

INSTITUT D'ETUDES POLITIQUES DE PARIS

MASTER OF ECONOMICS AND PUBLIC POLICY

MÉMOIRE DE RECHERCHE

---

# Le Marché du Logement et l'Emploi des Jeunes

---

*Etudiant:*  
Jean-Benoît EYMÉOUD

*Directeur de Mémoire:*  
Prof. Etienne WASMER

18 Mai 2015

Ce mémoire s'inscrit dans le cadre d'une étude effectuée conjointement avec Etienne Wasmer portant sur l'emploi des jeunes et leur mobilité.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>La répartition géographique du chômage des jeunes et de l'emploi</b>	<b>3</b>
2.1	Une forte hétérogénéité dans la répartition du chômage des jeunes sur le territoire . . . . .	4
2.2	La concentration de l'emploi dans les grandes villes . . . . .	5
2.3	L'accès au logement des jeunes . . . . .	6
2.3.1	Les loyers dans les villes françaises sont élevés, notamment en comparaison avec l'Allemagne . . . . .	8
2.3.2	L'accès au logement social difficile pour les jeunes . . . . .	10
<b>3</b>	<b>Revue de littérature</b>	<b>11</b>
3.1	Chômage des jeunes . . . . .	11
3.2	L'emploi des jeunes et marché du logement . . . . .	12
3.3	La mobilité géographique et l'emploi . . . . .	12
<b>4</b>	<b>Estimation sur données individuelles de l'impact du marché du logement sur le chômage des jeunes</b>	<b>13</b>
4.1	Présentation des données . . . . .	13
4.2	L'approche non-paramétrique : les taux de hasard de Kaplan-Meier	18
4.2.1	Analyse par niveau de loyer . . . . .	19
4.2.2	Le cas des contrats aidés . . . . .	22
4.2.3	Analyse par niveau de population . . . . .	25
4.2.4	Discussion sur l'indicateur de tension du marché du logement et robustesse . . . . .	28
4.3	L'approche paramétrique : les régressions de Cox . . . . .	29
<b>5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>32</b>
<b>6</b>	<b>Annexes</b>	<b>35</b>
6.1	Taux de hasard par quantile de taux d'effort pour les échantillons 1 et 2 . . . . .	35
6.2	Taux de hasard par quintiles de loyer pour les échantillons 1 et 2	37
6.3	Taux de hasard par quintiles de loyer pour les emplois aidés échantillon 2 . . . . .	39
6.4	Régressions de Cox pour l'échantillon 1 . . . . .	39

## 1 Introduction

Au début de l'année 2014, le taux de chômage des 15-24 ans est de 22,9%. Si la France fait mieux que le Portugal, la Grèce ou l'Italie, le taux d'emploi des jeunes en France reste faible, 28,6%, et nettement inférieur à celui de l'Allemagne ou des Pays-Bas où il atteint respectivement de 49 et 59%<sup>1</sup>. Plusieurs causes au chômage des jeunes ont été avancées en Europe et en France en particulier : coût du travail élevé au niveau du salaire minimum, système éducatif et formation insuffisamment performants, dualisme du marché du travail qui conduit les 15-24 à basculer de CDD en CDD et en sous-emploi. Ce mémoire considère le rôle du marché de l'immobilier et de la mobilité dans l'explication du chômage des jeunes. En effet, le chômage n'est pas réparti de façon homogène sur le territoire : certains bassins d'emploi sont plus attractifs que d'autres, et ce grâce à leur placement géographique, leur héritage économique ou encore leur proximité avec des centres de décisions. Ce dynamisme devrait amener les agents économiques à rejoindre ces bassins d'emploi et plus particulièrement les jeunes. En effet, on peut supposer que les jeunes sont davantage mobiles que des individus plus âgés qui font face à des contraintes familiales plus fortes. Par conséquent, nous devrions observer des jeunes individus relativement plus mobiles, qui se déplacent logiquement là où les emplois sont les plus disponibles. Or, nous observons le phénomène inverse ; la dispersion du taux de chômage des jeunes entre zones d'emploi est nettement plus élevée que celle des autres travailleurs. Une hypothèse est que le déficit de mobilité est le résultat d'un marché de l'immobilier trop tendu dans les zones dynamiques qui bloque le marché de l'emploi pour les jeunes. Ce mémoire analyse l'impact du marché du logement sur le chômage des jeunes.

Le mémoire est structuré de la manière suivante : On commence par montrer dans une première partie des faits stylisés concernant le chômage et la mobilité des jeunes ; puis, on présente une revue de littérature concernant le chômage des jeunes, le marché du logement et la mobilité ; enfin, nous présentons des analyses statistiques permettant d'étudier différentes corrélations entre chômage des jeunes et tension du marché du logement.

## 2 La répartition géographique du chômage des jeunes et de l'emploi

Cette partie présente des données concernant la répartition du chômage des jeunes sur le territoire ainsi que la difficulté qu'ils ont à obtenir un logement. Cette difficulté se retrouve tant sur le marché de l'achat que sur le marché locatif qu'il soit privé ou social. Une partie des documents présents sont issus d'études du conseil d'analyse économique (CAE).

---

<sup>1</sup>Données de la Commission européenne <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

	Jeunes 15-24 ans	Adultes 25-64 ans
Taux de chômage, commune située au 10e centile de chômage	0%	3,23%
Taux de chômage, commune située au 25e centile de chômage	11,85%	4,83%
Taux de chômage, commune située au 50e centile de chômage	20%	6,86%
Taux de chômage, commune située au 75e centile de chômage	28,57%	9,43%
Taux de chômage, commune située au 90e centile de chômage	39,02%	12,50%

TABLE 1 – Taux de chômage des jeunes et des adultes par percentile dans la distribution de 36 338 communes françaises en 2009. Source: Recensement INSEE 2009

## 2.1 Une forte hétérogénéité dans la répartition du chômage des jeunes sur le territoire

Le chômage n'est pas réparti de façon homogène sur le territoire : certaines régions, certains départements et certains bassins d'emploi sont plus touchés que d'autres. Qui plus est, les taux de chômage locaux évoluent d'une décennie à l'autre à la hausse comme à la baisse, et la répartition de la population sur le territoire ne suit pas directement les évolutions de l'emploi local. Si ce problème est présent pour toutes les catégories d'âge de la population active, il l'est encore plus pour les jeunes qui, par définition, ont besoin de s'insérer dans l'emploi sans avoir pu choisir leur lieu de résidence tant qu'ils dépendent de leur famille pour se loger. Dès lors, la question clé pour l'emploi des jeunes est leur capacité à se rapprocher des zones d'emplois lorsqu'ils vivent dans des zones moins favorisées du point de vue économique. De ce point de vue, les statistiques de chômage local, de logement et de mobilité géographique indiquent la prévalence de réelles difficultés. La dispersion géographique du chômage des jeunes est plus élevée que celle du chômage des adultes.

La table 1 qui décrit la distribution du taux de chômage absolu et la figure 1 qui représente la distribution des taux de chômage relatifs, montrent que la dispersion du taux de chômage entre les communes françaises est plus grande pour les jeunes de 15 à 24 ans que pour le reste de la population. Le tableau 1 fournit en effet le taux de chômage des moins de 24 ans et celui du reste de la population dans les communes classées selon le niveau de chômage de la catégorie considérée. Ainsi, dans la commune située au 75e centile de la distribution du taux de chômage des individus de 15-24 ans (soit à la frontière des 25% des communes les plus touchées par le chômage des jeunes), le taux de chômage est de 28,57% de la population active. Ce chiffre est inférieur à 11,85% au 25e centile, c'est-à-dire à la frontière des 25% des communes les moins touchées par le chômage des jeunes. Ces chiffres sont à comparer à ceux des 25-64 ans : dans les percentiles correspondants, le taux de chômage des 25-64 ans atteint respectivement 12,50% et 4,83%.

Ces différences de dispersion du taux de chômage entre catégories d'âge sont encore plus parlantes lorsque l'on observe le phénomène graphiquement : la distribution du taux de chômage des adultes est davantage ramassée, reflétant une plus faible hétérogénéité géographique du taux de chômage. On montre

statistiquement que la distribution du taux de chômage des jeunes est plus élevée que celle du reste de la population <sup>2</sup>.

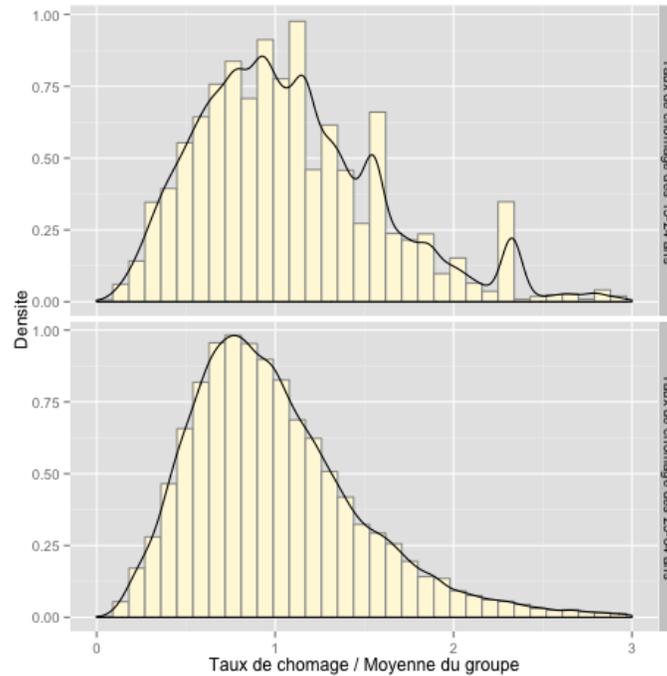


FIGURE 1 – Distribution des taux de chômage de 36 338 communes françaises en 2009, par classes d'âge. Les communes qui ont un taux de chômage nul ne sont pas présentes sur le graphique. Source: Recensement de l'INSEE 2009

## 2.2 La concentration de l'emploi dans les grandes villes

Cette forte hétérogénéité du taux chômage des jeunes reflète en partie les grandes différences qui existent en termes de dynamisme dans les départements de France. Depuis de nombreuses années, le processus de concentration accrue de la population active dans les grandes aires urbaines est à l'oeuvre en France et témoigne de ce que les géographes nomment la "métropolisation" du territoire. Ce phénomène incarne tant une concentration accrue des personnes que des emplois et en particulier des emplois tertiaires.

<sup>2</sup>Il s'agit d'un test de comparaison de variance unilatéral, où l'hypothèse nulle est l'égalité des variances. On rejette l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

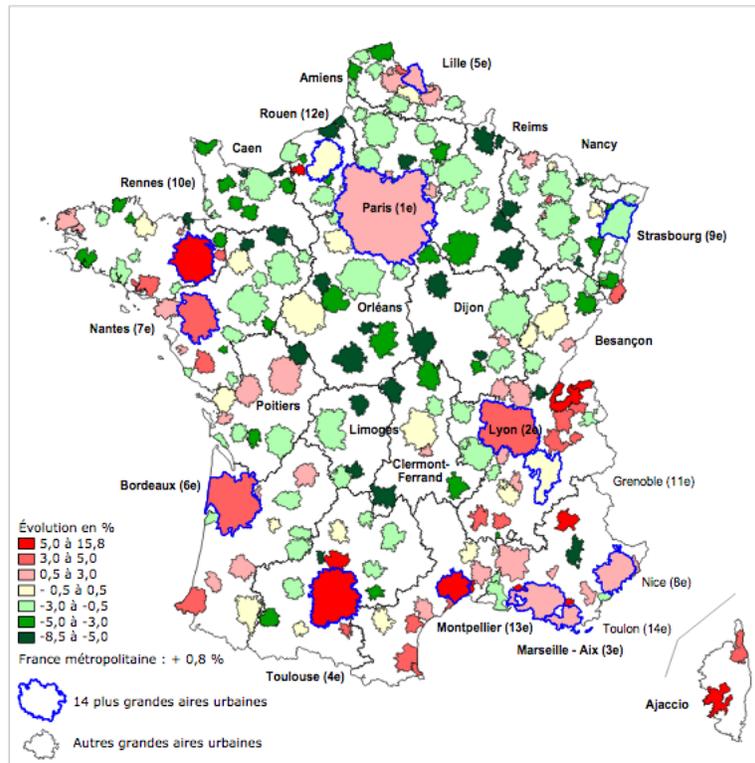


FIGURE 2 – Evolution de la population active, de 25 à 54 ans, dans les grandes aires urbaines entre 2006 et 2011. Source: INSEE Première N°1503. Juin 2014

Marianne Borzic et Thomas le Jeannic [7] montrent que les grandes agglomérations françaises ont mieux résisté à la crise économique et attirent de plus en plus d'emplois. La Figure 2 montre que les grandes villes françaises ont connu une forte croissance de la population active à un moment où la croissance nationale de la population active est restée très faible<sup>3</sup>. Ils expliquent cela par des destructions d'emplois industriels et agricoles dans les villes périphériques. Ainsi, les emplois créés se trouvent majoritairement dans les grandes agglomérations, le problème des jeunes consiste alors à rejoindre ces villes dynamiques.

### 2.3 L'accès au logement des jeunes

Cette dispersion spatiale du chômage, que ce soit pour les jeunes ou pour les adultes, mais a fortiori pour les jeunes, devrait conduire à de fortes incitations

<sup>3</sup>Les auteurs calculent 0,8% de croissance de la population active entre 2006 et 2011.

économiques à la mobilité. Or, il s'avère que la mobilité géographique reste faible pour des raisons multiples, liées principalement à l'accès au logement. Pour rejoindre une zone géographique où plus d'emplois sont disponibles, un travailleur jeune devra se loger soit dans le parc locatif privé, soit dans le secteur HLM, soit enfin accéder à la propriété.

Or, l'accèsion à la propriété des jeunes est nécessairement limitée, par insuffisance d'apport personnel et en raison des coûts de transaction<sup>4</sup>. De même, les moins de 25 ans ont un moindre accès au crédit, également de par le fait que les carrières professionnelles des jeunes sont trop heurtées pour pouvoir espérer rester durablement dans un même logement. Au final, la conjonction de l'inflation des prix de l'immobilier et des coûts des droits de mutation à titre onéreux et des frais de notaires<sup>5</sup>, font que le taux d'accèsion à la propriété des jeunes reste très limité. De fait, les propriétés dont le chef de ménage avait moins de 30 ans représentaient, en 2006, 10.8% de la population de l'ensemble des ménages propriétaires<sup>6</sup>, alors que les ménages locataires du parc privé dont le chef de ménage avait moins de 30 ans représentaient 29% de l'ensemble des locataires (Figure 3). Par ailleurs, on note que ce chiffre de 10.8 % de propriétaires de moins de 30 ans était en baisse : il était de 12% en 2002 lors de l'enquête Logement précédente.

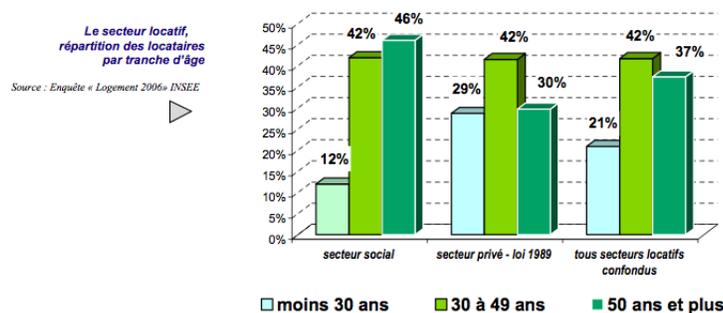


FIGURE 3 – Répartition des locataires du parc privé et social par secteur et tranche d'âge. Source: Enquête Logement 2006 de l'INSEE

Par conséquent, les jeunes se retrouvent sur le parc locatif privé et social qui, nous allons le voir, leur sont difficile d'accès.

<sup>4</sup>Les droits de mutation à titre onéreux qui représentent 5.09% au minimum et qui sont en augmentation depuis que ce taux peut être augmenté par les départements et porté à 7,09%

<sup>5</sup>cf note du CAE n°2 Trannoy-Wasmer sur le logement

<sup>6</sup>Source : INSEE, enquêtes Logement

### 2.3.1 Les loyers dans les villes françaises sont élevés, notamment en comparaison avec l'Allemagne

La majorité des jeunes travailleurs se retrouvent face à un parc privé qui est majoritairement tendu et géographiquement très hétérogène. En collectant des données du site internet de l'association CLAMEUR - rassemblant 33 agences professionnelles et associations ayant trait aux marché du logement locatif<sup>7</sup>, nous avons construit la carte ci-dessous (Figure 4). Le prix du mètre carré loué varie fortement entre Paris où il culmine à 21,7 euros du mètre carré et le département de la Haute-Loire où il atteint seulement les 6,4 euros du mètre carré.

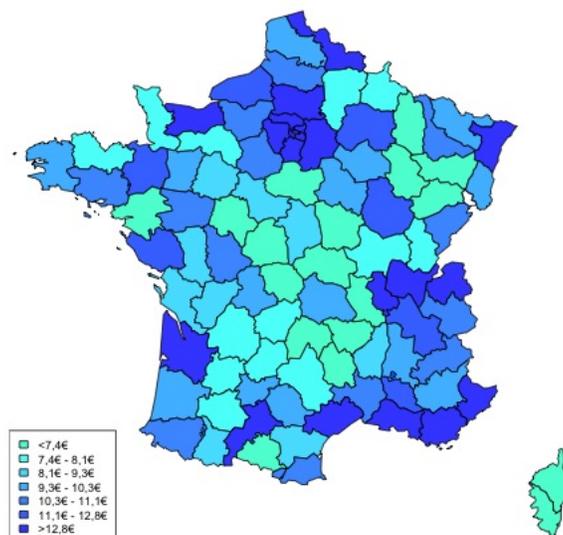


FIGURE 4 – Distribution du prix du mètre carré de logement locatif, par département, pour l'année 2014. Source: CLAMEUR

<sup>7</sup>CLAMEUR, acronyme de Connaître les Loyers et Analyser les Marchés sur les Espaces Urbains et Ruraux est une association régie par la loi du 1er juillet 1901. L'association CLAMEUR se compose de 5 membres fondateurs : PLURIENCE - FONCIA - SNPI - UNIS - UNPI; 28 membres associés : APAGL - BELVIA IMMOBILIER - BILLON IMMOBILIER - BOUYGUES IMMOBILIER - CENTURY 21 - CM-CIC GESTION IMMOBILIERE - CREDIT FONCIER IMMOBILIER - DAUCHEZ - FFB - FNAIM DU GRAND PARIS - FONCIERE LOGEMENT - FPI - GECINA - GROUPAMA IMMOBILIER - H&D (SIREs) - ICADE - ICF HABITAT - IMMO DE FRANCE SA - LOISELET & DAIGRE-MONT - MAIF - NEXITY - ORALIA - PACT - SELOGER.COM - SERGIC - GROUPE SNI - SOGEPROM - SQUARE HABITAT (CREDIT AGRICOLE); et d'utilisateurs associés. <http://www.clameur.fr/>

Lorsque l'on compare la Figure 4 et la Figure 2, on voit que les villes où les emplois sont créés sont également celles où les loyers sont les plus élevés. Un des problèmes des jeunes est alors d'arriver à rejoindre ces villes dynamiques. On pourrait penser que cette dynamique des loyers n'est pas spécifiquement française et s'applique à d'autres pays. Etienne Wasmer et Alain Trannoy [27] ont comparé de ce point de vue les villes allemandes et françaises. La Figure 5 montre les résultats de leur analyse lorsque l'on compare, pour un nombre d'habitants donné, le prix par mètre carré d'un appartement une pièce en centre-ville, en France et en Allemagne.

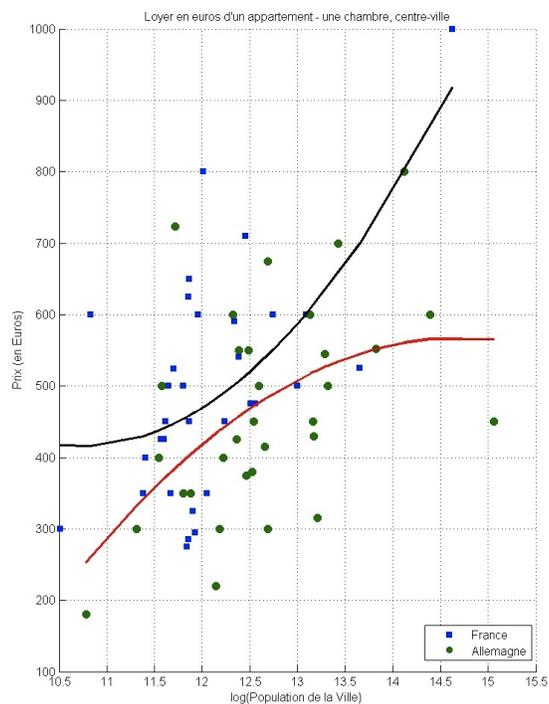


FIGURE 5 – Loyer en euros par mètre carré d'un appartement une pièce en centre-ville, en fonction de la taille de la ville, comparaison France-Allemagne. Source: Trannoy et Wasmer 2013, note du CAE no 2.

Les loyers du parc privé des villes françaises semblent être particulièrement élevés, en tout cas lorsqu'on les compare avec les villes allemandes. Les jeunes individus ont donc du mal à s'installer dans ces villes là.

### 2.3.2 L'accès au logement social difficile pour les jeunes

Compte-tenu des difficultés d'accès à la propriété et au parc privé, c'est le logement social qui aurait dès lors vocation à accueillir de jeunes actifs souhaitant chercher un emploi dans les zones de faible chômage et notamment dans les villes de taille importante. Or, l'accès au parc social est notoirement bloqué dans les grandes agglomérations. Le parc HLM, de par la mobilité très faible de ses occupants, ne laisse que peu de places résiduelles aux jeunes travailleurs. Notamment, la part des emménagés récents dans le parc social est passé de 33% en 1997 à 28% en 2006, selon une étude du Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de vie (CREDOC) qui soulignait par ailleurs, dès 2007, que les jeunes étaient souvent les « laissés pour compte du parc social » et que cette exclusion du parc social progressait, puisqu'entre 2000 et 2006, « la part des titulaires du contrat de location âgés de moins de 30 ans est en forte baisse : elle était de 15,0 % en 2000 et de 13,8 % en 2003 et elle n'est plus que de 11,6% en 2006. »

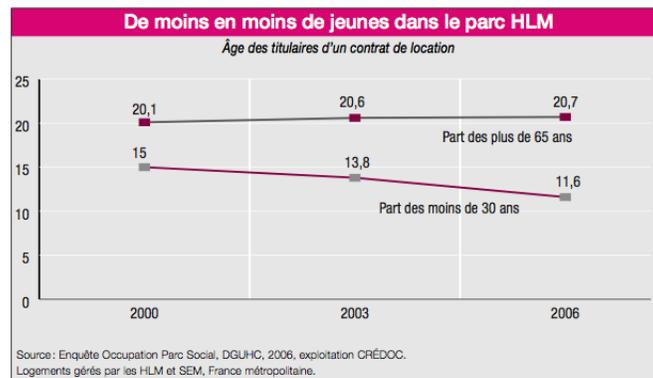


FIGURE 6 – Part des jeunes dans le secteur social entre 2000 et 2006. Source: enquête occupation parc social Direction Générale de l'Urbanisme, de l'Habitat et de la Construction 2006

Ces divergences d'accès au parc social sont d'ailleurs paradoxalement plus importantes dans les zones en tension sur le marché du logement, comme l'illustre le graphique suivant. En effet, la part des jeunes dans le parc social diminue avec la taille de l'agglomération et en Ile-de-France est plus faible au centre qu'en périphérie.

**Le secteur locatif social**  
répartition des locataires par tranche d'âge  
et selon la localisation

Source : Enquête « Logement 2006 » INSEE

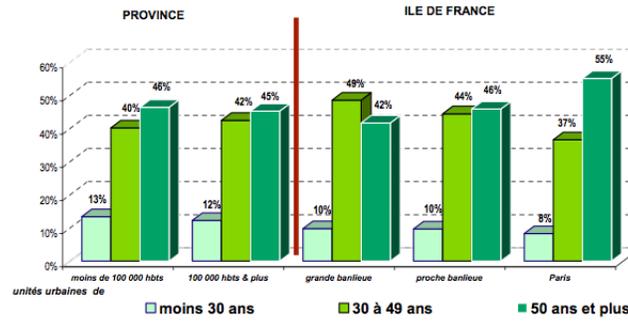


FIGURE 7 – Répartition des locataires dans le secteur social par lieu de résidence et tranche d'âge. Source: Enquête logement 2006 de l'INSEE

### 3 Revue de littérature

Dans cette partie, on présente l'état de la littérature concernant le chômage des jeunes. On commence par une approche assez générale avant de se concentrer sur les liens entre chômage des jeunes et marché du logement pour terminer sur le rôle de la mobilité dans l'explication du chômage.

#### 3.1 Chômage des jeunes

Le problème du chômage des jeunes fait l'objet d'études économiques depuis son apparition structurelle qui date du début des années 1970. De nombreuses études se sont focalisées sur l'étude des jeunes individus les moins qualifiés qui peinent à s'insérer sur le marché du travail. On relève trois axes d'approche qui ont été mis en avant pour étudier le chômage des jeunes : la formation, le coût du travail et le dualisme du marché du travail. Le rôle de la formation dans l'explication du chômage des jeunes englobe la formation éducative et la formation professionnelle. L'inadéquation entre formation éducative et demande sur le marché de travail a été mise en avant par de nombreuses études et en particulier Manacorda et Petrongolo [21]. Les enjeux de la formation professionnelle pour diminuer le chômage des jeunes sont très bien mis en évidence par Cahuc, Carcillo et Zimmerman [11]. Cahuc [10], encore, met en avant le rôle de la formation professionnelle dans l'explication des différences de taux de chômage des jeunes entre la France et l'Allemagne. De manière plus empirique, Fougère et al. [14] mettent en évidence que les programmes de formation ayant un réel contenu en termes de formation ont des effets moyens bénéfiques sur l'accès à l'emploi. Le problème du coût du travail pour les jeunes individus et plus particulièrement

l'impact négatif du salaire minimum sur l'insertion dans l'emploi a été mis en avant par Abowd et al. [2] ou encore Kramarz et Philippon [19]. Cette littérature prend une place toute particulière en France où le salaire minimum est parmi les plus élevés des pays de l'OCDE<sup>8</sup>. Plus récemment, les projecteurs se sont portés sur le rôle de la structure duale du marché du travail dans l'explication du taux de chômage des jeunes. Kramarz et Cahuc [24] évoquent l'impact négatif des Contrats à Durée Déterminée (CDD) dans l'accession au logement et au crédit ainsi que les effets néfastes que cela peut engendrer sur le marché de l'emploi. Blanchard et Tirole [5] envisagent un système de taxation des licenciements permettant d'équilibrer le marché du travail afin de le rendre plus équitable pour les jeunes. Le rôle de la culture a également été mis en évidence par Cahuc et Algan [3] qui montrent que les préférences familiales expliquent en partie les différences de taux de participation des jeunes sur le marché du travail dans les différents pays européens. Dans cette lignée d'étude, la DARES [1] met en évidence le rôle de l'environnement urbain dans l'explication du chômage des jeunes.

### 3.2 L'emploi des jeunes et marché du logement

L'analyse du marché du travail des jeunes s'est également faite à l'aune du marché du logement. Par exemple, Decreuse et Van Ypersele [12] développent un modèle permettant d'étudier le rôle prépondérant de la dualité du marché du travail dans l'articulation des marchés du travail et de l'immobilier. Leur idée directrice consiste à montrer que face à un marché du logement réglementé, où les bailleurs font face à d'importants coûts d'expropriation, les individus demandent une protection sur le marché de l'emploi qui est croissante avec le niveau de réglementation du marché du logement. La régulation du marché du logement pèse sur le chômage des jeunes mais elle pèse également sur leur capacité à s'émanciper. En utilisant un indice de régulation du marché locatif construit par Djankof et al. [8], Bonleu et al. [6] montrent que l'émancipation des jeunes est d'autant plus faible que le niveau de régulation du marché locatif est élevé. De leur côté, Becker et al. [4] montrent, en utilisant des données italiennes, que le taux de chômage des jeunes est négativement corrélé à leur probabilité d'émancipation. Enfin, dans un autre registre, Brueckner et Zenou [9] construisent un modèle théorique permettant de montrer que lorsqu'une population est discriminée sur le marché du logement, son taux de chômage augmente.

### 3.3 La mobilité géographique et l'emploi

Le rôle de la mobilité géographique dans l'explication du chômage a été étudié de manière générale mais aucune étude, à la connaissance de l'auteur, ne traite spécifiquement de la mobilité et de l'emploi des jeunes. Une des premières réflexions sur le rôle de la mobilité géographique dans l'explication du chômage a été formulée par Kain [18]. Selon lui, une raison qui explique le taux de chômage

---

<sup>8</sup>Données OCDE : [http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=MW\\_CURP](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=MW_CURP)

élevé des minorités aux Etats-Unis dans les années 1960 est d’une part, la faible mobilité des individus issus des minorités et, d’autre part, l’inadéquation spatiale qu’il existe entre lieux de vie des minorités et lieux permettant de trouver du travail. Cette hypothèse de *spatial mismatch* entre marchés de l’emploi et lieux de résidence a donné lieu à de nombreux travaux théoriques et empiriques dont une synthèse a été faite par Gobillon et al [16]. La mobilité géographique a été étudiée tant en termes de coûts de transport qu’en termes de coûts de déménagement. Rupert et Wasmer [25] développent un modèle théorique permettant de mettre en évidence l’existence d’un arbitrage entre coûts de transport et de déménagement, et l’influence du niveau de friction du marché du logement sur cet arbitrage. Ils montrent qu’avec une augmentation des coûts de transport, les frictions sur le marché du logement diminuent la mobilité des travailleurs et que ce phénomène peut en partie expliquer les différences de chômage que l’on observe entre la France et les Etats-Unis. Dans la même lignée, Guglielminetti et al. [17] étudient les liens entre mobilité et sortie du chômage. En utilisant des données autrichiennes, ils montrent que les individus qui rentrent au chômage prospectent d’abord dans les zones d’emploi situées autour de leur lieu de travail précédent puis, à mesure que le temps passe, augmentent l’étendue de leur zone de prospection. Par ailleurs, Rathelot et Marinescu [23] et Maning et Petrongolo [22] mettent en évidence la faible étendue de ces zones de prospection. Le premier article montre, avec des données américaines, que le nombre de demandes adressées par individu diminue de 20% tous les cinq kilomètres.

## 4 Estimation sur données individuelles de l’impact du marché du logement sur le chômage des jeunes

### 4.1 Présentation des données

Nous adoptons ici une vision microéconomique du problème de l’emploi des jeunes sur la base de données individuelles. Nous utilisons un échantillon du fichier historique (FH) de Pôle Emploi. Le fichier historique répertorie le parcours de chaque individu qui s’inscrit à Pôle Emploi. Il fournit les dates de début de l’épisode chômage, de sortie du chômage, le motif de sortie du chômage ainsi qu’un ensemble de variables propres à chaque individu. Pôle Emploi structure son territoire d’action en régions qui recouvrent plus ou moins les régions géographiques françaises.

Notre base de données est un échantillon aléatoire du fichier historique sur chacune de ces régions. Elle fournit des données s’étendant du 1er janvier 2004 au 31 décembre 2014. Chaque individu de la base est enregistré par un identifiant unique propre à chaque région. Il peut réapparaître plusieurs fois dans la base de données s’il a connu plusieurs épisodes de chômage. Cette base de données est riche, car elle fournit 6 721 600 observations entre 2004 et 2014. Elle contient également un grand nombre de variables associées aux individus. Nous pouvons ainsi identifier la commune de résidence de chaque individu.

Nous avons d'abord restreint l'échantillon aux demandeurs d'emploi de catégorie 1 des individus inscrits à Pôle Emploi, c'est-à-dire les personnes immédiatement disponibles pour un emploi, en recherche d'emploi en CDI à temps plein. Ils correspondent à 67,71% des observations de notre base. Nous excluons donc les individus qui recherchent un CDI à temps partiel (catégorie 2), les individus qui cherchent un emploi à durée limitée (catégorie 3), ceux qui ne sont pas immédiatement disponibles (catégorie 4) et ceux qui ont un emploi mais désirent en changer (catégorie 5). Ce faisant, nous excluons 32,28% des individus de la base de données.

Nous restreignons ensuite notre analyse aux individus dont la période de chômage est inférieure à 730 jours<sup>9</sup>. Cela nous permet d'exclure les individus connaissant un chômage de longue durée dont les problématiques d'emploi sont différentes. Cette procédure entraîne une diminution de la taille de l'échantillon de 12,72%.

Une difficulté est le traitement des individus sortant de la base de données à cause d'une absence au rendez-vous de contrôle de Pôle Emploi. Il s'agit d'un cas de figure fréquent puisque chaque trimestre, cela concerne 10,2% des individus<sup>10</sup>. Depuis le 2ème trimestre 2011, Pôle Emploi et la DARES effectuent conjointement une enquête auprès des demandeurs d'emploi sortants afin de déterminer le motif réel de leur sortie des listes et, en cas de reprise d'emploi, la nature de l'emploi retrouvé. Il s'avère qu'en moyenne 44,8%<sup>11</sup> des individus sortants des listes ont en fait retrouvé emploi. Par ailleurs, 11,4% de ces individus sortants sont entrés en formation. Le biais lié à la non-connaissance du motif réel de sortie de la base nécessite donc un traitement spécifique ; deux approches sont en général utilisées. Soit on modélise statistiquement le mécanisme de sortie des listes, comme le fait Terracol [26] ; soit on exclut tout simplement ces individus de la base. Nous choisissons dans un premier temps d'exclure ces individus. Par conséquent, nous diminuons la taille de l'échantillon de 46%.

Pour étudier l'impact du marché du logement sur le marché du travail, nous sommes amenés à apparier la base de données de Pôle Emploi avec des données communales basées sur le recensement effectué par l'INSEE pour les années 2009 et 2011 et préalablement complétées par des données de loyers. Nous disposons de deux bases de données traitant du parc locatif, la première base fournit des informations de toutes natures, sauf les loyers au mètre carré pour 31 748 villes, la deuxième base fournit des informations sur les loyers au mètre carré pour 2 817 villes de plus de 500 habitants et ont été récupérées sur le site de l'association de professionnels CLAMEUR. Cet appariement est basé sur un identifiant de la commune de résidence des demandeurs d'emploi dans la base du fichier historique, conduisant cependant à une perte de données car nous ne disposons pas d'informations sur le marché du logement de l'ensemble des villes. Lorsque l'on apparie le fichier historique avec la base des 31 748 communes,

---

<sup>9</sup>Ce qui correspond à une période de deux ans.

<sup>10</sup>Cette moyenne est calculée sur les données trimestrielles de juin 2002-sep 2011 de l'enquête sortant des demandeurs d'emploi.

<sup>11</sup>Cette moyenne est calculée sur les données trimestrielles de juin 2011-sept 2014.

Base	Nombre d'observations
Initiale	6 721 600
Sans les catégories 2,3,4	4 551 389
Sans les individus dont la durée de chômage est inférieure à 730 jours	3 972 026
Sans les individus sortants	2 110 827
Demandeurs d'emploi résidant dans 30 719 communes (échantillon no 1)	1 898 886
Demandeurs d'emploi résidant dans 2 817 communes (échantillon no 2)	1 275 951

TABLE 2 – Taille de l'échantillon par sélection progressive des observations

on élimine ainsi une partie des observations, soit 10% des observations. On nomme par la suite ce premier groupe échantillon 1. Si l'on travaille sur le groupe des communes de plus de 2 500 habitants, soit 2 817 communes, on doit renoncer à 32,8% d'observations supplémentaires. C'est ce second groupe que l'on nomme échantillon 2. La table 2 résume la construction de la base. Au final, nous travaillons avec un premier échantillon composé de 1 898 886 observations ce qui représente 1 169 929 individus distincts et un second échantillon composé de 1 275 951 observations, soit 812 852 individus distincts.

Chaque observation de la base est caractérisée par une date d'inscription à Pôle Emploi, une date d'annulation de la demande d'emploi ainsi qu'un motif d'annulation de la demande d'emploi. Les dates d'inscription et de sortie permettent de calculer la durée de l'épisode de chômage en nombre de jours. Le motif d'annulation de la demande d'emploi permet de savoir si l'individu est sorti de Pôle Emploi en ayant retrouvé un emploi ou pour une autre raison. Dans notre étude, nous considérons qu'un individu sort de Pôle Emploi en ayant retrouvé du travail lorsque son motif d'annulation de la demande d'emploi est soit un retour à l'emploi par ses propres moyens, soit la création d'une entreprise, soit un retour à l'emploi grâce à l'agence ou enfin la signature d'un contrat à durée indéterminée/déterminée. A l'inverse, lorsque les individus quittent Pôle Emploi pour une autre raison, on dit que leur durée de chômage est censurée. A ces individus s'ajoutent ceux qui sont toujours au chômage lorsque l'échantillon a été créé, ici le 31 décembre 2014.

Les tables 3 et 4 décrivent les observations que l'on retrouve dans les échantillon 1 et 2. On remarque que les échantillons sont relativement proches en termes de population. En moyenne, 39% des individus qui entrent à Pôle Emploi en sortent avec un emploi dans l'échantillon 1 représentant 30 719 communes contre 37% dans l'échantillon 2. Le nombre moyen de jours passés au chômage est à peu près le même dans les deux échantillon puisqu'il varie de 199,69 dans le premier à 198,78 dans le second. Les individus de 16 à 25 ans représentent à peu près un tiers de l'échantillon. Il y a légèrement plus d'hommes que de femmes dans la population et légèrement plus d'hommes dans l'échantillon 1. Les individus ont, en moyenne, 0,69 enfants à charge et 4,67 années d'expérience dans l'échantillon 1 contre 0,67 enfants à charge et 4,48 années d'expérience dans l'échantillon 2.

	Observations	Valeurs nulles	Min	Max	Moyenne	Ecart-type
Indicatrice d'emploi	1898886	1162587	0	1	0.39	0.49
Jours passés au chômage	1898886	656	0	729	199.69	177.90
Age 16-25 ans	1898886	1292922	0	1	0.32	0.47
Sexe	1898886	932090	0	1	0.51	0.50
Nationalité française	1898886	220493	0	1	0.88	0.32
Nombre d'enfants à charge	1898886	1187232	0	9	0.69	1.08
Expérience professionnelle	1898886	533394	0	60	4.67	6.27

TABLE 3 – Description des individus dans l'échantillon no 1 (30719 communes)

	Observations	Valeurs nulles	Min	Max	Moyenne	Ecart-type
Indicatrice d'emploi	1275951	798566	0	1	0.37	0.48
Jours passés au chômage	1275951	449	0	729	198.78	177.38
Age 16-25 ans	1275951	877123	0	1	0.31	0.46
Sexe	1275951	617	0	1	0.52	0.50
Nationalité française	1275951	195461	0	1	0.85	0.36
Nombre d'enfants à charge	1275951	812981	0	9	0.67	1.08
Expérience professionnelle	1275951	367116	0	60	4.48	6.07

TABLE 4 – Description des individus dans l'échantillon no 2 (2 817 communes)

	Observations	Valeurs nulles	Min	Max	Moyenne	Ecart-type
Loyer moyen en 2009	30719	0	151	1971.19	463.03	101.07
Taux de chômage en 2009	30719	101	0	0.45	0.09	0.04
Population	30719	0	38	447340	1901.89	7917.40
Ratio de logements vacants en 2009	30719	279	0	0.37	0.07	0.04
Taux d'effort supérieur à 30 en 2009	30719	6015	0	1	0.27	0.21
Taux d'effort supérieur à 20 en 2009	30719	2350	0	1	0.52	0.25
Taux d'effort supérieur à 10 en 2009	30719	497	0	1	0.83	0.19

TABLE 5 – Description des villes dans l'échantillon no 1 (30719 communes)

	Observations	Valeurs nulles	Min	Max	Moyenne	Ecart-type
Prix du mètre carré locatif en 2013	2817	0	4.70	23.20	10.12	2.87
Loyer moyen en 2009	2817	0	304.58	1567.88	498.65	75.39
Taux de chômage en 2009	2817	0	0.02	0.29	0.11	0.04
Population	2817	0	2321	447340	12683.96	23259.27
Ratio de logements vacants en 2009	2817	0	0	0.23	0.06	0.03
Taux d'effort supérieur à 30 en 2009	2817	0	0.06	0.78	0.39	0.11
Taux d'effort supérieur à 20 en 2009	2817	0	0.18	1	0.64	0.11
Taux d'effort supérieur à 10 en 2009	2817	0	0.50	1	0.89	0.07

TABLE 6 – Description des villes dans l'échantillon no 2 (2 817 communes)

Les tables 5 et 6 décrivent les statistiques des villes des échantillons 1 et 2. Dans l'échantillon 1 qui considère 30 719 villes, le loyer moyen pour l'année 2009 varie entre 151 euros pour la ville la moins chère de l'échantillon et 1 971 euros pour la ville la plus chère. Il atteint, en moyenne, 463 euros. Le loyer moyen est moins dispersé lorsque l'on se restreint aux 2 817 villes de plus de 2 500 habitants. Il varie de 304 euros à 1568 euros mais sa valeur moyenne est relativement plus élevée et atteint 499 euros. Le fait que les variables soient moins dispersées pour les villes de l'échantillon 2 est vrai pour l'ensemble des variables sauf le nombre d'habitants. Le taux de chômage en 2009 est moins élevé dans l'échantillon 1 où il atteint 9%, que dans l'échantillon où il atteint 11%. Ce taux est légèrement supérieur à celui de l'économie française en 2009<sup>12</sup>, ce qui est normal puisque les individus que l'on observe sont précisément au chômage et habitent donc dans des villes où le chômage est un phénomène réel. La population moyenne des villes du premier échantillon atteint 1 915 habitants, ce qui est plus élevé que la moyenne française mais sensiblement plus faible que celle des villes du second échantillon, qui avoisine les 12 792 habitants. Cette différence s'explique du fait que l'échantillon 2 se concentre précisément sur les villes de plus de 2500 habitants<sup>13</sup>.

Nous avons calculé le ratio de logements vacants par rapport au nombre de logements des communes de l'échantillon. On remarque que les villes de plus de 2500 habitants ont un ratio de logements vacants légèrement plus faible, 6%, que celles du reste de l'échantillon, 7%. Enfin, nous disposons dans nos échantillons de la distribution des taux d'effort par commune. Nous présentons dans la dernière partie des tables 5 et 6 les proportions de taux d'effort lorsque le seuil considéré est 10, 20 et 30. Ces proportions de taux d'effort peuvent s'interpréter comme des indicateurs de tensions du marché du logement sur chacune des communes. Dans la lignée de l'observation sur le loyer moyen dans chacun des échantillons, on observe que le marché du logement est relativement plus tendu pour les villes de notre second échantillon et ce quelque soit l'indicateur d'effort utilisé.

La figure 8 présente la distribution spatiale des villes de notre échantillon. La carte de gauche représente les villes de l'échantillon 1, la carte de droite celles de l'échantillon 2. Comme attendu, l'échantillon 1 couvre une plus grande partie du territoire français. Il est intéressant de noter que notre échantillon nous permet de couvrir le territoire dans sa quasi-totalité. Seuls la Corse, les régions montagneuses telles que le Jura, les Vosges, le Massif Central et les alentours de Rennes sont peu renseignés. A l'inverse, les villes de notre deuxième échantillon sont beaucoup moins étendues dans l'espace et elles se structurent autour d'axes forts. On retrouve ainsi la majorité des villes autour du pourtour méditerranéen,

---

<sup>12</sup>La moyenne nationale, calculée sur les données du recensement de l'INSEE de 2009 est de 8,8%.

<sup>13</sup>On note à ce propos que la plus petite ville de l'échantillon 2 contient, en fait, 2321 habitants, il s'agit de Nave située en Corèze. CLAMEUR avait choisi de sélectionner les villes de plus de 2500 habitants mais a également mis trois villes dont le nombre d'habitants en deçà de cette limite.

le long des grands fleuves tels que le Rhône, la Loire et la Seine et près des frontières suisses, belges et allemandes.

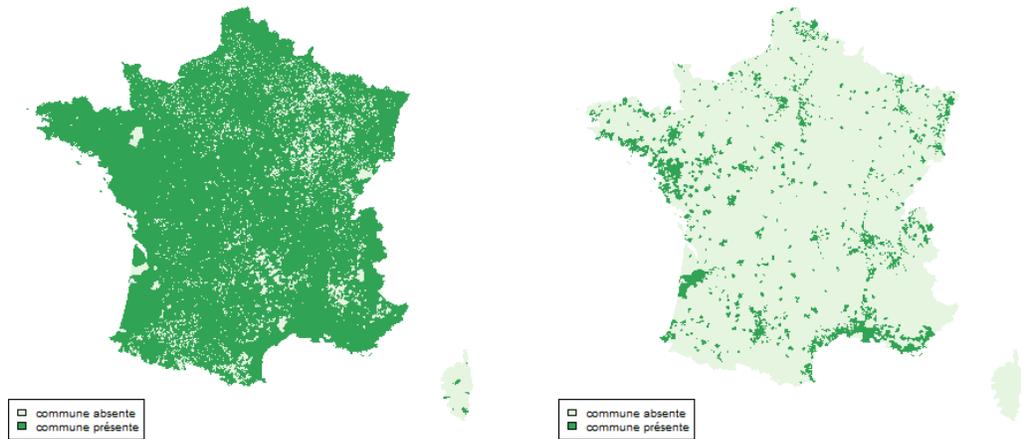


FIGURE 8 – Villes présentes dans l'échantillon 1 (gauche) et l'échantillon 2 (droite). Les points verts représentent les communes pour lesquelles nous disposons de données.

## 4.2 L'approche non-paramétrique : les taux de hasard de Kaplan-Meier

Dans cette partie, on s'intéresse à l'impact du marché du logement sur la probabilité de sortir du chômage. Pour cela, on estime la probabilité conditionnelle de sortir instantanément du chômage en fonction de la date durant laquelle l'individu y est resté. Cette probabilité, également appelée taux de hasard, est estimée à l'aide de la méthode d'estimation non-paramétrique de Kaplan-Meier. Pour connaître l'impact du marché du logement sur ce taux de hasard, on commence par diviser notre échantillon d'étude par terciles de tension du marché du logement. Puis, sur chaque tercile, on estime ce taux de hasard. Pour mesurer la tension du marché du logement, on utilise le loyer moyen ou le loyer par mètre carré lorsqu'il est disponible. Pour distinguer l'impact du marché logement de l'impact de la taille des villes, on effectue la même analyse par terciles de population.

Pour analyser l'impact différentiel du marché du logement sur l'emploi des individus de moins de 25 ans et celui du reste de la population, on commence

par séparer l'échantillon d'étude selon ce critère d'âge. Sur chacune des ces sous-populations, on estime les taux de hasard en fonction du tercile de résidence des individus. On obtient ainsi les taux de hasard par critère d'âge et critère de tension du marché du logement. Enfin, on calcule le ratio des taux de hasard entre individus appartenant à un même tercile mais ayant des âges différents. Ce ratio exprime alors la probabilité relative qu'un individu de moins de 25 ans sorte du chômage par rapport à un individu de plus de 25 ans.

#### **4.2.1 Analyse par niveau de loyer**

La Figure 9 représente l'estimation des taux de hasard lorsque les terciles des villes sont définis par les loyers. Ces estimations sont effectuées sur l'échantillon 1 comprenant 30 719 communes et 1 898 886 observations. De manière générale, on voit que le taux de hasard est croissant puis décroissant dans le temps et ce quelque soit la catégorie d'âge, la tension du marché locatif que l'on considère. Ce phénomène est bien connu des économistes et témoigne de l'inertie à sortir du chômage à mesure que le temps passe. Si l'on compare les individus de moins de 25 ans et le reste de la population, on remarque que les individus de moins de 25 ans ont un taux de hasard structurellement plus élevé que celui du reste de la population. En d'autres termes, les jeunes ont une probabilité de sortir du chômage qui est systématiquement supérieure à celle du reste de la population. Cependant, le graphique en bas à droite nous montre que pour l'ensemble des villes considérées, cet avantage comparatif croît, puis tend à diminuer à mesure que le temps passe.

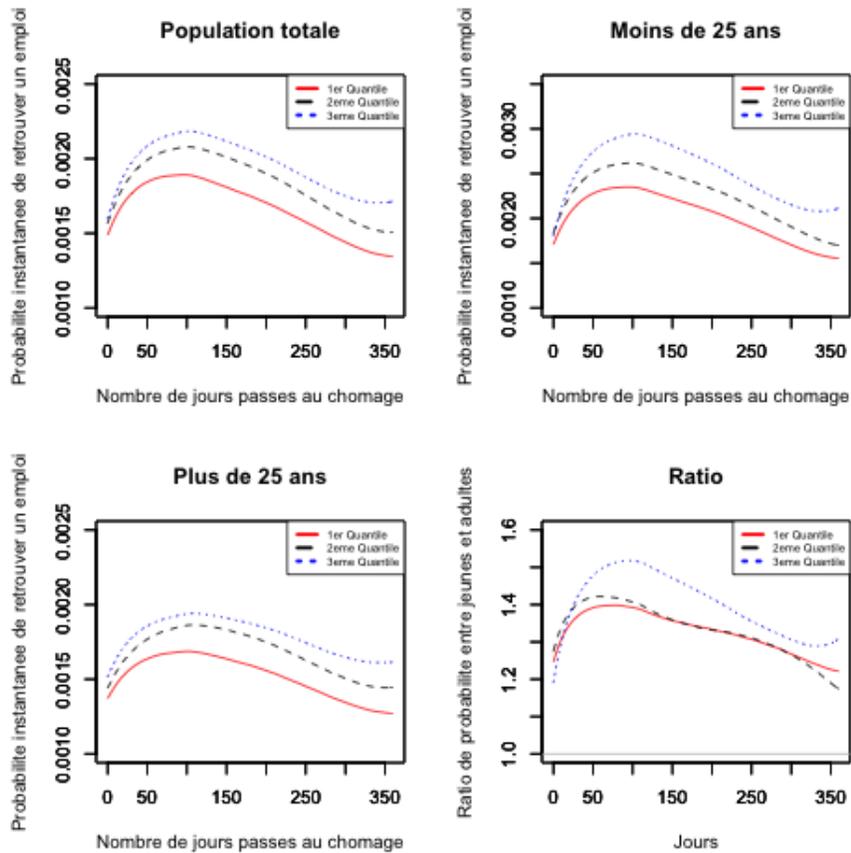


FIGURE 9 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de loyer moyen en 2009, échantillon exhaustif des communes no 1 (30 719 communes). Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

Si l’on s’intéresse maintenant à l’impact du loyer sur les taux de sortie du chômage, on s’aperçoit que les villes où le marché du logement est tendu sont les villes où il est le plus facile de retrouver un emploi et ce quelque soit l’âge des individus que l’on considère. On note également que cet effet semble être amplifié pour les jeunes individus. Les taux de hasard semblent atteindre leur maximum plus rapidement dans les villes où les loyers sont faibles que dans celles où les loyers sont élevés. En d’autres termes, conditionnellement au fait de sortir, on sort plus rapidement du chômage dans une ville où le marché du logement est faiblement tendu plutôt que dans une ville où il est tendu.

Néanmoins, on a toujours plus de chances de sortir du chômage dans les villes où le marché du logement est tendu. Par ailleurs, il ne semble pas y avoir d'impact du loyer sur la probabilité relative de sortir du chômage entre les jeunes et le reste de la population, ce qui voudrait dire que les jeunes n'ont pas une difficulté relative plus forte à sortir du chômage une fois qu'ils sont installés dans une ville dynamique.

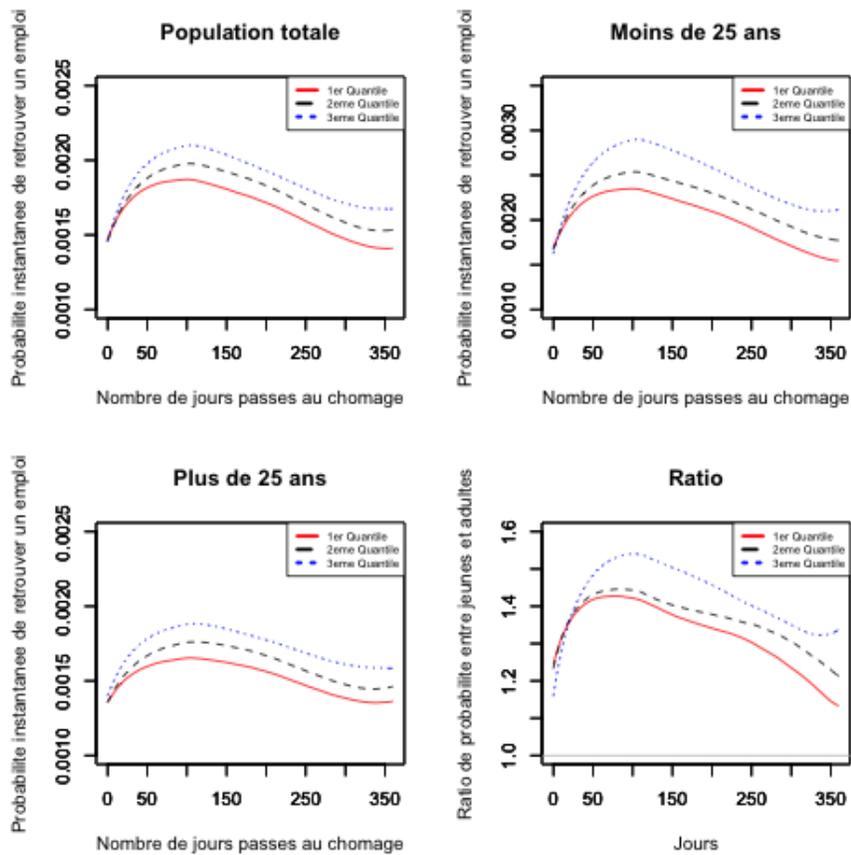


FIGURE 10 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tertile de loyer du mètre carré en 2013, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible. Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

L'échantillon 2 nous permet d'étudier l'impact du prix du loyer par mètre carré sur 1 275 951 observations réparties en 2 817 villes. Les résultats sont

assez semblables à ceux trouvés dans l'échantillon précédent tant au niveau du sens des effets que de leur magnitude. La seule différence notable semble être l'ordre des ratios de hasard : l'avantage comparatif des jeunes sur le reste de la population semble être d'autant plus important que les loyers sont élevés.

#### **4.2.2 Le cas des contrats aidés**

On voit donc que le marché de l'emploi semble être plus dynamique dans les villes où le marché de l'immobilier est tendu et permet aux individus qui y vivent de rapidement sortir du chômage. Il faut cependant garder à l'esprit que les sorties d'emploi que nous considérons ici sont des sorties vers l'emploi classique. Nous excluons sciemment les emplois subventionnés par l'Etat. Une chose intéressante est de considérer seulement ces emplois là et de voir comment leur dynamique interagit avec le marché du logement. C'est ce que nous faisons dans cette section. On s'intéresse donc aux individus qui sortent du chômage pour rejoindre des contrats aidés. Plus précisément, on considère qu'un individu sort du chômage pour rejoindre un contrat aidé lorsqu'il quitte Pôle Emploi en déclarant que son motif de sortie du chômage est l'une des raisons suivante : entrée en Contrat Initiative Emploi (CIE), entrée en contrat d'accomplissement dans l'emploi, entrée en Contrat Emploi Solidarité (CES), reprise d'emploi pour convention coopération, entrée en contrat d'avenir, entrée en emploi d'avenir marchand, entrée en emploi d'avenir non marchand, entrée en emploi d'avenir professeur. La Figure 11 présente les taux de hasard pour les 30 719 communes.

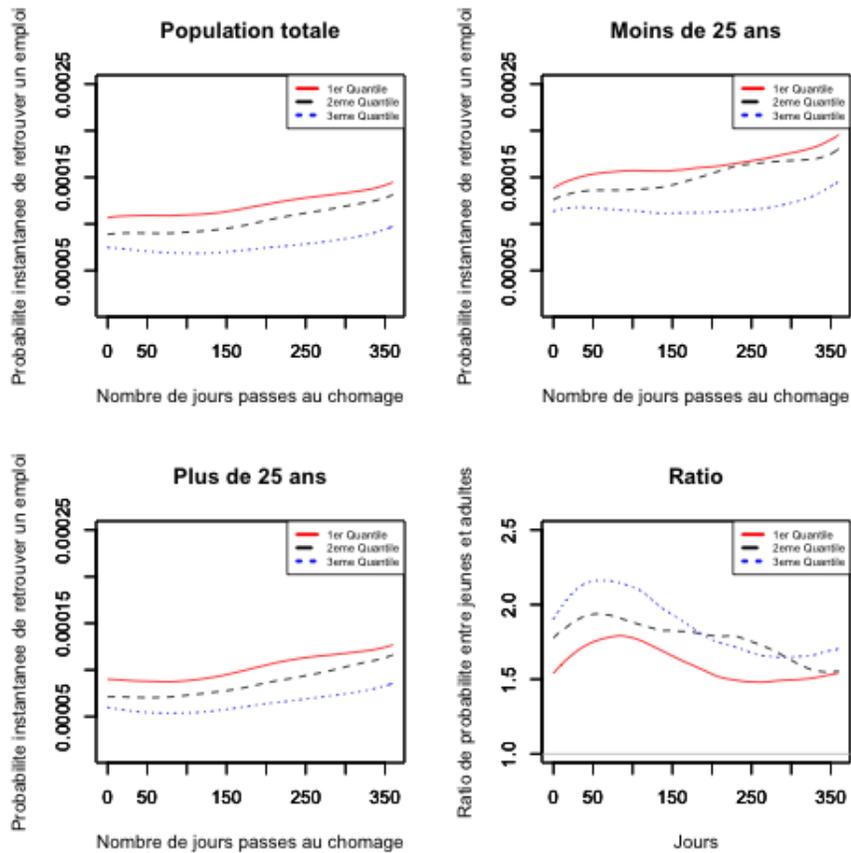


FIGURE 11 – Taux de sortie du chômage vers un contrat aidé selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de loyer moyen en 2009, échantillon exhaustif des communes no 1 (30 719 communes). Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

Il apparaît d’une part que les taux de hasard sont faiblement croissants à mesure que le temps passe, ce qui laisserait penser que les individus cherchent d’abord un emploi classique avant de se tourner vers un emploi aidé et, d’autre part, qu’il est relativement plus facile de sortir du chômage vers un contrat aidé dans les villes où le marché du loyer est détendu que dans les villes où il est tendu, et ce quelque soit l’âge du demandeur d’emploi. Enfin, les individus de moins de 25 ans semblent être les cibles prioritaires de ces programmes puisque leur probabilité de sortir du chômage vers un contrat aidé avoisine 1,7 fois celle du reste de la population.

Il est étonnant de voir que le même phénomène est à l’oeuvre lorsque l’on

considère l'échantillon numéro 2 composé de 2 817 communes. La Figure 12 montre que l'on retrouve la même dynamique de sortie du chômage vers ces emplois aidés.

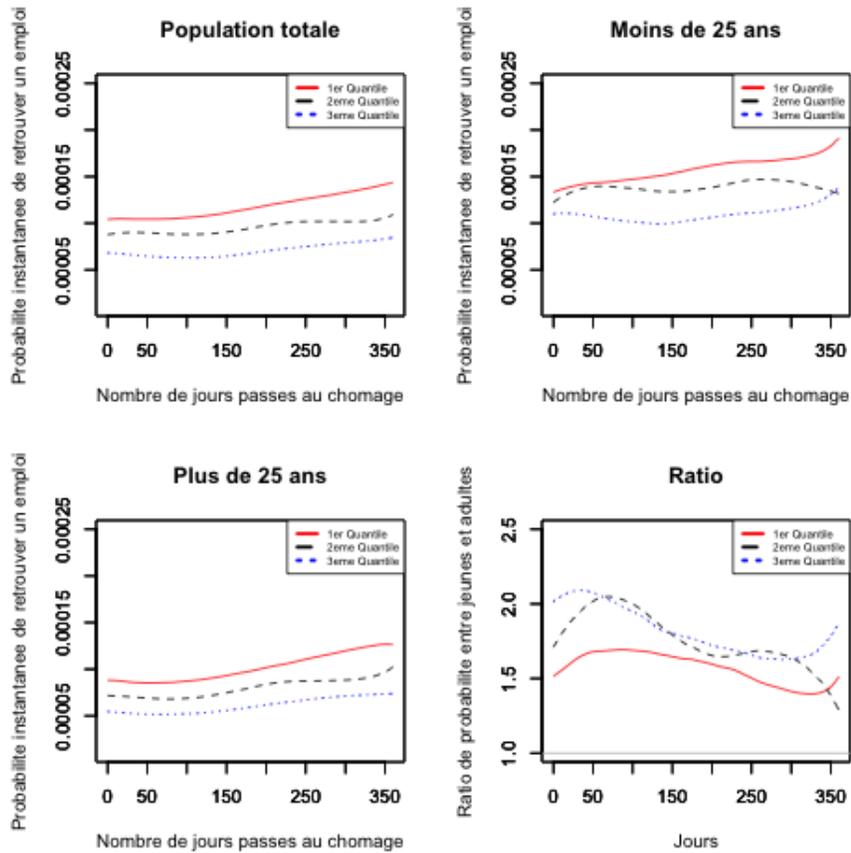


FIGURE 12 – Taux de sortie du chômage vers un contrat aidé selon l'ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de loyer du mètre carré en 2013, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible. Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

Cela suggère que les contrats aidés servent à faire sortir du chômage majoritairement des jeunes individus dans des communes où le marché du logement locatif est faiblement tendu. Or, notre étude montre également que les zones où il est le plus facile de retrouver un emploi sont précisément celles qui ne sont pas situées dans ces villes où le marché du logement locatif est faiblement tendu

et l'activité économique restreinte. Si l'on accepte aisément l'idée que ces zones économiquement faibles doivent recevoir des aides publiques pour se développer et continuer d'exister, il faut également accepter l'idée que l'on y oriente consciemment de jeunes individus vers des emplois aidés plutôt que de les aider à rejoindre un autre bassin d'emploi plus dynamique pour trouver un emploi classique.

### **4.2.3 Analyse par niveau de population**

Dans cette section, on analyse l'impact du niveau de population sur la probabilité de sortir du chômage vers un emploi classique. Cette analyse est importante parce qu'elle nous permet intuitivement de voir si les résultats que l'on trouve sont simplement le reflet d'un effet de taille ou bien si ils reflètent un autre processus. La Figure 13 présente les taux de hasard lorsque l'on considère des quantiles de taille des communes.

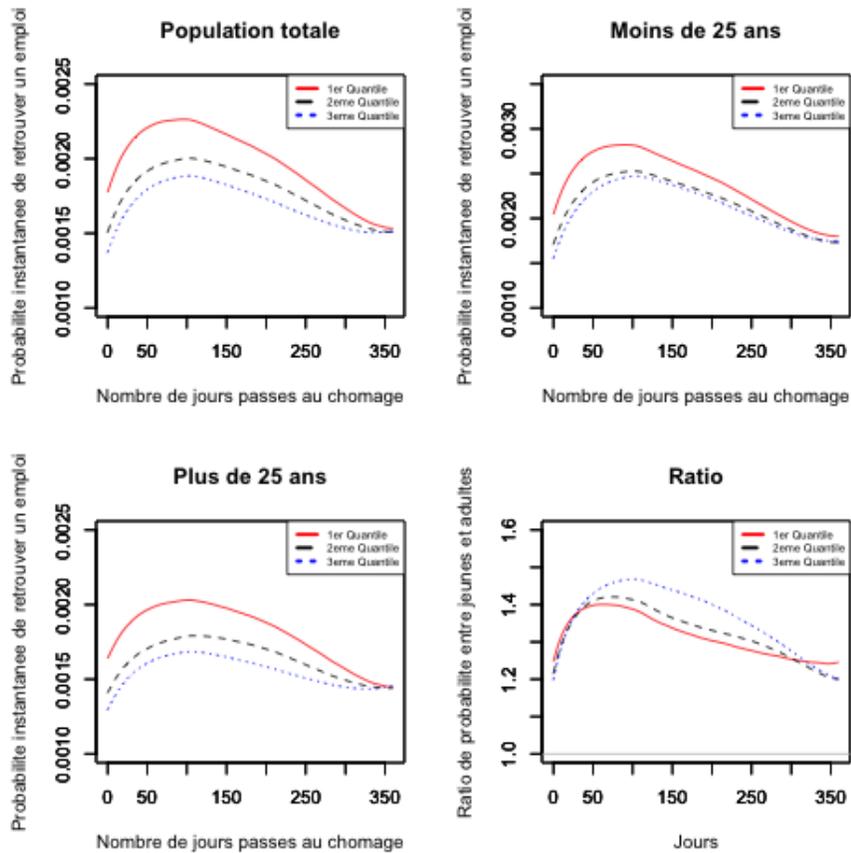


FIGURE 13 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de population des communes, échantillon exhaustif des communes no 1 (30 719 communes). Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

On remarque que les résultats concernant l’évolution du taux de hasard ne sont pas modifiés, les taux de hasard sont bien croissants puis décroissants. Les grandes villes semblent faciliter la sortie du chômage pour les individus de moins de 25 ans comme le reste de la population. Deux différences majeures par rapport à l’analyse en terme de loyers peuvent être soulignées. On voit d’une part, que l’impact des villes des terciles 1 et 2 ne semble pas être réellement différent, en tout cas pour les jeunes. D’autre part, l’impact de la taille de la ville semble décroître à mesure que le temps passe, ce qui n’est pas le cas de l’impact du loyer. Cela tendrait donc à confirmer l’hypothèse selon laquelle la dynamique

des loyers n'est pas à proprement parler une dynamique de population des villes.

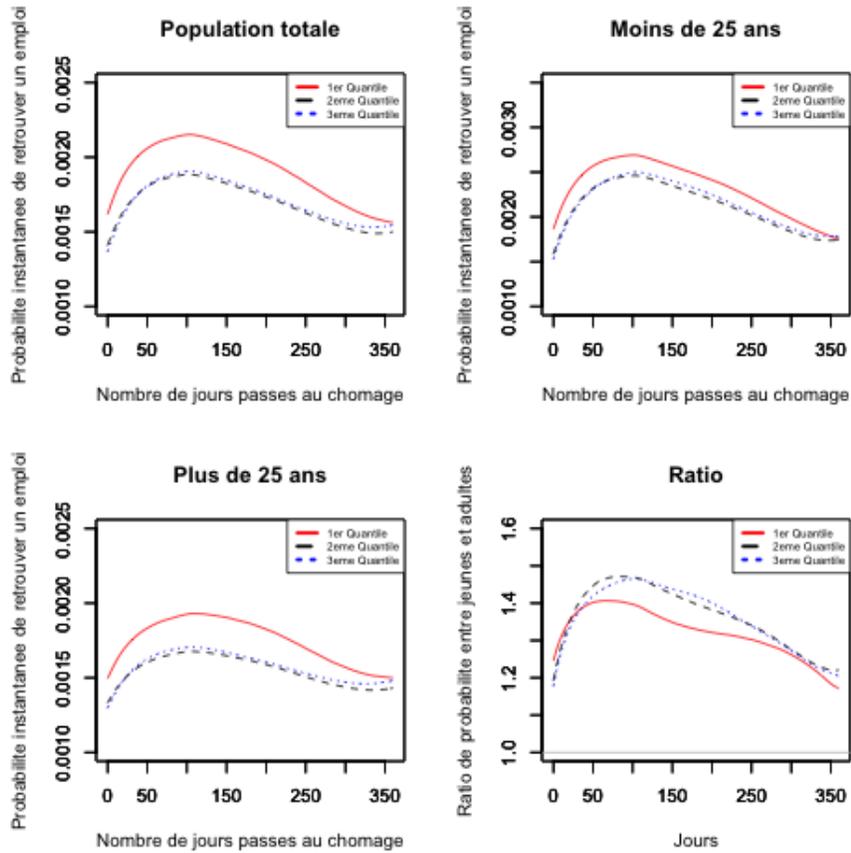


FIGURE 14 – Taux de sortie du chômage selon l'ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de population des communes, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible. Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

La comparaison des résultats entre les échantillons 1 et 2 revêt ici une dimension particulière. En effet, si l'on trouve les mêmes résultats sur une base de 2 817 villes qui sont déjà sélectionnées comme étant les plus grandes et une base de 30 719 villes, cela signifie que les effets de taille de population sont relatifs et ne dépendent pas de la taille initiale des villes, seulement de leur classement les unes par rapport aux autres. La Figure 14 présente les estimateurs de Kaplan-Meier pour l'échantillon 2, on observe que les résultats sont extrêmement semblables. Seuls les individus de plus de 25 ans semblent avoir une

probabilité conditionnelle de quitter le chômage légèrement plus élevée dans les villes du deuxième tercile de population de l'échantillon 1 par rapport aux villes du premier tercile de ce même échantillon, chose que l'on ne retrouve pas dans l'échantillon 2.

#### 4.2.4 Discussion sur l'indicateur de tension du marché du logement et robustesse

On a choisi de présenter dans cette section les résultats de notre analyse lorsque l'on utilise le loyer moyen ou le prix du mètre carré de logement locatif lorsqu'il est disponible. Pourtant, on aurait pu utiliser d'autres indicateurs tels que les taux d'effort. Nous ne présentons pas les résultats de l'analyse avec ces indicateurs car ils changent marginalement et se trouvent en annexe. Ceci vient du fait que ces indicateurs sont assez corrélés les uns les autres. Le tableau ci-dessous présente la matrice de corrélation de ces indicateurs, calculée sur l'échantillon 2.

	Loyer moyen	Loyer $m^2$	Tx Effort > 30	Tx Effort > 20	Tx Effort > 10
Loyer moyen	1	0.52	0.55	0.54	0.41
Loyer $m^2$	0.52	1	0.64	0.42	0.13
Tx Effort > 30	0.55	0.64	1	0.90	0.67
Tx Effort > 20	0.54	0.42	0.90	1	0.87
Tx Effort > 10	0.41	0.13	0.67	0.87	1

TABLE 7 – Matrice de corrélation des indicateurs de tension du marché du logement calculée sur l'échantillon 2. Les taux d'effort et le loyer moyen sont calculés pour l'année 2009, le loyer par mètre carré en 2013.

Les variables sont toutes positivement corrélées les unes aux autres et ces corrélations sont significativement différentes de zéro. Les loyer moyen en 2009 est corrélé au prix du mètre carré en 2013. On note cependant que cette corrélation n'est pas extrêmement élevée, cela peut témoigner de différences de mesure entre les deux variables mais également du fait que les villes ne fournissent pas les mêmes types d'habitation en terme d'espace. Pour le dire autrement, cela pourrait mettre en évidence le fait qu'un appartement loué 800 euros par mois à Paris ne fournit pas le même nombre de mètres carrés qu'un appartement loué au même prix à Clermont-Ferrand. Le prix du loyer par mètre carré est fortement corrélé à la proportion de logements dont le taux d'effort est supérieur à 30%. Cela tendrait donc à dire que 30% est la valeur du taux d'effort qui reflète le plus la dynamique des loyers. Cette corrélation entre prix du mètre carré et taux d'effort diminue avec le pourcentage d'effort. Enfin, les taux d'effort sont positivement corrélés les uns aux autres, ce qui est tout à fait normal puisque, par construction, une ville qui va avoir une grande proportion de logements dont le taux d'effort est supérieur à 30% aura également une grande proportion de logements dont le taux d'effort est supérieur à 10%.

Par ailleurs, on a considéré des terciles de loyers tout au long de notre analyse. Ce choix est motivé par des considérations purement esthétiques et on montre que les résultats de l'analyse ne changent pas, tant pour les emplois classiques que les emplois aidés, lorsque l'on trie les villes par quartiles ou quintiles de loyers. Nous fournissons en annexe les graphiques précédents pour les échantillons 1 et 2 lorsque l'on considère des quintiles de loyers.

### 4.3 L'approche paramétrique : les régressions de Cox

Les estimateurs de Kaplan-Meier nous ont permis de mettre en avant les liens forts qui semblent exister entre marché du logement et marché du travail. Pourtant, ces analyses doivent être complétées afin de tenir compte de la diversité des individus observés ainsi que des disparités géographiques du territoire. Pour tenir compte de cette hétérogénéité individuelle, nous utilisons des régressions de Cox pour modéliser le taux de hasard. Cette méthode est assez classique dans la littérature et on la retrouve par exemple dans Fougère et al. [13] ou Guglielminetti et al. [17]. Les régressions de Cox supposent que le logarithme du taux de hasard est linéaire, ce qui permet d'étudier l'impact des variables indépendantes sur ce taux de hasard. En particulier, cela nous permet de voir comment les interactions entre l'âge des individus et la tension du marché de l'immobilier influent sur la probabilité de sortir du chômage. Pour cela, nous estimons le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \log(\mu(t|X_i)) = & f(t) + \alpha_1^A + \alpha_2^A \text{Quantile}_i^2 + \alpha_3^A \text{Quantile}_i^3 \\ & + \text{Jeune}_i [\alpha_1^J + \alpha_2^J \text{Quantile}_i^2 + \alpha_3^J \text{Quantile}_i^3] + Z\gamma + \varepsilon_i \end{aligned}$$

où  $\mu(t|X_i)$  est la probabilité conditionnelle que l'individu  $i$  sorte du chômage sachant qu'il est resté chômeur pendant  $t$  jours. Cette probabilité conditionnelle dépend de  $f(t)$ , un polynôme dépendant du temps,  $\text{Quantile}_i^J$  une indicatrice d'appartenance au  $J$ ème tercile de loyer,  $\text{Jeune}_i$  une indicatrice valant 1 si l'individu a moins de 25 ans lorsqu'il s'inscrit à Pôle Emploi et  $Z$  un ensemble de variables de contrôle.

L'intérêt de cette spécification est d'étudier, toutes choses égales par ailleurs, l'impact différencié par âge des terciles de loyer sur la probabilité de sortir du chômage. Ainsi,  $\alpha_3^J$  s'interprète comme le gain, exprimé en terme de probabilité de retour vers l'emploi, qu'un jeune individu obtient en passant d'une ville du premier tercile de loyer, à une ville appartenant au troisième tercile de loyers, comparé à un individu adulte effectuant la même démarche. De la même manière,  $\alpha_3^A$  s'interprète comme le gain, exprimé en terme de probabilité de retour vers l'emploi, qu'un individu adulte obtient lorsqu'il déménage d'une ville appartenant au premier tercile de loyers pour aller vers une ville appartenant au troisième tercile de loyers.

La table 7 présente les résultats de ce modèle sur l'échantillon 2, les résultats concernant le premier échantillon sont sensiblement similaires et se trouvent en

annexe. La première colonne considère un modèle simple où l'on contrôle certaines caractéristiques individuelles ainsi que les différences entre les départements de l'échantillon. Il apparaît que les individus de moins de 25 ans ont une probabilité conditionnelle de sortir du chômage significativement supérieure à celle du reste de la population, puisque ils ont 35%<sup>14</sup> fois plus de chances de sortir du chômage que le reste de la population. La tension du marché du logement, modélisée par le prix du loyer locatif au mètre carré en 2013, ne semble pas avoir d'impact sur la probabilité de sortir du chômage pour les individus de plus de 25% mais semble avoir un impact significatif sur les jeunes. On remarque que cet effet est d'autant plus fort que la tension du marché du logement est forte. Ainsi, un jeune habitant dans le troisième tercile de loyers à 7,3% fois plus de chances de plus de sortir du chômage qu'un jeune habitant dans le premier tercile de loyers. L'expérience semble jouer un rôle légèrement positif sur la sortie d'emploi. Le niveau d'éducation reste le tremplin le plus efficace pour sortir du chômage. Ici, nous prenons comme catégorie de références les individus ayant arrêté l'école sans diplôme. La probabilité qu'un individu sorte du chômage est d'autant plus élevée que l'individu a fait des études longues. Ainsi, un individu ayant effectué une formation professionnelle à 15% fois plus de chances de sortir du chômage qu'un individu n'ayant pas fait d'études. A l'extrême, un individu ayant fait des études supérieures à un niveau Bac+5 ou plus a deux fois plus de chances de sortir du chômage qu'un individu n'ayant pas fait d'études. Le genre reste encore une variable essentielle sur le marché de l'emploi. Dans notre échantillon, les hommes ont 22% fois plus de chances de sortir du chômage que les femmes. Enfin, le fait d'être de nationalité française joue positivement sur la probabilité de sortir du chômage, un individu de nationalité française ayant 50% fois plus de chances de sortir du chômage qu'un individu d'une autre nationalité.

La deuxième colonne présente le même modèle lorsque l'on ajoute des terciles de population. Cela nous permet de prendre en compte les effets de taille des villes. Cette fois, le niveau de loyer a un impact positif sur la probabilité de sortie de chômage des individus de plus de 25 ans. Cet effet est d'autant plus positif que le loyer est cher. Ainsi, un individu de plus de 25 ans vivant dans une ville du premier tercile de loyer à 7% de chances de plus de sortir du chômage que son homologue vivant dans une ville du premier tercile. De manière attendue, l'ajout de la taille des villes de résidence ne change pas les coefficients associés à l'expérience, à l'éducation et au genre. Même lorsque l'on contrôle par la taille des villes, les individus de moins de 25 ont toujours un avantage relatif à sortir du chômage lorsqu'ils vivent dans les villes où les loyers sont les plus élevés. On note que la taille de la ville joue négativement sur la probabilité de sortir du chômage. En d'autres termes, vivre dans une grande ville n'assure pas une sortie du chômage rapide.

Le modèle de la troisième colonne reprend le modèle précédent et y ajoute le taux de chômage afin de contrôler de l'état du marché du travail. Les coefficients associés aux terciles de loyer sont toujours positifs et significatifs bien

---

<sup>14</sup> $\exp(0.30)=1.35$

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Age 16-25	0.30*** (0.01)	0.30*** (0.01)	0.30*** (0.01)
Tercile de loyer 2	0.00 (0.01)	0.07*** (0.01)	0.05*** (0.01)
Tercile de loyer 3	0.01 (0.01)	0.10*** (0.01)	0.08*** (0.01)
Expérience	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Formation professionnelle	0.14*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)
Education générale	0.41*** (0.01)	0.40*** (0.01)	0.39*** (0.01)
Education supérieure	0.70*** (0.01)	0.70*** (0.01)	0.68*** (0.01)
Genre	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.21*** (0.00)
Nationalité française	0.41*** (0.01)	0.39*** (0.01)	0.38*** (0.01)
Jeune * Tercile de loyer 2	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)
Jeune * Tercile de loyer 3	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)
Tercile de population 2		-0.10*** (0.00)	-0.06*** (0.00)
Tercile de population 3		-0.16*** (0.00)	-0.09*** (0.00)
Tercile de chômage 2			-0.08*** (0.00)
Tercile de chômage 3			-0.16*** (0.00)
Département	oui	oui	oui
AIC	12480683.64	12479099.25	12478114.20
R <sup>2</sup>	0.04	0.04	0.04
Max. R <sup>2</sup>	1.00	1.00	1.00
Nombre de sorties	477385	477385	477385
Nombre d'observations	1275951	1275951	1275951
Valeurs manquantes	0	0	0

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$

TABLE 8 – Régressions de Cox sur l'échantillon no 2 (2 817 communes)

qu'ils baissent légèrement. On note que les coefficients associés à l'impact des variables individuelles changent marginalement. Les coefficients d'interaction entre âge des individus et tension du marché du logement sont toujours significatifs et conservent la même valeur que dans les régressions précédentes. Par conséquent, on note une certaine constance des effets du logement sur l'emploi et en particulier sur l'emploi des jeunes. Ces derniers semblent toujours avoir un gain relatif à rejoindre une ville appartenant à un quantile de loyer plus élevé par rapport au reste de la population, et ce quelque soit le modèle que l'on utilise.

## 5 Conclusion

Ce mémoire part d'un constat simple, le chômage des jeunes est davantage dispersé que celui du reste de la population sur le territoire. Alors qu'ils ont généralement moins de contraintes familiales, moins de crédits à rembourser, les jeunes Français ne semblent pas se déplacer pour trouver de meilleurs lieux économiques. Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce phénomène et en particulier la difficulté qu'ont les jeunes à s'imposer sur le marché du logement. Ce mémoire documente les problèmes de logements auxquels les jeunes français font face. Il montre que le marché de l'achat leur est difficile d'accès, tout comme le parc privé locatif ou le parc social sur lequel ils sont de moins en moins présents. Pourtant, tout laisse à penser que le logement est bien la clé de l'insertion dans l'emploi. L'analyse statistique développée dans cette étude met en évidence des corrélations fortes entre emploi et logement. Il semblerait qu'un individu sorte du chômage d'autant plus rapidement qu'il est jeune, éduqué, et que le marché de l'immobilier de la ville dans laquelle il se trouve est tendu. A côté de ça, les villes dont les loyers sont faibles semblent avoir une faible dynamique de sortie du chômage. Leurs habitants s'insèrent plus facilement sur le marché du logement mais ont moins de chances de trouver du travail. Néanmoins, elles semblent offrir relativement plus de chances de sortir du chômage via un emploi subventionné par l'Etat. Pour continuer ce travail, il faudrait intégrer la question de la mobilité des individus. Un modèle d'équations d'emploi-mobilité est à l'étude et devrait pouvoir faire avancer cette question.

## Références

- [1] Jeunes immigrés et jeunes descendants d’immigrés. *DARES Analyses*, N 074, septembre 2014.
- [2] John M Abowd, Francis Kramarz, Thomas Lemieux, and David N Margolis. Minimum wages and youth employment in france and the united states. Technical report, National bureau of economic research, 1997.
- [3] Yann Algan and Pierre Cahuc. The roots of low european employment : Family culture ? In *NBER International Seminar on Macroeconomics 2005*, pages 65–109. MIT Press, 2005.
- [4] Sascha O Becker, Samuel Bentolila, Ana Fernandes, and Andrea Ichino. Youth emancipation and perceived job insecurity of parents and children. *Journal of Population Economics*, 23(3) :1047–1071, 2010.
- [5] Olivier Blanchard and Jean Tirole. *Protection de l’emploi et procédures de licenciement*. La documentation française, 2003.
- [6] Antoine Bonleu and Bruno Decreuse. Housing market regulation, labor market reforms and youth emancipation. *mimeo*.
- [7] Marianne Borzic and Thomas Le Jeannic. En matière d’emploi, les métropoles ont davantage résisté à la crise. 2014.
- [8] Juan Carlos Botero, Simeon Djankov, Rafael La Porta, Florencio López de Silanes, and Andrei Shleifer. The regulation of labor. *NBER working paper*, (w9756), 2003.
- [9] Jan K Brueckner and Yves Zenou. Space and unemployment : The labor-market effects of spatial mismatch. *Journal of Labor Economics*, 21(1) :242–262, 2003.
- [10] Pierre Cahuc, Stéphane Carcillo, Ulf Rinne, and Klaus F Zimmermann. Youth unemployment in old europe : the polar cases of france and germany. *IZA Journal of European Labor Studies*, 2(1) :18, 2013.
- [11] Pierre Cahuc, Stéphane Carcillo, and Klaus F Zimmermann. L’emploi des jeunes peu qualifiés en france. *Notes du conseil d analyse économique*, (4) :1–12, 2013.
- [12] Bruno Decreuse and Tanguy Van Ypersele. Housing market regulation and the social demand for job protection. *Journal of Public Economics*, 95(11) :1397–1409, 2011.
- [13] Brigitte Dormont, Denis Fougère, and Ana Prieto. L’effet de l’allocation unique dégressive sur la reprise d’emploi. *Economie et statistique*, 343(1) :3–28, 2001.

- [14] Denis Fougere, Francis Kramarz, and Thierry Magnac. Youth employment policies in france. *European Economic Review*, 44(4) :928–942, 2000.
- [15] Laurent Gobillon, Peter Rupert, and Etienne Wasmer. Ethnic unemployment rates and frictional markets. *Journal of Urban Economics*, 79 :108–120, 2014.
- [16] Laurent Gobillon, Harris Selod, and Yves Zenou. The mechanisms of spatial mismatch. *Urban studies*, 44(12) :2401–2427, 2007.
- [17] Elisa Guglielminetti, Rafael Lalive, Philippe Ruh, and Etienne Wasmer. Commuting and search strategies of job seekers.
- [18] John F Kain. Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization. *The Quarterly Journal of Economics*, pages 175–197, 1968.
- [19] Francis Kramarz and Thomas Philippon. The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment. *Journal of Public Economics*, 82(1) :115–146, 2001.
- [20] Mathilde Lemoine and Étienne Wasmer. *Les mobilités des salariés*. Direction de l’information légale et administrative, 2010.
- [21] Marco Manacorda and Barbara Petrongolo. Skill mismatch and unemployment in oecd countries marco manacorda. *Economica*, 66(262) :181–207, 1999.
- [22] Alan Manning and Barbara Petrongolo. How local are labor markets? evidence from a spatial job search model. Technical report, Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, 2011.
- [23] Ioana Marinescu and Roland Rathelot. The geography of job search and mismatch unemployment. Technical report, mimeo, Crest, 2013.
- [24] Hélène Paris. Pierre cahuc et francis kramarz, de la précarité à la mobilité : vers une sécurité sociale professionnelle. *Recherches et Prévisions*, 80(1) :150–152, 2005.
- [25] Peter Rupert and Etienne Wasmer. Housing and the labor market : Time to move and aggregate unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 59(1) :24–36, 2012.
- [26] Véronique Simonnet and Antoine Terracol. Coût du travail et flux d’emploi : l’impact de la réforme de 2003. *Economie et statistique*, 429(1) :107–128, 2009.
- [27] Alain Trannoy and Étienne Wasmer. Comment modérer les prix de l’immobilier? *Notes du conseil d’analyse économique*, (2) :1–12, 2013.

## 6 Annexes

### 6.1 Taux de hasard par quantile de taux d'effort pour les échantillons 1 et 2

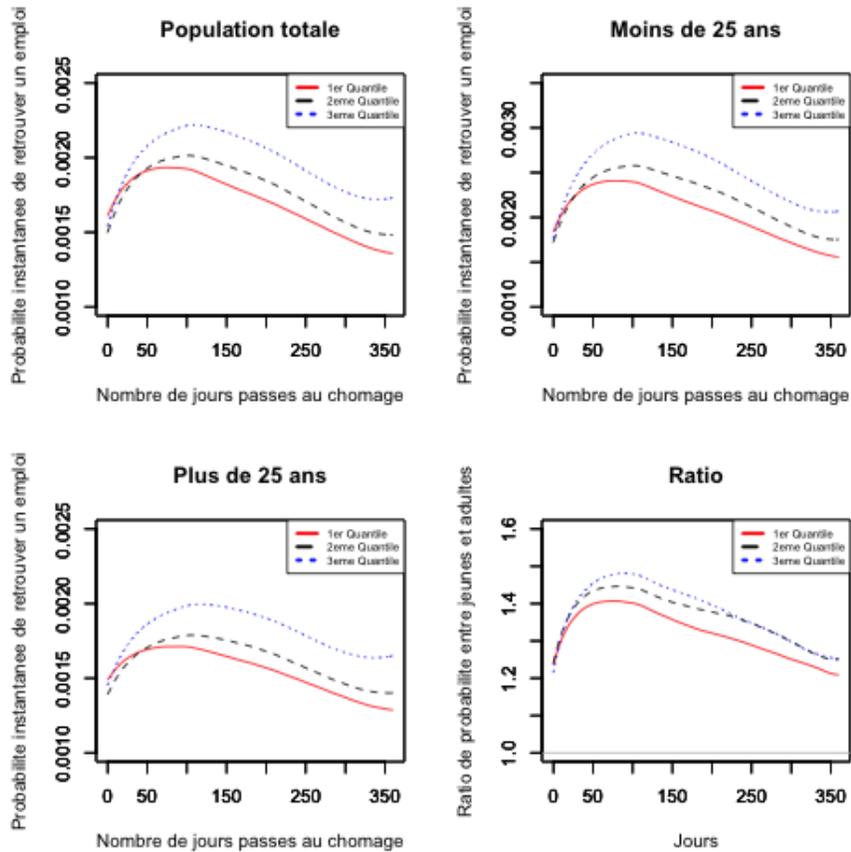


FIGURE 15 – Taux de sortie du chômage selon l'ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de la proportion de résidents dont le taux d'effort supérieur à 30%, échantillon exhaustif des communes no 1 (30 719 communes)

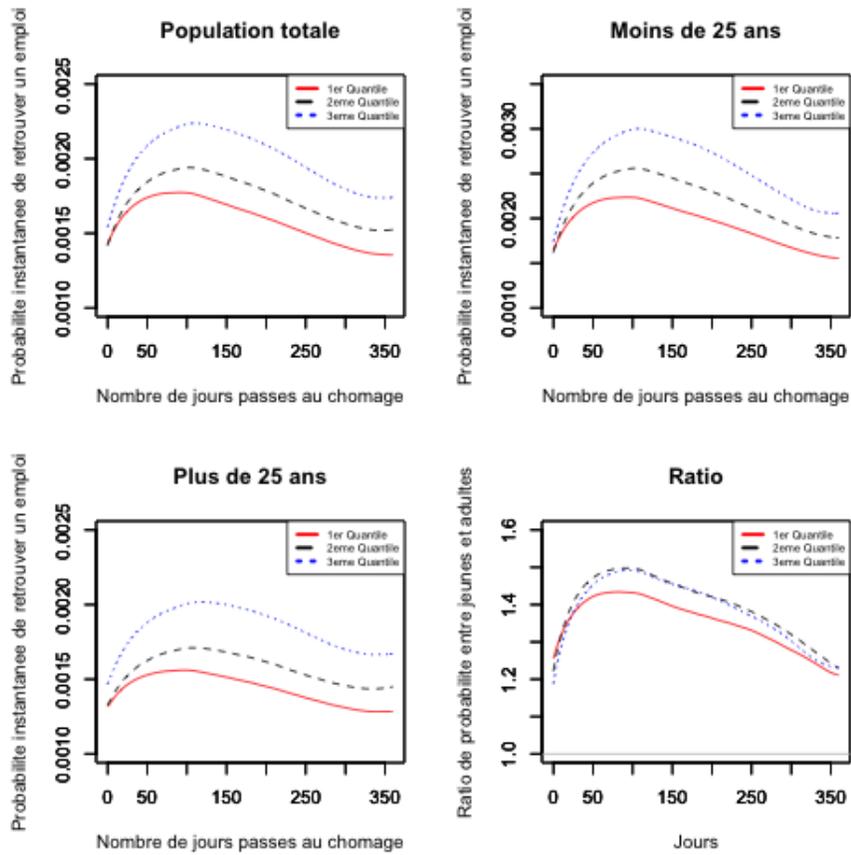


FIGURE 16 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le tercile de la proportion de résidents dont le taux d’effort supérieur à 30%, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible

## 6.2 Taux de hasard par quintiles de loyer pour les échantillons 1 et 2

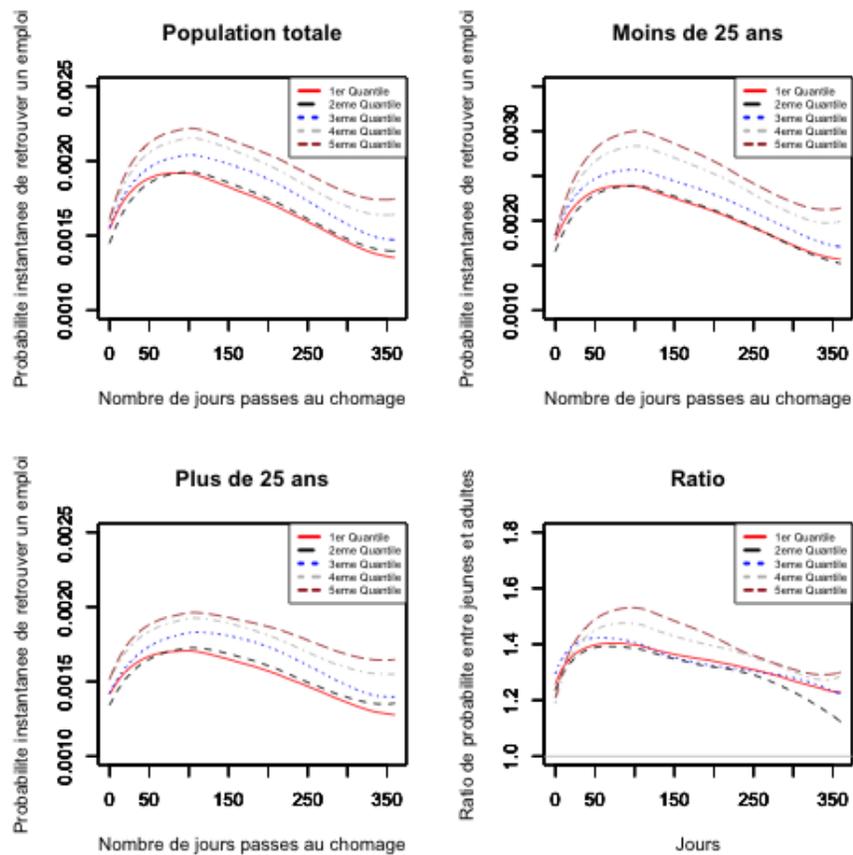


FIGURE 17 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le quintile de loyer moyen en 2009, échantillon exhaustif des communes no 1 (30 719 communes). Le graphique en bas à droite est le ratio des taux de hasard des moins de 25 ans sur celui des plus de 25 ans.

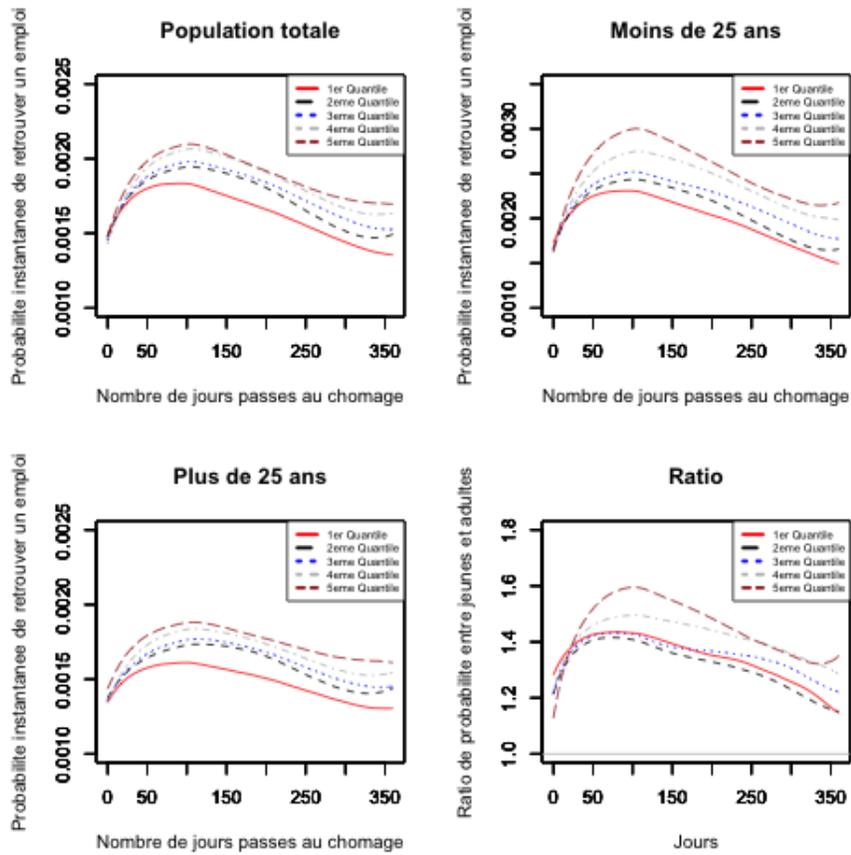


FIGURE 18 – Taux de sortie du chômage selon l'ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le quintile de loyer du mètre carré en 2013, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible

### 6.3 Taux de hasard par quintiles de loyer pour les emplois aidés échantillon 2

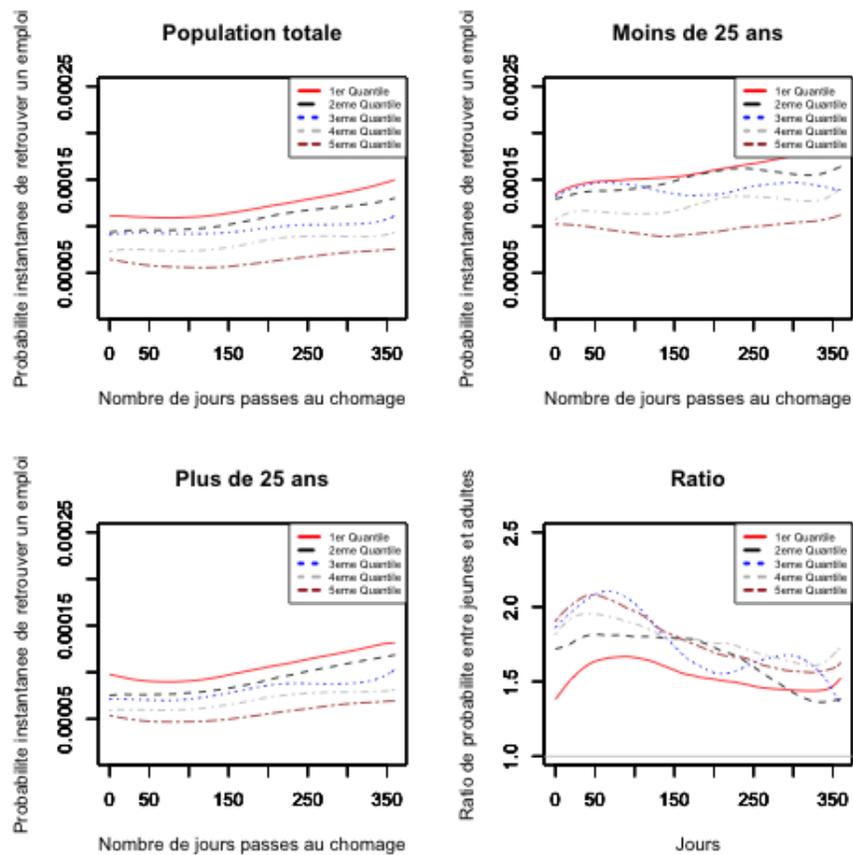


FIGURE 19 – Taux de sortie du chômage selon l’ancienneté dans le chômage (taux de hasard estimé par la méthode de Kaplan-Meier) selon le quintile de loyer du mètre carré en 2013, échantillon restreint des communes no 2 (2 817 communes) pour lesquelles un loyer est disponible

### 6.4 Régressions de Cox pour l’échantillon 1

	Model 1	Model 2	Model 3
Age 16-25	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Tercile de loyer 2	0.08*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Tercile de loyer 3	0.14*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.02** (0.00)
Expérience	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Formation professionnelle	0.14*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)
Education générale	0.39*** (0.01)	0.39*** (0.01)	0.38*** (0.01)
Education supérieure	0.67*** (0.01)	0.68*** (0.01)	0.66*** (0.01)
Genre	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)	0.23*** (0.00)
Nationalité française	0.38*** (0.00)	0.36*** (0.00)	0.35*** (0.00)
Jeune * Tercile de loyer 2	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Jeune * Tercile de loyer 3	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
Tercile de population 2		-0.10*** (0.00)	-0.06*** (0.00)
Tercile de population 3		-0.17*** (0.00)	-0.09*** (0.00)
Tercile de chômage 2			-0.08*** (0.00)
Tercile de chômage 3			-0.17*** (0.00)
Département	oui	oui	oui
AIC	21150433.62	21148118.18	21146430.93
R <sup>2</sup>	0.04	0.04	0.04
Max. R <sup>2</sup>	1.00	1.00	1.00
Nombre de sorties	780850	780850	780850
Nombre d'observations	2012545	2012545	2012545
Valeurs manquantes	0	0	0

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$

TABLE 9 – Régressions de Cox sur l'échantillon no 1 (30 719 communes)