

La mobilité résidentielle des immigrés en France : l'intérêt d'une approche longitudinale*

Matthieu Solignac[†]
Sciences Po, INED

November 15, 2013

Résumé

Cet article est consacré à l'analyse de la mobilité interne des immigrés et des natifs en France. S'appuyant sur une grosse base de données longitudinale couvrant la période 1968-1999, la mesure des taux de mobilité intercommunaux proposée prend en compte le phénomène d'émigration. Alors que les mesures sont généralement restreintes aux individus observés durant toute la période considérée (présents), on montre ici que les sortants génèrent une grande incertitude sur les taux de mobilité interne des immigrés. Les caractéristiques observées des sortants permettent de leur attribuer un taux de mobilité interne potentiel. Par rapport à celui des présents, ce taux est plus élevé pour les immigrés et plus bas pour les natifs, reflétant la nature différente de l'attrition pour ces deux groupes : départ du territoire national pour les immigrés plutôt jeunes, décès des natifs âgés. En ayant un effet négatif sur le taux de mobilité interne des immigrés et un effet positif sur celui des natifs, les sortants contribuent à rapprocher les taux de mobilité de ces deux groupes. Au final, leur taux de mobilité interne moyens sont similaires. Les distinctions parmi les immigrés selon leur pays d'origine et leur date d'arrivée révèlent cependant des différences notables en matière de mobilité.

Key words : mobilité interne, immigré, données longitudinales

JEL classification : J15, R23

*L'accès aux données s'est fait par l'intermédiaire du CASD, (Centre d'accès sécurisé distant) dédié aux chercheurs autorisés suite à l'avis émis par le Comité français du secret statistique. Ce travail a bénéficié du soutien de l'Institut national d'études démographiques (INED) et de l'Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics). Je remercie Laurent Gobillon pour ses remarques, Christophe Bergouignan et les participants du séminaire "Studying migration through census data" (IEDUB, CED, INED, Bordeaux, 15-16 mai 2012), Frédéric Docquier.

[†]Sciences Po, 28 rue des Saints Pères, 75007 Paris, France. Email: matthieu.solignac@sciencespo.fr. Website: <https://sites.google.com/site/matthieusolignac/>.

Immigrants' geographic mobility in France: a longitudinal approach

Abstract

This paper examines differences in the geographic mobility rates of natives and immigrants in France. I use a large longitudinal dataset over the period 1968-1999, and measure mobility from one French municipality (commune) to another while taking into account emigration from France. Whereas internal mobility rates are usually estimated on a subsample of individuals who reside in the territory the entire time (stayers), I show that exiters generate uncertainty over measures of immigrants' mobility rates. From their observed characteristics, I compute a potential internal mobility rate for exiters. Compared to the mobility rate observed for stayers, it is higher for immigrants whereas it is smaller for natives. It reflects the different type of exit between the two groups: departure from the metropolitan France of young immigrants and death of old natives. Among immigrants, although exiters tend to be more educated and live in large cities, they are more often single newcomers living in lower quality dwellings. For those who are married, their spouse is more often absent from the household. Having a negative effect on immigrants' mobility rate and a positive effect on natives mobility rate, exiters narrow the internal mobility rates of these two groups. Finally, this study concludes that on average immigrants' internal mobility rates are similar to natives. The large size of the dataset enables me to make distinctions among immigrants according to their country of origin and date of arrival. It shows a large heterogeneity among immigrants in terms of mobility rates. Based on the municipality characteristics, distinctions are also made between different types of mobility.

Key words: internal mobility, immigrants, longitudinal data

JEL classification: J15, R23

Introduction

En 2012, on peut estimer à 7 milliards le nombre de personnes vivantes nées sans lien juridique ou territorial direct avec la France. Ces personnes qui ont vu le jour hors du territoire français sans disposer à la naissance de la nationalité française représentent ainsi plus de 99% de la population mondiale. Près de 200 millions d'arrivées annuelles sur le territoire français leurs sont attribuées¹. L'installation durable en France n'est le fait que d'une minorité, de l'ordre d'un cas pour 1000 arrivées², désignée alors comme immigrée. Si le choix des critères de définition de cette catégorie statistique demeure un objet de débat, une idée centrale demeure : sa distinction s'établit sur la permanence de la résidence sur le sol français³. Le caractère prolongé de l'installation des immigrés n'implique pas pour autant qu'elle soit définitive. Une part importante d'entre eux demeure sous un régime de durée légale de résidence limitée dont le prolongement est soumis au renouvellement de leur titre de séjour (Thierry (2001)). Ils peuvent également choisir de poursuivre leur parcours de migrants internationaux en allant s'installer dans un nouveau pays ou en retournant dans un autre. Enfin, leur séjour sur le territoire peut être interrompu par leur décès⁴. Occultées de la plupart des études quantitatives consacrées aux immigrés, les conséquences potentielles de ces disparitions sont pourtant majeures. Au-delà de leur impact économique et social, elles sont susceptibles de restreindre considérablement la validité de nombreuses études sur les immigrés fondées sur des données rétrospectives. En omettant les cas des individus n'étant pas restés suffisamment longtemps pour être interrogés, ces travaux ne donnent à voir qu'une partie tronquée de la situation des immigrés en France.

L'objet de cet article est de reconstituer les trajectoires de mobilité interne des immigrés installés en France métropolitaine de 1975 à 1999. On se limite à l'estimation du taux de changement de commune d'un recensement à l'autre. Cette approche longitudinale de la mobilité résidentielle intercensitaire vise à tenir compte des disparitions d'individus d'un recensement à l'autre. Par son ampleur, ce phénomène d'attrition génère une très forte incertitude sur le taux de mobilité interne des immigrés. Ce travail vise à mettre en lumière l'ampleur de cette incertitude et à proposer une nouvelle estimation des taux de mobilité interne.

En France, de nombreux travaux ont déjà été consacrés à l'étude de mobilité interne en France et font l'objet de publications régulières (Courgeau, Lelièvre, et Rogers (2004), Baccaïni (2005)). Cependant le cas des immigrés y est rarement distingué (Debrand et Taffin (2005)) sauf pour

¹En 2010, le nombre d'arrivées des seuls visiteurs internationaux (séjours de moins d'un an dans le cadre du tourisme) est estimé à 189.8 millions. Source : INSEE (2012), p.189.

²Nombre d'arrivées rapporté à l'estimation annuelle (Thierry (2010)) de 200 000 étrangers légalement admis à résider au moins un an en France. En excluant les arrivées de visiteurs ne passant aucune nuit en France, on retrouve l'ordre de grandeur d'un sur 400 retenu par Héran (2007).

³Selon les définitions de l'INSEE, alors que le touriste « voyage et séjourne dans des lieux situés en dehors de son environnement habituel pour une période consécutive qui ne dépasse pas une année », l'immigré « réside en France » en y ayant son logement « occupé de façon habituelle et à titre principal ». Sur les débats plus généraux relatifs à la construction de la catégorie statistique des immigrés, voir notamment Tribalat (2010).

⁴On ne traitera pas ici du choix du lieu de sépulture qui peut donner lieu à un transport du corps ou des cendres d'un défunt dans un pays tiers (Attias-Donfut et Wolff (2005)).

l'exclure de l'analyse (Courgeau, Lelièvre, et Wolber (1998)). De leur côté, les enquêtes françaises consacrées aux immigrés ne proposent généralement que des informations rétrospectives sur les lieux de résidence. L'enquête longitudinale sur les primo-arrivants (ELIPA) fait figure d'exception mais elle est restreinte à un sous-échantillon particulier d'immigrés et n'offre qu'un suivi sur trois ans. Très récemment, Rathelot et Safi (2013) s'est intéressé à l'effet de la composition ethnique des quartiers sur le changement commune des immigrés et des natifs en utilisant des données longitudinales mais en se restreignant aux individus demeurant sur le territoire. Les travaux portant sur un échantillon représentatif de la population nationale combinant véritablement études de la mobilité interne et de la mobilité internationale avec une perspective longitudinale demeurent rares même si Bogue, Liegel, et Kozloski (2009) a partiellement cette ambition pour les Etats-Unis. Ils demeurent inexistant à notre connaissance dans le cas de la France.

En considérant l'attrition engendrée par les décès ou les départs du territoire national, il s'agit aussi de confronter l'analyse de la mobilité communale en France métropolitaine à d'autres dynamiques démographiques susceptibles de l'affecter. Cette perspective réinscrit notamment la mobilité interne dans un cadre plus général incluant la mobilité internationale. L'approche longitudinale constitue également une alternative aux manques de disponibilité et de fiabilité des déclarations rétrospectives de localisation des immigrés. En l'absence de registre de population en France, les constatations successives de localisation effectuées de façon systématique sur l'intégralité du territoire métropolitain offrent un suivi des trajectoires individuelles des immigrés. Ce travail s'appuie sur l'exploitation de l'Echantillon démographique permanent (EDP) de l'INSEE. Constitué à partir des recensements exhaustifs de la population et de l'état civil, ce panel est capable d'assurer un suivi des individus tant qu'ils demeurent sur le territoire métropolitain.

Une première partie est consacrée aux spécificités de la mobilité des immigrés dans leur pays d'accueil. Leur émigration et mortalité différenciée nécessite de privilégier une approche longitudinale. La deuxième partie met en évidence la fiabilité limitée de l'approche alternative fondée sur les informations rétrospectives de localisation recueillies lors des recensements. Les estimations menées à partir de l'EDP révèlent une sous-déclaration des changements de commune parmi les immigrés de l'ordre de 20%. La troisième partie poursuit la confrontation de ces deux approches à partir des mêmes informations de localisation observées lors des recensements. Elle met en évidence la forte incertitude sur la mobilité des immigrés engendrée par l'importance du phénomène d'attrition. La quatrième partie met en oeuvre une méthode de correction du taux de mobilité intercensitaire. Le changement de commune des cas inobservés au recensement final est imputé à partir de leurs caractéristiques observées au recensement initial et des effets de celles-ci tels qu'estimés sur les présents aux deux recensements. Les résultats aboutissent à une similitude des taux de mobilité globaux des immigrés et des natifs.

1 Les spécificités de la mobilité des immigrants dans leur pays d'accueil

1.1 Les enjeux de la mesure de la mobilité interne des immigrants

Dans l'étude de l'immigration, la place de la mobilité est loin de s'arrêter au franchissement par la population d'étude de la frontière de son pays natal. Au-delà de leur mobilité internationale initiale, les dynamiques résidentielles des immigrants sont au coeur d'enjeux méthodologiques majeurs. Les évaluations de l'impact de l'immigration ou de l'intégration des immigrants dans le pays d'accueil en dépendent. En effet, la validité des approches statistiques utilisées repose généralement sur des hypothèses concernant la localisation et la mobilité des immigrants. Les débats entre Borjas, Card et Chiswick sur la mesure de l'impact de l'immigration sur le marché du travail ont ainsi grandement contribué au développement de l'attention portée à mobilité interne des immigrants aux Etats-Unis. Le lien entre le chômage et mobilité résidentielle différenciée des personnes d'origine africaine installées en France a notamment été étudié par Bouvard, Combes, Decreuse, Laouénan, Schmutz, et Trannoy (2009).

La mobilité interne des immigrants mérite d'autant plus de faire l'objet d'analyses spécifiques que sa fréquence par rapport à celle des natifs ne paraît pas faire consensus. Les travaux français dévolus à la mobilité interne distinguent cependant rarement les immigrants sauf pour les exclure de l'analyse en raison précisément de leur propension à quitter le territoire national⁵. Inversement, les études sur les immigrants ont rarement suivi leurs trajectoires résidentielles. Les difficultés d'accès aux informations sur les lieux et surtout nationalité de naissance font que les études sur les immigrants se sont développées à partir d'un nombre restreint de sources, souvent de nature ponctuelle (MGIS, Ties, TeO) ou n'offrant qu'un suivi de courte durée (ELIPA) portant d'ailleurs plus souvent sur le logement que sur les individus eux-mêmes (enquêtes Emploi). L'approche de la mobilité se fait ainsi quasi-systématiquement par l'intermédiaire de questions rétrospectives : même dans les rares cas d'exploitation de panels fournissant un suivi des trajectoires, c'est une approche restreinte aux individus présents lors de deux recensements consécutifs qui est privilégiée (Pan Ké Shon (2009), Rathelot et Safi (2013)). La reconstitution des mobilités passées est donc établie à partir des individus encore présents au moment du recueil des données, occultant ainsi tous les cas de disparition par départ du territoire ou décès. L'interprétation des résultats obtenus repose cependant sur le caractère négligeable ou aléatoires de ces phénomènes.

⁵Par exemple Courgeau, Lelièvre, et Wolber (1998)

1.2 Des trajectoires marquées par une émigration et une mortalité différenciées

La possibilité d'observer un individu initialement présent sur un territoire donné est susceptible d'être remise en cause par deux phénomènes : son départ du territoire ou son décès. Les immigrés se distinguent des natifs par l'ampleur du premier phénomène d'attrition et le caractère plus modéré du second. Autant de différences susceptibles d'affecter les mesures de la mobilité interne des immigrés et les comparaisons avec les natifs.

La mobilité peut se prolonger au-delà des frontières nationales. En ayant déjà été engagé dans une migration internationale, les immigrés sont plus particulièrement susceptibles d'émigrer à nouveau. Les études se sont principalement focalisées sur le phénomène des retours dans leurs pays d'origine⁶. L'accroissement du phénomène des migrations temporaires parmi les immigrés européens aux Etats-Unis conduit à les comparer dès le début du *XX^e* siècle à des « oiseaux de passage » (Bailey (1912)). Ces migrations internationales à contre-courant sont loin d'être négligeables : l'ordre de grandeur généralement retenu pour un pays d'immigration développé comme les Etats-Unis est d'une migration retour pour 3 à 5 immigrés installés (Borjas et Bratsberg (1996)). Les travaux récents menés en Europe sur le sujet vont dans le même sens à l'instar de Dustmann et Weiss (2007) pour le Royaume-Uni et Bijwaard, Schluter, et Wahba (2011) pour les Pays-Bas. Pourtant la prise en compte des retours dans les analyses de l'intégration des immigrés dans les pays d'accueil demeure rares⁷.

Dans le cas de la France, le phénomène des retours paraît encore plus largement ignoré. Non estimé dans les rapports annuels de l'OECD (2011), les approches générales du phénomène sont rares et souvent anciennes⁸. Cette absence de données couplée à la présentation de l'immigration comme permanente depuis 1973 ne signifie pas pour autant que tous les immigrés restent une fois entrés en France. D'une part, d'un point de vue légal, une partie d'entre eux ne dispose que de titres de séjour temporaires dont la prolongation peut être refusée. D'autre part, l'existence même de politiques d'incitation au retour mises en place par les autorités devrait inciter à tenir compte de cette option⁹. Surtout, il convient de ne pas se méprendre sur l'écart entre affichage juridique et la pratique en matière d'immigration. Tout comme le caractère familial de l'immigration n'a pas attendu la loi sur le sujet pour se développer (Weil (2005)), la « fermeture des frontières » n'a pas mis fin au franchissement des frontières par les immigrés installés en France. Elle a pu remettre en

⁶Ce choix reflète autant la prédominance (souvent supposée) de ce type de destination que la volonté d'évaluer l'impact des migrations internationales sur les pays en voie de développement. Nombre de travaux empiriques ne justifient la mention de ce phénomène dans leur intitulé que par l'hypothèse selon laquelle tout départ du territoire de personnes nées à l'étranger est assimilable à un retour dans le pays de naissance (voir par exemple Borjas et Bratsberg (1996)).

⁷A ce titre, les travaux de Suzuki (1995), Massey (1987) et Lindstrom (1996) sur les immigrés installés aux Etats-Unis (Japonais pour le premier, Mexicains pour les deux autres) font toujours figure de référence. Même si la poursuite du Mexican Migration Project (MMP) a généré de nombreux travaux limités aux mexicains originaires de régions particulières). Pour les immigrés installés en Australie, voir Sanderson (2009).

⁸A titre d'exemple, voir Courgeau (1968), Kayser (1972)

⁹Si elles semblent avoir eu un succès limité, cela ne justifie pas pour autant de se détourner de l'étude de ce phénomène.

question des stratégies de migration courte¹⁰, favoriser le prolongement des durées d’installation voire l’installation définitive. Elle n’a cependant pas fait disparaître tout phénomène de retour. Une enquête qualitative menée simultanément en France et en Turquie auprès d’immigrés turcs installés en France a révélé au contraire la mise en place de véritable stratégies familiales de retour : nombreux sont ceux qui choisissent de retourner en Turquie avant que leurs enfants n’atteignent la majorité (Establet (1997)). La retraite favorise les retours¹¹, tout comme la fin des études. Enfin et surtout, l’enquête MAFE, sur le modèle du Mexican Migration Project (MMP), a permis la réalisation d’études fines sur les retours de migrants sénégalais installés en France (Flahaux (2009)).

D’autre part, les immigrés se distinguent par leurs taux de mortalité inférieurs à ceux à ceux des natifs du pays dans lequel ils sont installés. Cette sous-mortalité des immigrés est observée dans de nombreux pays incluant la France (Khalat et Courbage (1996), Boulogne, Jouglà, Breem, Kunst, et Rey (2012)). Tout en contribuant à réduire l’écart entre immigrés et natifs en matière d’attrition, ce phénomène peut être vu comme une conséquence du caractère sélectif des migrations de retour. Connue sous le nom de « biais du saumon », cette hypothèse explicative du paradoxe de mortalité résiderait dans le départ du territoire des immigrés en fin de vie. La volonté d’être inhumé sur sa terre natale selon les rites religieux ancestraux est en effet une des motivations du retour fréquemment avancées par les immigrés âgés (Attias-Donfut et Wolff (2005)).

1.3 La nécessité d’une approche longitudinale

Dès lors que le maintien dans le champ de l’enquête ne peut être tenu comme exogène des caractéristiques de la trajectoire, les enquêtes rétrospectives sont susceptibles d’être affectées par des biais de sélection. Le caractère non négligeable de la sélection rend inopérante toute tentative de reconstitution représentative des parcours à partir du sous-groupe interrogé de façon rétrospective. Soit $c_t(i)$ la variable aléatoire codant la présence d’un individu i au moment t par la valeur 1 et son absence par 0. Notons ${}_1M_t(i) = 1$ sa mobilité entre les périodes t et $t+1$. En cas d’immobilité, ${}_1M_t(i) = 0$. Pour simplifier les notations, l’indexation par i et par la durée de l’intervalle entre les deux périodes demeurera par défaut implicite par la suite. La mobilité moyenne entre ces deux dates est mesurée par $E(M_t | c_t = 1)$, estimée par la proportion d’individus mobiles parmi la population initiale. En ne considérant que la mobilité des individus encore présents en fin de période,

¹⁰Les phénomènes de noria ont ainsi pu être affectés.

¹¹Voir Dos Santos et Wolff (2010). Dans ce travail, il ne s’agit que d’une mesure des intentions de départ et non des départs effectifs.

la grandeur estimée par l'approche rétrospective n'est que $E(M_t|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1)$. Or¹² :

$$E(M_t|c_t = 1) = P(M_t = 1|c_t = 1) \quad (1)$$

$$\begin{aligned} &= P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1)P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1|c_t = 1) \\ &+ P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0|c_t = 1) \\ &= P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1)(1 - P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0|c_t = 1)) \\ &+ P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0|c_t = 1) \quad (2) \end{aligned}$$

Cette décomposition met en évidence que le taux de mobilité calculé rétrospectivement n'est qu'une composante du taux de mobilité interne. Les deux taux ne sont assimilables que dans deux cas : en l'absence de toute disparition d'individu entre les deux périodes ($P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0|c_t = 1) = 0$) ou si les individus qui disparaissent ont le même comportement que ceux qui restent ($P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1) = P(M_t = 1|c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)$). Dans le cas contraire, cette estimation rétrospective de $E(M_t|c_t = 1)$ est biaisée car elle ne tient pas compte des particularités des cas disparaissant entre les deux périodes.

2 Le suivi des trajectoires résidentielles intercensitaires à l'aide du panel EDP

2.1 Présentation générale de l'EDP

L'échantillon démographique permanent (EDP) est une base de données de l'INSEE rassemblant des informations individuelles issues des bulletins de recensement et des bulletins statistiques d'état civil établis en France pour un ensemble d'individus. Entre 1967 et 2003, l'EDP a été alimenté par les bulletins relatifs à des personnes nées un des quatre premiers jours d'octobre¹³. Cette base constitue un échantillon représentatif d'environ 1.1% de la population présente en France¹⁴ au moment de chaque recensement exhaustif depuis 1968. A l'issue de recensement de 1999, près d'un million d'individus ayant résidé en France étaient déjà référencés dans l'EDP et l'accumulation d'information sur chacun d'entre eux se poursuit tant qu'ils résident sur le territoire français.

Le mode de constitution de l'EDP confère à cette base des données individuelles une structure de panel. L'appariement des bulletins successivement collectés pour chaque individu de l'échantillon permet de suivre leur trajectoire au cours du temps. Ces observations interviennent à la fois à la date fixée des recensements et à l'occasion des événements démographiques faisant l'objet d'un enregistrement par l'état civil en France métropolitaine : naissance de l'individu, reconnaissance

¹²D'après la formule des probabilités totales, $P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1|c_t = 1) + P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0|c_t = 1) = 1$.

¹³Arrêté ministériel du 23 mai 1984 sur la « Définition de l'échantillon démographique permanent de l'INSEE et des dispositions prises pour assurer la sécurité des traitements ».

¹⁴France métropolitaine n'incluant les DOM qu'à partir du recensement de 1990.

par ses parents, mariage de ses parents, mariage de l'individu, naissance d'un enfant, reconnaissance d'un enfant, décès. L'EDP dans sa version de 2003 mobilise des informations issues des cinq recensements exhaustifs (1968, 1975, 1982, 1990, 1999) ainsi que des bulletins de naissance, de mariage, de décès.

Si la structure générale de l'EDP est constante depuis 1968, son enrichissement a subi certaines restrictions et n'a parfois été effectué que sur un sous-échantillon aléatoire. Pour le recensement de 1968, on ne dispose que d'information de niveau individuel. Celles relatives à la famille, au ménage, au logement n'étant pas disponibles, le recensement de 1968 ne fera pas l'objet d'analyse propre. Pour le recensement de 1975, les informations relatives à la famille et au logement ne sont pas disponibles pour un dixième de l'échantillon. En 1982, seul un quart de l'échantillon suivi est alimenté de l'ensemble des informations recueillies lors du recensement. Enfin, entre 1990 et 1999, les immigrés nés les 2 et 3 octobre tendent à disparaître plus que les autres : on constate un écart de 10 point dans le taux d'attrition (annexe A.1 Table 6). Par conséquent, en fonction de l'analyse qui est menée, on est parfois conduit à se restreindre à ces sous-échantillons.

Par rapport à d'autres panels, l'un des principaux avantages de l'EDP réside dans son adossement au recensement, source de données exhaustive couvrant l'ensemble du territoire français jusqu'en 1999. Alors que les déménagements des individus suivis sont une source majeure d'attrition pour la plupart des panels, l'EDP peut s'appuyer sur des recensions régulières de tous les individus présents dans le pays. D'autre part, l'inclusion continue d'individus dans l'échantillon sur la base de leur date de naissance prévient sa déformation au cours du temps : il demeure représentatif de la population au cours du temps.

2.2 Confrontation de la mobilité constatée et de la mobilité déclarée

Les études de mobilité résidentielle menées à partir des recensements exploitent généralement la question sur le changement éventuel de localisation par rapport au 1er janvier de l'année du précédent recensement. Elle permet de distinguer les cas de résidence dans le même logement, de changement de logement au sein de la même commune et de résidence antérieure dans une autre commune. L'information permettant d'identifier la commune de résidence antérieure n'est généralement disponible que dans ce dernier cas¹⁵. La validité des informations recueillies a posteriori fait également partie des incertitudes associées aux approches rétrospectives. Aux erreurs associées à cette demande de projection à un moment précis dans le passé peuvent potentiellement s'ajouter des enjeux de légitimation telle que la revendication d'une présence ancienne sur le territoire pour les immigrés.

L'utilisation des recensements par l'intermédiaire de l'EDP offre une autre source d'information

¹⁵Cette information n'est pas fournie dans l'EDP pour le recensement de 1990 tandis qu'elle est systématique en 1999.

sur la mobilité intercommunale par l'intermédiaire des localisations effectives constatées lors du recensement précédent. La confrontation des localisations communales recueillies par les agents recenseurs lors deux recensements consécutifs permettent de construire une variable de mobilité intercommunale constatée. Ce travail est effectué à partir d'une trame communale constante (celle en vigueur en 1999) afin de se prémunir des changements de découpages communaux intervenant durant la période. Si les arrondissements de Paris sont traités comme des communes, ceux de Marseille et Lyon ne sont en revanche pas distingués¹⁶.

On peut alors confronter cette mobilité intercommunale constatée à l'approche rétrospective. Il s'agit de vérifier si chacun des cas de changement de commune observés entre deux recensement fait bien l'objet d'une déclaration a posteriori lors du second recensement¹⁷. Dès lors que cette déclaration ne permet pas de reconstituer une mobilité communale constatée, on considérera l'information rétrospective comme défailante. Quatre situations sont susceptibles de conduire à un tel résultat : la non réponse à la question rétrospective, la déclaration erronée d'une immobilité communale, la déclaration d'une présence hors du territoire métropolitain et enfin la déclaration d'une mobilité communale en déclarant une commune antérieure identique à la commune de résidence du moment (ou en omettant de la déclarer). L'intervalle de temps considéré pour la mobilité est légèrement plus étendu dans le cas de la déclaration a posteriori : la date de référence est le 1er janvier de l'année du précédent recensement qui se déroule en mars-avril. Cependant, comme la perspective de l'analyse est la mise en évidence d'une sous-déclaration rétrospective de la mobilité interne, l'effet de cet écart temporel de moins de trois mois va plutôt aller dans le sens d'une minoration de cet effet¹⁸.

2.3 La fiabilité très limitée de l'information rétrospective pour les immigrés

La sous-déclaration rétrospective de la mobilité intercommunale est importante, notamment parmi les immigrés (Table 1)¹⁹. Supérieure à 10% pour les natifs, elle est de l'ordre d'un cinquième pour les immigrés, atteignant même un quart pour la période 1982-1990. Le taux plus bas obtenu pour la dernière période peut potentiellement s'expliquer par l'évolution des éventuelles procédures de correction de la non réponse appliquées par l'INSEE. Car même si la variable issue de la question rétrospective est indiquée comme brute dans l'EDP, on peut malgré tout soupçonner l'application de procédures de redressement (Rouault et Thave (1997)).

¹⁶Chacune de ces deux villes est traitée comme une commune car la localisation par arrondissement n'est pas systématiquement disponible.

¹⁷Cette analyse présente l'avantage de prendre pour référence la source de mobilité dont l'échelle est la moins précise : on se contentera ainsi de vérifier que l'arrivée ou le départ de Marseille ou de Lyon est bien déclaré, sans avoir à se préoccuper des arrondissements. Elle permet également d'éviter pour ces deux villes les effets d'une éventuelle ambiguïté chez les répondants entre changement d'arrondissement et changement de commune. Dans la pratique, l'exclusion de Paris, Marseille et Lyon conduit à des résultats similaires.

¹⁸Sauf à observer un phénomène d'aller-retour tel qu'un individu observé dans des communes différentes lors de deux recensements successifs résiderait déjà dans la commune finale trois mois avant le premier recensement.

¹⁹En excluant Paris, Marseille et Lyon, les résultats demeurent semblables.

Dans plus de 3/4 des cas de non déclaration de la mobilité constatée, les individus ont indiqué ne pas avoir changé de commune. Ces déclarations rétrospectives sont ainsi en directe contradiction avec les constatations tirées des bulletins de recensement du moment. Pour les individus arrivés sur le territoire l'année du recensement, l'absence du territoire métropolitain au 1er janvier constitue un motif de non déclaration justifié. Moins de 3% des immigrés mobiles sont cependant dans cette situation. Les deux autres types de déclarations n'ont qu'un rôle résiduel généralement limité à moins de 1% des cas. La part des immigrés se déclarant comme mobile mais n'identifiant pas leur commune d'origine²⁰ atteint cependant 2.8% en 1990 tandis que la non réponse à la question rétrospective est plus élevée en 1999 (1%). Ces résultats montrent les limites de l'information rétrospective issue du recensement pour l'étude de la mobilité des immigrés. Au delà des considérations méthodologiques sur le mode d'approche de la mobilité, les déclarations rétrospectives ne paraissent pas permettre une reconstitution des trajectoires en raison de leur fiabilité très limitée. Dans ce cadre, l'approche longitudinale apparaît comme une nécessité.

La suite de ce travail sera effectuée en utilisant exclusivement les informations de localisation constatées lors des différents recensements. C'est sur la base des mêmes informations que l'on s'attachera désormais à comparer approche longitudinale et approche rétrospective. La mobilité interne entre deux recensements sera ainsi calculée conditionnellement à la présence au deux recensements par opposition à l'approche longitudinale n'imposant qu'une présence au recensement initial. Les deux approches ne se distingueront ainsi que par ces conditions de présence différentes et non plus par la nature de leurs informations respectives sur la localisation²¹.

²⁰Dans ce cas, la mobilité, bien que déclarée, ne peut être reconstituée rétrospectivement en l'absence d'information sur la commune d'origine.

²¹On s'intéresse aux différences de ces deux approches nettes de tout biais de recueil de l'information.

TABLE 1 – Part des cas de mobilité intercommunale constatés non déclarés rétrospectivement

Mobilité intercommunale non déclarée (%)	Immigrés	Natifs
1968-1975	20.2	12.7
<i>dont (par type de déclaration) :</i>		
<i>non réponse</i>	0.1	0
<i>immobilité</i>	16.8	12.2
<i>absence métropole</i>	3.0	0.2
<i>commune inconnue</i>	0.4	0.3
N	6 148	115 003
1975-1982	23.0	13.4
<i>dont (par type de déclaration) :</i>		
<i>non réponse</i>	0	0
<i>immobilité</i>	20.8	12.9
<i>absence métropole</i>	1.8	0.2
<i>commune inconnue</i>	0.4	0.3
N	6 339	124 698
1982-1990	24.6	14.8
<i>dont (par type de déclaration) :</i>		
<i>non réponse</i>	1.8	1.5
<i>immobilité</i>	18.5	11.9
<i>absence métropole</i>	1.6	0.3
<i>commune inconnue</i>	2.8	1.2
N	7 144	137 451
1990-1999	17.7	11.2
<i>dont (par type de déclaration) :</i>		
<i>non réponse</i>	1.0	0.3
<i>immobilité</i>	15.3	10.6
<i>absence métropole</i>	1.3	0.2
<i>commune inconnue</i>	0.2	0.2
N	6 164	150 546

Note : Parmi les présents à deux recensements consécutifs ayant changé de commune de résidence, part des cas n'ayant pas déclaré lors du second recensement de mobilité communale depuis le 1er janvier du précédent recensement.

3 Mise en évidence de l'attrition et de l'incertitude sur les taux de mobilité

3.1 Mise en évidence de trajectoires manquantes

Soit $l_t(i)$ et $l_{t+1}(i)$ les localisations respectives de l'individu i au moment des observations en t et $t+1$. On a ainsi ${}_1M_t(i) = \mathbb{1}_{l_t(i) \neq l_{t+1}(i)}$. En utilisant cette notation, on peut tirer des équations 1 et 2 les deux expressions suivantes de l'espérance du taux de mobilité :

$$E(M_t | c_t = 1) = P(M_t = 1 | c_t = 1) = 1 - P(l_t = l_{t+1} | c_t = 1) \quad (3)$$

$$\begin{aligned} E(M_t | c_t = 1) &= P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1)(1 - P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0 | c_t = 1)) \\ &+ P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0 | c_t = 1) \end{aligned} \quad (4)$$

D'après les deux équations précédentes, si aucune trajectoire n'était interrompue ie $P(c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0 | c_t = 1) = 0$, alors la relation suivante devrait être vérifiée :

$$P(l_t = l_{t+1} | c_t = 1) + P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1) = 1 \quad (5)$$

Elle repose sur le principe général selon lequel, à une échelle et une durée d'observation donnée, les individus sont soit immobiles, soit mobiles. Mais tandis que le premier terme est calculée au regard des individus présents au recensement initial, le second l'est par rapport aux individus présents à la fois au recensement initial et au recensement final. Cette relation associe ainsi deux approches du phénomène : l'approche longitudinale et l'approche rétrospective. L'estimation de ces deux proportions à partir de la même base de données ainsi que l'utilisation de la localisation observées plutôt que celle déclarée rétrospectivement permet d'assurer l'homogénéité des données utilisées dans les deux approches.

Prenons pour illustration la mobilité intercommunale entre les recensement de 1975 et 1982²². La mobilité pouvant varier nettement selon l'âge, l'analyse est menée à âge donné aux moyens de graphiques. Le taux d'immobilité conditionnellement à la présence au recensement en 1975 est représenté Figure 1 en fonction de l'âge. On peut constater qu'à tout âge, les natifs ont plus tendance que les immigrés à rester dans la même commune d'un recensement à l'autre. En vertu de l'équation 5, les taux de mobilité intercommunaux observés parmi les immigrés présents aux deux recensement devraient donc être nettement supérieurs à ceux des natifs. Or ce n'est pas le cas (Fig. 2) : les valeurs moyennes de $P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 1)$ obtenues pour les immigrés et les natifs sont très proches. Ce paradoxe apparent est du à la non équivalence de l'approche rétrospective avec l'approche longitudinale. L'approche rétrospective de la mobilité intercommunale prend bien en compte le déplacement d'une commune de France métropolitaine à une autre. Elle omet cependant un autre ensemble de trajectoire : tous les cas de disparition d'une commune n'aboutissant pas à

²²Les résultats graphiques pour les autres recensements sont présentés en annexe A.2.

une réinstallation dans une autre commune tels que les décès et les sorties du territoire. Et ces phénomènes sont loin d'être négligeables notamment pour les plus âgés et les immigrés (Fig. 8).

FIGURE 1 – Approche longitudinale de l'immobilité communale : taux d'immobilité intercensitaires parmi les présents au recensement initial selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)

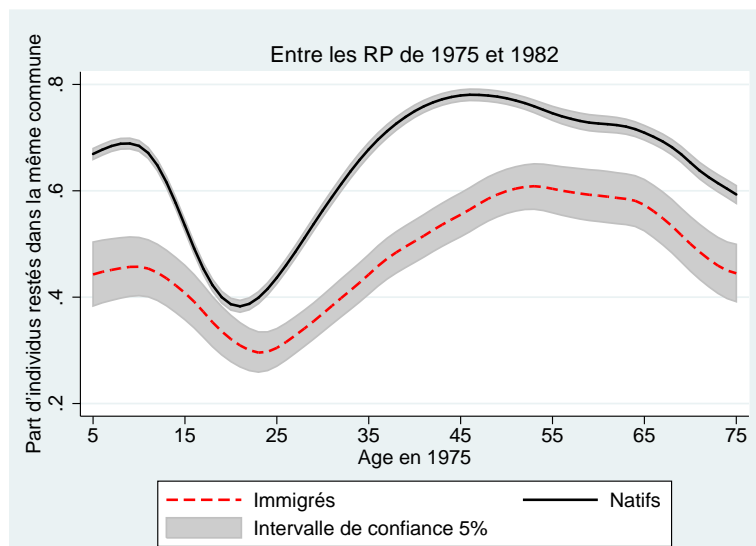
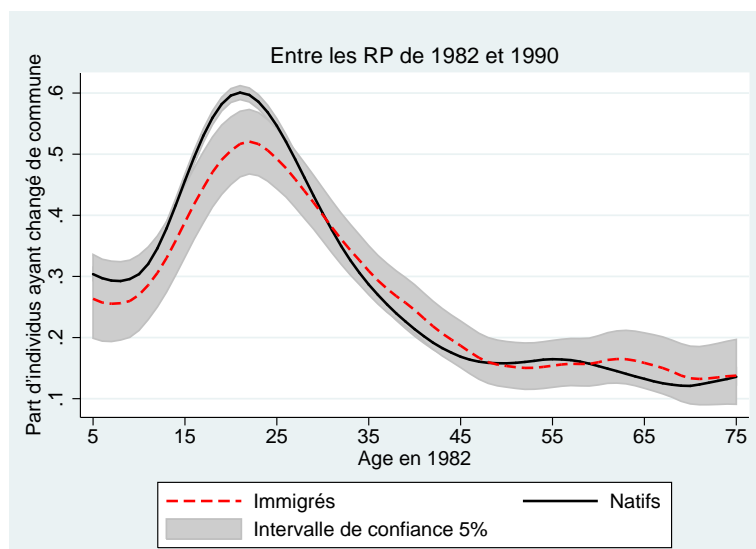
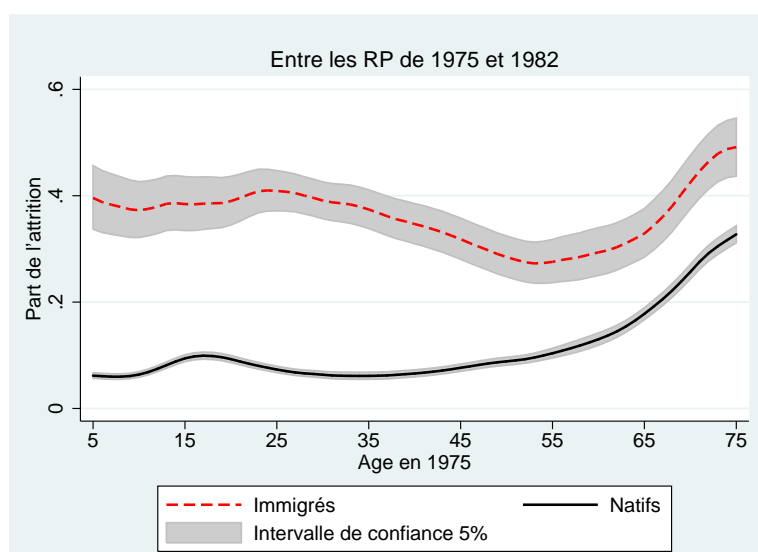


FIGURE 2 – Approche rétrospective de la mobilité intercommunale : taux de mobilité intercensitaires parmi les présents aux deux recensements selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)



La table 2 synthétise les résultats obtenus selon les deux approches. Elle présente les proportions d'individus présents dans la même commune (immobile) ou ayant changé de commune (mobile) entre deux recensements. Ces proportions sont soit calculées relativement à la population présente à la fois au recensement initial et au recensement final (approche rétrospective), soit calculées relativement à la population présente au recensement initial (approche longitudinale). Selon cette seconde approche, la proportion d'immigrés présents dans la même commune au recensement

FIGURE 3 – Attrition parmi les présents au recensement initial selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)



suivant est nettement inférieure à celle des natifs. Même si cet écart tant à baisser par rapport à la différence de 18 points observée sur la période 1968-1975, il demeure de 10 points en 1990-1999.

TABLE 2 – Taux de mobilité et d'immobilité intercommunale d'un recensement à l'autre selon les approches rétrospectives et longitudinales

Recensement (RP)	1968-1975		1975-1982		1982-1990		1990-1999	
	Imm.	Nat.	Imm.	Nat.	Imm.	Nat.	Imm.	Nat.
<i>Approche rétrospective</i> (présents aux 2 RP)								
Taux de mobilité	29.7	30.3	26.4	30.35	27.6	32.1	27.3	33.2
Taux d'immobilité	70.3	69.7	73.6	69.5	72.4	67.9	72.7	66.8
N	20 172	380 041	24 016	410 588	25 915	427 837	15 411	454 097
<i>Approche longitudinale</i> (présents au 1 ^{er} RP)								
Taux de mobilité	18.4	26.7	16.5	26.7	17.6	28.1	18.2	29.0
Taux d'immobilité	43.7	61.5	45.9	61.3	46.2	59.3	48.5	58.3
Taux d'attrition	37.9	11.7	37.6	11.9	36.2	12.4	33.3	12.7
N	33 364	430 701	38 540	466 275	40 676	489 537	23 112	520 097

Note : Pour la période 1990-1999, l'analyse est menée sur la moitié de l'échantillon. La somme des trois taux calculés pour l'approche longitudinale est très légèrement différentes de 100. Ce taux résiduel de l'ordre de 0.1% correspond aux individus présents aux deux recensements pour lesquels l'information sur la commune de résidence au second recensement est inexploitable.

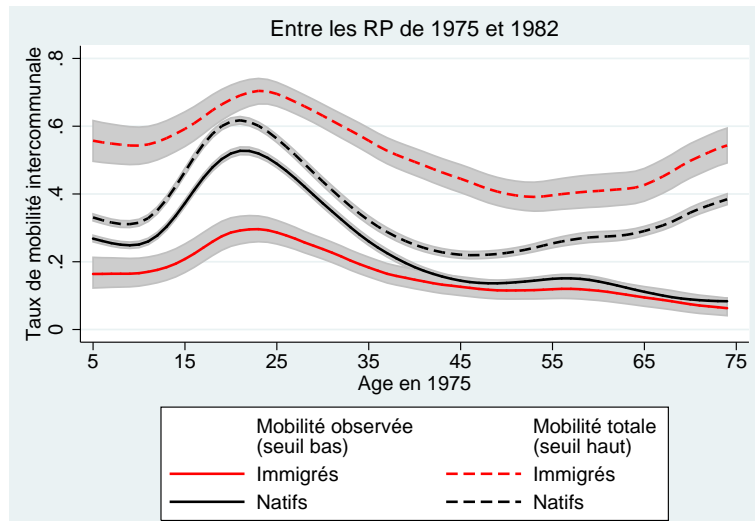
3.2 Incertitude sur le taux de mobilité

L'attrition engendre une incertitude sur le taux de mobilité interne. Sachant qu'elle n'est pas nulle, il convient désormais de récupérer de l'information sur le taux de mobilité potentiel de ces cas de disparition : $P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)$. Le changement ou non de commune des individus ayant disparu avant le recensement suivant est par définition inobservé. Or le processus de disparition a peu de chance d'être totalement indépendant du processus de mobilité interne. En effet, une

partie des disparitions correspondant à des cas de mobilité internationale, on peut penser que les individus concernés avaient aussi une propension plus forte à la mobilité interne. Au contraire, les personnes âgées qui décèdent pourraient avoir une propension à la mobilité plus basse²³.

Les résultats obtenus jusqu'à présent ne permettent que d'envisager un intervalle pour le taux de mobilité intercommunale. Les bornes de cet intervalle sont définies par deux scénarios extrêmes concernant la mobilité des cas affectés par l'attrition (Horowitz et Manski (1998)). Pour la borne basse, on peut imaginer qu'aucun des cas ayant disparu n'aurait changé de commune : $P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0) = 0$. Dans ce cas, le nombre d'individus mobiles est celui estimé de façon rétrospective mais il est rapporté à la population présente au recensement initiale (et non aux deux recensements). Cette borne basse est représentée Figure 4 pour les immigrés et les natifs par les lignes continues²⁴. Inversement, dans l'hypothèse haute, on imagine que tous les cas victimes d'attrition auraient connu un changement de commune : $P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0) = 1$. La proportion d'individus mobiles est alors égale à la somme du taux de mobilité et du taux d'attrition reportés au bas de la table 2. Cette borne haute est représentée pour les immigrés et les natifs Figure 4 par les lignes pointillées. Ces deux bornes définissent un intervalle d'autant plus grand que la proportion des cas d'attrition est importante. L'intervalle pour les immigrés est ainsi particulièrement étendu (le taux est susceptible de varier du simple au double) et encadre celui des natifs. Par conséquent, l'incertitude est telle qu'on ne sait pas qui des immigrés ou des natifs a la mobilité interne la plus importante.

FIGURE 4 – Ampleur de l'incertitude sur le taux de mobilité



²³Même si leur perte d'autonomie peut conduire à un changement de commune afin d'accéder à une maison de retraite ou résider chez d'autres membres de leur famille.

²⁴Les représentations graphiques pour les autres recensements sont disponibles en annexe A.4

4 Correction de la mobilité par imputation

4.1 Stratégie empirique

Si la mobilité des individus disparaissant d'un recensement à l'autre ne peut être observée, on dispose cependant de leurs caractéristiques initiales. L'exploitation de ces informations peut permettre de se faire une idée plus précise des taux de mobilité inobservés. Il s'agit ainsi d'estimer le terme $P(l_t \neq l_{t+1} | c_t = 1 \cap c_{t+1} = 0)$ de l'équation 4 en s'appuyant sur les effets des caractéristiques estimés à partir des individus présents aux deux recensements. Une telle stratégie d'imputation repose sur des hypothèses fortes de similitude entre les cas dont la mobilité est observée et les cas d'attrition. Cette approche permet d'envisager la façon dont les cas d'attrition se distingueraient en terme de mobilité intercommunale sur la seule base de leurs différences de caractéristiques observées.

Pour chaque période intercensitaire, on distingue deux groupes : les individus observés lors des deux recensements et les individus qui ne sont observés qu'au recensement initial. On notera $g_t(i) = \mathbb{1}_{c_t(i)=1 \cap c_{t+1}(i)=1}$. Pour les individus du premier groupe ($g_t(i) = 1$), on estime un modèle Logit de changement de commune de résidence telle que $y_{ig_t(i)=1} = 1$ en cas de changement de commune. La probabilité de changement de commune est ainsi telle que $P(y_{ig_t(i)=1} = 1) = F(X_{ig_t(i)=1}\beta_{g_t})$ avec F la fonction de répartition de la loi logistique, X_i le vecteur des caractéristiques observées, β_{g_t} le vecteur de leur coefficients associés qui est estimé. Pour les individus de l'autre groupe, on n'observe pas $y_{ig_t(i)=0}$ mais on dispose de leurs caractéristiques initiales X_i . En appliquant les coefficients estimés pour le groupe $g_t(i) = 1$ aux caractéristiques observées du groupe $g_t(i) = 0$, on peut calculer $F(X_{ig_t(i)=0}\beta_{g_t})$ et obtenir ainsi une estimation de $P(y_{ig_t(i)=0} = 1)$.

Cette imputation de la propension au changement de commune est réalisée en considérant non seulement que les effets des caractéristiques observées sur la mobilité sont similaires mais également que les caractéristiques inobservées sont similaires. En effet, dans le modèle Logit, les coefficients estimés sont standardisés de façon à ce que la variance des résidus corresponde bien à la variance de la distribution logistique standard. Ainsi les coefficients estimés reflètent l'hétérogénéité inobservée du modèle quand bien même les variables omises seraient indépendantes des variables retenues²⁵.

4.2 Estimations

L'analyse porte sur les individus âgés de 18 à 75 ans l'année du recensement initial. On s'intéresse à la mobilité définie comme un changement de commune en France métropolitaine d'un recensement à l'autre. Les estimations sont menées sur trois périodes intercensitaires 1975-1982, 1982-1990 et 1990-1999. Pour la deuxième période et la troisième période pour les immigrés, les estimations ne portent que sur un sous-échantillon aléatoire des observations regroupant respectivement un quart

²⁵Pour une synthèse sur le sujet, voir notamment Mood (2010)

et la moitié d'entre elles²⁶. Par soucis de synthèse, on se restreindra à la présentation des résultats pour les périodes 1975-1982 et 1990-1999. Si les variables se rapportant à la situation individuelle sont disponibles pour tous les individus, celles sur le logement et la structure familiale ne sont disponibles que pour les individus vivant en ménages dit ordinaires par opposition à la résidence en institution, chambre d'hôtel, habitation mobile ou prison. Les variables sur la structure familiale (conjoint, enfants) sont définies pour les individus qui sont chefs de ménage ou conjoint du chef de ménage. Les propriétaires de logement sont également définis parmi ces individus afin de distinguer la situation de véritables propriétaires de celle de personnes hébergées chez un parent ou ami propriétaire. Le taux de chômage de la commune de résidence, également issu des données du recensement, est calculé sur un échantillon plus large d'individu²⁷.

Les analyses sont conduites séparément sur le groupe des immigrés et sur celui des natifs. Pour chaque groupe, on distingue les individus présents aux deux recensements consécutifs pour lesquels la mobilité peut être directement observée des individus seulement présents au premier recensement. L'absence au second recensement ne permettant pas d'observer leur propension à la mobilité, ils correspondent au phénomène d'attrition de l'échantillon. Dans le cas des immigrés, on tient compte de la date de première apparition dans le recensement et du pays d'origine²⁸.

La proportion moyenne d'individus observés dans deux communes différentes lors de deux recensements consécutifs est plus élevée pour les natifs que pour les immigrés (Table 3). Entre la période 1975-1982 et la période 1990-1999, l'écart s'est même accru, la mobilité moyenne des immigrés n'augmentant que de 2.9 points contre 4.5 points pour les natifs pour atteindre respectivement 26.9% et 31.6%. Entre ces deux périodes, tant les caractéristiques que le contexte ont changé. Ainsi la proportion de diplômés a fortement augmentée, le poids relatif des communes rurales a diminué tandis que celui des plus grosses unités urbaines a progressé, le taux de propriétaire a augmenté, l'équipement sanitaire des logements s'est généralisé, le niveau de chômage observé en moyenne dans la commune de résidence est passé de moins de 3% à plus de 8%.

Les individus qui disparaissent d'un recensement à l'autre présentent en moyenne de nettes différences avec les autres lors du recensement initial, qu'il s'agisse d'immigrés ou de natifs (Table 3). Cela reflète le caractère sélectif des phénomènes à l'origine de l'attrition : la mortalité et le départ du territoire métropolitain. Les hommes sont plus fréquemment concernés, l'écart de sex-ratio entre présents et absents du second recensement étant de 10 points. Les non diplômés, les célibataires et les individus sans enfants sont également surreprésentés parmi les cas d'attrition. Les individus absents au second recensement se distinguent aussi par la qualité de leur logement : ils

²⁶Les informations du recensement de 1982 portant sur la famille, le ménage et le logement n'ont été récupérées dans l'EDP que pour un quart de l'échantillon. Entre 1990 et 1999, l'attrition nettement plus élevée observée pour les individus nés les 2 ou 3 octobre a conduit à les exclure de l'analyse (voir annexe A.1 Table 6).

²⁷On utilise les statistiques locales diffusées par l'INSEE qui repose sur au moins un quart des recensés (contre 1% pour l'EDP)

²⁸L'ensemble des résultats associés à ces distinctions ne sont pas présentés dans cette version.

disposent moins souvent de wc à l'intérieur du logement²⁹ et occupent moins souvent un logement neuf construit depuis le précédent recensement. Ils vivent moins souvent de façon indépendante : un écart de plus de dix points est observé pour la proportion d'individu ayant le statut de chef de ménage ou de conjoint de chef de ménage. Les disparitions paraissent également plus importantes pour les individus résidant à Paris.

La structure d'âge des individus affectés par l'attrition est très différente selon qu'il s'agisse de natifs ou d'immigrés (Table 3). Tandis que les immigrés qui disparaissent tendent à être plus jeunes (notamment moins de 30 ans), les natifs sont nettement plus âgés : pour la période 1975-1982, 43% ont plus de 60 ans. Et tandis que les immigrés qui disparaissent ont plus fréquemment un niveau d'étude élevé que ceux qui restent, on observe la situation inverse pour les natifs. Enfin, les immigrés qui disparaissent tendent à être arrivés plus récemment. Ces résultats suggèrent l'existence de phénomènes d'attrition différenciés pour les immigrés et les natifs. Tandis que l'attrition des immigrés correspondrait à des sorties du territoire, celle des natifs résulterait surtout des décès.

Les résultats du modèle Logit de mobilité intercommunale parmi les individus observés deux recensements consécutifs sont présentés Table 4. Les effets relatifs de la plupart des caractéristiques sont semblables pour les immigrés et les natifs³⁰. La mobilité tend à décroître avec l'âge au différentes périodes, tant pour les natifs que les immigrés. Par rapport au rapport des chances de changer de commune plutôt d'y rester des 30-34 ans, celui des 18-24 ans est de 1.4 fois (immigrés) à 2.4 fois (natifs) plus élevé tandis que celui des 70-75 est inférieur de 70%. On peut toutefois noter que ce mouvement de décroissance de la mobilité n'est pas totalement continu du fait de son arrêt voire de son inversion pour les 55-59 ans en 1975 et les 60-64 ans en 1990. Cela peut correspondre aux mobilités géographiques associées au passage à la retraite tout comme la mobilité élevée des plus jeunes peut correspondre à de la mobilité pour les études et la décohabitation avec les parents. La propension au changement de commune augmente avec le niveau de diplôme : les chances relatives de mobilité de diplômés du supérieur sont 50% plus élevées que celles des non diplômés. La mobilité plus élevée associée aux divorcés et veufs par rapport aux célibataires peut refléter également les changements de résidence faisant suite à ces événements familiaux majeurs.

Les agriculteurs forment la catégorie socio-professionnelle la moins mobile suivis par les ouvriers. Les retraités ne se distinguent pas de cette dernière catégorie, les autres inactifs³¹ ne s'en distinguent que pour les natifs en 1990 avec un rapport des chances relatives de mobilité 20% plus élevé. La propension à la mobilité varie selon le lieu de résidence et est maximale à Paris par rapport aux autres unités urbaines (différence supérieure à de l'ordre de 30%). Les conditions de logement précaire (ménage non ordinaire) sont associées à une plus forte mobilité tandis que la

²⁹Même si la différence tant à disparaître avec la généralisation de cet équipement.

³⁰La valeur des coefficients n'est pas comparable d'une régression à l'autre : les régressions ne portent pas sur les mêmes individus et des variables supplémentaires ont été ajoutées pour les immigrés.

³¹Etudiants et personnes sans emploi n'en recherchant pas

présence d'enfants est liée à une moindre mobilité.

Le lien entretenu par certaines caractéristiques avec la mobilité diffère cependant entre immigrés et natifs. Si la présence de sanitaires et le caractère neuf du logement constituent les critères de qualité du logement, alors la mobilité des immigrés tend à être associée à des départs de logements de faible qualité (odds ratio de 0.811 pour la présence de sanitaires en 1990) tandis que celle des immigrés correspond plutôt à de départ de logements de bonne qualité (odds ratio de 1.069 et 1.061 pour les logements neufs). L'effet des caractéristiques de la famille est également différencié. Les natifs dont le conjoint est présent ont un rapport des chances relatives de changer de commune nettement supérieur. On n'observe pas de lien aussi net parmi les immigrés. L'effet pour les natifs est encore renforcé si le conjoint est immigré (écart des chances relatives de l'ordre de 10%). Inversement, pour un immigré, la présence d'un conjoint immigré est associée à une plus faible propension à la mobilité (écart de l'ordre de 15%). Ainsi le fait d'être en couple mixte constitué d'un immigré et d'un natif serait ainsi associé à une plus forte mobilité tant pour les natifs que les immigrés. Enfin, la propension des immigrés à la mobilité est plus forte parmi ceux arrivés le plus récemment (depuis le recensement précédent). La régression intègre des variables de contrôle pour les différentes origines des immigrés dont les résultats ne sont pas présentés dans cette version du document.

TABLE 3 – Caractéristiques moyennes des immigrés et des natifs au recensement selon leur présence au recensement suivant (1975 et 1990)

Proportion moyenne (%)	Recensement de 1975				Recensement de 1990			
	Immigrés		Natifs		Immigrés		Natifs	
	présents en 1982	absents en 1982	présents en 1982	absents en 1982	présents en 1999	absents en 1999	présents en 1999	absents en 1999
Mobiles (changement de commune)	25.6	/	28.5	/	26.9	/	31.6	/
<i>Age</i>								
18-24	10.3	11.9	17.1	13.4	9.9	14.2	16.0	14.8
25-29	11.4	14.0	12.6	7.4	10.0	11.6	11.6	7.4
30-34	11.1	12.7	8.9	4.8	11.8	12.0	11.2	6.3
35-39	10.5	11.0	8.8	4.8	12.8	10.4	10.8	6.0
40-44	9.6	8.8	9.8	6.0	12.4	9.8	11.1	6.8
45-49	9.7	7.6	9.7	7.2	10.2	7.4	7.6	5.5
50-54	9.9	6.8	9.2	7.7	8.7	7.3	7.2	5.8
55-59	7.8	5.3	6.0	6.3	6.7	6.9	7.6	8.2
60-64	7.6	5.9	6.3	9.1	6.5	7.2	7.1	10.9
65-69	6.7	6.5	6.2	13.5	6.1	6.5	6.1	14.1
70-75	5.5	9.4	5.5	19.9	4.8	6.8	3.7	14.1
<i>Niveau d'étude</i>								
Aucun diplôme	67.2	76.3	33.0	45.2	48.7	54.3	20.9	31.6
Certificat d'étude, BEPC	15.6	9.8	29.3	26.8	20.5	15.8	28.6	31.1
BEP/CAP	7.7	4.0	18.0	11.1	13.5	8.3	24.8	17.0
Bac	2.7	3.0	5.7	4.9	7.7	8.3	13.1	10.6
Supérieur	3.8	4.7	6.2	5.3	9.6	13.3	12.4	9.6
<i>Femme</i>	46.4	39.6	52.7	43.1	49.8	41.4	52.9	39.0
En emploi	57.0	54.8	60.4	43.0	52.6	45.3	58.7	36.7
<i>Catégorie socio-professionnelle</i>								
Agriculteurs	1.3	0.6	6.0	3.9	0.5	0.3	3.1	1.6
Artisans, commerçant, chefs d'entr.	3.8	2.1	4.9	4.4	5.0	4.0	4.6	4.1
Cadres	1.9	1.7	3.8	3.2	4.7	5.3	6.9	5.2
Prof. intermédiaires	4.5	2.9	9.8	6.3	6.1	4.8	12.8	7.8
Employés	8.4	7.1	15.5	10.4	13.7	10.9	18.8	10.1
Ouvriers	39.2	43.0	22.2	17.4	31.1	28.4	18.6	14.6
Retraités	10.7	13.1	11.3	30.0	12.1	14.3	13.7	33.8
Autres inactifs	30.0	29.6	26.3	24.5	26.8	31.8	21.6	22.8
Autres inactifs * femme	27.6	23.7	22.7	19.1	22.3	21.4	16.1	13.9
<i>Unité urbaine</i>								
Rural	16.8	13.7	31.5	30.5	10.6	8.3	28.0	24.5
0 - 10,000	10.8	9.8	11.2	10.6	8.6	7.0	12.0	11.3
10,000 - 50,000	19.2	18.3	19.2	17.6	17.8	16.5	18.2	18.2
50,000 - 200,000	9.7	9.4	9.4	8.6	7.1	6.5	7.0	6.9
200,000 - 2,000,000	24.4	23.9	17.2	18.5	23.2	25.0	20.3	22.2
Paris	19.2	24.9	11.1	13.0	32.5	36.4	14.1	16.2
<i>Statut familial</i>								
Célibataire	14.7	22.7	22.4	24.8	20.1	31.4	31.5	34.5
Marié	77.4	68.8	69.8	59.5	71.8	60.5	59.7	50.2
Divorcé/Veuf	8.0	8.5	7.8	15.8	8.1	8.1	8.8	15.3
<i>Période d'arrivée</i>								
Recensement 1968	68.1	37.9			36.7	21.6		
Recensement 1975					21.8	14.2		
Recensement 1982					19.5	13.0		
<i>Conditions de logement</i>								
Ménage ordinaire	96.0	89.0	98.2	95.8	99.7	99.0	98.4	96.4
Ménage de plusieurs familles	11.3	12.1	19.0	18.9	20.4	30.5	21.9	24.0
Immeuble	54.5	58.9	37.7	38.0	60.0	69.0	33.2	37.5
Sanitaires	64.2	48.2	69.1	56.9	92.2	87.0	92.7	85.8
Logement neuf	17.4	12.8	19.6	12.6	12.9	9.4	14.1	9.0
<i>Chef de ménage (ou son conjoint)</i>								
Propriétaire du logement	30.1	17.4	40.7	38.4	36.5	21.1	49.1	43.1
Marié avec conjoint absent	5.8	14.3	1.7	2.7	3.4	9.3	1.4	2.2
Non marié avec conjoint présent	2.7	2.9	1.9	2.8	7.0		8.7	7.6
Conjoint immigré	45.5	45.8	3.2	3.3	47.1	39.3	3.5	3.4
1 child	16.3	12.3	17.7	11.1	16.8	13.0	17.5	11.9
2 children	15.3	9.9	15.3	8.2	18.9	11.2	17.1	8.2
3 children	9.7	6.1	8.5	4.7	12.4	8.0	8.6	5.5
≥ 4 children	11.4	7.9	6.2	4.1	11.1	7.6	3.0	2.2
N	17 266	9 209	244 050	28 686	13 355	5 769	319 235	35 789

Note : calculs effectués sur toute la population âgée de 18 à 75 ans l'année du recensement initial. Pour les immigrés en 1990, le calcul est effectué sur l'échantillon d'analyse (restreint de moitié en raison de l'attrition élevée affectant les individus nés les 2 ou 3 octobre). La période d'arrivée correspond pour les immigrés à leur première identification dans le recensement. Le ménage ordinaire est défini par opposition à la résidence en institution, chambre d'hôtel, habitation mobile prison. Les variables suivantes ne sont disponibles que conditionnellement à l'appartenance à un ménage ordinaire. Les huit dernières variables ne sont disponibles que pour les individus qui sont chef de ménage ou conjoint du chef de ménage ordinaire.

TABLE 4 – Modèle Logit du changement de commune d'un recensement à l'autre parmi les immigrés et les natifs présents à deux recensements consécutifs (1975-1982 et 1990-1999)

Modèle Logit du changement de commune	1975		1990	
	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs
<i>Âge</i>				
18-24	1.653*** (0.138)	2.414*** (0.052)	1.410*** (0.137)	2.448*** (0.045)
25-29	1.350*** (0.095)	1.501*** (0.029)	1.303*** (0.106)	1.514*** (0.025)
30-34	ref	ref	ref	ref
35-39	0.634*** (0.049)	0.670*** (0.015)	0.694*** (0.055)	0.708*** (0.012)
40-44	0.562*** (0.046)	0.500*** (0.012)	0.485*** (0.042)	0.549*** (0.010)
45-49	0.425*** (0.037)	0.410*** (0.010)	0.447*** (0.042)	0.464*** (0.010)
50-54	0.361*** (0.034)	0.424*** (0.011)	0.332*** (0.036)	0.450*** (0.010)
55-59	0.427*** (0.042)	0.478*** (0.014)	0.225*** (0.030)	0.416*** (0.010)
60-64	0.318*** (0.035)	0.395*** (0.013)	0.251*** (0.037)	0.308*** (0.037)
65-69	0.313*** (0.040)	0.332*** (0.012)	0.256*** (0.043)	0.241*** (0.009)
70-75	0.249*** (0.036)	0.299*** (0.012)	0.312*** (0.056)	0.274*** (0.011)
<i>Niveau d'étude</i>				
Aucun diplôme	ref	ref	ref	ref
Certificat d'étude, BEPC	1.109** (0.062)	0.993 (0.013)	1.092 (0.065)	1.232*** (0.017)
BEP/CAP	1.267*** (0.091)	1.144*** (0.017)	1.127* (0.079)	1.268*** (0.018)
Bac	1.263** (0.141)	1.431*** (0.032)	1.404*** (0.119)	1.651*** (0.027)
Supérieur	1.380*** (0.155)	1.468*** (0.035)	1.563*** (0.139)	1.792*** (0.033)
Femme	0.812*** (0.049)	0.897*** (0.012)	0.935 (0.056)	0.899*** (0.010)
En emploi	0.852 (0.092)	0.867*** (0.026)	1.020 (0.077)	0.902*** (0.017)
<i>Catégorie socio-professionnelle</i>				
Agriculteurs	0.743 (0.158)	0.403*** (0.014)	0.567 (0.209)	0.410*** (0.017)
Artisans, commerçant, chefs d'entr.	1.338*** (0.150)	1.377*** (0.037)	1.374*** (0.144)	1.691*** (0.040)
Cadres	1.763*** (0.265)	1.937*** (0.059)	1.380*** (0.163)	1.716*** (0.038)
Prof. intermédiaires	1.702*** (0.161)	1.590*** (0.032)	1.241** (0.118)	1.516*** (0.026)
Employés	1.263*** (0.099)	1.322*** (0.023)	1.108 (0.085)	1.285*** (0.020)
Ouvriers	ref	ref	ref	ref
Retraités	0.910 (0.132)	0.974 (0.039)	1.022 (0.155)	1.055* (0.034)
Autres inactifs	1.050 (0.156)	1.028 (0.040)	1.025 (0.126)	1.197*** (0.032)
Autres inactifs * femme	0.928 (0.123)	1.101*** (0.034)	1.092 (0.135)	1.104*** (0.026)
<i>Unité urbaine</i>				
Rural	0.950 (0.067)	0.686*** (0.014)	0.936 (0.082)	0.748*** (0.012)
0 - 10,000	0.532*** (0.042)	0.611*** (0.013)	0.717*** (0.064)	0.684*** (0.012)
10,000 - 50,000	0.585*** (0.037)	0.641*** (0.012)	0.686*** (0.045)	0.699*** (0.011)
50,000 - 200,000	0.682*** (0.051)	0.688*** (0.015)	0.778*** (0.073)	0.742*** (0.015)
200,000 - 2,000,000	0.545*** (0.032)	0.732*** (0.014)	0.720*** (0.044)	0.742*** (0.011)
Paris	ref	ref	ref	ref
<i>Statut familial</i>				
Célibataire	ref	ref	ref	ref
Marié	0.683** (0.108)	1.053 (0.046)	1.068 (0.163)	1.037 (0.033)
Divorcé/Veuf	1.206* (0.126)	1.193*** (0.033)	1.063 (0.116)	1.361*** (0.028)
<i>Période d'arrivée</i>				
Recensement 1968	0.859*** (0.041)		0.858** (0.065)	
Recensement 1975			0.794*** (0.055)	
Recensement 1982			0.823*** (0.052)	
<i>Conditions de logement</i>				
Ménage ordinaire	0.612*** (0.066)	0.472*** (0.018)	0.887 (0.350)	0.632*** (0.026)
Ménage de plusieurs familles	0.796*** (0.064)	0.713*** (0.014)	0.939 (0.064)	0.748*** (0.012)
Immeuble	1.047 (0.053)	1.148*** (0.015)	1.008 (0.062)	1.063*** (0.012)
Sanitaires	0.935 (0.044)	1.105*** (0.014)	0.811*** (0.064)	0.997 (0.019)
Neuf	1.010 (0.054)	1.069*** (0.014)	0.960 (0.067)	1.061*** (0.014)
Chef de ménage (ou son conjoint)	1.356** (0.206)	0.944 (0.042)	1.009 (0.150)	1.075** (0.035)
Propriétaire	0.425*** (0.025)	0.341*** (0.005)	0.469*** (0.030)	0.345*** (0.004)
Marié avec conjoint absent	1.530*** (0.245)	1.286*** (0.063)	1.340* (0.217)	1.503*** (0.064)
Non marié avec conjoint présent	0.804 (0.143)	1.376*** (0.074)	1.089 (0.171)	1.161*** (0.038)
Conjoint immigré	0.888** (0.049)	1.131*** (0.033)	0.835*** (0.054)	1.107*** (0.028)
1 enfant	0.888* (0.060)	0.855*** (0.015)	0.813*** (0.062)	0.803*** (0.012)
2 enfants	0.783*** (0.056)	0.835*** (0.016)	0.618*** (0.049)	0.678*** (0.011)
3 enfants	0.820** (0.070)	0.794*** (0.019)	0.669*** (0.062)	0.720*** (0.015)
≥ 4 enfants	0.760*** (0.065)	0.782*** (0.022)	0.558*** (0.060)	0.760*** (0.024)

Note : calculs effectués sur les individus âgés de 18 à 75 ans l'année du recensement initial et présentés sous la forme d'odds ratio avec l'écart type entre parenthèses (* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$). Pour les immigrés en 1990, l'analyse est restreinte aux individus nés les 1 ou 4 octobre. La période d'arrivée correspond pour les immigrés à leur première identification dans le recensement. Le ménage ordinaire est défini par opposition à la résidence en institution, chambre d'hôtel, habitation mobile, prison. Les coefficients suivants correspondent aux variables indiquées croisées avec l'indicatrice d'appartenance à un ménage ordinaire. Les huit derniers coefficients correspondent aux variables indiquées croisées avec l'indicatrice de statut de chef de ménage ordinaire (ou son conjoint). Des variables de contrôle du pays d'origine des immigrés sont présentes.

4.3 Résultats

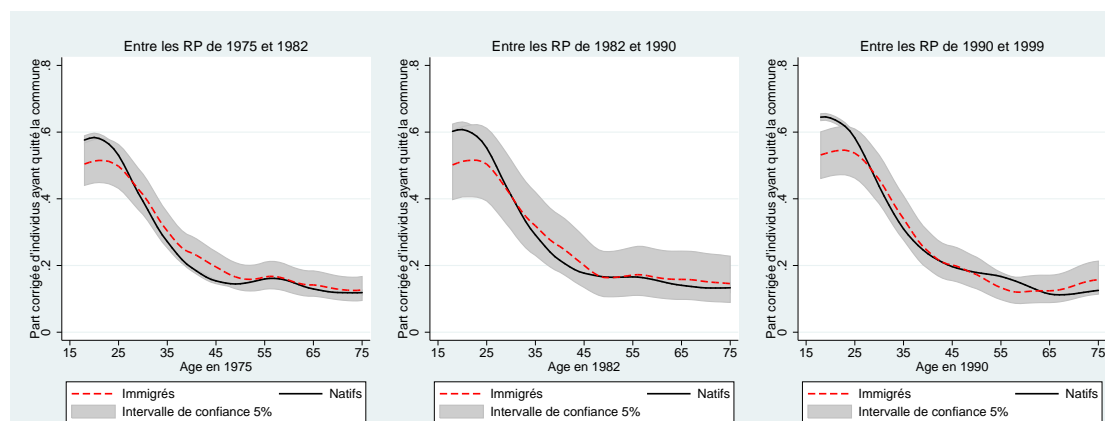
Les résultats de la stratégie d'imputation sont présentés Table 5. La propension à changer de commune attribuée aux disparus se distingue de celle des individus présents deux recensements consécutifs, mais de façon inverse pour les immigrés et les natifs. Nettement supérieure pour les immigrés, l'écart atteint jusqu'à 6 points sur la période 1990-1999. L'écart de l'ordre de 3 points en faveur des natifs présents aux deux recensements indique une propension à la mobilité moindre des natifs observés de façon incomplète. L'effet de ces écarts sur le taux global dépendant aussi de l'importance du taux d'attrition, la correction est d'autant plus grande parmi les immigrés. Le taux global de mobilité des immigrés augmenterait de l'ordre de 2 points contre une correction de moins de 0.5 points pour les natifs. Cela conduit ainsi à resserrer les taux de mobilité des immigrés et des natifs. On peut ainsi observer Figure 5 que pour tout âge, les taux de mobilité de ces deux groupes sont très proches : au seuil de 5%, il ne se distinguent pas³².

TABLE 5 – Correction des taux de mobilité intercommunaux

Correction des taux de mobilité (%)	Taux de mobilité présents au 2e RP	Taux de mobilité absents au 2e RP	Taux d'attrition	Taux de mobilité global corrigé	Effectif
1975-1982					
Natifs	28.5	25.4	10.5	28.2	272 736
Immigrés	25.6	31.0	34.8	27.5	26 477
1982-1990					
Natifs	30.8	27.3	10.4	30.4	81 681
Immigrés	27.1	31.7	33.4	28.6	8 111
1990-1999					
Natifs	31.6	29.2	10.1	31.4	355 024
Immigrés	26.9	33.1	30.2	28.8	19 124

Note : Pour la période 1990-1999, l'analyse est menée sur la moitié de l'échantillon.

FIGURE 5 – Taux corrigés de mobilité intercommunale selon l'âge pour les immigrés et les natifs



³²La seule exception est le taux de mobilité plus élevé des plus jeunes natifs sur la période 1990-1999.

A Annexes

A.1 Attrition différenciée selon le jour de naissance pour les immigrés entre 1990 et 1999

TABLE 6 – Taux d’attrition selon le jour de naissance

	1968-1975		1975-1982		1982-1990		1990-1999	
	Imm.	Natifs	Imm.	Natifs	Imm.	Natifs	Imm.	Natifs
1 ou 4 octobre								
attrition (%)	37.6	11.7	36.3	11.6	35.1	12.3	33.3	12.8
N	17 543	218 602	16 982	210 504	5 373	61 364	23 117	261 714
2 ou 3 octobre								
attrition (%)	38.1	11.7	37.4	11.6	37.7	12.6	45.8	12.7
N	15 821	212 130	15 277	206 520	4 697	60 808	19 553	259 100

Note : Parmi le présents au recensement nés avant l’année du précédent recensement

A.2 Mise en évidence de l’attrition

FIGURE 6 – Approche longitudinale de l’immobilité communale : taux d’immobilité communale intercensitaire parmi les présents au recensement initial selon l’âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)

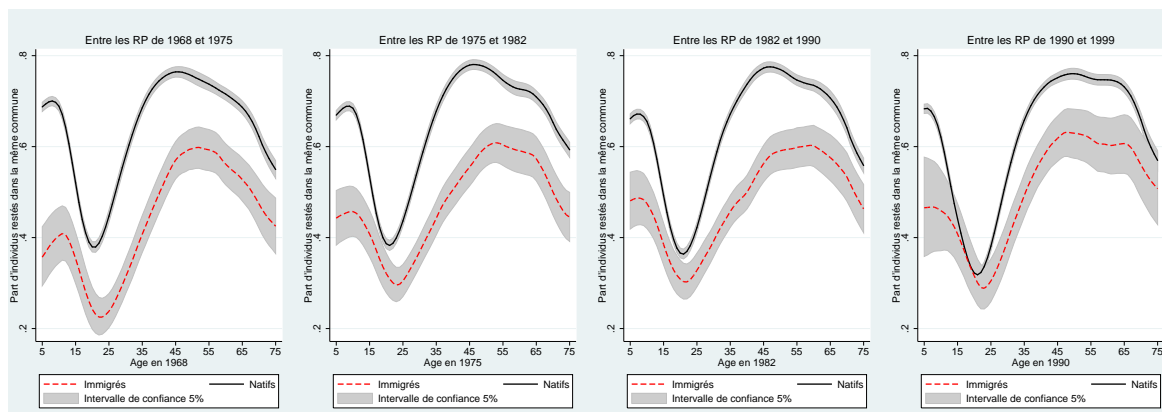


FIGURE 7 – Approche rétrospective de la mobilité intercommunale : taux de mobilité intercommunale intercensitaire parmi les présents aux deux recensements selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)

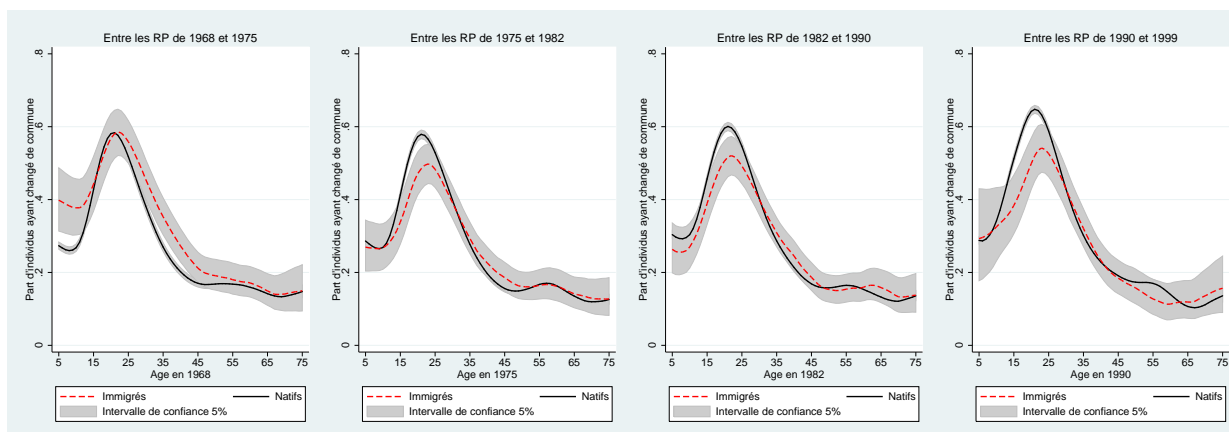
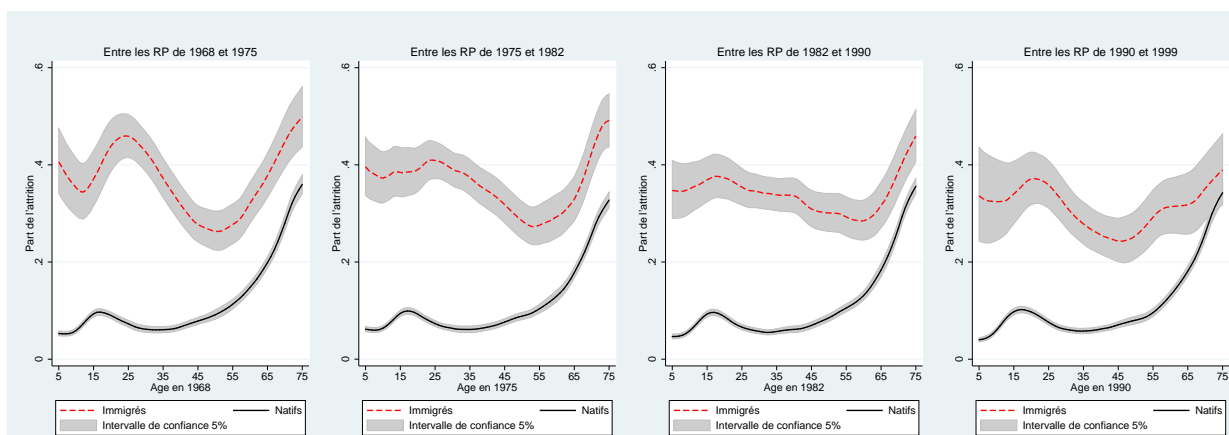


FIGURE 8 – Attrition (absence à un recensement) parmi les présents au recensement initial selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)



A.3 Intervalles de confiance

Les intervalles de confiance observables sur les graphiques sont des intervalles directement fondés sur la loi binomiale tandis que ceux utilisés dans les régressions sont issus d'une approximation par la loi normale. La première approche est préférée à la seconde dans le cas d'effectifs limités, tels que ceux correspondant à un point d'abscisse précis d'un graphique³³. Dans ce cas, les conditions d'approximation par la loi normale offertes par le théorème central limite ne sont pas remplies (horizon infini).

On suppose que chaque individu du sous-groupe j (par exemple d'âge exact j) a une probabilité p_j de quitter sa commune de résidence entre deux recensement plutôt que d'y rester. L'événement ("quitter la commune") est modélisé par la variable aléatoire X_{ij} prenant la valeur 1. Dans le cas contraire $X_{ij} = 0$. X_{ij} suit ainsi la loi de Bernoulli de paramètre p_j notée $B(p_j)$ tel que $E_j(X_{ij}) = p_j$

³³Par exemple, les effectifs immigrés d'un âge particulier migrant d'une commune française à une autre sont limités pour certaines cohortes originaires d'un pays particulier et arrivées à une période donnée.

and $V_j(X_{ij}) = p_j(1 - p_j)$. On suppose que les événements sont indépendants entre les individus³⁴.
 Donc si $Y_j = \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}$, alors $Y_j \sim \mathbb{B}(n_j, p_j)$ et $E_j(Y_j) = n_j E_j(X_{ij})$ et $V_j(Y_j) = n_j V_j(X_{ij})$.

A.3.1 Intervalles de confiance binomiaux

Soit $F_j(x) = \int_{-\infty}^x Y_j(x)$ la fonction de répartition de la loi binomiale $\mathbb{B}(n_j, p_j)$. L'intervalle centré en p_j couvrant 95% des valeurs susceptibles d'être prises par Y_j est compris entre les bornes $u_{\frac{0.05}{2}} = F_j^{-1}(0.25)$ et $u_{\frac{1-0.95}{2}} = F_j^{-1}(0.975)$ tels que : $P(u_{\frac{0.05}{2}} < Y_j < u_{\frac{1-0.95}{2}}) = 0.95$

Ainsi l'intervalle de confiance à 95% de \hat{p}_j est : $I_{0.95} = [F_j^{-1}(0.25); F_j^{-1}(0.975)]$

A.3.2 Intervalles de confiance normaux

Lorsque les effectifs sont suffisants, la détermination des intervalles de confiance se fait en recourant à l'approximation par la loi normale permise par le théorème central limite :

$$Y_j \sim \mathbb{N}(E_j(Y_j), V_j(Y_j)) \Rightarrow \frac{Y_j - n_j p_j}{\sqrt{n_j V_j(X_{ij})}} \sim \mathbb{N}(0, 1)$$

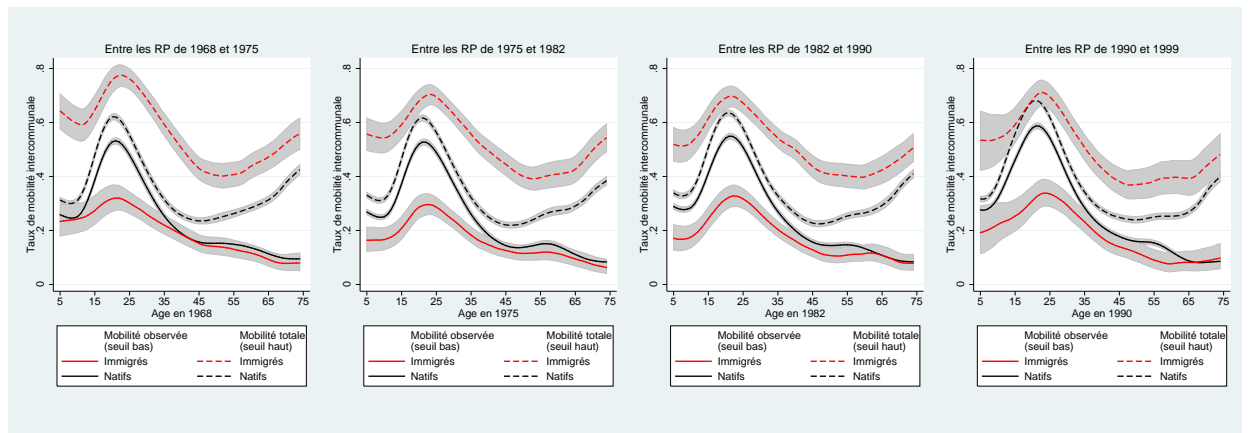
$$P\left(u_{\frac{0.05}{2}} < \frac{Y_j - n_j p_j}{\sqrt{n_j V_j(X_{ij})}} < u_{\frac{1-0.95}{2}}\right) = 0.95 \Rightarrow P\left(-1.96 < \frac{Y_j - n_j p_j}{\sqrt{n_j V_j(X_{ij})}} < 1.96\right) = 0.95$$

$$\Rightarrow P\left(\frac{Y_j}{n_j} - 1.96 \sqrt{\frac{V_j(X_{ij})}{n_j}} < p_j < \frac{Y_j}{n_j} + 1.96 \sqrt{\frac{V_j(X_{ij})}{n_j}}\right) = 0.95$$

La variance est estimée par : $\widehat{V}_j(X_{ij}) = \frac{Y_j}{n_j} \left(1 - \frac{Y_j}{n_j}\right)$. L'intervalle de confiance à 95% de \hat{p}_j est alors $I_{0.95} = \left[\frac{1}{n_j} \left(Y_j - 1.96 \sqrt{Y_j \left(1 - \frac{Y_j}{n_j}\right)}\right); \frac{1}{n_j} \left(Y_j + 1.96 \sqrt{Y_j \left(1 - \frac{Y_j}{n_j}\right)}\right)\right]$

A.4 Ampleur de l'incertitude sur le taux de mobilité

FIGURE 9 – Ampleur de l'incertitude sur le taux de mobilité

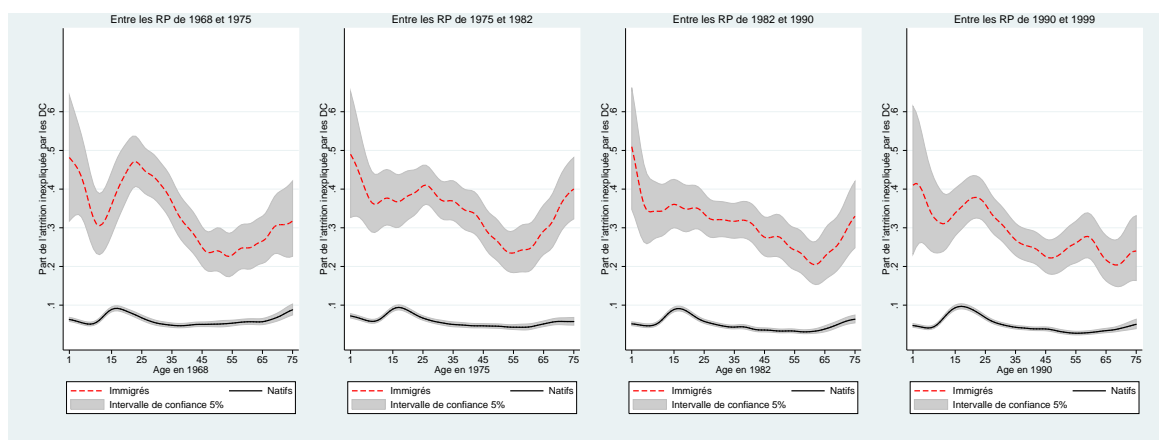


³⁴Cas de jumeaux

A.5 Une attrition seulement partiellement due aux décès

Une part des disparitions intercensitaires correspond à des décès intervenus entre les deux recensements. Interrogés lors du recensement initial, ces personnes manquent à l'appel lors du recensement suivant³⁵. La distinction des cas de décès des autres motifs de disparitions est possible de deux façons. La première consiste à profiter de la présence des données d'état civil dans l'EDP, et plus particulièrement des bulletins de décès intervenus en France métropolitaine. Cela permet d'obtenir la distribution de l'attrition selon l'âge purgée des décès (Fig. 10). Celle-ci ne se distingue vraiment de la distribution brute qu'à partir d'un âge avancé, les décès devenant le principal motif de disparition. Cette mesure directe des décès présente néanmoins l'inconvénient de ne pouvoir être effectuée que sur la moitié de l'échantillon dans le cas des immigrés, le suivi de la mortalité des personnes nées hors France métropolitaine n'étant disponible que pour les individus nés les 2 et 3 octobre. D'autre part, l'appariement des bulletins de décès de ces personnes est rendu plus difficile en raison de leur non identification depuis la naissance par un numéro RNIPP. En dépit de la procédure particulière mise en place par l'INSEE (et concentré sur la moitié de l'échantillon), le suivi de la mortalité des immigrés peut être de moindre qualité par rapport à celui proposé pour les natifs de France métropolitaine.

FIGURE 10 – Attrition (absence à un recensement) purgée des décès parmi les présents au recensement initial (selon l'âge)



Une seconde approche, indirecte celle-ci, peut consister à estimer les taux d'émigration des immigrés par différence, en utilisant les taux de disparition des natifs comme référence. En supposant une mortalité par âge similaire entre les deux groupes et en ignorant les cas d'émigration de natif, la soustraction de l'intégralité des cas de disparition des natifs au nombre de disparition d'immigré peut offrir une seconde estimation du nombre de cas d'émigration. Cette approche tend à sous-estimer le nombre d'émigration. D'une part, on retranche non seulement des cas décès de natifs mais également d'émigration de ceux-ci. D'autre part, le fait que sur un territoire donnée, la mortalité des immigrés soit moindre que celle des natifs est un phénomène bien connu. Elle

³⁵Le lieu de dépôt des restes peut cependant donner lui ou non à une mobilité post mortem.

peut s'expliquer par des phénomènes de sélection des migrants bien portants à l'entrée comme à la sortie : tandis qu'une condition de santé suffisante est nécessaire à la réalisation d'un projet de migration, les migrations de retour peuvent concerner plus particulièrement des personnes malades souhaitant finir leur vie sur leur terre natale³⁶.

Par conséquent, la première approche tendrait à surestimer l'émigration tandis que la seconde la sous-estimerait. Cet encadrement du phénomène est présenté Fig. 11. Calculée toutes deux sur la moitié de l'échantillon, on peut constater la proximité des estimations issues des deux approches jusqu'à l'âge de 55-65 ans. La divergence croissante observée par la suite va de paire avec l'accroissement de la part des décès parmi les disparitions. Elle peut s'expliquer par l'augmentation de la différence de mortalité entre natifs et immigrés par l'impact croissant les phénomènes de sélection précédemment mentionnés.

FIGURE 11 – Attrition (absence à un recensement) purgée des décès parmi les immigrés présents au recensement initial (selon l'âge)



A.6 Les éventuels défauts de suivi

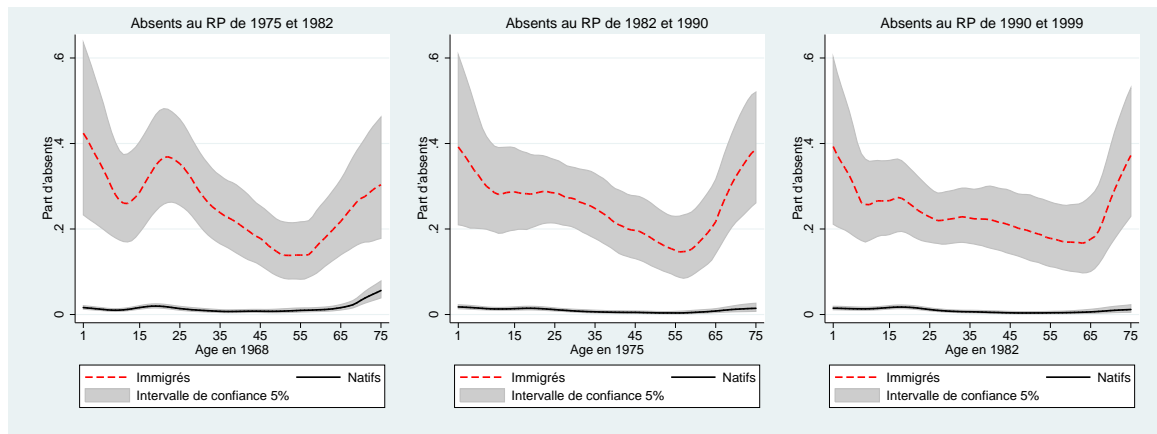
Les cas d'attrition nets des décès correspondent à des individus qui n'ont pas été interrogés lors d'un recensement. Ce phénomène et sa prévalence particulièrement élevée chez les immigrés pourrait refléter la qualité variable du recueil d'information de l'EDP. Il pourrait s'agir soit d'un défaut de couverture des individus se trouvant sur le territoire par le recensement, soit d'un défaut d'appariement des bulletins de recensement dans l'EDP. Cependant, les différents tests indirects réalisés n'accréditent pas l'hypothèse d'un défaut systématique dans le recueil de l'information sur la présence des immigrés.

Le degré d'exhaustivité du recensement ne peut être testé qu'indirectement. La confrontation des bulletins de recensement recueillis avec les informations rétrospectives récupérés au recensement a été envisagée. Elle se heurte cependant à la fiabilité très limitée de ces dernières dans le

³⁶Wolff

cas des immigrés (voir annexe ??). On peut cependant remarquer que les calculs sont réalisés sur des individus qui ont au moins été inclus une fois dans l'EDP par l'intermédiaire de leur bulletin de recensement. La procédure allant de l'interrogation du recensement à l'inclusion dans l'EDP a donc été menée au moins une fois jusqu'à son terme. Certes, certaines personnes particulièrement difficile d'accès peuvent avoir été laissées de côté. Si leur non inclusion peut éventuellement affecter la représentativité de la population recensée, elles ne peuvent être en retour à l'origine de l'attrition observée dans l'EDP. Ce mécanisme de sélection est de nature à prévenir l'effet sur l'attrition de l'EDP des éventuels d'un défaut de couverture des immigrés lors des recensements. D'autre part, l'idée d'une interrogation particulièrement erratique des immigrés présents sur le territoire d'un recensement à l'autre paraît peu compatible avec le caractère relativement définitif des absences (Fig. 12 et 13). Pour 80% des immigrés, une absence à un recensement se double d'une nouvelle absence au recensement suivant. Ils se distinguent nettement des natifs en cela. De la même manière, rares sont les immigrés pour lesquels des actes d'état civil sont établis entre deux recensements où ils apparaissent manquants dans l'EDP (Fig. 14). Tous ces éléments vont ainsi à l'encontre de l'hypothèse selon laquelle l'attrition observée dans l'EDP ne serait que des oublis des agents recenseurs de recenser des personnes effectivement présente sur le territoire métropolitain au moment du recensement.

FIGURE 12 – Attrition (absence à deux recensements consécutifs) purgée des décès parmi les présents au recensement initial selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noir)



En aval du recensement, l'EDP peut par contre être sujet à problèmes d'appariement des données recueillies. Un individu présent dans l'EDP peut apparaître absent à un recensement pour lequel il a pourtant été interrogé dès lors que son bulletin n'a pu être rattaché à lui. Les immigrés peuvent être d'autant plus sensible à ce type de problème qu'ils font l'objet d'une identification et d'une procédure d'appariement particulière. Les personnes nées hors du territoire métropolitain ne disposent pas d'un identifiant RNIPP depuis leur naissance, ce qui peut rendre le processus d'appariement plus aléatoire. Le travail supplémentaire que demande l'appariement des immigrés est d'ailleurs à l'origine de la récupération des bulletins d'état civil pour une moitié de l'échantillon

FIGURE 13 – Absence répétée au recensement consécutive à une première absence, purgée des décès et selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noir)

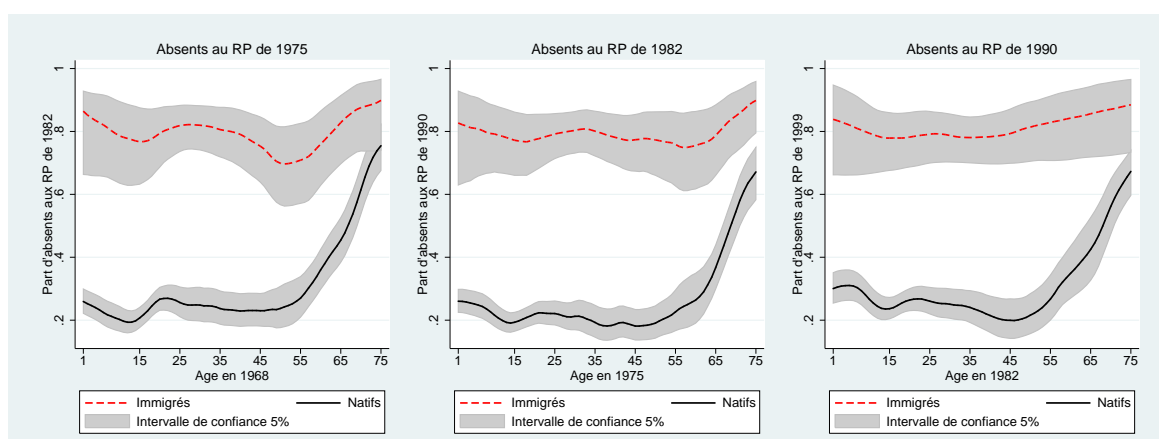
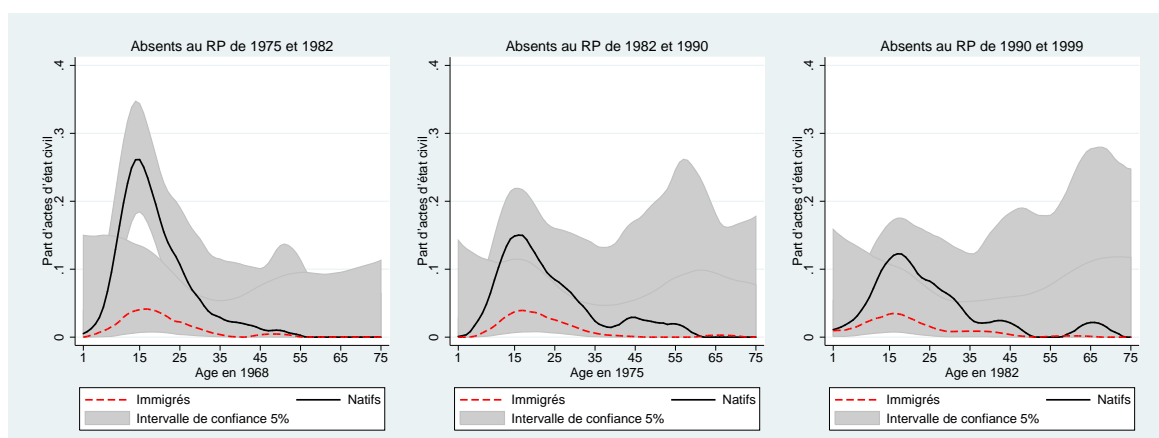


FIGURE 14 – Actes d'état civil conclus durant une période d'absence dans les recensements, purgée des décès et selon l'âge (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noir)



seulement. Cependant, même les immigrants qui ne semblent pas présenter de problèmes d'identification ont des taux d'attrition nettement plus élevés que les natifs (indique aussi une présence et installation plus durable). Ainsi, les immigrants déjà identifiés dans deux recensements consécutifs présentent malgré tout des taux d'absence conséquents, que cela soit à un (Fig. 15) ou deux (Fig. 16) recensements consécutifs. Il en est de même pour les immigrants déjà identifiés non seulement dans le recensement mais également dans l'état civil (Fig. 17).

FIGURE 15 – Attrition parmi les présents aux deux recensements précédents (selon l'âge), purgée des décès

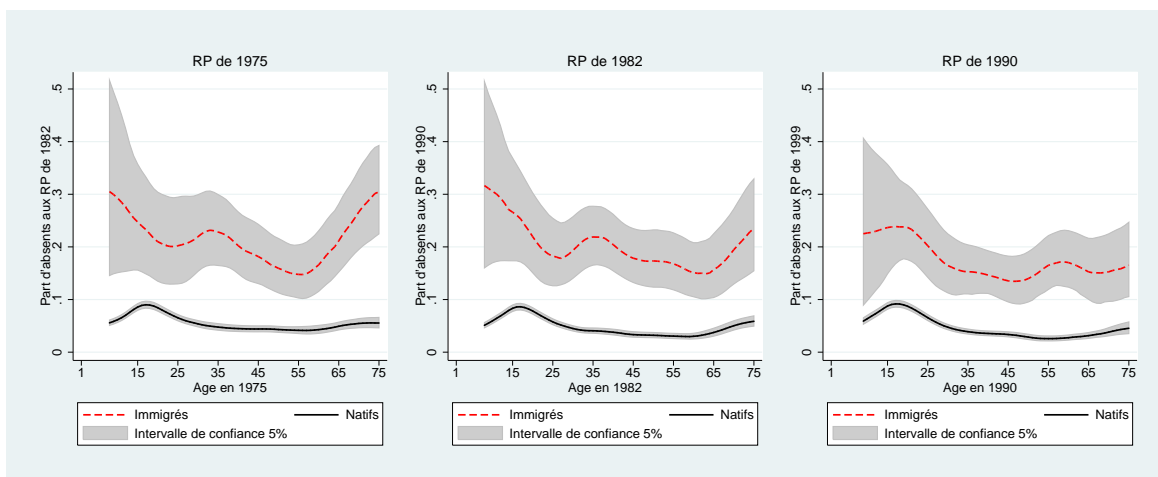


FIGURE 16 – Attrition (absence à deux recensements consécutifs) parmi les présents aux deux recensements précédents (selon l'âge) (immigrés en pointillés rouge, natif en ligne continue noire)

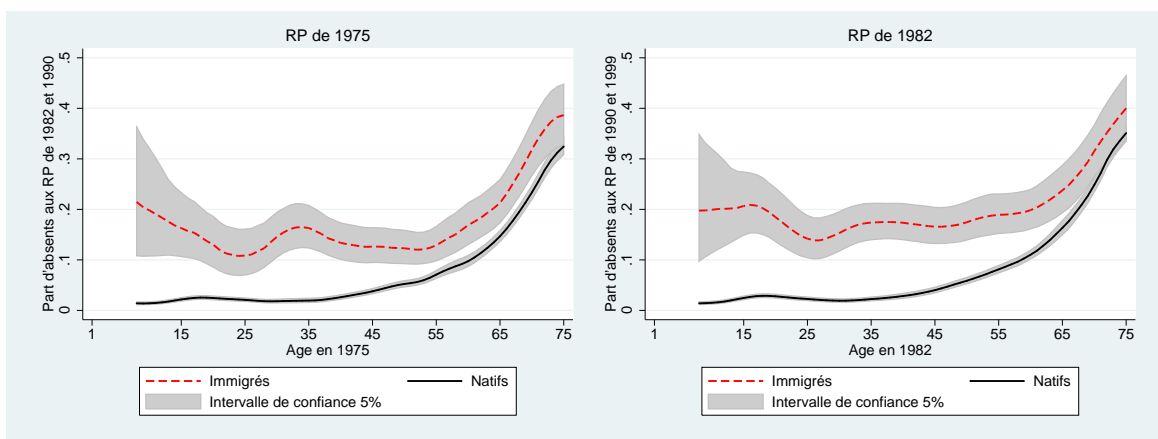
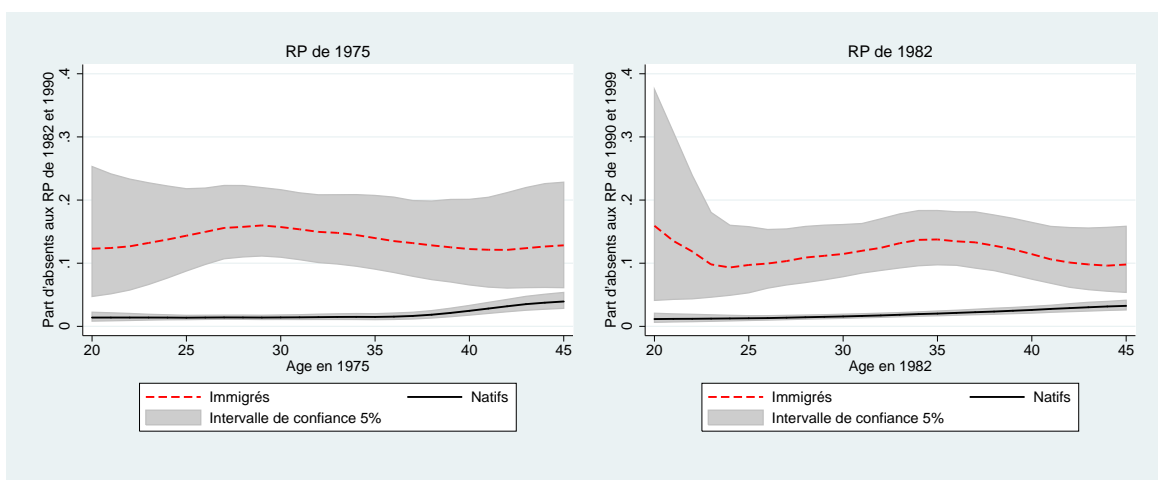


FIGURE 17 – Attrition (absence à deux recensements consécutifs) parmi les présents au recensement précédent également identifié dans l'état civil (selon l'âge), purgée des décès



References

- ATTIAS-DONFUT, C., ET F. WOLFF (2005): "Le lieu d'enterrement des personnes nées hors de France," *Population*, 60(5-6), 813-836.
- BACCAÏNI, B. (2005): "Les flux migratoires interrégionaux en France depuis cinquante ans," *Population*, 62(1), 143-160.
- BAILEY, W. B. (1912): "The Bird of Passage," *American Journal of Sociology*, 18(3), 391-397.
- BIJWAARD, G., C. SCHLUTER, ET J. WAHBA (2011): "The Impact of Labour Market Dynamics on the Return-Migration of Immigrants," *IZA Discussion paper (Forthcoming The Review of Economics and Statistics)*, (5722).
- BOGUE, J., G. LIEGEL, ET M. KOZLOSKI (2009): *Immigration, Internal Migration and Local Mobility in the U.S.* Edward Elgar.
- BORJAS, G. J., ET B. BRATSBERG (1996): "Who Leaves? The Outmigration of the Foreign-Born," *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 165-176.
- BOULOGNE, R., E. JOUGLA, Y. BREEM, A. KUNST, ET G. REY (2012): "Mortality differences between the foreign-born and locally-born population in France (2004-2007)," *Social Science and Medicine*, 74(8), 1213-1223.
- BOUVARD, L., P. COMBES, B. DECREUSE, M. LAOUËNAN, B. SCHMUTZ, ET A. TRANNOY (2009): "Géographie du chômage des personnes d'origine africaine: pourquoi une si faible mobilité résidentielle," *Revue Française d'Économie*, 23(3), 56-106.
- COURGEAU, D. (1968): "Les départs, hors de France, de travailleurs étrangers: Un essai de mesure," *Population (French Edition)*, pp. 609-624.
- COURGEAU, D., E. LELIÈVRE, ET G. I. ROGERS (2004): "Estimation of French Internal Migration in the Period 1990-1999 and Comparison with Earlier Periods," *Population (English Edition, 2002-)*, 59(5), 703-709.
- COURGEAU, D., E. LELIÈVRE, ET O. WOLBER (1998): "Reconstruire des trajectoires de mobilité résidentielle. Éléments d'une analyse biographique des données de l'EDP," *Économie et statistique*, 316(1), 163-173.
- DEBRAND, T., ET C. TAFFIN (2005): "Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans," *Economie et Statistique*, (381-382), 125-146.
- DOS SANTOS, M. D., ET F. C. WOLFF (2010): "Pourquoi les immigrés portugais veulent-ils tant retourner au pays?," *Economie et Prévision*, 4-5(195-196), 1-14.
- DUSTMANN, C., ET Y. WEISS (2007): "Return Migration: Theory and Empirical Evidence from the UK," *British Journal of Industrial Relations*, 45(2), 236-256.
- ESTABLET, R. (1997): *Comment peut-on être français ? 90 ouvriers turcs racontent.* Fayard.
- FLAHAUX, M.-L. (2009): *Les migrations de retour et la réinsertion des sénégalais dans leur pays d'origine.* Mémoire de l'Université catholique de Louvain.
- HÉLAN, F. (2007): *Le temps des immigrés. Essai sur le destin de la population française.*, La république des idées. Seuil.
- HOROWITZ, J., ET C. MANSKI (1998): "Censoring of outcomes and regressors due to survey nonresponse: Identification and estimation using weights and imputations," *Journal of Econometrics*, 84(1), 37-58.
- INSEE (2012): *Tableaux de l'économie française.* INSEE, 2012 edn.
- KAYSER, B. (1972): *Les retours conjoncturels de travailleurs migrants et les effets de l'émigration,* OCDE.

- KHLAT, M., ET Y. COURBAGE (1996): "Mortality and causes of death of Moroccans in France, 1979-1991," *Population (An English selection)*, 8(1), 59-94.
- LINDSTROM, D. P. (1996): "Economic Opportunity in Mexico and Return Migration from the United States," *Demography*, 33(3), 357-374.
- MASSEY, D. S. (1987): "Understanding Mexican Migration to the United States," *American Journal of Sociology*, 92(6), 1372-1403.
- MOOD, C. (2010): "Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It," *European Sociological Review*, 26(1), 67-82.
- OECD (2011): "Inflows and outflows of foreign population," pp. 340-363. OECD Publishing.
- PAN KÉ SHON, J.-L. (2009): "Ségrégation ethnique et ségrégation sociale en quartiers sensibles," *Revue française de sociologie*, 50(3), 451-487.
- RATHELOT, R., ET M. SAFI (2013): "Measuring the Effect of the Local Ethnic Composition on Natives' and Immigrants' Geographic Mobility in France. Evidence from Panel Data (1982-1999)," *Notes et Documents, OSC, Sciences Po/CNRS*.
- ROUAULT, D., ET S. THAVE (1997): *L'estimation du nombre d'immigrés et d'enfants d'immigrés*, INSEE méthode. INSEE.
- SANDERSON, L. (2009): "International Mobility of New Migrants to Australia," *International Migration Review*, 43(2), 292-331.
- SUZUKI, M. (1995): "Success Story? Japanese Immigrant Economic Achievement and Return Migration, 1920-1930," *The Journal of Economic History*, 55(4), 889-901.
- THIERRY, X. (2001): "La fréquence de renouvellement des premiers titres de séjour," *Population*, 56(3), 451-468.
- THIERRY, X. (2010): "Les origines nationales des immigrés arrivés récemment en France," *Regards croisés sur l'économie*, (8), 41-48.
- TRIBALAT, M. (2010): *Les yeux grands fermés. L'immigration en France*. Denoël.
- WEIL, P. (2005): *La France et ses étrangers: L'aventure d'une politique de l'immigration de 1938 à nos jours*. Folio, nouv. éd. edn.