

Document d'études

Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques

Numéro 218

Mai 2018

Le chômage de longue durée des personnes d'origine étrangère a-t-il un impact sur leur sociabilité ?

Une évaluation
pour la France métropolitaine

Emmanuel VALAT
Dares

SOMMAIRE

Résumé	4
Introduction	5
1. L'influence des perspectives professionnelles sur la sociabilité pour les travailleurs d'origine étrangère : littérature et mécanismes à l'œuvre	6
2. Données, variables d'intérêt, statistiques descriptives et stratégie économétrique	7
2.1. L'enquête TeO [2008] et la population d'étude	7
2.2. Les variables d'intérêt : le chômage de longue durée et l'entre-soi selon l'origine dans les relations sociales.....	8
2.3. Les facteurs influençant potentiellement nos deux variables d'intérêt.....	8
2.4. Stratégie économétrique	12
3. Résultats et discussion.....	15
Références	19
Annexes	22

RÉSUMÉ

La sociabilité hors du groupe d'origine est un vecteur important d'intégration à la société d'accueil pour les populations d'origine étrangère. Or il est probable que des difficultés prolongées pour trouver un emploi poussent certains à adopter une attitude de repli communautaire ou diminuent leurs opportunités de rencontre hors du groupe d'origine. À partir des données de l'enquête française TeO [2008], nous évaluons dans quelle mesure être durablement éloigné de l'emploi influence la sociabilité hors du groupe d'origine pour les travailleurs d'origine étrangère. Notre stratégie économétrique est basée sur l'utilisation, comme instrument, du fait d'être victime d'une fermeture d'entreprise ou d'un licenciement collectif.

Les résultats indiquent qu'être au chômage depuis au moins un an augmente de plus de 40 % la probabilité d'avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine. Il n'est toutefois pas possible de savoir dans quelle mesure ce résultat est dû à une évolution des préférences ou des opportunités de rencontre des individus.

Cette étude met en évidence un resserrement de la sociabilité liée au chômage de longue durée pour les populations d'origine étrangère vivant en France. Ce résultat s'inscrit dans la littérature sur l'intégration des immigrants et de leurs descendants au pays d'accueil ; il est également lié aux recherches récentes étudiant la façon dont l'identité sociale des individus se forme en fonction du contexte économique.

Mots-clés : chômage de longue durée, immigrants et descendants d'immigrants, réseaux de relations, ségrégation.

Classification JEL : A13, J15, J60, Z13

INTRODUCTION

Si le chômage de longue durée¹ est un phénomène de plus en plus répandu dans de nombreux pays de l'OCDE (OCDE [2016]), les immigrés sont globalement plus touchés que la moyenne (OCDE [2015]). En France, les immigrés et leurs descendants ont, à caractéristiques sociodémographiques similaires, 1,2 fois plus de chance d'être des chômeurs de longue durée que les autres (Lê et al. [2014]). Ils sont donc davantage exposés aux risques de marginalisation² et de diminution du bien-être³ engendrés par un éloignement durable de l'emploi. Mais cela pose également pour eux une question supplémentaire. La participation au marché du travail étant un puissant vecteur d'intégration à la société, en être durablement privé peut affecter leur intégration au pays d'accueil⁴. Nous nous interrogeons dans ce travail sur l'impact du chômage de longue durée sur la sociabilité des personnes d'origine étrangère. Le développement de relations sociales hors du groupe d'origine est en effet un élément essentiel de l'intégration au pays d'accueil comme l'exposent Facchini et al. [2015]⁵. Le chômage de longue durée affecte-t-il la propension à nouer des liens hors de son groupe d'origine ?

Le chômage de longue durée est susceptible d'avoir un impact sur la propension à nouer plus ou moins de contacts hors de son groupe d'origine pour au moins pour deux raisons. Tout d'abord, certains travaux suggèrent que les préférences en termes de sociabilité⁶ peuvent être affectées dès lors que des difficultés persistantes et massives d'accès au marché du travail apparaissent pour les membres d'un groupe. Mais l'impact sur les préférences peut aller dans un sens comme dans l'autre. D'un côté, des difficultés persistantes pour trouver un emploi peuvent pousser certains individus issus de groupes minoritaires à s'ouvrir à la culture et la langue du groupe majoritaire (Lazear [1999]) ou encore à former des liens sociaux hors du groupe d'origine (Battu et al. [2007]) afin de se créer davantage d'opportunités sur le marché du travail. D'un autre côté, des difficultés durables sur le marché du travail peuvent rendre rationnel le fait d'adopter une attitude de repli vers son groupe d'origine, soit pour s'appuyer davantage sur la solidarité et les ressources communautaires (Akerlof et Kranton [2000], Battu et al. [2007]), soit parce que les efforts d'intégration sont trop coûteux face aux bénéfices potentiels (Lazear [1999]). Seconde raison pour laquelle le chômage de longue durée est susceptible d'influencer la propension à l'entre-soi : il est possible qu'il ait par ailleurs un impact sur les opportunités de sociabilité des individus. Certains chômeurs de longue durée risquent en effet de s'éloigner avec le temps de leurs anciens collègues, ce qui peut restreindre leur accès à des univers de sociabilité diversifiés. Le chômage de longue durée peut aussi avoir l'effet inverse dans le cas où une large part des anciens collègues était de la même origine.

Etant donnés tous ces mécanismes et scénarios potentiels, l'impact du chômage de longue durée sur la ségrégation dans les relations sociales demeure incertain. Selon l'importance de chacun, l'effet global peut être positif, négatif ou neutre. Aucune étude empirique à notre connaissance n'a jusqu'ici analysé les conséquences du chômage de longue durée sur la sociabilité des individus d'origine étrangère. Le contexte français est relativement approprié pour mener une telle analyse. Les immigrés et leurs descendants directs y représentent une part substantielle de la population (environ 20 % d'après l'Insee [2012]), le chômage de longue durée y touche une part importante d'entre eux (Lê et al. [2014]) et ces derniers sont dans une situation particulière puisqu'ils expriment fréquemment des difficultés à s'insérer sur le marché du travail, s'estimant plus que les autres victimes d'injustice (Brinbaum et al. [2015]).

¹ La définition du chômage de longue durée est similaire entre les institutions et les pays puisqu'un chômeur de longue durée est, d'après la définition donnée par l'INSEE, « un actif au chômage depuis plus d'un an » alors que d'après l'OCDE, le chômage de longue durée concerne « les personnes au chômage depuis 12 mois ou plus ».

² Bernardi et Poujouly [2015] indiquent, à partir des données de l'enquête « Sortants des listes de Pôle Emploi » de la Dares et de Pôle Emploi, que les chômeurs de longue durée sortent deux fois moins souvent du chômage chaque mois que les autres chômeurs. Oberholzer-Gee [2008] identifie quant à lui l'existence d'un « effet signal négatif » du chômage de longue durée pour les employeurs.

³ Cf. Clark [2006].

⁴ Pays d'accueil des parents pour les descendants d'immigrés.

⁵ Cela a notamment, pour les individus d'origine étrangère, un impact sur leur intérêt pour les questions sociales, politiques, économiques, etc. du pays de résidence.

⁶ Currarini et al. [2008] montrent que les préférences et les biais d'opportunités de rencontre constituent les principaux facteurs influençant l'entre-soi dans les relations sociales.

Pour évaluer l'impact du chômage de longue durée sur la sociabilité des individus d'origine étrangère, nous nous appuyons sur les données de l'enquête Ined-Insee Trajectoires et Origines (TeO) [2008], seule enquête française récente nous permettant d'étudier à la fois ces deux questions tout en considérant un échantillon suffisamment important pour conduire l'analyse. Disposer de telles données n'est toutefois qu'une première étape. L'évaluation d'un lien de cause à effet entre chômage de longue durée et sociabilité est loin d'être triviale. Plusieurs éléments peuvent compliquer l'identification d'un lien causal.

Certains facteurs inobservables, tels que les traits de personnalité, peuvent notamment être à l'origine d'une corrélation entre nos deux variables d'intérêt, tant et si bien que la corrélation observée entre les deux variables est susceptible de refléter l'effet de ces inobservables et non l'impact d'une variable sur l'autre. Il est par exemple probable que les personnalités les plus introverties aient, par rapport aux plus extraverties, en même temps moins de facilité à trouver un emploi rapidement (Fletcher [2013]) et des réseaux de relations plus centrés sur leur milieu social d'origine⁷. Ce facteur inobservable pourrait ainsi induire une corrélation positive entre le chômage de longue durée et l'entre-soi. Outre les facteurs inobservables, se pose également la question de la causalité inverse, c'est-à-dire de l'influence de l'entre-soi dans les relations sociales sur le chômage de longue durée. La corrélation observée risque en partie refléter cette causalité inverse. L'impact de l'entre-soi sur le chômage peut toutefois être négatif ou positif selon le contexte. D'un côté il est probable que les individus ayant des réseaux peu diversifiés disposent de peu de liens extérieurs à leur cercle de sociabilité habituel (autrement dit peu de liens faibles au sens de Granovetter [1973]) et donc de moins de liens efficaces générant des informations renouvelées et leur permettant d'accéder à l'emploi. D'un autre côté, s'ils appartiennent à un groupe où le taux d'emploi est élevé et où les individus sont concentrés dans certains métiers ou entreprises, il est envisageable que l'entre-soi dans les relations sociales leur soit profitable (Tassier et Menzger [2008]).

Du fait de l'existence de potentiels facteurs inobservables et causalité inversée, une estimation naïve a donc de grande chance d'être inappropriée pour évaluer l'effet causal du chômage de longue durée sur l'entre-soi. Il est nécessaire de recourir à une stratégie économétrique adéquate. Nous proposons dans ce travail une identification par la méthode des variables instrumentales. L'enquête TeO fournit des renseignements sur les motifs du chômage et notamment sur le fait d'être victime d'une fermeture d'entreprise ou d'un licenciement collectif. Nous utilisons cette information comme instrument car non seulement ce phénomène engendre une variation exogène⁸ de la durée du chômage (un allongement lié notamment à la déstabilisation importante des personnes concernées), mais cela n'a par ailleurs aucun lien direct avec le choix de l'origine culturelle des amis.

Dans la partie suivante nous évoquons les quelques travaux de recherche portant sur l'impact des perspectives professionnelles sur la sociabilité des individus d'origine étrangère. Nous présentons ensuite plus en détail nos données, les variables ainsi que la stratégie économétrique. Les résultats sont discutés dans la dernière section.

1. L'INFLUENCE DES PERSPECTIVES PROFESSIONNELLES SUR LA SOCIABILITÉ POUR LES TRAVAILLEURS D'ORIGINE ÉTRANGÈRE : LITTÉRATURE ET MÉCANISMES À L'ŒUVRE

La littérature sur le sujet est récente et encore réduite. Bien qu'ils ne s'intéressent pas exclusivement à l'origine immigrée, Akerlof et Kranton [2000] proposent, dans un article pionnier, un cadre théorique décrivant la formation d'un équilibre entre la vie professionnelle, la façon dont se dessine l'identité sociale (ou sentiment d'appartenance à un groupe) et la sociabilité des individus. Ils suggèrent notamment que des difficultés persistantes d'accès au marché du travail touchant un grand nombre d'individus d'un groupe minoritaire (liées par exemple à l'existence de discriminations à l'embauche) risquent de conduire les membres de ce groupe à rationnellement développer une attitude de repli identitaire et sociale. Le mécanisme peut être décrit en deux temps. Les individus du groupe

⁷ Feiler et Kleinbaum [2015] suggèrent que, sans doute du fait de l'impact sur la facilité à établir des liens, les traits de personnalité influencent l'étendue des réseaux de relations et donc potentiellement leur diversité.

⁸ Hypothèse que nous défendons plus en détail dans la section consacrée à la présentation de la stratégie économétrique.

minoritaire rencontrant massivement des difficultés sur le marché du travail subissent tout d'abord une perte importante en termes de bien-être. Certains travaux ont d'ailleurs montré qu'il existe un lien entre le parcours professionnel des individus et leur bien-être (cf. Clark et Oswald [1994] et Safi [2010] pour les immigrés). Se distinguer du groupe majoritaire, de sa culture, de ses références, etc. et se rapprocher de sa culture d'origine peuvent alors apparaître comme des moyens de compenser cette perte de bien-être. Cela offre potentiellement de nouvelles perspectives, soit du point de vue professionnel (accès à des réseaux de solidarité communautaire, etc., cf. Battu et al. [2007]), soit du point de vue plus personnel (intérêt pour la culture d'origine⁹, etc.).

Les résultats de certains travaux empiriques confirment l'analyse théorique d'Akerlof et Kranton [2000]. Adida et al. [2014], en étudiant la participation à une série de jeux expérimentaux¹⁰ de plusieurs dizaines d'individus originaires du Sénégal, de religion chrétienne et musulmane, et vivant en France, décrivent la formation d'un équilibre entre les discriminations à l'embauche que subissent fréquemment les musulmans de ce groupe et un manque de confiance, voire le rejet qu'expriment certains envers la France et ses institutions. Alesina et La Ferrara [2002] montrent quant à eux, à partir de données américaines, que le fait d'appartenir à un groupe ayant été historiquement discriminé, de même que le fait de rencontrer des difficultés sur le marché du travail au plan individuel, sont parmi les principaux facteurs affectant la confiance des individus envers la société dans laquelle ils vivent. Lazear [1999] révèle que l'investissement dans l'apprentissage de la langue du pays d'accueil pour les immigrés est largement dépendant des bénéfices qu'ils peuvent en tirer. Enfin, les résultats de Facchini et al. [2015] suggèrent, à partir de données allemandes, que le fait de trouver un nouvel emploi a un impact positif sur la formation de liens avec des membres du groupe majoritaire pour les travailleurs immigrés. Notre travail s'inscrit dans cette littérature empirique sur l'impact de la situation professionnelle des individus d'origine étrangère sur leur intégration sociale et culturelle au pays d'accueil.

2. DONNÉES, VARIABLES D'INTÉRÊT, STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET STRATÉGIE ÉCONOMÉTRIQUE

2.1. L'enquête TeO [2008] et la population d'étude

En plus d'être l'une des rares enquêtes françaises fournissant des renseignements sur nos deux variables d'intérêt, l'enquête TeO, dans laquelle 21761 individus de 17 à 60 ans sont interrogés entre mars 2008 et septembre 2009 en France métropolitaine, a l'avantage de surreprésenter les immigrés et leurs descendants¹¹. C'est un point essentiel car cela nous permet de réaliser notre évaluation avec un échantillon de taille raisonnable. En effet, notre population d'étude portant uniquement sur les immigrés et descendants d'immigrés au chômage, elle est sensiblement restreinte. Une contrainte supplémentaire est que, parmi les immigrés, nous considérons uniquement ceux arrivés en France avant l'âge de 10 ans. Nous supposons en effet que pour ces derniers la question des affinités avec des personnes de la même origine se pose à peu près dans les mêmes conditions que pour les descendants d'immigrés, notamment parce qu'ils ont été scolarisés en France relativement jeunes. Ce seuil de 10 ans est couramment retenu dans la littérature afin de désigner ce que certains nomment la « génération 1.5 », qui aurait un rapport aux normes du pays d'accueil, à sa langue, etc., relativement proche des 2^{ndes} générations (Meurs et al. [2006]).

L'enquête TeO [2008] a par ailleurs l'avantage de fournir de nombreux renseignements sur les caractéristiques sociodémographiques des individus et sur d'autres éléments permettant d'ajouter de la précision à l'évaluation. Nous les présentons plus en détail par la suite.

2.2. Les variables d'intérêt : le chômage de longue durée et l'entre-soi selon l'origine dans les relations sociales

⁹ Akerlof et Kranton [2000] suggèrent qu'en développant de nouveaux centres d'intérêts, certains individus peuvent devenir insensibles à la perspective de rémunération sur le marché du travail.

¹⁰ Notamment le jeu du dictateur.

¹¹ Parmi les 21761 individus interrogés, 8456 sont des immigrés, 8161 sont des descendants directs d'un ou deux parents immigrés, les autres sont natif d'un DOM, descendants de domiens et membres de la population dite « majoritaire » (ni immigrés, ni descendants directs ni domiens ni descendants de domiens).

L'enquête TeO [2008] nous permet de distinguer les chômeurs à partir de la question « Quelle est actuellement votre situation principale vis-à-vis du travail ? ». Ayant le choix entre plusieurs modalités¹², certains se définissent comme « chômeur (inscrit(e) ou non à l'ANPE) ». Être au chômage depuis au moins un an (*vs.* moins d'un an) est ensuite défini à partir de la question « Depuis combien de temps êtes-vous sans emploi ? » posée aux individus se considérant comme « chômeurs (inscrit(e) ou non à l'ANPE) » qui ont déjà occupé un emploi. Le calendrier professionnel détaillé, année par année, permet de compléter pour les individus n'ayant jamais travaillé. Pour chaque année depuis l'entrée sur le marché du travail, chacun peut en effet définir sa position professionnelle principale. La modalité « Chômeur (inscrit(e) ou non à l'ANPE) » est l'une des modalités possibles. Parmi les chômeurs de notre échantillon, 37,8 % sont des chômeurs de longue durée (Tableau 1).

L'entre-soi selon l'origine dans les relations sociales est quant à lui défini à partir de la question « Parmi ces amis, combien sont de la même origine que vous¹³ ? » posée aux individus ayant rencontré des amis au cours des 15 derniers jours précédant l'enquête, soit 90 % des chômeurs de notre échantillon¹⁴. Trois réponses sont proposées : « plus de la moitié », « moitié moitié » ou « moins de la moitié ». Nous regroupons les modalités « plus de la moitié » et « moitié moitié » et considérons la variable dichotomique avoir « au moins la moitié de ses amis de la même origine » *vs.* « moins de la moitié de ses amis de la même origine ». En effet, la modalité « moitié moitié » relève d'un niveau d'entre-soi dans les relations sociales déjà relativement élevé pour les membres des groupes que nous considérons. Chacun des groupes ne représente qu'un faible pourcentage de la population, du moins très inférieur à 50 % (Insee [2012]). Or si les liens s'établissaient au hasard, chacun serait bien loin d'avoir la moitié de ses amis de la même origine parmi ses contacts (Currarini et al. [2008]). Avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine parmi ceux rencontrés au cours des 15 derniers jours concerne 47,3 % des chômeurs de notre échantillon (Tableau 1).

2.3. Les facteurs influençant potentiellement nos deux variables d'intérêt

Les statistiques descriptives du Tableau 1 laissent présager une corrélation importante entre nos deux variables d'intérêt puisque les chômeurs de longue durée sont 59,3 % à rassembler l'essentiel de leur sociabilité vers des individus de la même origine, soit presque 20 points de plus que ceux de plus courte durée (de même, parmi les chômeurs, ceux ayant au moins la moitié de leurs amis de la même origine ont une probabilité d'être au chômage depuis au moins un an de presque 20 points de plus élevé que les autres). Avant de nous concentrer sur l'évaluation du lien de cause à effet qui nous intéresse, nous évoquons ici l'influence potentielle de certaines variables sur chacune des deux variables d'intérêts.

Tout d'abord, comme le suggèrent Akerlof et Kranton [2000], il est probable que les comportements individuels de repli communautaire dépendent de la situation moyenne de chaque groupe sur le marché du travail. Or cette dernière est variable selon l'origine des individus : même si les écarts ne sont pas significatifs, les chômeurs de longue durée sont plus nombreux que les chômeurs de plus courte durée dans certains groupes alors que l'inverse est vrai pour d'autres groupes¹⁵ (Tableau 1). Le

¹² Hormis la modalité « chômeur (inscrit(e) ou non à l'ANPE) », les individus ont le choix entre « occupe un emploi », « apprenti(e) sous contrat ou en stage rémunéré », « étudiant(e), élève, en formation ou en stage rémunéré », « retraité(e) ou retiré(e) des affaires ou en préretraite », « femme ou homme au foyer » et « autre situation (personne handicapée...) ».

¹³ D'après la formulation de la question, rien ne permet d'affirmer avec certitude que pour tous les enquêtés le mot « origine » renvoie bien à l'origine étrangère des parents. Toutefois, les entretiens s'étant déroulés en face-à-face et l'enquête étant présentée comme visant à « identifier l'impact des origines sur les conditions de vie et les trajectoires sociales », il est peu probable que cela soit perçu autrement. On peut donc facilement faire l'hypothèse que les cas où cela ne renvoie pas à l'origine des parents sont relativement marginaux.

¹⁴ Nous excluons les 10 % d'individus n'ayant pas rencontré d'amis au cours des 15 derniers jours de notre échantillon dans la mesure où nous n'avons aucun renseignement sur la proportion d'amis de la même origine parmi leurs connaissances.

¹⁵ Les raisons potentielles de ces variations sont multiples et pour certaines difficilement observables. Outre les caractéristiques sociodémographiques facilement identifiables ayant un impact sur le chômage de longue durée, d'autres sources potentielles de variation, plus difficilement observables, existent : c'est notamment le cas de la discrimination à l'embauche dont les membres de certains groupes sont, semble-t-il, plus souvent victimes (Froni et

statut d'immigré ou de descendant d'immigré a également une certaine importance. La prise en compte du pays d'origine des individus et de leur statut d'immigré ou de descendant permet par ailleurs d'affiner l'analyse puisque cela nous permet de considérer, au moins en partie, l'hétérogénéité de l'entre-soi selon l'origine des individus, celle-ci étant potentiellement liée à des facteurs difficiles à prendre en compte tel que le degré de structuration des organisations/institutions communautaires de certains groupes qui influence sans doute les opportunités de rencontre.

D'autres caractéristiques sociodémographiques ont également de grandes chances d'être liées à nos deux variables d'intérêt. Bien que des effets de structure puissent avoir un impact et masquer certaines tendances observées à partir des statistiques descriptives du Tableau 1, plusieurs des chiffres observés suggèrent, en accord avec la littérature, le rôle potentiellement important de certaines caractéristiques sociodémographiques. C'est par exemple le cas de l'âge. D'après certains travaux, il est de plus en plus difficile de sortir du chômage à partir d'un certain âge (Lê et al. [2014]). D'un autre côté, l'entre-soi est potentiellement plus courant pour les plus âgés (McPherson et al. [2001]). Même si les écarts ne sont pas toujours significatifs, nos statistiques descriptives (Tableau 1) indiquent bien qu'avoir plus de 50 ans est plus fréquent chez les chômeurs de longue durée que chez ceux de plus courte durée. L'inverse est vrai pour les moins de 30 ans. De même, bien que l'écart constaté dans le Tableau 1 ne soit pas significatif, avoir plus de 50 ans est plus fréquent chez les individus déclarant qu'au moins la moitié de leurs amis sont de la même origine que chez ceux déclarant l'inverse. Contrôler le niveau de diplôme nous semble également judicieux puisqu'il est susceptible d'influencer à la fois l'entre-soi (McPherson et al. [2001]) et la probabilité d'être un chômeur de longue durée (Lê et al. [2014]). Encore une fois, bien que les écarts observés dans le Tableau 1 ne soient pas toujours significatifs, il apparaît que ne pas avoir de diplôme ou être peu diplômé (CEP, BEPC) est plus fréquent chez les chômeurs de longue durée que chez ceux de plus courte durée ainsi que chez les individus ayant au moins la moitié de leurs amis de la même origine (vs. moins de la moitié). L'inverse est vrai pour les plus diplômés. Pour ces derniers, une explication pourrait être qu'ils ont plus de facilité à trouver un emploi et d'un autre côté plus d'exigences que la moyenne sur le niveau d'éducation de leurs contacts et probablement moins sur leur origine culturelle. Autre variable qu'il nous semble important de considérer : le sexe. Il est susceptible de jouer sur nos deux variables d'intérêt dans la mesure où d'un côté il existe des différences importantes en termes de comportement et d'accès au marché du travail entre les femmes et les hommes (Meurs [2014]) et de l'autre le sexe constitue également un biais important de sociabilité (McPherson et al. [2001]). Nos statistiques descriptives (Tableau 1) révèlent qu'être une femme est plus fréquent parmi les chômeurs de longue durée que ceux de plus courte durée ; aucune différence significative n'apparaît quant à la proportion d'amis de la même origine.

Afin d'affiner l'analyse, nous prenons également en compte l'origine sociale des individus (avoir au moins un parent cadre ou profession intermédiaire) et le fait de n'avoir jamais travaillé auparavant. Si aucun lien significatif avec nos variables d'intérêt n'apparaît dans nos statistiques descriptives, il est tout de même probable qu'elle joue un rôle. L'origine sociale joue potentiellement à la fois sur la sociabilité¹⁶ et le comportement des chômeurs¹⁷. Pour ce qui est du fait de n'avoir jamais travaillé, les individus concernés ont potentiellement accumulé moins de compétences que les autres. Ils sont ainsi probablement moins employables que ceux qui ont déjà une expérience et mettront davantage de temps pour trouver un emploi.

Par ailleurs, l'histoire de chacun vis-à-vis de sa culture d'origine joue probablement à la fois sur le chômage de longue durée et l'entre-soi. Les individus ayant une éducation très centrée sur leur culture d'origine ont des chances d'avoir à la fois des préférences¹⁸ plus élevées pour la formation de liens

al. [2008]) ou encore de la concentration de certains groupes dans des secteurs d'activité sinistrés, rendant leur retour à l'emploi plus difficile.

¹⁶ L'influence du critère « origine » en tant que biais de sociabilité est possiblement variable selon le milieu social. On peut par exemple imaginer que dans les milieux aisés, d'autres critères tels que le niveau d'éducation ou la PCS des parents importent plus.

¹⁷ D'un côté, les individus issus de milieux favorisés disposent potentiellement de contacts plus efficaces ce qui peut leur permettre de retrouver rapidement un emploi. D'un autre côté, ils sont davantage susceptibles de recevoir une aide financière de leur famille et sont ainsi moins contraints d'accepter un emploi qui ne les satisfait pas, ce qui augmente potentiellement leur temps passé au chômage.

¹⁸ Bisin et al. [2011] développent un modèle théorique décrivant l'importance de la transmission culturelle et de la famille dans la formation de l'identité et de la sociabilité des individus.

avec des personnes de la même origine et plus de difficultés à trouver un emploi s'ils sont marqués de façon apparente par une appartenance culturelle étrangère comme le soulignent certains travaux¹⁹. L'enquête TeO nous permet de tenir compte de la pratique de la langue d'origine pendant l'enfance et du fait de s'être rendu dans le pays d'origine étant jeune. Les statistiques descriptives du Tableau 1 suggèrent bien l'existence d'un lien avec une sociabilité biaisée vers des amis de la même origine.

A défaut de disposer d'information sur le nombre d'amis, nous considérons la fréquence de la sociabilité des individus (avoir rencontré des amis plus d'une fois au cours des 15 derniers jours, *versus* une seule fois ou pas), qui donne une indication de l'importance de la sociabilité dans la vie de chacun. Bien que nos statistiques descriptives n'indiquent pas de lien significatif avec le chômage de longue durée, elles suggèrent tout de même un effet potentiellement positif de la taille du réseau de relations sur la reprise d'un emploi, ce qui va dans le sens des résultats de certains travaux²⁰. La fréquence de la sociabilité et l'entre-soi ont également de grandes chances d'être corrélés²¹.

Autre élément, nous distinguons les chômeurs disposant d'une allocation chômage de ceux qui n'en bénéficient plus et de ceux qui n'en ont jamais bénéficié. Les allocataires ayant une obligation de se former et de rechercher un emploi, il est probable qu'ils retrouvent plus rapidement un emploi. Ceux qui voient leurs droits épuisés sont par contre, par définition, majoritairement des chômeurs de longue durée, sans doute en grande difficulté.

Enfin, pour tenir compte du fait que les individus sont susceptibles de se regrouper dans des zones d'emploi selon leurs caractéristiques productives (Combes et al. [2008]) mais également parce que le contexte géographique influence potentiellement l'entre-soi (les immigrés et leurs descendants sont notamment très inégalement distribués sur le territoire métropolitain, cf. Insee [2012]), nous prenons en compte une série de variables contextuelles. Nous considérons la région d'habitation à la date de l'enquête²² ainsi que la taille de l'unité urbaine (qui donne à la fois une indication plus précise sur la densité de population dans la zone et éventuellement sur son dynamisme économique) et le fait d'habiter ou non dans une ZUS (qui permet à la fois de contrôler plus finement la qualité de la zone d'emploi et les biais éventuels de sociabilité auquel font face les individus²³).

Il aurait également été intéressant, pour mieux tenir compte de l'histoire professionnelle de chacun, de considérer, pour ceux qui ont déjà travaillé, le secteur et le type d'emploi occupé précédemment par les individus ou encore leur niveau de salaire antérieur, mais aucune de ces données n'est disponible pour les chômeurs dans l'enquête TeO.

¹⁹ De nombreux travaux, dont récemment Islam et Raschky [2015] à partir de données canadiennes ou encore Bisin et al. [2016] à partir de données britanniques, montrent que la manifestation d'une culture étrangère forte (ou d'une identité d'opposition au pays d'accueil) engendre des difficultés d'insertion sur le marché du travail.

²⁰ Wahba et Zenou [2005] identifient un effet positif de l'importance de la sociabilité sur l'emploi.

²¹ Certains traits de personnalités sont par exemple susceptibles de jouer ici un rôle comme cela a été évoqué en introduction. Des éléments contextuels peuvent par ailleurs être à l'origine d'une corrélation positive puisque comme le soulignent Currarini et al. [2008], des biais d'opportunités de rencontre importants (liés par exemple à un niveau de ségrégation territoriale élevé) devraient permettre aux préférences pour l'entre-soi de s'exprimer et engendreront à la fois des rencontres plus faciles et davantage d'entre-soi dans les relations sociales.

²² Etant donné la faible taille de notre échantillon, il serait peu judicieux de considérer un découpage géographique plus fin (TeO permet d'aller jusqu'au niveau département). Il semble plus adapté d'ajouter d'autres variables de contrôle sur la qualité du contexte géographique.

²³ Les ZUS sont souvent des zones denses en habitation, isolées des zones d'emploi et où se concentrent davantage de populations d'origine immigrée que la moyenne (Pan Ké Shon [2007]).

Tableau 1
Statistiques descriptives (%)

	... pour tous les chômeurs	... selon le % d'amis de la même origine :		... selon le nombre d'années au chômage :	
		< la moitié (Réf.)	≥ la moitié	< 1 an (Réf.)	≥ 1 an
Au moins la moitié d'amis de la même origine	47,3			40,0	59,3**
Au chômage depuis un an ou plus	37,8	29,2	47,5**		
S'est retrouvé sans emploi du fait d'une fermeture/revente d'entreprise, d'un licenciement collectif ou d'une suppression de poste(s)	22,4	15,5	29,9	18,9	28,1
N'a jamais travaillé	4,6	3,9	5,4	4,0	5,7
Allocation chômage					
N'en a jamais bénéficié	41,7	41,6	41,7	40,2	44,1
Droits épuisés ou radiation	9,8	9,0	10,8	6,6	15,2**
Bénéficie d'une allocation	48,5	49,4	47,5	53,2	40,8
Femme	44,6	45,9	43,3	38,8	54,2*
Âge					
17-20	10,5	10,5	10,5	13,4	5,6***
21-30	37,8	38,1	37,5	40,6	33,3
31-40	20,3	23,2	17,1	17,6	24,9
41-50	12,0	15,1	8,5**	12,2	11,7
51-60	19,3	13,0	26,4	16,2	24,6
Diplôme					
Aucun diplôme, CEP, BEPC	37,3	32,1	43,0	28,4	52,0***
CAP, BEP	29,1	24,5	34,2	31,4	25,3
Bac professionnel	10,4	10,7	10,1	10,9	9,4
Bac général	3,7	4,8	2,4*	4,0	3,1
Bac + 2	9,4	13,3	5,0	12,8	3,7
Bac + 3/4	3,6	4,3	2,9	3,8	3,4
≥ Bac + 5	6,6	10,3	2,4**	8,7	3,1
Au moins 1 parent cadre ou prof. intermédiaire	14,2	15,1	13,1	11,6	18,4
Pays d'origine					
Algérie/Maroc/Tunisie	42,5	38,1	47,5	44,7	39,0
Italie/Espagne /Portugal	24,8	30,9	18,1	22,8	28,2
Autres EU-27	16,3	11,8	21,3	15,2	18,1
Afrique Subsaharienne	5,2	7,3	2,8***	5,5	4,7
Cambodge/Laos/Vietnam	2,0	2,6	1,3*	1,9	2,2
Turquie	3,8	2,2	5,6**	3,8	3,8
Autres	5,4	7,1	3,4*	6,2	4,0
Descendant	83,8	82,1	85,7	85,3	81,3
S'est rendu dans le(s) pays d'origine des parents avant ses 18 ans	80,4	72,9	88,7**	74,1	90,6***
Langue(s) parlée(s) avec les parents pendant l'enfance					
Français uniquement	29,9	40,3	18,2***	36,1	19,7**
Langue(s) étrangère(s) uniquement	14,8	12,7	17,2	14,1	16,1
Français et langue(s) étrangère(s)	55,3	47,0	64,6**	49,8	64,3*
A rencontré des amis plus d'une fois au cours des 15 derniers jours	84,5	83,0	86,2	86,0	82,0
Région					
Île-de-France	26,6	32,2	20,3*	29,2	22,3
Grand Est	13,6	6,1	22,0**	13,5	13,8
Hauts-de-France	6,4	6,8	5,9	5,3	8,0
Normandie	2,7	3,9	1,2**	3,0	2,0
Centre-Val de Loire	3,1	3,6	2,5	4,2	1,3**
Bourgogne-Franche-Comté	4,2	4,6	3,8	4,2	4,4
Pays de la Loire	1,3	1,3	1,2	1,7	0,6*
Bretagne	0,8	1,1	0,6	1,3	0,0**
Nouvelle Aquitaine	5,5	8,1	2,6	7,5	2,2
Occitanie	8,2	9,5	6,7	6,8	10,4
Auvergne-Rhône-Alpes	13,4	12,9	14,0	13,7	13,0
PACA	14,4	10,0	19,3	9,7	22,1
Habite dans une ZUS	24,2	20,1	28,8	24,2	24,2
Type de commune à la date de l'enquête					
Commune rurale	16,0	12,7	19,6	15,2	17,1
Unité urbaine < 200 000 habitants	34,4	30,7	38,6	32,5	37,6
Unité urbaine ≥ 200 000 habitants	49,6	56,6	41,8*	52,2	45,3
Nombre d'observations	862	490	372	556	306

Ecart par rapport à la situation de référence : * p < 0, 1, ** p < 0, 05, *** p < 0, 01 (test de Student).

Lecture : 13,4 % des individus au chômage depuis moins d'une année (situation de référence) ont entre 17 et 20 ans, contre seulement 5,6 % pour les chômeurs de longue durée. Cet écart est significatif au seuil de 1 %.

Champ : Descendants d'immigrés et immigrés arrivés en France métropolitaine avant l'âge de 10 ans, au chômage en 2008-2009.

2.4. Stratégie économétrique

L'objectif de l'analyse économétrique est d'évaluer l'impact du chômage de longue durée sur la probabilité d'avoir plus de la moitié de ses amis de la même origine parmi ceux rencontrés au cours des 15 derniers jours. Puisqu'il s'agit de deux variables dichotomiques et étant donné le problème d'endogénéité soulevé en introduction, nous proposons une évaluation à partir d'un modèle *probit bivarié récursif* (Maddala [1983], Wooldridge [2010]). Notre modèle estime l'impact de la variable dichotomique L_i , qui prend la valeur 1 si l'individu i est un chômeur de longue durée (0 sinon), sur la variable dichotomique S_i , qui prend la valeur 1 si au moins la moitié des amis rencontrés par l'individu i au cours des 15 derniers jours est de la même origine (0 sinon). Le *probit bivarié récursif* s'écrit

$$S_i = 1[X_i \alpha_1 + \beta_i L_i + u_{1i} > 0] \quad (1)$$

où L_i est une variable endogène évaluée à partir du modèle *probit*

$$L_i = 1[X_i \alpha_2 + Z_i \alpha_3 + u_{2i} > 0] \quad (2)$$

et où X_i est un vecteur contenant un ensemble de variables de contrôle, Z_i la variable instrumentale sur laquelle s'appuie notre stratégie d'identification²⁴, α_1 , α_2 et α_3 sont des coefficients associés à ces vecteurs, β_i est le coefficient associé à l'impact du chômage de longue durée sur la probabilité qu'au moins la moitié des amis rencontrés au cours des 15 derniers jours soit de la même origine et u_{1i} et u_{2i} sont les termes d'erreurs indépendants de X_i et suivent une *loi normale bivariée* tel que $(u_{1i}, u_{2i}) \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$.

L'instrument Z_i est quant à lui une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu i a soit été victime d'une fermeture/revente d'entreprise, soit a subi un licenciement collectif²⁵, 0 sinon. Mais cet instrument n'est valide que sous certaines conditions.

Il est tout d'abord nécessaire que le phénomène soit exogène vis-à-vis de la sociabilité des individus. Le fait que les licenciés collectifs et victimes de fermeture/revente d'entreprise subissent²⁶ une situation dont ils ne sont pas directement responsables (ce sont *a priori* les employeurs et non les salariés qui prennent la décision de fermer, revendre ou de procéder à des licenciements collectifs) est un premier point important qui abonde dans le sens de l'exogénéité du point de vue de la sociabilité des travailleurs. Toutefois, cette hypothèse d'exogénéité repose également sur le fait qu'aucun élément inobservable n'influence à la fois la variable à expliquer et l'instrument.

Ce dernier point mérite une discussion un peu plus approfondie. Il est envisageable que la productivité (élément imparfaitement observable à partir de nos données) influence à la fois la durée du chômage, le fait de subir un licenciement collectif ou une fermetures/reventes d'entreprise. En effet, les travailleurs les plus productifs étant en France *a priori* plus fréquemment embauchés par les entreprises les plus performantes (Abowd et al. [1999]), (i) il est plausible qu'ils aient une probabilité moindre d'appartenir à une entreprise mettant en place un plan de licenciement collectif ou subissant une fermeture ou une revente. Par ailleurs, au-delà de la question de la distribution des travailleurs en fonction de la qualité des entreprises, (ii) il est également possible que la probabilité d'être intégré à un plan de licenciement collectif, lorsqu'il a lieu, soit d'autant moins importante que la productivité des travailleurs est élevée.

²⁴ D'après Wilde [2000], il est inutile d'utiliser une variable instrumentale dans les évaluations du type *probit bivarié récursif* dès lors que chacune des équations comprend au moins une variable explicative exogène. Toutefois, Monfardini et Radice [2008] montrent que l'utilisation d'un instrument renforce la qualité de l'évaluation et des tests d'exogénéité post-estimation, ceci d'autant plus que la taille de l'échantillon est limitée.

²⁵ L'enquête TeO permet de distinguer les motifs de chômage apparaissant en annexe. Pour la variable qui nous intéresse, la question suivante est posée « Vous vous êtes alors trouvé sans emploi parce que ... ». Nous retenons alors les modalités « L'entreprise a fermé ou a été revendue » et « Vous avez été licencié : Licenciement collectif ou suppression d'emploi ».

²⁶ Voir la revue de littérature de Brand [2015] sur la dimension exogène du phénomène.

Mais le lien entre la productivité des individus et le fait de subir un licenciement collectif ou d'être victime d'une fermeture/revente d'entreprise est plus complexe qu'il n'y paraît, si bien qu'il semble en fait peu probable que les scénarios (i) et (ii) soient réalisés. En effet, pour que (i) soit vérifié, encore faut-il que les licenciements collectifs et les fermetures/rachats d'entreprises soient systématiquement liés à leur performance. Or les entreprises qui ferment, font faillites, sont revendues ou mettent en place des plans de licenciements ne sont pas uniquement des entreprises peu performantes (Esteve-Pérez et al. [2010], Audretsch [1995]). Notamment, les faillites ou fermetures sont également le fait de jeunes entreprises dynamiques prenant des risques dans des secteurs d'activité innovant en pleine expansion et attirant de nombreux travailleurs très compétents, peu avertis aux risques²⁷, en quête d'innovation, etc. Il peut également s'agir d'entreprises connaissant des difficultés du fait d'une conjoncture difficile et non du fait de leurs caractéristiques intrinsèques. De même pour les licenciements collectifs, une part d'entre eux peut également être liée à une conjoncture économique difficile (cf. Arnold [2009]) et pas uniquement aux caractéristiques de l'entreprise. Et même lorsqu'un licenciement collectif est lié aux caractéristiques de l'entreprise, il n'est pas évident que cela soit systématiquement en lien avec de faibles performances. Les entreprises mettent en place des plans de licenciement collectifs pour différentes raisons et leurs stratégies sont complexes (Cappel-Blancard et Couderc [2006], Signoretto [2015]). Si certains plans correspondent effectivement à des logiques défensives du fait de mauvaises performances, d'autres sont le fruit de logiques offensives de la part d'entreprises performantes qui cherchent à gagner en flexibilité ou à réorganiser leur production. De même, pour que (ii) soit vérifié, encore faut-il que le plan de licenciement ne vise pas à supprimer un type d'activité particulier que l'entreprise souhaite sous-traiter ou arrêter puisque dans ce cas, les travailleurs sont davantage visés selon leur spécialisation qu'en fonction de la qualité de leur travail. Et même lorsqu'un plan de licenciement collectif a pour objectif essentiel, au-delà du type d'activité, de diminuer les effectifs, il est probable, même si les employeurs cherchent à y inclure des travailleurs peu productifs, que certains salariés productifs en fassent également partie. Il est envisageable qu'une partie d'entre eux souhaite profiter des avantages²⁸ que confèrent les plans de licenciement pour effectuer une mobilité (comme indiqué précédemment, les travailleurs les plus productifs ne sont pas forcément les plus en quête de stabilité d'emploi²⁹). Mais surtout, la loi sur les plans de licenciements est contraignante. Les employeurs doivent respecter un certain nombre de critères relatifs aux caractéristiques des salariés licenciés (ancienneté, possibilités de réinsertions, situation familiale, âge, handicap, etc.), ces contraintes n'étant pas forcément corrélées à la productivité.

Etant donné tous ces mécanismes potentiels entre les caractéristiques productives des travailleurs et les fermetures/reventes d'entreprises et licenciements collectifs, il est donc peu probable qu'il existe une corrélation claire entre ces deux variables. Les estimations fournies dans le Tableau 2 confortent cette intuition puisqu'aucun lien n'est constaté entre notre instrument et les variables dont nous disposons pour approximer la productivité individuelle. Plus précisément, ni le fait d'être diplômé du supérieur³⁰ (modèle (a)), ni le fait d'avoir une origine sociale favorisée (modèle (b))³¹, ne sont corrélés à la probabilité de subir une fermeture/revente d'entreprise ou un licenciement collectif, que ces éléments soient considérés indépendamment ou ensemble et avec ou sans prise en compte d'éventuels effets de structure (modèles (c) et (d)). Il est par ailleurs intéressant de constater que si se retrouver sans emploi du fait d'une fermeture/revente d'entreprise ou d'un licenciement collectif est d'autant plus fréquent que l'âge augmente³², cela touche indifféremment les travailleurs quels que soient leur origine, leur

²⁷ D'après certains travaux récents (Amable [2014] et Guillaud et Marx [2014]), les travailleurs les plus compétents ne sont pas forcément les plus en quête de stabilité, c'est l'inverse qui est constaté.

²⁸ Avantages financiers (cf. notamment les indemnités de licenciement) ou en termes de formation (cf. le contrat de sécurisation professionnelle - CSP).

²⁹ Cf. Amable [2014] et Guillaud et Marx [2014].

³⁰ En partie du fait de leur productivité plus élevée, les diplômés du supérieur ont beaucoup moins de risque que les autres d'être au chômage (Martinelli et Minni [2013]) ce qui fait de cette variable un candidat approprié pour tester la crédibilité des hypothèses (i) et (ii).

³¹ Le niveau de PCS des parents donne une indication sur l'environnement social (ou éventuellement cognitif) dans lequel a évolué l'individu. Le diplôme des parents aurait également pu être introduit ici mais cette variable comporte malheureusement de nombreuses valeurs manquantes.

³² Cette corrélation s'explique en grande partie (mais pas uniquement) par le fait qu'avec l'âge, les salariés sont de moins en moins en contrat à durée déterminée (principal motif de fin d'emploi, cf. Annexe) et de plus en plus en contrat à durée indéterminée (Chéron 2009). Les licenciements collectifs prennent ainsi mécaniquement une place de plus en plus importante parmi l'ensemble des motifs au fur et à mesure que l'âge augmente.

statut de descendant ou d'immigré ou le fait qu'ils aient ou non pratiqué le français avec leurs parents pendant l'enfance. Le fait qu'aucune de ces trois variables ne soit corrélée avec notre instrument renforce l'idée qu'une grande part de hasard est à l'œuvre dans le fait de subir une fermeture/revente d'entreprise ou un licenciement collectif, ce qui va bien dans le sens de l'hypothèse d'exogénéité de l'instrument.

Tableau 2

Probabilité de s'être retrouvé sans emploi du fait d'une fermeture/revente d'entreprise, d'un licenciement collectif ou d'une suppression de poste(s) par rapport aux autres motifs (*modèles probit*)

	(a)		(b)		(c)		(d)	
	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type
Diplômé du supérieur (> Bac)	0,05	(0,15)			0,08	(0,16)	0,01	(0,17)
Au moins un parent cadre ou profession intermédiaire			-0,08	(0,16)	-0,10	(0,17)	-0,03	(0,18)
Femme							-0,17	(0,13)
Âge							Réf,	
17-20							0,73**	(0,29)
21-30							1,31***	(0,31)
31-40							1,23***	(0,35)
41-50							2,01***	(0,48)
51-60								
Pays d'origine							-0,10	(0,16)
Algérie/Maroc/Tunisie							Réf,	
Italie/Espagne /Portugal							0,02	(0,29)
Autres EU-27							-0,32	(0,26)
Afrique Subsaharienne							-0,18	(0,30)
Cambodge/Laos/Vietnam							0,28	(0,23)
Turquie							-0,30	(0,32)
Autres							0,00	(0,17)
Descendant								
Langue(s) parlée(s) avec les parents pendant l'enfance								
Français uniquement							-0,11	(0,19)
Langue(s) étrangère(s) uniquement							Réf,	
Français et langue(s) étrangère(s)							-0,11	(0,16)
Constante	-1,29***	(0,06)	-1,27***	(0,06)	-1,28***	(0,07)	-2,09***	(0,38)
Pseudo-R2	0,000		0,000		0,001		0,104	
Prob > chi2 (p-value)	0,758		0,623		0,784		0,000	
Nombre d'observations	862		862		862		862	

* p < 0, 1, ** p < 0, 05, *** p < 0, 01 (les écarts-types, entre parenthèses, sont estimés par la méthode Huber-White sandwich).

Champ : Descendants d'immigrés et immigrés arrivés en France métropolitaine avant l'âge de 10 ans, au chômage en 2008-2009.

Il est par ailleurs nécessaire que l'instrument soit indépendant des caractéristiques inobservées qui expliquent l'origine ethnique des amis. Il y a peu de chances que ce ne soit pas le cas dans la mesure où les déterminants de chacune de ces deux variables sont de nature très différente. En effet, comme le montrent Currarini et al. [2009], trois types de facteurs peuvent expliquer la proportion de liens avec des individus de la même origine : le degré de préférence des individus pour les liens avec des personnes de la même origine, les biais d'opportunité de rencontres vers chaque type d'individus et la taille relative de chaque groupe. *A priori*, il n'y a aucune raison pour que l'un de ces éléments ait un lien quelconque avec le fait d'être victime d'une fermeture ou d'une revente d'entreprise. En effet, comme cela a été exposé dans les deux paragraphes précédents, le fait d'être victime d'une fermeture ou d'une revente d'entreprise peut toucher indifféremment des individus ayant des caractéristiques personnelles très différentes et notamment des histoires/origines migratoires différentes (Tableau 2). La décision est prise par les employeurs et relève essentiellement de stratégies d'entreprise répondant à des objectifs économiques particuliers ou influencées par la conjoncture. Mais il n'y a *a priori* aucune raison que des éléments de nature à influencer l'entre-soi (observable(s) ou non) jouent ici.

Au-delà de la question de l'exogénéité, il est également nécessaire, pour que l'instrument soit valide, que la durée du chômage varie entre les fermetures/reventes d'entreprises ou licenciements collectifs et les autres motifs. Or, nos statistiques descriptives indiquent bien l'existence d'une corrélation et celle-ci va dans le même sens que les résultats de plusieurs travaux effectués à partir de données françaises indiquant que la durée du chômage est en moyenne plus importante pour les victimes de

fermetures/reventes d'entreprises et les licenciés collectifs relativement aux autres motifs³³ (Beck et al. [2017] ; Delattre et Salognon [2008] ; COE [2011]), notamment par rapport aux fins de contrats qui sont relativement nombreuses. Trotzier [2005] identifient plusieurs raisons. L'une d'entre elle est que les individus concernés n'étant pas à l'origine de la décision, celle-ci arrive parfois de façon inattendue ce qui engendre un choc important pour un certain nombre d'entre eux. Du fait d'une déstabilisation professionnelle importante, ces chômeurs mettent du temps à se repositionner sur le marché du travail. Autre raison, les activités concernées sont plus souvent liées à des contextes économiques dégradés, ce qui complique la reprise d'emploi. Enfin, les victimes de fermetures d'entreprises ou de licenciements collectifs bénéficient souvent en France de dispositifs de formation rémunérée, ce qui a tendance à retarder la reprise d'emploi³⁴.

Il semble donc bien qu'être victime d'une fermeture/revente d'entreprise ou d'un licenciement collectif induit, en France, une variation exogène positive de la probabilité d'être un chômeur de longue durée vs. de plus courte durée.

Afin de conforter l'intérêt de l'inclusion d'une variable instrumentale, nous évaluons par ailleurs la corrélation entre les termes d'erreur u_{1i} et u_{2i} à partir d'un Likelihood-ratio test. Nous comparons également les résultats du *probit bivarié récursif* avec ceux du modèle *probit* simple

$$S_i = 1[X_i \alpha_4 + \beta_2 L_i + u_{3i} > 0] \quad (3)$$

Par ailleurs, pour évaluer l'impact de l'introduction de la variable L_i sur les coefficients α_1 et α_4 , nous procédons à l'évaluation suivante à partir d'un modèle *probit* sans la variable L_i :

$$S_i = 1[X_i \alpha_5 + u_{4i} > 0] \quad (4)$$

3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

Nos résultats indiquent qu'être un chômeur de longue durée engendre une hausse de la probabilité d'avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine de 43 % par rapport au fait d'être un chômeur de plus courte durée pour les descendants d'immigrés et les immigrés arrivés jeunes en France (Tableau 3). Il semble que l'estimation par un modèle *probit bivarié récursif* avec variable instrumentale permette bien d'identifier l'existence d'un lien de cause à effet entre le chômage de longue durée et l'entre-soi alors que, sans doute du fait de variables inobservables influençant à la fois nos deux variables d'intérêt et du fait de l'existence d'une potentielle causalité inverse, l'estimation naïve par un modèle *probit* ne laisse apparaître aucun lien significatif. Notre stratégie d'identification (modèle (1)) est également confortée par le fait que le coefficient *atrho*, indiquant la corrélation entre les erreurs u_{1i} et u_{2i} , est significativement différent de zéro. Enfin, autre point important renforçant le bien-fondé de notre stratégie économétrique, l'instrument est fortement et significativement corrélé avec le chômage de longue durée.

Deux interprétations théoriques de nos résultats sont possibles. Mais nos données ne permettent pas d'apprécier l'importance de chacune. Plus précisément, il n'est pas possible d'évaluer dans quelle mesure la ségrégation dans les relations sociales engendrée par le chômage de longue durée provient d'un changement de comportement (certains décidant de se centrer davantage sur leur communauté d'origine pour accéder à des réseaux d'entraide, etc.) ou d'un changement en termes d'opportunités de rencontre (certains individus ayant potentiellement d'autant moins accès à des univers de sociabilité diversifiés que la durée du chômage augmente).

³³ Dans certains pays, où la culture du marché du travail est réputée plus flexible, il semble que les fermetures d'entreprises et licenciements collectifs soient au contraire liés à une durée du chômage plus courte que pour les autres motifs. Frederiksen et al. [2013] pour le Danemark et Gibbons et Katz [1991] pour les Etats-Unis montrent que les chômeurs victimes de ce type d'évènements portent, relativement aux autres chômeurs, un « effet signal » positif pour les employeurs lié au fait qu'ils ne sont pas responsables de leur situation, le contexte de ces pays permettant alors à cet « effet signal » de jouer plus fortement que dans d'autres.

³⁴ Cf. le contrat de sécurisation professionnelle (CSP) qui a court depuis 2011 et qui a succédé à la convention de reclassement personnalisée (CRP) et au contrat de transition professionnelle (CTP).

Un autre point important mérite d'être souligné. La comparaison des modèles (1) et (4) suggère que le lien entre le chômage de longue durée et la probabilité d'avoir une majorité d'amis de la même origine comporte possiblement une part d'hétérogénéité. En effet, la prise en compte de la probabilité d'être un chômeur de longue durée ne fait pas varier de manière identique la probabilité d'avoir une majorité d'amis de la même origine pour les membres de tous les groupes sociodémographiques (Tableau 3). Par exemple, l'inclusion de cette variable semble diminuer assez fortement la probabilité d'avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine pour les turcs et les maghrébins par rapport au groupe de référence (Italie/Espagne/Portugal). L'inverse est vrai pour les membres du groupe Vietnam/Laos/Cambodge : l'inclusion de la variable « chômage de longue durée » implique une hausse de la probabilité d'avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine. Au-delà de l'origine, il semble par ailleurs que les 30-50 ans aient, à la différence des plus jeunes et des plus âgés, d'autant moins de chance d'avoir une majorité d'amis de la même origine que la probabilité d'être au chômage de longue durée est prise en compte, ce qui suggère que l'entre-soi pour ces derniers est davantage sensible à leur situation professionnelle. Si la comparaison des résultats des modèles (1) et (4) suggèrent ainsi l'existence potentielle d'une certaine hétérogénéité du lien de cause à effet mis en évidence dans cette étude pour une série de critères (voir également le niveau de diplôme, le sexe, le fait d'avoir déjà travaillé, etc.), nous ne sommes pas en mesure de l'évaluer de façon précise. Pour ce faire, il serait nécessaire de reproduire nos évaluations par sous-groupe pour chaque critère. Mais la faible taille de notre échantillon ne permet pas de réaliser de telles analyses de façon à la fois statistiquement robuste et détaillée. Les résultats du Tableau 5 en annexe renforcent tout de même la robustesse de nos résultats. Ils indiquent que si l'ampleur du lien de cause à effet semble bien varier entre certaines groupes selon l'origine des individus (il est moins élevé pour les membres de groupes Italie/Espagne/Portugal et Vietnam/Laos/Cambodge que pour les autres comme le suggèrent la comparaison des modèles (1) et (4)³⁵), l'impact positif du chômage de longue durée sur la probabilité d'avoir au moins la moitié de ses amis de la même origine demeure pour chaque sous-échantillon.

Finalement, cette étude est, à notre connaissance, la première qui met en évidence une modification importante de la sociabilité du fait du chômage de longue durée subie par les populations d'origine étrangère vivant en France. Ce résultat original s'inscrit dans la littérature sur l'intégration des immigrants et de leurs descendants dans le pays d'accueil. Il est également lié aux recherches récentes étudiant la façon dont les individus forment leur identité sociale, notamment en fonction du contexte économique (Huettel et Kranton [2012]).

³⁵ Les deux sous-échantillons sont choisis à partir de la comparaison des résultats des modèles (1) et (4) observés dans le Tableau 3 : l'introduction de la variable « être au chômage de longue durée » a un impact plus important pour les membres des groupes Algérie/Maroc/Tunisie, Autres EU-27, Afrique Subsaharienne et Turquie que pour ceux du groupe de référence (Italie/Espagne/Portugal) alors que l'inverse est vrai pour ceux du groupe Vietnam/Laos/Cambodge.

Tableau 3
Résultats des modèles³⁶ (1), (3) et (4)

	(1)		(3)		(4)			
	Au moins la moitié d'amis de la même origine		Au chômage depuis un an ou plus		Au moins la moitié d'amis de la même origine		Au moins la moitié d'amis de la même origine	
	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type	Effet marginal	Ecart-type
Au chômage depuis un an ou plus	0,43***	(0,07)			0,12	(0,10)		
S'est retrouvé sans emploi du fait d'une fermeture/revente d'entreprise, d'un licenciement collectif ou d'une suppression de poste(s)			0,13***	(0,04)				
N'a jamais travaillé	0,01	(0,06)	0,16***	(0,06)	0,29	(0,19)	0,31*	(0,19)
Allocation chômage								
N'en a jamais bénéficié	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Droits épuisés ou radiation	-0,11*	(0,06)	0,27***	(0,05)	0,10	(0,17)	0,14	(0,16)
Bénéficiaire d'une allocation	0,05	(0,03)	-0,03	(0,03)	0,14	(0,10)	0,13	(0,10)
Femme	-0,06**	(0,03)	0,10***	(0,03)	-0,11	(0,09)	-0,10	(0,09)
Âge								
17-20	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
21-30	-0,09**	(0,04)	0,18***	(0,05)	-0,07	(0,14)	-0,05	(0,14)
31-40	-0,17***	(0,05)	0,29***	(0,06)	-0,15	(0,17)	-0,12	(0,16)
41-50	-0,15***	(0,06)	0,20***	(0,07)	-0,28	(0,21)	-0,25	(0,20)
51-60	-0,13	(0,12)	0,37***	(0,12)	0,21	(0,41)	0,27	(0,40)
Diplôme								
Aucun diplôme, CEP, BEPC	-0,06	(0,05)	0,11**	(0,05)	-0,06	(0,15)	-0,05	(0,15)
CAP, BEP	-0,04	(0,05)	0,02	(0,05)	-0,15	(0,15)	-0,15	(0,15)
Bac professionnel	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Bac général	-0,12	(0,07)	-0,03	(0,08)	-0,48**	(0,24)	-0,48**	(0,24)
Bac + 2	-0,03	(0,07)	-0,07	(0,07)	-0,24	(0,22)	-0,25	(0,22)
Bac + 3/4	-0,03	(0,08)	-0,08	(0,09)	-0,31	(0,26)	-0,32	(0,26)
≥ Bac + 5	-0,09	(0,08)	-0,17**	(0,08)	-0,62**	(0,25)	-0,64**	(0,25)
Au moins 1 parent cadre ou profession intermédiaire	-0,06	(0,04)	0,09*	(0,05)	-0,13	(0,14)	-0,12	(0,14)
Pays d'origine								
Algérie/Maroc/Tunisie	0,15***	(0,05)	0,03	(0,05)	0,56***	(0,14)	0,56***	(0,14)
Italie/Espagne/Portugal	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Autres EU-27	0,04	(0,08)	0,15*	(0,08)	0,36	(0,25)	0,37	(0,25)
Afrique Subsaharienne	0,01	(0,06)	0,05	(0,06)	0,07	(0,19)	0,07	(0,19)
Cambodge/Laos/Vietnam	-0,11	(0,07)	0,15**	(0,07)	-0,23	(0,24)	-0,21	(0,24)
Turquie	0,14**	(0,06)	-0,02	(0,06)	0,47**	(0,19)	0,46**	(0,19)
Autres	0,02	(0,07)	-0,01	(0,08)	0,04	(0,25)	0,03	(0,25)
Descendant	0,01	(0,04)	0,01	(0,05)	0,05	(0,14)	0,05	(0,14)
S'est rendu dans le(s) pays d'origine des parents avant ses 18 ans	-0,01	(0,04)	0,11***	(0,04)	0,09	(0,14)	0,11	(0,14)
Langue(s) parlée(s) avec les parents pendant l'enfance								
Français uniquement	-0,07	(0,05)	-0,02	(0,05)	-0,30*	(0,16)	-0,30*	(0,16)
Langue(s) étrangère(s) uniquement	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Français et langue(s) étrangère(s)	-0,09**	(0,04)	-0,02	(0,04)	-0,37***	(0,13)	-0,37***	(0,13)
A rencontré des amis plus d'une fois au cours des 15 derniers jours	0,10**	(0,05)	-0,08	(0,05)	0,26*	(0,16)	0,25	(0,16)
Région								
Île-de-France	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Grand Est	0,01	(0,05)	-0,01	(0,06)	0,05	(0,18)	0,05	(0,18)
Hauts-de-France	-0,04	(0,05)	0,01	(0,06)	-0,12	(0,17)	-0,11	(0,17)
Normandie	-0,10	(0,08)	-0,08	(0,08)	-0,52*	(0,28)	-0,53*	(0,28)
Centre-Val de Loire	-0,08	(0,09)	-0,17*	(0,09)	-0,51*	(0,28)	-0,52*	(0,28)
Bourgogne-Franche-Comté	-0,05	(0,07)	0,11	(0,08)	-0,00	(0,23)	0,02	(0,23)
Pays de la Loire	0,08	(0,10)	-0,14	(0,11)	0,06	(0,33)	0,04	(0,32)
Bretagne	0,14	(0,15)	-2,58***	(0,10)	0,13	(0,45)	0,09	(0,45)
Nouvelle Aquitaine	-0,01	(0,07)	-0,07	(0,07)	-0,12	(0,23)	-0,13	(0,23)
Occitanie	-0,04	(0,06)	0,08	(0,07)	0,02	(0,19)	0,03	(0,19)
Auvergne-Rhône-Alpes	0,00	(0,05)	-0,04	(0,05)	-0,05	(0,16)	-0,05	(0,16)
PACA	0,03	(0,05)	-0,08	(0,06)	0,00	(0,17)	-0,01	(0,17)
Habite dans une ZUS	0,03	(0,03)	0,07*	(0,03)	0,20*	(0,10)	0,21**	(0,10)
Type de commune à la date de								

³⁶ Les estimations sont effectuées par maximum de vraisemblance.

l'enquête							
Commune rurale	-0,03	(0,06)	-0,06	(0,07)	-0,21	(0,20)	-0,21 (0,20)
Unité urbaine < 200 000 habitants	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.
Unité urbaine ≥ 200 000 habitants	-0,06	(0,03)	-0,01	(0,04)	-0,21*	(0,11)	-0,21* (0,11)
Constante					-0,25	(0,37)	-0,24 (0,37)
Pseudo R2					0,0891		0,0879
atrho							
Log pseudolikelihood					-536,855		-537,570
Nombre d'observations					862		862

* p < 0, 1, ** p < 0, 05, *** p < 0, 01 (les écarts-types, entre parenthèses, sont estimés par la méthode Huber-White sandwich).

Lecture : les chômeurs de longue durée ont une probabilité d'avoir au moins la moitié de leurs amis de la même origine qu'eux de 0,43 point plus élevée que les chômeurs de plus courte durée.

Champ : Descendants d'immigrés et immigrés arrivés en France métropolitaine avant l'âge de 10 ans, au chômage en 2008-2009.

RÉFÉRENCES

- Abowd J., Kramarz F. et Margolis D. [1999], "High wage workers and high wage firms", *Econometrica*, 67(2), p.251-333.
- Adida C., Laitin D. et Valfort M.A. [2014], "Muslims in France: identifying a discriminatory equilibrium", *Journal of Population Economics*, Vol.27, p.1039-1086.
- Akerlof G. et Kranton R. [2000], "Economics and Identity", *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), p.715-753.
- Alesina A. et La Ferrara E. [2002], "Who trust others?", *Journal of Public Economics*, Vol.85, p.207-234.
- Amable B. [2014], "Who wants the *Contrat de Travail Unique*? Social Support for Labor Market Flexibilization in France", *Industrial Relations*, 53(4), p.636-662.
- Arnold C. [2009], « Les mouvements de main d'œuvre en 2008 : un infléchissement après un début d'année en hausse », *Premières synthèses Dares*, n°44.2.
- Audretsch D.B. [1995], "Innovation, Growth and Survival", *International Journal of Industrial Organization*, 13(4), p.441-457.
- Battu H., McDonald M. et Zenou Y. [2007], "Oppositional Identities and the Labor Market", *Journal of Population Economics*, 20, p.643-667.
- Beck S., Brendler J., Salmon G. et Vidalenc J. [2017], « Quitter le chômage : Un retour à l'emploi plus difficile pour les seniors », *Insee Première*, n°1661, juillet.
- Bernardini V. et Poujouly Ch. [2015], « Les sortants des listes de demandeurs d'emploi inscrit à pôle Emploi en décembre 2014 », *Dares Indicateurs* n°047.
- Bisin A., Patacchini E., Verdier T. et Zenou Y. [2016], Bend It Like Beckham: Ethnic Identity and Integration, *European Economic Review*, Vol.90, p.146-164.
- Bisin A., Patacchini E., Verdier T. et Zenou Y. [2011], "Formation and persistence of oppositional identities", *European Economic Review*, 55(8), p1046-1071.
- Brand J.E. [2015], "The Far-Reaching Impact of Job Loss and Unemployment", *Annual Review of Sociology*, Vol.41, p.359-375.
- Brinbaum Y., Safi M. et Simon P. [2015], « Les discriminations en France : entre perception et expérience », chapitre 14 in Beauchemin C., Hamel C., Simon P., *Trajectoires et origines : Enquête sur la diversité des populations en France*, INED, p.413-442.
- Capelle-Blancard G. et Couderc N. [2006] « Licenciements boursiers chez Michelin et Danone : beaucoup de bruit pour rien ? », *Revue Française d'Economie*, 21(2), p. 55-73.
- Chéron A. [2009], « La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle », *Revue d'Economie Politique*, 119(1), p.41-70.
- Clark A. [2006], "A note on unhappiness and unemployment duration", *Applied Economics Quarterly*, 52(4), p.291-308.
- Clark A. et Oswald A. [1994], "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, Vol.104, p.648-659.
- COE [2011], « Le chômage de longue durée », Rapport du Conseil d'Orientation pour l'Emploi.
- Combes P-Ph., Duranton G. et Gobillon L. [2008], "Spatial wages disparities: sorting matters!", *Journal of Urban Economics*, 63(2), p.723-742.

- Currarini S., Jackson M. et Pin P. [2009], "An economic model of friendship: homophily, minorities and segregation", *Econometrica*, 77(4), p.1003-1045.
- Delattre E. et Salognon M. [2008], « Entreprise, mode de gestion de la main d'œuvre et allongement de la durée du chômage : une analyse économétrique », *Recherches Economique de Louvain*, 74(3), p.299-325.
- Esteve-Pérez S., Sanchis A. et Sanchis J-A. [2010], "A competing risks analysis of firms'exit", *Empirical Economics*, 38(2), p.281-304.
- Facchini G., Patacchini E. et Steinhardt M. [2015], « Migration, friendship ties and cultural assimilation », *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.117, p.619-649.
- Feiler D. et Kleinbaum A. [2015], "Popularity, Similarity, and the Network Extraversion Bias", *Psychological Science*, 26(5), p.593-603.
- Fletcher J. [2013], "The effects of personality traits on adult labor market outcomes: Evidence from siblings », *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.89, p.122-135.
- Froni F. et Cedey E. [2008], « Résultats du testing sollicité par le groupe Casino », ISM-CORUM.
- Frederiksen A., Ibsen R., Rosholm M. et Westergaard-Nielsen N. [2013], "Labour market signalling and unemployment duration: An empirical analysis using employer-employee data", *Economic Letters*, 118(1), p.84-86.
- Gibbons R. et Katz L.F. [1991], « Layoffs and lemons », *Journal of Labor Economics*, 9(4), p.351-380.
- Granovetter M. [1973], "The Strength of Weak Ties", *American Journal of Sociology*, 78(6), p.1360-1380.
- Guillaud E. et Marx P. [2014], "Preferences for Employment Protection and the Insider–Outsider Divide: Evidence from France", *West European Politics*, 37(5), p.1177-1185.
- Huettel S. et Kranton R. [2012], "Identity economics and the brain: uncovering the mechanisms of social conflict", *Philosophical Transaction of The Royal Society B*, Vol.367, p.680-691.
- Insee [2012], "Immigrés et descendants d'immigrés en France", Insee références.
- Islam A. et Raschky P. [2015], "Genetic distance, immigrants' identity, and labor market outcomes", *Journal of Population Economics*, Vol.28, p.845-868.
- Lazear E. [1999], "Culture and Language", *Journal of Political Economy*, 107(6), p.95-126.
- Lê J., Le Minez S. et Rey M. [2014], « Chômage de longue durée : la crise a frappé plus durement ceux qui étaient déjà les plus exposés », in *France Portrait Social*, Insee Référence.
- Maddala [1983], "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University Press.
- Martinelli D. et Minni C. [2013], « Face à la crise, le diplôme protège du chômage », in *Formation et Emploi*, Insee, édition 2013.
- McPherson M., Smith-Lovin L. et Cook J.M. [2001], "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks", *Annual Review of Sociology*, Vol.27, p.415-444.
- Meurs D. [2014], « Hommes/Femmes: Une impossible égalité professionnelle ? », Cepremap, Paris : Ed. ENS Rue d'Ulm, 106 p.
- Meurs D., Pailhé A. et Simon P. [2006] « Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités : l'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France », *Population*, 61(5-6), p.763-802.
- Monfardini Ch. et Radice R. [2008], "Testing exogeneity in the bivariate probit model: a Monte Carlo study", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(2), p.271-282.

- Oberholzer-Gee F. [2008], "Nonemployment Stigma as Rational Herding: A Field Experiment", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.65, p.30-40.
- OCDE [2016], « OECD Employment Outlook 2016 ».
- OCDE [2015], « Les indicateurs de l'intégration des immigrants 2015 ».
- Pan Ké Shon J-L. [2007], « Portrait statistique des zones urbaines sensibles. Population, mobilité, habitat, chômage, scolarité... », *Informations sociales*, 2007/5 (n° 141), p.24-32.
- Safi M. [2010], "Immigrants' life satisfaction in Europe: Between assimilation and discrimination", *European Sociological Review*, 26(2), p.159-176.
- Signoretto C. [2015], « Les pratiques des employeurs en matière de rupture du CDI : un nouveau regard sur les règles de protection de l'emploi », *Travail et Emploi*, n°142, p.69-83.
- Tassier T. et Menczer F. [2008], "Social Network Structure, Segregation, and Equality in the Labor Market with Referral Hiring", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.66, p.514-528.
- Trotzler Ch. [2005], Vingt ans de trajectoires après un licenciement collectif. Ouvrières et ouvriers. », *Revue Economique*, 56(2), p.257-275.
- Wahba J. et Zenou Y. [2005], "Density, social networks and job search methods: theory and application to Egypt", *Journal of Development Economics*, Vol.78, p.443-473.
- Wilde J. [2000], "Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors", *Economics Letters*, Vol.69, p.309-312.
- Wooldridge J.M. [2010], "Econometric analysis of cross section and panel data", The MIT Press, Second edition.

ANNEXES

Tableau 4
Motifs du chômage

	% pondérés
Fin de contrat (CDD, stage, intérim)	47,0
Fermeture/revente d'entreprise, licenciement collectif et suppression de poste(s)	22,3
Licenciement individuel	13,4
Démission	6,4
Autre (dont n'a jamais travaillé)	10,9
Total	100
Nombre d'observations	862

Champ : Descendants d'immigrés et immigrés arrivés en France métropolitaine avant l'âge de 10 ans, au chômage en 2008-2009.

Tableau 5
Résultats du modèle³⁷ (1) par sous-échantillon selon le pays d'origine

	Algérie/Maroc/Tunisie ; Autres EU-27 ; Afrique Subsaharienne ; Turquie				Italie/Espagne /Portugal ; Cambodge/Laos/Vietnam			
	Au moins la moitié d'amis de la même origine		Au chômage depuis un an ou plus		Au moins la moitié d'amis de la même origine		Au chômage depuis un an ou plus	
	Effet marginal	Ecart- type	Effet marginal	Ecart- type	Effet marginal	Ecart- type	Effet marginal	Ecart-type
Au chômage depuis un an ou plus	0,50***	(0,01)			0,35***	(0,05)		
S'est retrouvé sans emploi du fait d'une fermeture/revente d'entreprise, d'un licenciement collectif ou d'une suppression de poste(s)			0,15***	(0,05)			0,14**	(0,07)
N'a jamais travaillé	0,04	(0,06)	0,13**	(0,07)	-0,20*	(0,12)	0,44***	(0,14)
Allocation chômage								
N'en a jamais bénéficié	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Droits épuisés ou radiation	-0,14***	(0,05)	0,26***	(0,06)	0,00	(0,10)	0,36***	(0,10)
Bénéficie d'une allocation	0,04	(0,04)	-0,06	(0,04)	0,12*	(0,06)	-0,01	(0,06)
Femme	-0,10***	(0,03)	0,07**	(0,04)	0,03	(0,06)	0,11**	(0,05)
Âge								
17-20	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
21-30	-0,06	(0,05)	0,11**	(0,06)	-0,22**	(0,09)	0,59***	(0,11)
31-40	-0,16***	(0,06)	0,24***	(0,07)	-0,34***	(0,10)	0,61***	(0,11)
41-50	-0,12*	(0,07)	0,20**	(0,08)	-0,41***	(0,13)	0,44***	(0,13)
51-60	-0,21	(0,16)	0,22	(0,18)	-0,11	(0,19)	0,69***	(0,16)
Diplôme								
Aucun diplôme, CEP, BEPC	-0,00	(0,05)	0,05	(0,05)	-0,27***	(0,08)	0,29***	(0,08)
CAP, BEP	-0,01	(0,05)	-0,00	(0,06)	-0,21**	(0,09)	0,11	(0,09)
Bac professionnel	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Bac général	-0,07	(0,07)	-0,09	(0,08)	-0,33*	(0,20)	0,31*	(0,17)
Bac + 2	0,04	(0,07)	-0,14	(0,09)	-0,21*	(0,11)	0,18*	(0,10)
Bac + 3/4	0,05	(0,09)	-0,03	(0,10)	-0,07	(0,18)	-0,47**	(0,22)
≥ Bac + 5	-0,08	(0,08)	-0,10	(0,10)	-14,30***	(0,67)	-0,19	(0,17)
Au moins 1 parent cadre ou profession intermédiaire	-0,06	(0,05)	0,09	(0,06)	-0,13	(0,08)	-0,00	(0,08)
Pays d'origine								
Algérie/Maroc/Tunisie	0,01	(0,05)	0,05	(0,06)				
Italie/Espagne /Portugal					0,21**	(0,09)	-0,14	(0,09)
Autres EU-27	-0,09	(0,08)	0,19*	(0,10)				
Afrique Subsaharienne	-0,09	(0,06)	0,08	(0,07)				
Cambodge/Laos/Vietnam					Réf.		Réf.	
Turquie	Réf.		Réf.					
Descendant	-0,01	(0,05)	0,06	(0,05)	-0,01	(0,09)	-0,10	(0,08)
S'est rendu dans le(s) pays d'origine des parents avant ses 18 ans	0,01	(0,05)	0,08	(0,05)	-0,10	(0,08)	0,07	(0,07)
Langue(s) parlée(s) avec les parents pendant l'enfance								
Français uniquement	-0,05	(0,06)	-0,11*	(0,06)	-0,10	(0,09)	0,20**	(0,08)
Langue(s) étrangère(s) uniquement	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Français et langue(s) étrangère(s)	-0,08*	(0,04)	-0,03	(0,05)	-0,14*	(0,08)	0,02	(0,08)
A rencontré des amis plus d'une fois au cours des 15 derniers jours	0,06	(0,06)	-0,07	(0,06)	0,21**	(0,09)	-0,08	(0,08)
Région								
Île-de-France	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Grand Est	0,04	(0,06)	-0,01	(0,07)	-0,02	(0,11)	-0,13	(0,12)
Hauts-de-France	-0,01	(0,05)	0,01	(0,06)	0,10	(0,12)	-0,18**	(0,09)
Normandie	-0,07	(0,08)	0,03	(0,09)	-0,08	(0,19)	-11,83***	(0,77)
Centre-Val de Loire	-0,05	(0,08)	-0,18*	(0,10)	0,08	(0,16)	0,02	(0,16)
Bourgogne-Franche-Comté	-0,05	(0,07)	0,12	(0,09)	-0,07	(0,12)	-0,10	(0,12)
Pays de la Loire	0,04	(0,13)	0,06	(0,15)	0,15	(0,13)	-0,37***	(0,12)
Bretagne	0,41*	(0,23)	-2,29***	(0,16)	-0,09	(0,24)	-11,83***	(0,77)
Nouvelle Aquitaine	0,01	(0,08)	-0,06	(0,09)	0,00	(0,13)	-0,28**	(0,11)
Occitanie	-0,04	(0,07)	0,11	(0,09)	0,03	(0,10)	-0,23***	(0,09)
Auvergne-Rhône-Alpes	0,04	(0,06)	-0,05	(0,07)	-0,09	(0,10)	-0,20**	(0,08)
PACA	0,08	(0,06)	-0,09	(0,07)	-0,05	(0,10)	-0,16*	(0,09)

³⁷ Les estimations sont effectuées par maximum de vraisemblance.

Habite dans une ZUS	0,01	(0,03)	0,05	(0,04)	0,06	(0,08)	0,14**	(0,07)
Type de commune à la date de l'enquête								
Commune rurale	-0,02	(0,10)	-0,02	(0,13)	-0,05	(0,08)	-0,00	(0,09)
Unité urbaine < 200 000 habitants	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Unité urbaine ≥ 200 000 habitants	-0,03	(0,04)	-0,02	(0,04)	-0,06	(0,07)	-0,02	(0,06)
atrho	-14,29 (p-value=0,00)				-744,58 (p-value=0,00)			
Log pseudolikelihood	-710,545				-196,844			
Nombre d'observations	596				220			

* p < 0, 1, ** p < 0, 05, *** p < 0, 01 (les écarts-types, entre parenthèses, sont estimés par la méthode Huber-White sandwich).
Champ : Descendants d'immigrés et immigrés arrivés en France métropolitaine avant l'âge de 10 ans, au chômage en 2008-2009.