emploi aux seuls alentours de leur commune de résidence, autant pour limiter le coût de leur recherche que pour réduire, voire éviter, les démarches éventuellement infructueuses dans des villes éloignées. Au-delà de l'allongement potentiel de leur durée de recherche d'emploi qui pourrait en résulter, la distance physique aux emplois peut aussi réduire l'opportunité pour un chômeur d'accepter un emploi éloigné. En effet, un demandeur d'emploi peut accepter ou refuser une proposition d'embauche en fonction du salaire qui lui est proposé. Si le poste proposé est éloigné de son domicile, son choix dépendra alors non seulement du salaire proposé, mais du salaire diminué des dépenses supplémentaires de transports, voire des augmentations de loyer s'il déménage, etc.

L'impact de la ségrégation résidentielle est à l'inverse plus subi. Celle-ci peut tout d'abord avoir – en soi – un effet très négatif sur l'employabilité de ces habitants. L'effet qui est ici suggéré est celui de l'influence de l'environnement sur le niveau d'éducation à la sortie de l'école par exemple, et donc l'employabilité des habitants. De nombreux travaux empiriques ont ainsi mis en évidence l'impact des caractéristiques démographiques des autres élèves ou d'un quartier sur les résultats scolaires d'un individu. À l'instar de Gobillon et al. (2011), on soulignera aussi qu'au-delà de ces effets dits « de pairs », s'ajoute le manque d'expérience potentiel du corps enseignant lié à sa jeunesse (première affectation par exemple) ou la faible dotation en équipements culturels comme les bibliothèques, théâtres, etc. La concentration des chômeurs dans certains quartiers réduit aussi le nombre et la qualité des réseaux mobilisables pour obtenir un emploi. En effet, un individu à la recherche d'un emploi et résidant dans un quartier à fort taux de chômage connaît moins d'actifs occupés susceptibles d'appuyer sa candidature auprès de leur employeur ou bien capables de l'orienter vers des contacts professionnels. Un troisième mécanisme liant ségrégation résidentielle et durée de chômage fait intervenir la stigmatisation des quartiers et la discrimination territoriale. La ségrégation résidentielle (selon la concentration de chômeurs, de peu qualifiés, de minorités ethniques, etc.) peut ainsi être à l'origine d'une stigmatisation ou d'une perception collective d'un zonage en « bons » ou « mauvais » quartiers autour desquels des pratiques de discrimination peuvent survenir. Sur ces questions, la théorie distingue souvent celle émanant directement de l'employeur ou celle basée sur la supposée préférence du consommateur.

2. Le suivi des demandeurs d'emplois

Notre étude vise à mettre en évidence l'impact des facteurs individuels et locaux sur la durée de chômage avant le retour à l'emploi. Pour cela, il nous faut disposer d'une base de données qui nous permette de suivre les trajectoires des demandeurs d'emploi dans le temps. À cette fin, nous exploitons le Fichier Historique Statistique (FHS) de Pôle emploi et de la Dares. Schématiquement, c'est un fichier qui recense toutes les inscriptions (sur une période de 10 ans) d'une personne à Pôle emploi. Outre les caractéristiques sociodémographiques du demandeur d'emploi (sexe, âge, niveau de formation, etc.), chaque période de chômage est datée par la date d'inscription du demandeur à son agence locale pour l'emploi et par la date d'annulation de la demande d'emploi qui correspond donc à la sortie des listes.

2.1. Les demandeurs d'emploi retenus

Dans cette étude, nous nous appuyons sur des cohortes de demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi, c'est-à-dire sur des individus s'inscrivant à Pôle emploi au cours d'un intervalle de temps donné. Ces individus, quelle que soit leur date d'entrée, sont ensuite suivis pendant deux années (*flow sampling*). Plusieurs intervalles de temps ont été retenus afin d'apprécier l'impact potentiel de la conjoncture économique sur le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi, tel que souligné dans la revue de littérature précédente.

Plus précisément, il s'agit dans cet article d'illustrer comment ont évolué l'impact des facteurs individuels et territoriaux avec la crise économique de 2008. Dès lors, deux cohortes de demandeurs d'emploi ont été retenues qui correspondent aux inscriptions enregistrées à Pôle emploi :

- entre le 01/07/05 et le 30/06/06, soit avant la crise,
- entre le 01/01/10 et le 31/12/10, soit dans une période récente de persistance de la crise³.

Ce choix répond à la volonté d'observer des marchés du travail avant la crise économique, puis sur la période la plus récente possible, qui correspond à une situation de persistance de la crise. Ce faisant, il tient compte aussi du calendrier de mise en œuvre des principales politiques publiques nationales de l'emploi qui participent aussi (si ce n'est autant) des modifications du marché du travail sur ces deux périodes. En effet, des réformes d'ampleur (par exemple instauration de nouveaux contrats aidés, modification du régime d'indemnisation du chômage) peuvent amener des rebonds d'inscriptions sur les listes de Pôle emploi pour des sous-populations au profil spécifique au cours de la période d'étude envisagée. Par ailleurs, toutes les politiques publiques évoluent avec le temps (ne serait-ce que sur les volumes concernés). S'il ne s'agit pas de descendre à un niveau très fin des réglementations en vigueur, les politiques publiques les plus importantes comme la mise en place du RSA ont été prises en compte et de ce point de vue, chaque intervalle de temps est homogène (cf. Annexe).

Quel que soit l'intervalle de temps considéré, chaque cohorte de demandeurs d'emploi regroupe toute personne s'inscrivant à Pôle emploi dans les catégories A, B ou C et dont l'âge révolu à la fin du mois d'inscription est compris entre 18 et 64 ans inclus⁴. Sont donc notamment exclus les demandeurs d'emploi non tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, en particulier les titulaires de contrats aidés.

En sus de ces deux critères, l'inscription sur les listes à Pôle emploi :

³ On notera que la durée annuelle de chaque intervalle de temps permet de s'abstraire des conséquences sur la durée de chômage de la saisonnalité des inscriptions à Pôle emploi.

⁴ En effet, avant 18 ans, les jeunes à la recherche d'un emploi se tournent quasi-exclusivement vers les missions locales : les données du FHS ne recensent pas ces inscrits et ne sont donc pas suffisamment robustes sur cette tranche d'âge. À l'inverse, bien que les missions locales aient les compétences pour accompagner les jeunes jusque 25 ans, et bien que ceux-ci ne passent pas tous par Pôle emploi pour leurs recherches, fixer la borne d'âge inférieure au-delà des 18 ans aurait conduit à éclipser une partie non négligeable de jeunes. En effet, plus les jeunes des missions locales sont aussi inscrits à Pôle emploi et moins les demandeurs inscrits à Pôle emploi recourent aux missions locales. Le seuil à 64 ans correspond, lui, au seuil retenu officiellement par l'Insee dans ses études de la population active. On notera par ailleurs que les demandeurs d'emploi de 65 ans et plus ne sont pas nombreux dans le FHS. Quoi qu'il en soit, à partir de 65 ans les taux d'activité régionaux passent très majoritairement sous le seuil de 10% (excepté pour l'Île-de-France à 12% et la Guyane à 22%).

- ne doit pas suivre une précédente période de chômage survenue dans les six mois précédents, sauf si le demandeur d'emploi était inscrit sans être tenu de faire des actes positifs de recherche d'emploi (catégories D et E) ;
- et doit durer au moins un mois.

Exclure les demandeurs d'emploi revenant s'inscrire après une courte période passée en dehors des listes permet de ne pas retenir les demandeurs d'emploi récurrents venant uniquement reprendre leurs droits ou s'ouvrir un nouveau droit hybride. Cela évite ainsi de biaiser l'échantillon en surreprésentant les récurrents à Pôle emploi. En d'autres termes, l'entrée étudiée est hors « réinscription rapide ». Par ailleurs, cette sélection nous assure aussi que les motifs d'inscription sont des motifs mis à jour. En effet, un demandeur d'emploi qui se réinscrit à Pôle emploi dans les 6 mois après sa sortie précédente n'est pas tenu de renseigner un nouveau motif d'inscription.

Au final, les individus de chaque cohorte peuvent donc être en situation de première inscription à Pôle emploi, en situation de réinscription suite à une ou plusieurs demandes, soit encore en bascule depuis une demande d'une autre catégorie.

2.2. Durée du chômage ou comment déterminer « le retour à l'emploi »

Pour chaque inscrit, les motifs d'annulation de la demande d'emploi, encore dits motifs de sortie, renseignés dans le FHS et leurs dates d'événement sont utilisés pour définir sa durée de chômage. Mais le FHS est au départ un fichier administratif de gestion des dossiers. Dès lors, les motifs de sortie sont multiples et décrivent un spectre large de situations administrativement possibles. En regroupant l'éventail des situations décrites, il est possible de distinguer :

- Les *reprises d'emploi explicitement signalées par le demandeur d'emploi* à Pôle emploi (incluant outre l'obtention d'un emploi salarié, les créations d'entreprise, les entrées en contrat aidé marchand ou non marchand).
- Les *sorties volontaires sans emploi*, c'est-à-dire les sorties des listes voulues par le demandeur d'emploi suite à une entrée en stage de formation ou à un arrêt de recherche (notamment lié à une maladie, à un congé de maternité, un accident du travail, un départ en retraite ou, jusque fin 2011, à une dispense de recherche d'emploi).
- Les *sorties involontaires sans emploi*, regroupant notamment les radiations administratives et les « absences au contrôle », qui correspondent à des sorties des listes opérées par Pôle emploi suite à l'observation de manquements à des règles administratives.

Malgré l'éventail des situations décrites, le motif d'annulation de la demande d'emploi ne fournit cependant pas une indication complètement fiable sur les sorties pour reprise d'emploi. En effet, chaque mois, des demandeurs d'emploi sortent des listes parce qu'ils n'ont pas actualisé leur situation mensuelle (ils sont alors enregistrés comme « absents au contrôle ») ou à la suite d'une radiation administrative, par exemple pour non réponse à une convocation. Or, une partie de ces demandeurs d'emploi a en fait retrouvé un emploi. Ainsi d'après l'enquête sur les sortants de décembre 2013, 46% des absences au contrôle, 26% des radiations administratives et 37% des autres motifs correspondent en réalité à une reprise d'emploi. Plusieurs conventions de traitement de ce type de période peut être envisagé. Duguet et al. (2005) estiment que :

« La convention de traitement des absences au contrôle exerce un effet important sur l'estimation des taux de sortie. En effet, les absences au contrôle sont plus fréquentes pour des durées élevées. Lorsqu'on les considère comme des retours à l'emploi on aboutira sur une durée moyenne plus longue et lorsque l'on les enlève purement et simplement ou aura une durée plus courte. Les traiter comme des données censurées conduit à une durée intermédiaire. »

La convention retenue dans le cadre de cette analyse est ainsi de considérer tous les motifs de sortie autres que les *reprises d'emplois déclarées* comme des données censurées, c'est-à-dire comme des personnes pour lesquelles la durée de chômage avant reprise d'emploi n'est pas connue mais excède

celle enregistrée, comme c'est le cas, par exemple, pour les demandeurs d'emploi dont la durée d'inscription sur les listes, même en cas de reprise d'emploi déclarée, excède la durée de deux ans de suivi.

Lorsque le motif d'annulation de la demande déclaré est une « reprise d'emploi », la durée d'inscription sur les listes de Pôle emploi correspond ainsi à une durée de chômage avant reprise d'emploi⁵.

3. Hétérogénéité spatiale

3.1. Disparités spatiales de la composition démographique des demandeurs d'emploi

Afin d'illustrer l'importance des disparités spatiales, au niveau communal, de composition démographique des demandeurs d'emploi, nous calculons plusieurs indices d'inégalité sur la population des inscrits à Pôle emploi. Ces indices sont le ratio inter décile, l'écart inter décile, l'indice de Gini et l'indice de Theil et sont présentés pour différentes variables du Fichier Historique Statistique de Pôle emploi - Dares (cf. Tableau 1). Tout d'abord, ils révèlent des différences spatiales marquées en la probabilité de retour à l'emploi, mais aussi en la durée d'inscription qui a précédé le retour. Ainsi entre les 10% de communes où la proportion de retour à l'emploi est la plus faible, et les 10% de communes où la proportion de retour à l'emploi est la plus importante, l'écart de proportion est de 18 points, et l'écart de durée de chômage est de 80 jours. Il y a par ailleurs des différences notables, au niveau communal, de structure sociodémographique dans la population des demandeurs d'emploi. Si les différences d'âge, de sexe ou de statut marital sont peu marquées, il n'en va pas de même de la nationalité, la qualification et du nombre d'enfants. Au total, le Tableau 1 rappelle l'importance des disparités spatiales dans la composition démographique des demandeurs d'emploi.

⁵ L'expression de « retour à l'emploi » est ici retenue à des fins de simplification mais il convient de garder à l'esprit qu'elle est abusive. Avec le FHS, il n'est possible de connaître que le motif de sortie des listes, non le parcours réel du demandeur en dehors des listes. Ainsi, rien ne garantit qu'un demandeur absent plusieurs mois des listes de Pôle emploi pour reprise d'emploi ait effectivement occupé un emploi continûment durant cette période. Par ailleurs, on parlera de « retour » à l'emploi quand bien même une partie des demandeurs d'emploi sortant du chômage vers l'emploi ont pu ne jamais travailler auparavant (en particulier ceux inscrits suite à la fin de leurs études).

Tableau 1 : Indices d'inégalité spatiale sur la composition des demandeurs d'emploi inscrits entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010, leur durée d'inscription à Pôle emploi, et leur motif de sortie.

	Moyenne	Coefficient de variation	indice de Gini	indice de Theil	Q90/Q10	Q90-Q10	Nombre de communes
Motifs de sortie et durée d'inscription							
% retour à l'emploi	0,236	3,064	0,847	1,820	2,147	0,177	35 855
% sortie sans emploi	0,178	2,620	0,850	1,904	1,737	0,097	35 855
% radiations	0,422	1,795	0,823	1,667	1,596	0,189	35 855
Durée si retour à l'emploi	229	1,779	0,819	1,554	1,418	79,926	35 855
Durée si sortie sans emploi	241	1,844	0,818	1,541	1,355	72,799	35 855
Durée si radiation	211	1,611	0,824	1,589	1,303	56,558	35 855
Caractéristiques des demandeurs d'emploi							
Âge moyen	33	0,501	0,829	1,599	1,129	4,028	35 855
% hommes	0,488	1,102	0,828	1,650	1,242	0,104	35 855
% femmes	0,512	1,049	0,831	1,654	1,221	0,104	35 855
% en couple	0,382	2,050	0,841	1,720	1,701	0,201	35 855
% célibataire	0,618	1,269	0,821	1,611	1,394	0,201	35 855
% nationalité française	0,894	0,894	0,829	1,588	1,298	0,230	35 855
% nationalité étrangère	0,106	7,572	0,848	2,357	n.c.	0,230	35 855
% diplômé <CAP/BEP	0,169	3,735	0,847	1,960	2,927	0,168	35 855
% diplômé CAP/BEP	0,338	2,740	0,841	1,733	2,116	0,241	35 855
% diplômé >CAP/BEP	0,479	2,280	0,831	1,683	1,927	0,311	35 855
% sans enfant	0,620	1,142	0,827	1,629	1,364	0,194	35 855
% avec un enfant	0,161	2,564	0,850	1,938	1,596	0,075	35 855
% avec deux enfants	0,133	3,366	0,856	1,953	2,192	0,101	35 855
% trois enfants ou plus	0,086	4,298	0,871	2,199	2,770	0,084	35 855
Durée moyenne de chômage passé avant inscription	61	2,651	0,843	1,868	1,810	35,707	35 855

Source : Fichier historique statistique, Pôle emploi-Dares.

Champ : demandeurs d'emploi de catégorie A, B, C inscrits à Pôle emploi entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010, non inscrits dans les six mois précédant l'entrée, restant inscrits au moins un mois.

Note : Tous les indices sont pondérés par le nombre d'inscrits de la cohorte.

n.c. : non calculable quand Q10 est nul

3.2. Accessibilité à l'emploi et ségrégation résidentielle

Pour mesurer l'effet de la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les potentiels lieux d'emploi nous utilisons quatre indicateurs :

- *La part d'actifs en emploi à moins de 15 minutes de leur commune de résidence*

Calculée en utilisant les données du recensement de la population (2006 ou 2010 selon la cohorte considérée), cette variable reflète l'état des mobilités domicile-travail dans chaque commune. Une commune située à proximité d'un centre d'emploi d'importance affichera une part élevée, les actifs se déplaçant à une courte distance, tandis que les communes éloignées des pôles emploi auront une part faible, les actifs devant faire l'effort d'une migration alternante plus longue.

Pour chaque actif en emploi, la distance-temps en heures pleines entre le lieu de résidence et le lieu de travail est extraite d'un distancier. Ces distances-temps sont ensuite affectées à chaque commune de résidence des actifs occupés : il est alors possible de mesurer le ratio des actifs en emploi à moins de 15 minutes sur l'ensemble des actifs en emploi.

- *l'accessibilité concurrentielle aux offres d'emploi*

L'indice d'accessibilité vise à mesurer un volume potentiel d'offres d'emploi qu'un demandeur d'emploi peut atteindre dans son espace environnant, compte tenu de la concurrence faite par les autres demandeurs d'emploi appartenant à la zone d'accessibilité de ces offres et de la distance qui le sépare des offres. Il est calculé à partir des données STMT⁶ de Dares-Pôle emploi sur les mêmes intervalles de temps que ceux des cohortes et est construit en appliquant la théorie des modèles gravitaires concurrentiels.

⁶ Statistique du marché du travail.

Les modèles gravitaires font dépendre le volume d'interaction entre deux lieux de la masse des lieux émetteur et récepteur ainsi que de la distance qui les séparent. Appliqué à notre cas d'étude, les volumes d'offres et de demandes sont pondérés par une fonction de la distance entre la commune de résidence d'un demandeur d'emploi et la commune de l'offre. Cette fonction traduit l'effort que doit fournir l'individu en se déplaçant pour atteindre l'offre qu'il recherche : c'est la propension décroissante à accepter une offre d'emploi en fonction de son éloignement. Dans cette étude, la pondération est appliquée selon des rayons de mobilité : elle correspond, pour des rayons de recherche d'emploi de 5 minutes, 20 minutes, 35 minutes et 60 minutes autour du domicile, à la part d'actifs occupés au niveau national ayant un temps de transport domicile-travail effectivement compris dans ce rayon au recensement de la population, soit :

poids = 0,41 si distance \leq 5 minutes
 = 0,24 si 5 minutes \leq distance \leq 20 minutes
 = 0,21 si 20 minutes \leq distance \leq 35 minutes
 = 0,14 si 35 minutes \leq distance \leq 60 minutes

Au-delà de 60 minutes, la pondération est nulle : il est considéré qu'un demandeur d'emploi ne se déplacera à plus d'une heure de transport de son domicile pour répondre à une offre.

L'accessibilité A_i pour un demandeur d'emploi d'une commune i aux offres de toutes les communes j se situant à moins de 60 minutes s'écrit :

$$A_i = \sum_j O_j \times \text{poids}(d_{ij})$$

où est O_j est le volume d'offres d'emploi dans la commune j et $\text{poids}(d_{ij})$ est la pondération dépendant de la distance entre i et j .

Cette mesure ne prend toutefois pas en compte la concurrence entre demandeurs d'emploi. En effet, une même offre d'emploi est accessible à de nombreux demandeurs d'emploi, cette accessibilité étant de nouveau dépendante de la distance entre l'offre et la demande. C'est pourquoi le modèle gravitaire simple a été affiné par une prise en compte de la concurrence. Il s'agit d'une mesure faisant le ratio des offres d'emploi potentielles à partir du lieu de résidence d'un demandeur d'emploi et du nombre de demandeurs d'emploi concurrents potentiels à se disputer ces offres.

Le procédé est le suivant : l'offre d'emploi dans la commune j est divisée par le nombre de demandeurs d'emploi dans le rayon de prospection (60 minutes) de cette commune j , lui-même pondéré par une fonction de la distance entre l'offre et la demande.

L'indicateur d'accessibilité s'écrit alors finalement :

$$A_i = \sum_j \frac{O_j \times \text{poids}(d_{ij})}{\sum_k D_k \times \text{poids}(d_{jk})}$$

où A_i est l'indice d'accessibilité à partir de la commune i ,

O_j est le volume d'offres d'emploi dans la commune j , j étant une commune de la zone de prospection de i ,

D_k est le nombre de demandeurs d'emploi dans la commune k , k étant une commune de la zone de prospection de j ,

$\text{poids}(d_{ij})$ est la fonction de pondération dépendant de la distance entre i et j ,

$\text{poids}(d_{jk})$ est la fonction de pondération dépendant de la distance entre j et k .

Un indice d'accessibilité élevé sur une commune traduira un potentiel conséquent d'offres accessibles par les demandeurs d'emploi de cette commune, compte tenu des demandeurs d'emploi concurrents pouvant accéder à ces offres. À l'inverse, une valeur plus faible de l'indice traduira une accessibilité réduite aux offres depuis la commune, compte tenu de la concurrence y opérant.

- la distance à l'agence locale pour l'emploi la plus proche

L'introduction de cette variable dans le modèle vise à évaluer l'effet que pourrait avoir l'éloignement du demandeur d'emploi vis-à-vis de Pôle emploi, structure d'accompagnement privilégiée pour le

retour à l'emploi. Elle est déterminée à partir de la Base permanente des équipements (millésime 2005 ou 2010 selon la cohorte considérée) où sont recensées au niveau communal les agences locales pour l'emploi. La distance-temps en heures pleines entre chaque commune de résidence et la commune d'implantation de Pôle emploi la plus proche est alors évaluée au moyen d'un distancier.

- *l'inadéquation des demandes aux offres d'emploi*

L'idée de cet indicateur synthétique est d'évaluer dans quelle mesure une main d'œuvre en recherche d'emploi dont les qualifications sont inadaptées au tissu productif local explique les difficultés de retour à l'emploi. L'indicateur d'inadéquation est calculé à partir des données de la source STMT de la Dares, sur les mêmes intervalles de temps annuels que ceux des cohortes retenues. Il correspond à la somme des carrés des écarts entre proportion d'offres et proportion de demandes à Pôle emploi dans chaque qualification. Il ne peut être calculé qu'au niveau des zones d'emploi, pour des questions de non robustesse de la source de données à un échelon plus fin.

La ségrégation résidentielle est appréhendée dans cette étude selon de multiples dimensions qui reflètent la composition locale de la population active : nationalité, catégorie socioprofessionnelle, niveau de diplôme, âge, revenus, activité des femmes. L'ensemble des variables sont calculées au niveau communal, soit à partir du Recensement de la population (2006 ou 2010 selon la cohorte considérée), soit via la source Revenus fiscaux localisés (millésime 2005 ou 2010 selon la cohorte considérée) de l'Insee.

Le Tableau 2 présente les mêmes indices d'inégalité spatiale que dans le Tableau 1 mais pour les mesures d'accessibilité et de ségrégation résidentielle. Les calculs ne sont cette fois plus effectués sur les seuls demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi mais sur l'ensemble de la population. Nos calculs mettent en évidence l'inégale répartition sur le territoire de la population selon le diplôme et l'âge, mais surtout des personnes de nationalité étrangère. De même, l'accessibilité à l'emploi n'est pas égalitaire en France métropolitaine, tout comme la proximité de Pôle emploi.

Tableau 2 : Indices d'inégalité spatiale pour quelques mesures d'accessibilité à l'emploi et de ségrégation résidentielle.

Variables	Moyenne	Coefficient de variation	indice de Gini	Q90/Q10	Q90-Q10	Nombre de communes
Accessibilité à l'emploi						
distance à Pôle Emploi (km.)	36,264	0,587	0,321	5,333	52,000	36 752
accessibilité concurrentielle à l'emploi	0,429	1,906	0,351	2,845	0,351	36 752
% actifs occupés à moins de 15 min.	0,499	0,351	0,201	2,713	0,469	36 752
Ségrégation résidentielle*						
% diplômés du supérieur	0,255	0,478	0,259	3,400	0,282	36 752
% diplômés	0,594	0,198	0,106	1,571	0,264	36 752
% non diplômés	0,151	0,609	0,322	5,143	0,207	36 752
% <25 ans	0,110	0,601	0,322	n.c.	0,183	36 752
% nationalité française	0,976	0,044	0,017	1,070	0,066	36 752
% nationalité étrangère	0,024	1,803	0,724	n.c.	0,066	36 752

Sources : Insee - Recensements de la population, Base permanente des équipements ; Dares - STMT. Calcul des auteurs.
Champ : France.

* toutes les proportions sont mesurées en fonction de la population active.
n.c. : non calculable quand Q10 est nul

3.3. Différences territoriales de structure et de dynamisme du marché du travail

Il s'agit enfin de déterminer, parmi les caractéristiques structurelles et conjoncturelles des zones d'emploi, quelles sont celles qui ont un effet positif (resp. négatif) sur le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi. Comme cela est exposé précédemment (cf. Revue de la littérature), la localisation des activités économiques joue un rôle important dans l'explication des disparités spatiales de durées de chômage. Par ailleurs, les variations conjoncturelles économiques affectent les taux de sortie du chômage. Ainsi, cette partie se propose de tester deux grands groupes de variables :

La structure productive de la zone

Tous les indicateurs mobilisés proviennent de la source CLAP au 31 décembre de l'année la plus proche de la cohorte.

- *Part des effectifs salariés dans les différents secteurs d'activité*

Les effectifs sont répartis selon ces secteurs : Agriculture et IAA / Industrie / Construction / Commerce / Services / Hôtellerie-Restauration.

- *Part d'emploi de la sphère présentielle et d'établissements saisonniers*

La partition de l'économie en deux sphères, présentielle et non-présentielle, permet de mieux comprendre les logiques de spatialisation des activités et de mettre en évidence le degré d'ouverture des systèmes productifs locaux. Elle permet aussi de fournir une grille d'analyse des processus d'externalisation et autres mutations économiques à l'œuvre dans les territoires.

Les activités présentielles sont les activités mises en œuvre localement pour la production de biens et de services visant la satisfaction des besoins de personnes présentes dans la zone, qu'elles soient résidentes ou touristes. Ces activités sont donc pour l'essentiel non délocalisables. On peut citer comme secteurs d'activité faisant partie de la sphère présentielle celui de la construction, du commerce de détail, de l'administration publique, de l'hébergement et de la restauration. Le volume d'emploi présentiel peut afficher une grande variabilité entre certaines zones. Les zones touristiques sont évidemment particulièrement dotées en emploi présentiel. Les zones d'emploi comportant une capitale régionale ont aussi souvent un poids important de l'emploi présentiel.

La proportion d'établissements saisonniers permet de mettre en avant des zones pouvant être davantage impactées en temps de crise. En effet, lorsque la conjoncture se dégrade, les secteurs liés à l'hébergement et à la restauration sont particulièrement touchés et connaissent des pertes d'emplois importantes.

- *Part d'établissements de moins de 10 salariés et de 500 salariés ou plus*

D'une part, les « petits » établissements seraient à l'origine d'une partie importante des embauches ; d'autre part, ils seraient plus sensibles que les « grands » aux fluctuations économiques, ayant moins de ressources pour absorber des chocs conjoncturels. En effet, les résultats issus des sources de la Dares sur les mouvements de main d'œuvre mettent en évidence des taux de rotation de main d'œuvre plus importants dans les établissements de moins de 10 salariés et plus faibles dans les établissements de 500 salariés ou plus.

L'intérêt est donc ici porté sur la présence dans une zone d'établissements potentiellement employeurs ou au contraire d'établissements aux effectifs relativement pérennes.

- *Densité d'emplois*

La densité d'emplois permet de caractériser l'importance de l'activité économique d'une zone. Une densité élevée facilite potentiellement les interactions et la circulation de l'information entre individus (et sans doute notamment celle qui passe par des relations informelles). Dans les zones denses, les chômeurs devraient ainsi avoir plus de chances d'être informés des offres d'emploi qui s'y présentent, ce qui pourraient les inciter à poursuivre leur prospection tant qu'ils n'ont pas trouvé un emploi correspondant à l'objet de leur recherche (Taylor et Bradley, 1997).

Elle est calculée sur le même modèle que la densité de population : il s'agit du nombre d'emplois salariés par km².

- *Indice de concentration et de spécialisation du tissu productif*

La concentration des emplois dans les établissements permet de mesurer la dépendance de l'emploi local à quelques gros établissements. La spécialisation de l'activité économique dans quelques secteurs renseigne sur les risques d'un choc sectoriel dans le domaine considéré. Le lien entre le degré de spécialisation d'une zone et son niveau de chômage est ambigu. La spécialisation d'une

zone peut être un élément de fragilité rendant la zone très sensible à un choc spécifique à son secteur dominant, mais la spécialisation peut, au contraire, créer des synergies et des externalités positives entre les différentes entreprises d'un même secteur. De plus, la spécialisation peut contribuer à réduire la durée du chômage puisque les compétences des individus sont plus aisément transférables d'une entreprise à l'autre (Trendle - 2004 ou Robson - 2009).

La notion de concentration repose ici sur la répartition inégale des activités mesurées par les emplois salariés : on considère la répartition des emplois dans les différents établissements. La notion de spécialisation considère quant à elle la répartition des emplois d'une zone géographique dans un nombre plus ou moins grand de secteurs d'activités. Ces deux indices sont des indices de Gini.

Le dynamisme économique

Les variables caractéristiques retenues pour éclairer sur la conjoncture d'un territoire sont les suivantes :

- Évolution annuelle de l'emploi entre le 31/12/04 et le 31/12/05 ou entre le 31/12/09 et le 31/12/10 selon la cohorte considérée (source : Estimations d'emploi, Insee)
- Évolution annuelle du taux de chômage entre le T4 2004 et le T4 2005 ou entre le T4 2009 et le T4 2010 selon la cohorte considérée (source : Taux de chômage localisés, Insee)
- Taux de création d'entreprises au 1^{er} janvier 2005 ou 2010 selon la cohorte considérée (source : Sirene, Insee)
- Poids des diverses formes particulières d'emploi en 2006 ou en 2010 selon la cohorte considérée (source : recensement de la population, Insee).

Les formes particulières d'emploi (intérim, CDD, temps partiel) correspondent à des emplois impactés en premier lieu lors de retournements conjoncturels défavorables. Il s'agit de formes d'emploi très sensibles à la conjoncture : une faible part de ces emplois dans une zone reflète donc une situation économique morose, tandis qu'une part élevée indique une certaine prospérité.

Comme précédemment, nous présentons, dans le Tableau 3, plusieurs indices d'inégalité sur ces différentes variables. Toutes les variables sont mesurées au niveau des zones d'emploi.

Tableau 3 : Indices d'inégalité spatiale sur la structure productive des zones d'emploi et leur dynamisme économique

	Moyenne	Coefficient de variation	indice de Gini	Q90/Q10	Q90-Q10	Nombre de zones d'emploi
Structure productive de la zone						
% effec. salariés - Services	57,147	0,156	0,088	1,488	22,296	321
% effec. salariés - IAA	5,957	0,789	0,380	6,185	9,226	321
% effec. salariés - Industrie	14,967	0,540	0,299	4,343	19,625	321
% effec. salariés - Construction	7,653	0,256	0,123	1,634	3,705	321
% effec. salariés - Hôtels-restaurant	3,935	0,660	0,266	2,768	3,943	321
% emplois sphère présenteielle	68,086	0,140	0,078	1,436	24,370	321
% emplois dans établissements saisonniers	0,790	2,423	0,670	12,130	1,305	321
% petits établissements	93,809	0,017	0,010	1,044	4,062	321
% grands établissements	0,039	0,830	0,433	n.c.	0,076	321
indice de Gini spécialisation	35,048	0,280	0,159	2,155	25,480	321
indice de Gini concentration	77,851	0,032	0,018	1,085	6,340	321
Dynamisme économique						
Evolution de l'emploi	0,703	2,803	0,490	-2,116	3,139	321
Evolution du taux de chômage	-0,339	-1,552	0,661	-0,125	0,900	321
Taux de créations d'entreprises	17,407	0,170	0,096	1,544	7,513	321
% intérimaires	1,953	0,430	0,236	3,508	2,155	321
% CDD	10,896	0,316	0,135	1,648	5,399	321
% temps partiels	19,353	0,155	0,086	1,477	7,391	321

Sources : Insee - Recensement de la population, Sirene, Estimations d'emploi, Taux de chômage localisés. Calcul des auteurs
Champ : France.

4. Modélisation économétrique

Pour étudier l'effet de ces différentes caractéristiques sur la durée de chômage, il nous faut modéliser cette durée. Le cadre d'analyse usuel de ce type d'études est celui des modèles de durée. Elle ne peut cependant pas s'appuyer simplement sur une seule étape qui modéliserait *directement et simultanément* le lien entre la durée d'inscription à Pôle emploi à l'ensemble des variables explicatives.

En effet, la durée d'inscription à Pôle emploi observée par commune dépend notamment de la composition sociodémographique des personnes inscrites à Pôle emploi. Cette structure des demandeurs d'emploi est ici prise en compte par l'âge, le niveau de formation etc. Mais ce sont ces mêmes indicateurs – considérés en prenant, au niveau communal, l'ensemble de la population (et non plus seulement les demandeurs d'emploi) – qui sont utilisés comme mesures de ségrégation résidentielle. La forte corrélation entre la composition sociodémographique des demandeurs d'emploi et ces mesures de ségrégation résidentielle exclut de fait une démarche en une seule étape.

Afin de contourner cette difficulté, cette étude s'appuie sur la méthodologie proposée par Gobillon et al. (2011). Elle comporte deux étapes qui peuvent être décrites schématiquement :

- Dans un premier temps, nous allons « résumer » la durée de retour à l'emploi au *niveau communal* en contrôlant de la composition sociodémographique des demandeurs d'emploi : ce « résumé » sera la **probabilité de retour à l'emploi avant deux ans**. Au cours de cette étape, nous mettrons aussi en évidence les différences de durée, identiques à chaque commune, liées aux caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi telles que l'âge, le sexe, le niveau de formation, etc.
- Dans un deuxième temps, nous analyserons l'hétérogénéité communale des durées de vie en fonction, entre autres, de mesures de ségrégation résidentielle et d'une mesure d'accessibilité concurrentielle à l'emploi.

De manière plus technique, cela signifie qu'en pratique :

- Dans un premier temps, on spécifie un modèle de Cox à hasards proportionnels avec des caractéristiques individuelles observables et un hasard de base de la commune de résidence de l'individu. Les paramètres des variables individuelles sont estimés par maximum de vraisemblance partielle stratifié (SPLE). Cela permet de récupérer la fonction de survie du hasard de base municipal en utilisant la méthode de Kalbfleish-Prentice.
- Dans un deuxième temps, la probabilité de retour à l'emploi avant deux ans estimée à partir de cette fonction de survie est régressée sur des indicateurs locaux de ségrégation résidentielle, d'accessibilité à l'emploi, de structure productive et de dynamisme économique.

Dans les deux sections qui suivent, nous détaillons précisément ces deux étapes en mettant en évidence en quoi la démarche adoptée répond à la problématique retenue.

4.1. L'estimation des effets des caractéristiques individuelles

L'objectif de cette première étape est d'obtenir un « résumé » de la durée de retour à l'emploi, au niveau communal, afin de pouvoir dans un deuxième temps en étudier l'hétérogénéité en fonction de différences territoriales observables. Ce faisant, cette étape nous permet aussi d'estimer l'effet des caractéristiques individuelles.

Pour cela, nous allons tout d'abord modéliser le lien avec la durée d'inscription à Pôle emploi. Les modèles de durée supposent, en effet, que la durée entre deux états (ici l'inscription à Pôle emploi et la sortie des listes pour « reprise d'emploi ») résulte d'un processus sous-jacent qui peut être caractérisé en étudiant la fonction de hasard. La fonction de hasard évalue le « risque » (la chance) de trouver un emploi à un instant t , sachant que la personne a toujours été inscrite à Pôle emploi auparavant. Formellement la fonction de hasard est une probabilité conditionnelle par unité de temps (on parle alors de taux de hasard) qui s'exprime comme la limite d'un rapport :

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + dt \mid T \geq t)}{dt} \quad (1)$$

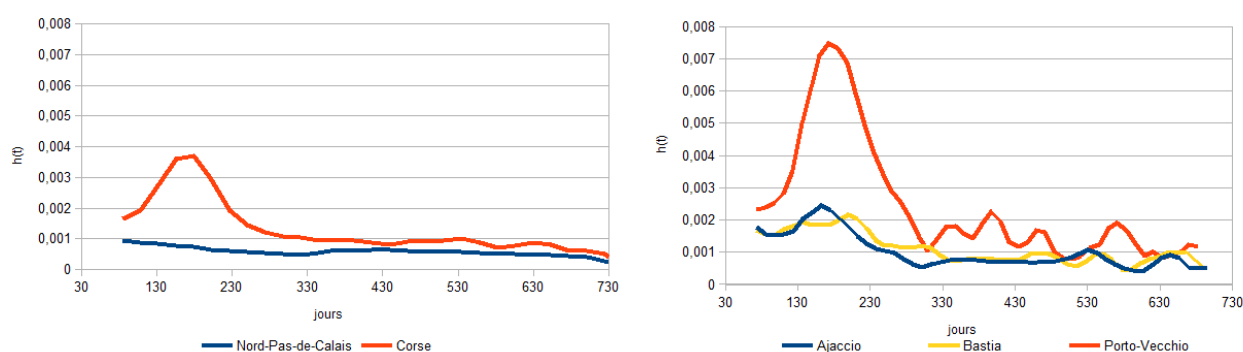
Cette fonction de hasard précise donc la manière dont cette la probabilité (conditionnelle) de retrouver un emploi à un instant donné évolue en fonction du temps (t) déjà passé au chômage. Elle capte donc l'ancienneté en chômage. La forme de cette dépendance au temps peut être choisie *a priori*. Cependant, il n'est pas évident de définir la forme de cette fonction : par exemple, on peut supposer qu'une personne inscrite à Pôle emploi a d'abord une probabilité croissante de trouver un emploi, mais qu'elle diminue avec le temps. De plus, cette dépendance au temps peut aussi dépendre du lieu de résidence, ce qui est précisément l'objet de cette étude.

Pour prendre en compte ces deux remarques, le modèle retenu devra être un modèle qui :

- ne fixe pas de forme *a priori* de la dépendance au temps passé au chômage,
- autorise que cette forme soit différente d'une unité géographique à une autre.

Le Graphique 2 ci-dessous illustre les différences de fonctions de hasard qui existent entre régions, mais aussi au sein d'une même région entre différentes communes.

Graphique 2 : Hasard de « retour à l'emploi » pour les demandeurs résidant en Nord-Pas-de-Calais, en Corse, à Ajaccio, à Bastia et à Porto-Vecchio.



Légende : la fonction de hasard $h(t)$ représente le « risque » instantané de retour à l'emploi au t^e jour d'inscription à Pôle emploi. Ceci peut s'interpréter comme une probabilité journalière de retour à l'emploi, en fonction de la durée d'inscription et sachant que l'on a toujours été inscrit à Pôle emploi avant.

Source : Fichier historique statistique, Pôle emploi-Dares.

Champ : demandeurs d'emploi de catégorie A, B, C inscrits à Pôle emploi entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010, non inscrits dans les six mois précédant l'entrée et restant inscrits au moins un mois.

Note : la fonction de hasard a été lissée (bandwidth : 30 jours).

Dans le cadre de cette étude, nous faisons donc l'hypothèse d'un modèle de Cox stratifié au niveau communal qui pose que :

$$\lambda(T = t | X_{it} = x_{it}, j(i)) = \lambda_{j(i)}(t) \exp(x_{it}'\beta) \quad (2)$$

où $\lambda(T = t | X_{it} = x_{it}, j(i))$ désigne la probabilité, pour un individu i , résidant dans la commune j et ayant les caractéristiques observables x_{it} , qu'il retrouve un emploi à l'instant t sachant qu'il a toujours été inscrit à Pôle emploi auparavant. *Dans cette première étape, seules les caractéristiques individuelles de l'individu sont intégrées comme variables explicatives du modèle.*

$\lambda_j(t)$ capte la dépendance au temps passé au chômage du taux de hasard et est appelé le hasard de base. Dans notre modèle, cette dépendance au temps est propre à la commune et est donc identique pour tous les individus qui y résident.

Par ailleurs, le modèle (2) fait l'hypothèse que l'effet des caractéristiques individuelles est constant dans le temps, c'est-à-dire qu'il ne dépend pas de la durée passée à Pôle Emploi. Ces effets sont considérés comme multiplicatifs. Cela signifie que le hasard d'un individu i est un hasard proportionnel au hasard (de base) de sa commune. Ce hasard de base $\lambda_j(t)$ correspond aussi au taux de hasard d'un individu de référence dont les caractéristiques observables sont toutes nulles et qui vit dans la commune considérée. Enfin, les coefficients estimés sont identiques pour toutes les communes. Il s'agit donc ici de capter l'effet moyen au niveau national ou régional (selon l'échantillon considéré) de chacune de ces caractéristiques, indépendamment du lieu de résidence.

Parce qu'il détermine la durée de chômage d'un individu type, il ne caractérise donc pas une durée d'inscription à Pôle emploi, propre à la commune, qui serait impactée par la structure sociodémographique des inscrits au chômage qui y résident. Par contre, comme cet individu type est le même pour toutes les communes, ce hasard de base peut être utilisé pour mettre en évidence l'effet de facteurs territoriaux sur la durée d'inscription à Pôle emploi.

L'estimation du modèle (2) ne nous permet pas d'obtenir $\lambda_j(t)$ mais la fonction de survie correspondante qui n'est autre que la probabilité que l'individu type ne retrouve pas d'emploi avant la k^{e} journée. Son expression correspond à :

$$S_j(k) \equiv P_j(T > k) = 1 - \int \lambda_j(t) dt \quad (3)$$

C'est en s'appuyant sur cette fonction de survie dite « de base » que nous analysons, *toutes choses égales par ailleurs*, l'hétérogénéité des durées de retour à l'emploi à la lumière, par exemple, des problèmes de ségrégation résidentielle et d'accessibilité à l'emploi propres à chaque commune.

4.2. Régression linéaire sur la survie de base géographique

À ce stade, nous disposons donc de fonctions de survie comparables au niveau communal. Il a été choisi pour mettre en évidence l'importance des effets purement locaux dans l'hétérogénéité des durées de retour à l'emploi de « résumer » cette fonction de survie par les probabilités de retour à l'emploi avant 6 mois, 12 mois et 24 mois. Ces probabilités peuvent alors être régressées sur différentes variables observables caractérisant des différences communales. Le modèle utilisé ici est une régression linéaire dont on pourra estimer les paramètres par la méthode des moindres carrés pondérés afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité.

5. Effets des déterminants individuels

Nous commentons tout d'abord les résultats de l'estimation du modèle (2), pour les demandeurs d'emploi de la France entière des cohortes de 2005 et de 2010. Ce modèle inclut des variables individuelles sociodémographiques et des variables liées au type d'emploi recherché. Il suppose que les variables ont un effet multiplicatif sur le taux de hasard. Ainsi, si le fait d'être une femme est un déterminant du retour à l'emploi dont l'effet estimé par le modèle est $\beta_{\text{femme}} = 0,6$, cela signifie que la probabilité instantanée qu'une femme sorte des listes de Pôle Emploi pour reprise d'emploi est 1,8 fois supérieure (car $\exp(0,6) \approx 1,8$) à celle d'un homme. Les coefficients estimés seront ainsi exponentialisés dans les tableaux de résultats. Par ailleurs, l'effet de chaque caractéristique individuelle s'entend par rapport à une modalité de référence. Les modalités de référence ont été fixées comme étant celles de plus grande fréquence dans l'échantillon. Ainsi, l'individu de référence correspond à un homme vivant seul et sans enfant, âgé de 26 à 39 ans, ayant une qualification d'employé, un niveau de formation CAP-BEP, de nationalité française, s'étant inscrit sur les listes en catégorie A pour motif de fin de CDD, non indemnisable par le régime d'assurance chômage à son entrée sur les listes, ne s'étant jamais inscrit auparavant et recherchant un CDI à temps complet. Son taux de hasard correspond au hasard de base.

Les effets estimés au niveau national coïncident avec les résultats classiquement exposés dans la littérature (cf. Tableau 4). En 2010, la classe d'âge de référence (26 à 39 ans) est celle affichant le moins bon pronostic vis-à-vis du retour à l'emploi : les demandeurs d'emploi âgés de 50 à 64 ans ont 5% de chances de plus que les demandeurs de 26 à 39 ans de sortir des listes, ceux de 18 à 25 ans 9% de chances de plus et ceux de 40 à 49 ans 19% de chances de plus. Le sexe et la situation familiale du demandeur d'emploi ont aussi un effet important sur les chances de retour à l'emploi. Tout d'abord à situation familiale identique, une femme présente souvent une probabilité de retour à l'emploi plus faible qu'un homme. De plus, qu'il s'agisse d'hommes ou de femmes, être adulte d'une famille monoparentale est le plus grand frein à la sortie des listes de Pôle emploi. Il est cependant intéressant de constater que chez les femmes en couple, avoir un enfant diminue la probabilité de retour à l'emploi, chez les hommes cette dernière augmente en présence d'enfant(s). On peut penser que ce résultat s'explique par la situation du conjoint : par exemple, grâce au revenu de leur conjoint,

les femmes mariées peuvent avoir un salaire de réserve plus élevé. En ce qui concerne le niveau de formation ou la qualification, plus le niveau est élevé, plus la durée moyenne passée au chômage avant retour à l'emploi est courte. Par exemple, la probabilité (journalière) de retour à l'emploi d'un cadre est 1,2 fois supérieure à celle d'un employé ; de même celle d'un titulaire d'un diplôme de niveau bac + 3 ou supérieur est 1,5 fois plus grande que celle d'un titulaire de CAP ou BEP. La nationalité joue aussi un rôle conséquent dans la probabilité de retour à l'emploi : être de nationalité étrangère la réduit, toutes choses égales par ailleurs, de 27% par rapport à une personne de nationalité française. Parmi les motifs d'inscription à Pôle emploi, les licenciements et les premières entrées sur le marché du travail sont associés à des durées plus longues que les demandeurs d'emploi en fin de CDD. Nos estimations font aussi ressortir qu'être indemnisable par le régime d'assurance chômage est un facteur qui favorise la sortie des listes pour reprise d'emploi. Ce résultat doit se comprendre au regard de la durée d'indemnisation, car, comme le soulignent Bonnal et Fougère (1990) la durée moyenne de chômage est d'autant plus élevée que la durée d'indemnisation est longue. Ainsi, une faible durée d'indemnisation serait associé à un retour à l'emploi plus rapide. N'avoir jamais été inscrit à Pôle emploi augmente les chances de retour à l'emploi. Un demandeur d'emploi ayant déjà connu un épisode de chômage de moins d'un an au cours des 2 ans précédents a, en effet, une probabilité de retour à l'emploi diminuée de 2% par rapport à un nouvel inscrit, celui ayant connu un épisode de plus d'un an a une probabilité diminuée de 13%. Enfin, concernant l'emploi recherché, la demande d'un contrat saisonnier et d'un temps complet a un effet positif sur les chances de sortie du chômage. Toutefois, ces dernières caractéristiques sont à interpréter avec précaution : rien ne garantit que l'emploi retrouvé par les demandeurs d'emploi corresponde effectivement aux critères demandés à leur entrée sur les listes.

Les résultats obtenus sur la population des demandeurs d'emploi inscrits entre le 1^{er} juillet 2005 et le 31 juin 2006, soit avant la crise économique commencée en 2008, soulignent tout d'abord que le sexe et la situation familiale, le niveau de formation, la qualification et la nationalité présentaient en moyenne au niveau national des effets similaires à ceux calculés deux ans plus tard. De même, la demande d'un emploi à temps partiel pénalise toujours le retour à l'emploi, alors que la recherche d'un CDD ou d'un contrat saisonnier réduit la durée moyenne de chômage.

On constate cependant qu'avant la crise, exercer une activité réduite en parallèle de la demande d'emploi était favorable au retour à l'emploi, alors que ce n'est plus le cas pour les inscrits de 2010. Par ailleurs, avant la crise, être indemnisable augmentait la probabilité de retour à l'emploi de 4% contre 20,5% en 2010 qui témoigne de la forte baisse de la part des sorties pour reprise d'emploi des demandeurs non indemnisables entre 2007 et 2010 (Bernardi, 2011). De même, alors qu'être ouvrier qualifié augmentait, entre 2005 et 2007, sensiblement les chances de retour à l'emploi, ce n'est plus le cas en 2010 avec le recul notamment de l'activité industrielle et du bâtiment.

Tableau 4 : Effet des caractéristiques individuelles

Modalités	Cohorte 2010		Cohorte 2005	
	Coeff. Exponentialisés	IC à 95%	Coeff. Exponentialisés	IC à 95%
Âge				
<i>De 18 à 25 ans</i>	1,087***	[1,08;1,095]	1,109***	[1,102;1,117]
<i>De 26 à 39 ans</i>	<i>Réf.</i>			
<i>De 40 à 49 ans</i>	1,190***	[1,182;1,199]	1,129***	[1,121;1,137]
<i>De 50 à 64 ans</i>	1,053***	[1,043;1,063]	0,843***	[0,835;0,852]
Situation familiale				
<i>Homme en couple sans enfant</i>	1,145***	[1,132;1,158]	1,134***	[1,121;1,148]
<i>Femme en couple sans enfant</i>	0,983***	[0,972;0,994]	0,954***	[0,943;0,965]
<i>Homme en couple avec enfant(s)</i>	1,198***	[1,187;1,208]	1,187***	[1,177;1,197]
<i>Femme en couple avec enfant(s)</i>	0,953***	[0,945;0,961]	0,983***	[0,974;0,991]
<i>Homme non en couple avec enfant(s)</i>	0,923***	[0,908;0,938]	0,917***	[0,902;0,933]
<i>Femme non en couple avec enfant(s)</i>	0,839***	[0,829;0,848]	0,847***	[0,837;0,856]
<i>Homme non en couple sans enfant</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Femme non en couple sans enfant</i>	1,010***	[1,003;1,018]	1,05***	[1,042;1,057]
Qualification				
<i>Cadres</i>	1,218***	[1,206;1,229]	1,204***	[1,192;1,216]
<i>Agents de maîtrise et techniciens</i>	1,149***	[1,139;1,159]	1,136***	[1,126;1,145]
<i>Employés</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Ouvriers qualifiés</i>	1,055***	[1,046;1,064]	1,166***	[1,156;1,175]
<i>Ouvriers non qualifiés</i>	0,885***	[0,875;0,895]	0,921***	[0,912;0,931]
Niveau de formation atteint				
<i>Niveau Bac+3 et supérieur</i>	1,539***	[1,526;1,553]	1,357***	[1,344;1,369]
<i>Niveau Bac+2</i>	1,358***	[1,347;1,369]	1,333***	[1,323;1,344]
<i>Niveau Bac</i>	1,139***	[1,131;1,147]	1,117***	[1,109;1,124]
<i>Niveau CAP-BEP</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Niveau Lycée</i>	0,907***	[0,886;0,928]	0,877***	[0,858;0,897]
<i>Niveau collège et inférieur</i>	0,853***	[0,845;0,862]	0,84***	[0,833;0,847]
Nationalité				
<i>Français</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Autre</i>	0,732***	[0,725;0,74]	0,731***	[0,724;0,739]
Motif d'inscription				
<i>Fin de CDD</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Fin de contrat autre que CDD</i>	0,736***	[0,728;0,745]	0,727***	[0,72;0,735]
<i>Démission</i>	1,002	[0,989;1,015]	0,898***	[0,889;0,908]
<i>Licenciement</i>	0,784***	[0,778;0,79]	0,745***	[0,74;0,75]
<i>Première entrée sur le marché du travail</i>	0,833***	[0,822;0,844]	0,771***	[0,762;0,779]
<i>Autre</i>	0,787***	[0,782;0,792]	0,67***	[0,665;0,675]
Indemnisable vis-à-vis de l'assurance chômage				
<i>Indemnisable à l'entrée</i>	1,205***	[1,198;1,212]	1,044***	[1,039;1,05]
<i>Non indemnisable à l'entrée</i>	<i>Réf.</i>			
Durée cumulée antérieure passée sur les listes				
<i>0 jour</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Moins d'un an</i>	0,984***	[0,978;0,989]	1,074***	[1,068;1,08]
<i>Un an ou plus</i>	0,869***	[0,858;0,88]	1,01*	[1;1,021]
Contrat de travail recherché				
<i>CDI</i>	<i>Réf.</i>			
<i>CDD</i>	1,108***	[1,096;1,12]	1,351***	[1,334;1,369]
<i>Contrat saisonnier</i>	1,543***	[1,518;1,568]	1,113***	[1,101;1,126]
Temps de travail recherché				
<i>Temps complet</i>	<i>Réf.</i>			
<i>Temps partiel</i>	0,734***	[0,727;0,741]	0,701***	[0,695;0,708]

Note : *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%

Source : Fichier historique statistique, Pôle emploi-Dares.

Champ : France entière. Demandeurs d'emploi de catégorie A, B, C inscrits à Pôle emploi entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010 et entre le 1^{er} juillet 2005 et le 31 juin 2006, non inscrits dans les six mois précédant l'entrée et restant inscrits au moins un mois.

6. Effets des déterminants locaux

Les fonctions de survie du hasard de base communal aux horizons temporels 6 mois, 12 mois et 24 mois sont estimées à l'issue de la régression de Cox, à composition des demandeurs d'emploi identique entre zones. Le lien entre ces fonctions de survie et diverses caractéristiques locales est modélisé par une régression linéaire. Dans le cadre de cet exercice, seules les caractéristiques disponibles à l'échelle communale sont intégrées dans le modèle : variables de distance physique d'accès à l'emploi ainsi que variables de ségrégation résidentielle. Des effets fixes par zone d'emploi sont introduits pour contrôler l'hétérogénéité inobservée à cet échelon géographique.

Les estimations sont réalisées à divers horizons temporels (6 mois, 12 mois, 24 mois) afin de capter d'éventuelles modifications dans le temps des effets des déterminants locaux. Il faut néanmoins garder à l'esprit que plus l'horizon temporel est éloigné de l'entrée sur les listes de Pôle emploi, plus le phénomène de censure est important.

Comme précédemment, les estimations sont réalisées au niveau de la France entière, pour les cohortes 2005 et 2010. On se place sur le champ des communes comportant plus de 100 demandeurs d'emploi pour chaque cohorte, afin d'augmenter les chances d'observer effectivement des retours à l'emploi aux divers horizons temporels au niveau communal.

Les estimations des paramètres sont à interpréter par leur effet sur la fonction de survie, i.e. sur la probabilité pour un demandeur d'emploi d'être encore inscrits sur les listes de Pôle emploi à la date $t=6$ mois, 12 mois ou 24 mois.

Concernant les caractéristiques de déconnexion physique des zones de résidence avec les bassins d'emploi, la variable de distance moyenne à Pôle emploi est significative, quel que soit l'horizon temporel et quelle que soit la cohorte. Cependant, l'effet va dans le sens contre-intuitif puisque plus la distance à Pôle emploi est élevée, plus la probabilité de maintien sur les listes est faible. Il en est de même pour l'indicateur d'accessibilité aux offres d'emploi (lorsqu'il est significatif) : meilleure est l'accessibilité aux offres d'emploi, plus difficile est le retour à l'emploi, à l'instar des résultats exposés dans l'étude de Gobillon, Magnac et Selod. Plus cohérent avec des effets de pairs, le fait de résider dans une commune où la part d'actifs occupés à moins de 15 min de leur lieu de résidence est élevée (i.e. à forte densité économique) augmente les chances de retour à l'emploi à 6 mois. Cet effet n'est d'ailleurs plus significatif aux autres horizons temporels.

Concernant le second groupe de déterminants locaux testés, les variables sont presque toujours significatives. Le fait de résider dans une zone où la part d'actifs de moins de 25 ans est élevée constitue un frein au retour à l'emploi, d'autant plus important au fil du temps. Il en est de même du fait d'habiter dans un espace où la part d'actifs étrangers est élevée ou dans une zone où la part de non diplômés est élevée. On constate cependant qu'en 2005, c'est-à-dire avant la crise, la part d'actifs non diplômés ne jouait pas sur la probabilité de survie à 6 et 12 mois. Étant mesurés toutes choses égales par ailleurs, ces effets mettent en partie en exergue les phénomènes de discrimination territoriale à l'encontre du lieu de résidence que peuvent connaître certains demandeurs d'emploi de la part d'employeurs.

L'interprétation des résultats doit toutefois tenir compte de la possibilité d'un biais de variable omise ou dû à l'hétérogénéité individuelle inobservée. Tout d'abord, la mesure « toutes choses égales par ailleurs » de la survie de base géographique prend uniquement en compte les variables sociodémographiques disponibles dans la source FHS. Or, il est probable que d'autres caractéristiques individuelles entrent en jeu dans le retour à l'emploi, telles que la motivation du demandeur d'emploi, son expérience professionnelle passée ou encore sa capacité à être mobile. Ainsi, la survie de base géographique peut inclure, outre les effets de territoire, des effets de variables individuelles manquantes dans le FHS.

Par ailleurs, comme le soulignent Gobillon et al. dans leur article, un problème de causalité inverse pourrait expliquer les résultats observés sur la ségrégation résidentielle et l'accessibilité. Par exemple, dans le cas de la ségrégation résidentielle, il est possible d'envisager que les personnes de nationalité française quittent les municipalités où il est difficile de trouver un emploi. Pour celles-ci, la

proportion de personnes de nationalité étrangère est alors élevée et concomitante avec un effet négatif sur la probabilité de retour à l'emploi.

Un biais de variables omises peut aussi infirmer les valeurs des paramètres estimés. Dans le cas de l'accessibilité à l'emploi, un niveau élevé d'accessibilité concurrentielle à l'emploi pourrait témoigner d'emplois de faible qualité ou inadéquat à la structure de la population justifiant ainsi un effet négatif sur la probabilité de survie.

Tableau 5 : Effets des déterminants locaux

Modalités		Cohorte 2010 Coeff. Estimés	Cohorte 2005 Coeff. Estimés
Déconnexion physique lieu de travail - lieu de résidence			
<i>Part d'actifs occupés à moins de 15 min. de leur résidence</i>	À 6 mois	-0.02***	-0.01
	À 12 mois	-0.01	0.00
	À 24 mois	0.01	0.04**
<i>Distance moyenne à Pôle emploi</i>	À 6 mois	-0.07***	-0.06***
	À 12 mois	-0.09***	-0.06***
	À 24 mois	-0.17***	-0.06**
<i>Accessibilité concurrentielle aux offres d'emploi</i>	À 6 mois	0.02	1.09***
	À 12 mois	0.33	1.00**
	À 24 mois	1.75**	2.28**
Ségrégation résidentielle			
<i>Part d'actifs de moins de 25 ans</i>	À 6 mois	0.15***	0.27***
	À 12 mois	0.19***	0.34***
	À 24 mois	0.65***	0.65***
<i>Part d'actifs étrangers</i>	À 6 mois	0.10***	0.27***
	À 12 mois	0.20***	0.41***
	À 24 mois	0.44***	0.67***
<i>Part d'actifs non diplômés</i>	À 6 mois	0.14***	-0.00
	À 12 mois	0.17***	0.03
	À 24 mois	0.12**	-0.11**

Note : *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Champ : France entière. Sont présentés les coefficients estimés des variables explicatives introduites dans le modèle linéaire. Calcul des auteurs.

Sources : Dares-Pôle emploi, Fichier historique statistique, STMT ; Insee – Recensements de la population, Base permanente des équipements.

Bibliographie

- [1] Abbring J., G. Van Den Berg et J. Van Ours (1994) : « The Anatomy of Unemployment Dynamics », *Document de Travail CREST-INSEE*, n°9437.
- [2] Bernardi, V. (2011) : « Les sortants des listes de Pôle Emploi de 2007 à 2010 : recul marqué des taux de sortie pour reprise d'emploi avec la crise », *Dares Analyse*, n°090.
- [3] Bonnal, L. et D. Fougère (1990) : « Les déterminants individuels de la durée de chômage », *Économie et Prévision*, n°5, pp. 45-82.
- [4] Bonnal, L., D. Fougère et S. Lollivier (1995) : « Youth Unemployment in France : Recurrence and Heterogeneity », Communication au séminaire franco-américain sur le chômage des jeunes, National Bureau of Economic Research, Boston, juillet.
- [5] Bonnal, L., D. Fougère et A. Serandon (1993) : « Chômage de longue durée et chômage récurrent : quelques évidences empiriques », Note d'étude pour la convention ANPE-CNRS.
- [6] Taylor J. et Bradley S. (1997) : « Unemployment in Europe : A Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the UK », *Kyklos* 50.
- [7] Cases C. et S. Lollivier (1994) : « Hétérogénéité individuelle dans un modèle de durée avec segmentation », *Document de travail CREST-INSEE*.
- [8] Dares-Pôle emploi (2014) : « Les sortants des listes de Pôle emploi de décembre 2013 », n°14.007
- [9] E. Duguet, A. Goujard et Y. L'Horty (2005) : « Géographie du retour à l'emploi », Rapport de recherche de l'université d'Évry-EPEE pour le Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (Cerc), *Miméo*, septembre.
- [10] E. Duguet, A. Goujard et Y. L'Horty (2008) : « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Économie et Statistique*, n°415-416.
- [11] J. Bougard, E. Duguet, Y. L'Horty et F.Sari (2009) : « Les disparités locales de sorties des listes de l'ANPE : l'apport de 22 études régionales », Premières informations et Premières synthèses, *Dares*, n°37-1.
- [12] Fougère D. (2000) : « La durée du chômage en France », in : Fitoussi J.-P. (éds), Réduction du chômage : les réussites en Europe, *Rapport du Conseil d'Analyse Économique*, n°23, Paris : La Documentation Française, pp. 239-259.
- [13] Gobillon L., T. Magnac et H. Selod, (2011) : « The effect of location on finding a job in the Paris region », *Journal of Applied Econometrics*, n°26, pp. 1079-1112.
- [14] Guillot O. (1995) : « Facteurs explicatifs de la durée du chômage : une analyse économétrique à partir des données longitudinales du panel de ménages lorrains », *Document de Travail ADEPS*, Université Nancy-II.
- [15] Joutard X., et P. Werquin (1992) : « Les déterminants individuels de la durée de chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires », *Économie et Prévision*, n°1-2, pp. 143-156.
- [16] Lollivier S. (1994) : « Durée du chômage et cycle économique », *Document de travail CREST-INSEE*.
- [17] Rapport du Conseil d'orientation pour l'emploi (2011) : « Le chômage de longue durée ».
- [18] Robson M. (2009) : « Structural Change, Specialisation and Regional Labour Market Performance : Evidence for the UK », *Applied Economics*, n°41, pp.275-293.

[19] Trendle B. (2012) : « Spatial variation in unemployment: a literature review », *Working Paper*, n°23, Queensland Dept. of Employment and Training, Labour Market Research Unit.

[20] Van den Berg G. et B. Van der Klaauw (1998) : « Combining Micro and Macro Unemployment Duration Data », *Document de Travail CREST-INSEE*, n°9858.

Tableau complémentaire

Tableau 6 : Indices d'inégalité spatiale sur la composition des demandeurs d'emploi inscrits entre le 1^{er} juillet 2005 et le 31 juin 2006, leur durée d'inscription à Pôle emploi, et leur motif de sortie.

	Moyenne	Coefficient de variation	indice de Gini	indice de Theil	Q90/Q10	Q90-Q10	Nombre de communes
Motifs de sortie et durée d'inscription							
% retour à l'emploi	0,269	2,917	0,849	1,815	2,218	0,208	35 688
% sortie sans emploi	0,191	2,460	0,855	1,949	1,664	0,098	35 688
% radiations	0,437	1,837	0,827	1,705	1,684	0,218	35 688
% censuré à droite	0,103	3,806	0,874	2,212	2,442	0,086	35 688
% total censuré modèle	0,731	1,073	0,828	1,627	1,335	0,208	35 688
Durée si retour à l'emploi	220	1,597	0,822	1,574	1,390	71,408	35 688
Durée si sortie sans emploi	230	1,826	0,823	1,579	1,376	72,536	35 688
Durée si radiation	194	1,647	0,828	1,618	1,337	56,371	35 688
Durée si censuré à droite	1233	1,556	0,807	1,455	1,335	348,740	35 688
Durée si censuré modèle	349	2,060	0,838	1,726	1,565	155,541	35 688
Caractéristiques des demandeurs d'emploi							
Âge moyen	32	0,495	0,832	1,618	1,132	4,029	35 688
% hommes	0,484	1,161	0,832	1,686	1,289	0,120	35 688
% femmes	0,516	1,090	0,835	1,683	1,258	0,120	35 688
% en couple	0,382	1,936	0,845	1,754	1,624	0,185	35 688
% célibataire	0,618	1,194	0,826	1,640	1,357	0,185	35 688
% nationalité française	0,894	0,880	0,832	1,610	1,305	0,234	35 688
% nationalité étrangère	0,106	7,419	0,855	2,434	n.c.	0,234	35 688
% diplômé <CAP/BEP	0,187	3,482	0,854	2,007	2,821	0,182	35 688
% diplômé CAP/BEP	0,331	2,648	0,845	1,772	2,108	0,234	35 688
% diplômé >CAP/BEP	0,440	2,356	0,837	1,735	1,983	0,299	35 688
% sans enfant	0,629	1,082	0,830	1,651	1,352	0,191	35 688
% avec un enfant	0,153	2,624	0,857	2,005	1,630	0,074	35 688
% avec deux enfants	0,131	3,393	0,863	2,039	2,244	0,102	35 688
% trois enfants ou plus	0,088	4,131	0,877	2,255	2,636	0,081	35 688
Durée moyenne de chômage passé avant inscription	70	2,602	0,845	1,882	1,879	43,067	35 688

Source : Fichier historique statistique de Pôle emploi.

Champ : demandeurs d'emploi de catégorie A, B et C inscrits à Pôle emploi entre le 1^{er} juillet 2005 et le 31 juin 2006, non inscrits dans les six mois précédant l'entrée.

Note : Tous les indices sont pondérés par le nombre d'inscrits de la cohorte. « Être censuré modèle » correspond à un demandeur d'emploi censuré à droite, radié ou sortie sans emploi (cf. §2.2).

n.c. : non calculable quand Q10 est nul

ANNEXE A : Hétérogénéité régionale des effets individuels

Dans cette annexe, nous commentons une estimation du modèle (2) menée séparément sur trois régions : l'Île-de-France, la Corse et le Nord-Pas-de-Calais qui présentent toutes trois un marché du travail aux caractéristiques relativement atypiques. Il s'agit tout d'abord de mettre en évidence les caractéristiques individuelles qui favorisent le retour à l'emploi quel que soit le lieu de résidence du demandeur d'emploi. Mais aussi de souligner celles dont l'impact est différent selon la région considérée et d'illustrer par là l'importance des facteurs territoriaux.

Le Tableau 7 présente ainsi les effets estimés⁷, en se restreignant aux seuls inscrits entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010.

Le sexe, le niveau de formation, la qualification et la nationalité offrent des conclusions similaires d'une région à l'autre, en ligne avec les résultats observés au niveau national. Si les ordres de grandeur diffèrent parfois, la hiérarchie des effets est maintenue. Ainsi, un homme présente toujours une probabilité plus élevée de retour à l'emploi qu'une femme. D'autre part, un niveau de formation et de qualification élevé réduit la durée de chômage quelque soit le lieu de résidence du demandeur d'emploi. De même, être de nationalité étrangère est pénalisant dans ces trois régions. L'étude de l'effet du motif d'inscription rappelle aussi qu'un licenciement ou une première inscription sont synonymes d'une durée de chômage en moyenne plus longue. Enfin, dans ces trois régions, comme au niveau national, la recherche d'un temps partiel réduit les chances de retrouver un emploi, alors qu'être indemnisable est associé à une durée de chômage réduite.

Toutefois, certaines caractéristiques individuelles ont des effets différents d'une région à l'autre. La recherche d'un emploi saisonnier ou d'un CDD favorise le retour à l'emploi en Corse et dans le Nord-Pas-de-Calais, alors qu'elle allonge la durée de chômage en Île-de-France. En Corse, une inscription antérieure de moins d'un an sur les listes accroît aussi les chances de retour à l'emploi, de telle sorte que l'on peut penser que ces différences résulteraient de l'importance de l'activité touristique saisonnière dans cette région, d'autant que le niveau de formation ou la qualification joue peu contrairement aux autres régions (notamment pour les cadres ou les diplômés du supérieur). Enfin, alors qu'au niveau national, en Corse ou dans le Nord-Pas-de-Calais, les femmes en couple (avec ou sans enfants) ont une probabilité plus faible de retrouver un emploi qu'un homme seul sans enfant, les femmes franciliennes présentent, au contraire, des chances supérieures à cette situation de référence.

⁷ Les coefficients sont exponentialisés.

Tableau 7 : Effets des caractéristiques individuelles pour les demandeurs d'emploi inscrits entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010, en Île-de-France, en Corse et en Nord-Pas-de-Calais (coefficients exponentialisés)

	Île-de-France	Corse	Nord-Pas-de-Calais
Âge			
<i>De 18 à 25 ans</i>	1,118***	0,900**	1,044**
<i>De 26 à 39 ans</i>	Réf.		
<i>De 40 à 49 ans</i>	1,121***	1,076***	1,224***
<i>De 50 à 64 ans</i>	0,980*	0,920*	1,072**
Situation familiale			
<i>Homme en couple sans enfant</i>	1,189***	1,204***	1,177***
<i>Femme en couple sans enfant</i>	1,043***	0,967***	0,974***
<i>Homme en couple avec enfant(s)</i>	1,167***	1,082***	1,244***
<i>Femme en couple avec enfant(s)</i>	1,014***	0,918***	0,947***
<i>Homme non en couple avec enfant(s)</i>	Réf.		
<i>Femme non en couple avec enfant(s)</i>	0,867***	0,833***	0,829***
<i>Homme non en couple sans enfant</i>	0,870***	0,982***	0,949***
<i>Femme non en couple sans enfant</i>	1,077***	0,970***	1,007***
Qualification			
<i>Cadres</i>	1,247***	1,103	1,296**
<i>Agents de maîtrise et techniciens</i>	1,130***	1,006	1,168***
<i>Employés</i>	Réf.		
<i>Ouvriers qualifiés</i>	1,063**	0,970***	1,037***
<i>Ouvriers non qualifiés</i>	0,912***	0,981	0,939***
<i>Non précisé</i>	1,129***	1,033***	1,174***
Niveau de formation atteint			
<i>Niveau Bac+3 et supérieur</i>	1,621***	1,165***	1,688***
<i>Niveau Bac+2</i>	1,383***	1,176***	1,369***
<i>Niveau Bac</i>	1,122***	1,048***	1,153***
<i>Niveau CAP-BEP</i>	Réf.		
<i>Niveau Lycée</i>	0,900***	1,027***	0,986***
<i>Niveau collège et inférieur</i>	0,858***	0,936***	0,890***
<i>Non renseigné ou inconnu</i>	1,336***	1,212***	0,807***
Nationalité			
<i>Français</i>	Réf.		
<i>Autre</i>	0,725***	0,928***	0,771***
Motif d'inscription			
<i>Fin de CDD</i>	Réf.		
<i>Fin de contrat autre que CDD</i>	0,775***	0,630***	0,724***
<i>Démission</i>	1,157***	0,796**	1,063**
<i>Licenciement</i>	0,818***	0,622**	0,826**
<i>Première entrée sur le marché du travail</i>	0,892***	0,657**	0,789***
<i>Autre</i>	0,813**	0,601**	0,802***
Catégorie du demandeur d'emploi			
<i>Catégorie A</i>	Réf.		
<i>Catégorie B ou C</i>	1,043***	0,964	1,033***
Indemnisable vis-à-vis de l'assurance chômage			
<i>Indemnisable à l'entrée</i>	1,199***	1,114***	1,184***
<i>Non indemnisable à l'entrée</i>	Réf.		
Durée cumulée antérieure passée sur les listes			
<i>0 jour</i>	Réf.		
<i>Moins d'un an</i>	0,924***	1,198***	0,968***
<i>Un an ou plus</i>	0,805***	0,945***	0,934***
Contrat de travail recherché			
<i>CDI</i>	Réf.		
<i>CDD</i>	0,858***	1,394***	1,122***
<i>Contrat saisonnier</i>	0,938***	1,577***	1,864***
Temps de travail recherché			
<i>Temps complet</i>	Réf.		
<i>Temps partiel</i>	0,766***	0,722***	0,799***

Note : *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%

Source : Fichier historique statistique, Pôle emploi-Dares.

Champ : Île-de-France, Corse et Nord-Pas-de-Calais. Demandeurs d'emploi de catégorie A, B, C inscrits à Pôle emploi entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2010, non inscrits dans les six mois précédant l'entrée et restant inscrits au moins un mois.