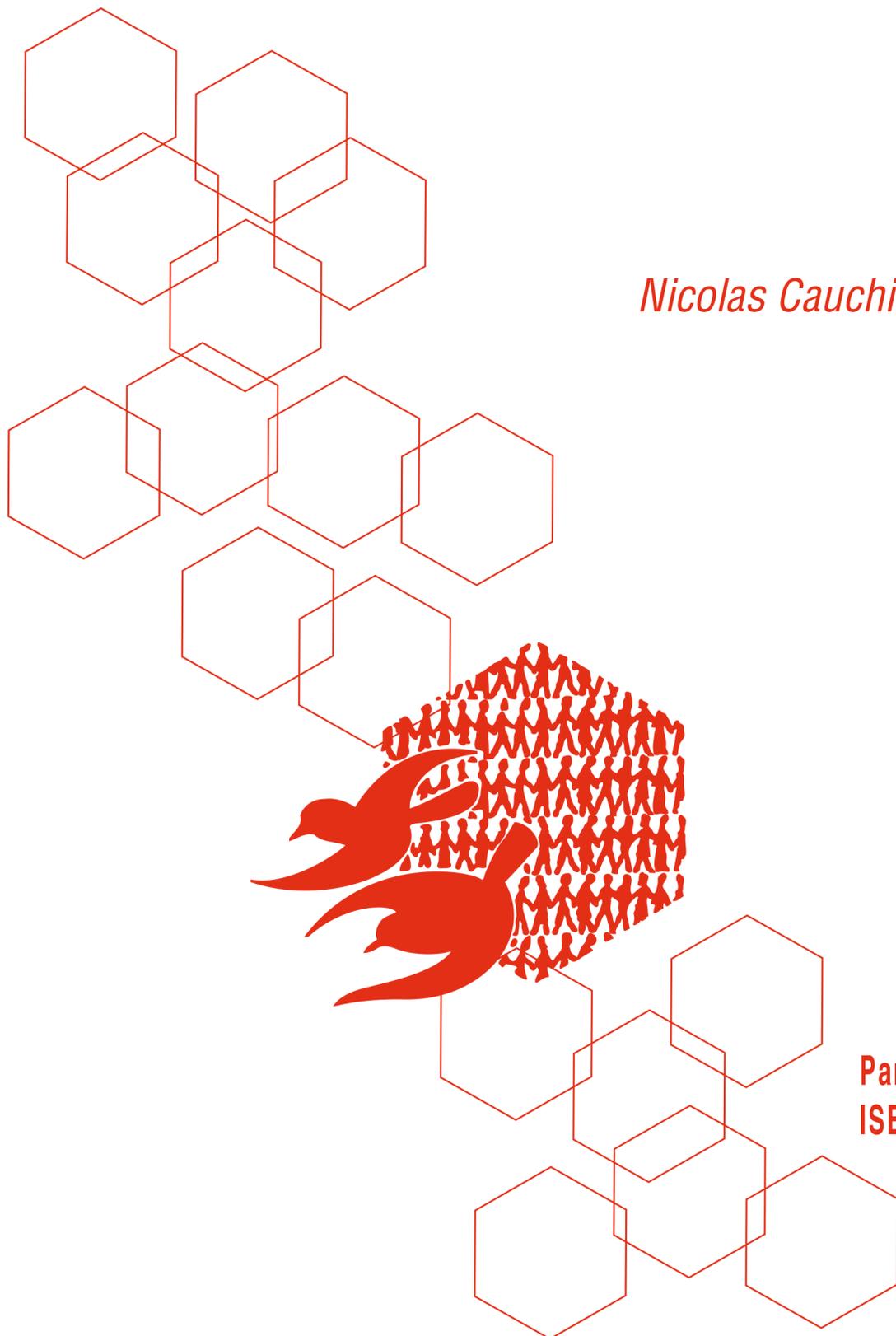


Observer, décrire et analyser les structures familiales

Nicolas Cauchi-Duval (éditeur)



Paris, 2018
ISBN 978-2-901107-00-2

ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F • 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>

Observer, décrire et analyser les structures familiales

Édité par Nicolas Cauchi-Duval
2018

Nicolas Cauchi-Duval
Éditorial

Sébastien Durier
Une nouvelle source de données sur la famille :
l'EDP enrichi de données socio-fiscales

Bernard Aubry
Apports et limites des Enquêtes Annuelles de Recensement (EAR)
à la connaissance des structures familiales

Maks Banens et Eric Le Penven
Étudier les couples de même sexe avec le recensement de la population

Didier Breton et Céline Monicolle
Évolution des structures familiales des ménages
de huit pays européens entre 1980 et 2000

Claudine Sauvain-Dugerdil, Abdoul Moumouni Nouhou,
Siaka Cissé, Abdoul Karim Diawara et Assa Gakou Dombia
Configurations familiales et situation des femmes :
le cas du Mali à travers les données du recensement

Bruno Masquelier et Gilles Pison
Liens de parenté et cohabitation dans une région rurale du Sénégal :
une analyse combinant données d'observatoire et micro-simulations

Étudier les couples de même sexe avec le recensement de la population

BANENS Maks*
LE PENVEN Eric**

■ Résumé

Aux États-Unis et au Canada, les publications officielles incluent désormais le ménage de couple de même sexe dans la typologie des ménages. Le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Allemagne publient également des statistiques sur les couples de même sexe. La France reste pour l'instant en retrait. Guillemette Buisson et Aude Lapinte (Buisson et al., 2013) ont réalisé une estimation à partir de l'Enquête Familles et Logement, mais aucune estimation n'emploie le recensement rénové, jugé inapproprié (Festy, 2007). Le problème principal est celui de l'erreur de sexe commise par l'un des partenaires d'un couple hétérosexuel qui, à la suite de cette erreur, apparaît comme couple de même sexe. Ce problème a été constaté partout et a suscité diverses solutions ad hoc (Black et al., 2000 ; Festy, 2007, O'Connell et al., 2009). Eric Le Penven et moi-même avons élaboré une méthodologie d'estimation adaptée au recensement rénové français (Banens et al., 2013). Elle s'appuie sur l'hypothèse que l'erreur de sexe survient de façon aléatoire dans les couples hétérosexuels, tout en touchant le partenaire féminin un peu plus (0,19 %) que le partenaire masculin (0,16 %). Au total, 0,35 % des couples hétérosexuels s'afficheraient par erreur comme couple homosexuel : 0,19 % comme couples d'hommes, 0,16 % comme couples de femmes. Ces deux sous-populations de « faux » couples de même sexe peuvent être considérées comme des échantillons aléatoires des couples hétérosexuels. L'ensemble des couples apparaissant comme des couples de même sexe (« faux » plus « vrais ») contient donc un échantillon des couples hétérosexuels dont nous connaissons le périmètre, et un ensemble de « vrais » couples de même sexe. Notre méthode vise à éliminer les « faux » et de ne garder que les « vrais ».

Introduction

Depuis la rénovation de 2004, le recensement français permet de repérer les couples de même sexe de la même façon que ceux de sexe opposé, grâce à la question « Vivez-vous en couple ? ». Toutefois, le repérage est rendu difficile par la présence de « faux » couples de même sexe. Ils s'avèrent nombreux dans toutes les grandes enquêtes quantitatives (Festy, 2007 ; Cortina et Festy, 2014). La raison est simple : la variable « sexe » est mal codée pour une infime part – entre 1 et 3 pour mille, selon le pays et le type d'enquête – des personnes vivant en couple hétérosexuel (Black et al., 2000 ; Turcotte et al., 2003). La probabilité qu'un couple hétérosexuel apparaisse comme un couple de même sexe égale alors

* CMW-CNRS, Université de Lyon

** MV2 Conseil, Montrouge

la somme de l'erreur individuelle de chacun des partenaires, c'est-à-dire entre 2 et 6 pour mille. Or, les vrais couples de même sexe comptant environ 5 pour mille de l'ensemble des couples, leur nombre se voit donc rejoint d'un nombre de « faux » couples du même ordre.

Nous avons étudié l'impact de l'erreur de sexe au recensement français de 2011, grâce à l'Enquête Famille et Logements (EFL), couplée à l'enquête annuelle de recensement. Des couples apparaissant comme des couples de même sexe, 42 % s'avéraient être faux (Banens et Le Penven, 2016). Mais nous avons également pu constater : 1/ que l'erreur s'était produite de façon aléatoire dans toutes les catégories de population, à l'exception de quelques sous-populations comme les non-scolarisés et les personnes très âgées où l'erreur est plus fréquente ; 2/ que l'erreur de sexe est effectivement, de loin, le plus grand obstacle au repérage du couple de même sexe¹. Ce chapitre propose une méthode de repérage et de correction des faux couples de même sexe, afin de permettre l'emploi du recensement pour l'étude des couples de même sexe. Elle en évalue les potentialités et limites, puis finira par quelques exemples de résultats.

L'erreur de sexe

Pour illustrer la problématique, nous prenons l'exemple des hommes apparemment en couple de même sexe dans un ménage de deux personnes. Au recensement de 2011, ils sont 35 732, représentant, après pondération, 104 892 hommes. Nous poursuivons l'exemple sur les individus non-pondérés, considérant que la probabilité d'être mal-codé est indépendante de la pondération de l'individu. Sur les 35 732 hommes, certains sont donc en réalité des femmes dont le sexe est mal-codé. Cette probabilité, selon EFL, est en moyenne de 0,16 % (Banens *et al.*, 2016). Quand l'erreur a lieu, elle affecte la femme en question mais aussi son conjoint qui apparaîtra, lui aussi, comme homme vivant en couple de même sexe. Le recensement compte 2 127 600 femmes (avant pondération) vivant en couple avec un homme. On estime donc à $0,0016 \times 2 \times 2\,127\,600 = 6\,808$ le nombre de « faux » hommes en couple de même sexe. Sur le total de 35 732 hommes apparemment en couple de même sexe, 19 % seraient donc des « faux ».

On pourrait conclure que chacun des 35 732 hommes ait une probabilité de 19 % d'être « faux ». Pour estimer le « vrai » nombre d'hommes vivant en couple de même sexe, il suffirait alors de réduire la pondération de chaque homme apparaissant en couple de même sexe de 19 %. Toutefois, une telle correction empêcherait l'étude des caractéristiques des couples de même sexe. Par exemple, celle de leur état matrimonial.

Supposons que le risque d'erreur soit le même pour chaque état matrimonial, c'est-à-dire 0,16 % (tableau 1). Ce risque identique conduirait néanmoins à des probabilités différentes d'être réellement en couple de même sexe. La probabilité serait élevée pour les célibataires (94 %) et divorcés (87 %), beaucoup plus faible pour les mariés (57 %) ou veufs (52 %). Cette variation de la probabilité est créée par les nombres recensés dans chaque état matrimonial.

¹ D'autres erreurs viennent du fait que deux personnes de même sexe peuvent chacune vivre en couple non-cohabitant (erreur responsable de 2 % de faux couples selon EFL) ou lorsque trois personnes ou plus déclarent vivre en couple dans le ménage, empêchant le repérage du couple (erreur responsable de 1 % de couples non repérés selon EFL).

Tableau 1. Hommes recensés en couple de même sexe selon l'état matrimonial

	Hommes recensés en couple de même sexe	Femmes recensées en couple hétérosexuel	Taux d'erreur estimé	Nombre estimé d'erreurs	Part estimée en vrai couple de même sexe
Célibataires	21 778	406 872	0,0016	1 302	94 %
Mariés	12 077	1 629 391	0,0016	5 214	57 %
Veufs	161	24 135	0,0016	77	52 %
Divorcés	1 716	67 202	0,0016	215	87 %
Total	35 732	2 127 600	0,0016	6 808	81 %

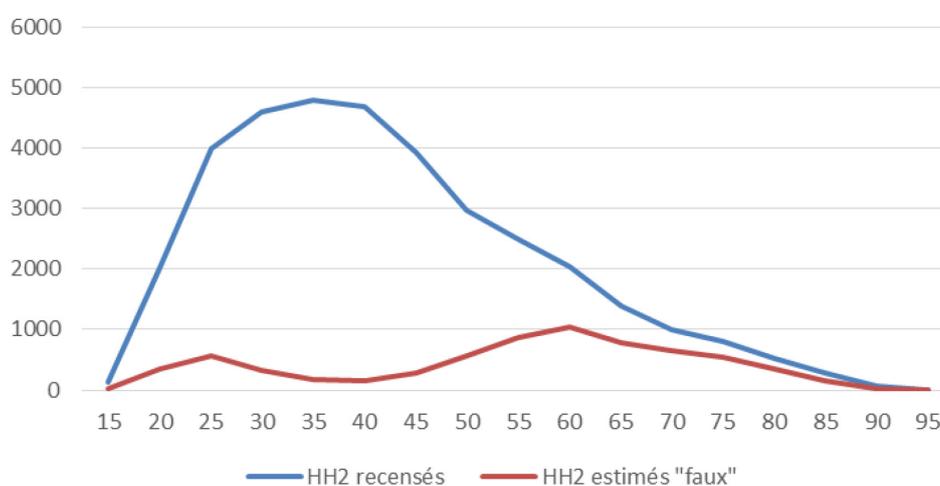
Source : Recensement 2011

Champ : ménages ordinaires de deux personnes ayant déclaré vivre en couple.

À la suite de ce constat, Gary Gates a proposé, pour les recensements états-uniens de 2000 et 2010, une méthode de correction des personnes mariées d'un côté, des personnes non mariées de l'autre (William's Institute, 2011). La méthode produit donc deux estimations globales – l'une des personnes mariées, l'autre des personnes non mariées – mais empêche toujours l'étude d'autres caractéristiques, par exemple, la répartition par âge.

Voyons les mêmes 35 732 hommes et faisons l'hypothèse, à nouveau, qu'à chaque âge l'erreur de sexe concerne 0,16 % des femmes vivant en couple (graphique 1). Avant l'âge de 20 ans et au-delà de 65 ans, les nombres recensés sont proches des nombres estimés de « faux ». À ces âges, la probabilité d'être « faux » est donc élevée. Mais entre 20 et 65 ans, les nombres recensés dépassent de très loin les nombres estimés de « faux ». Pour ces âges, la probabilité d'être « faux » est donc très faible. Estimer la probabilité d'être « vrai » sans tenir compte à la fois de l'état matrimonial et de l'âge serait donc inadapté. Et ce qui vaut pour l'état matrimonial et l'âge vaut pour de nombreuses autres caractéristiques : répartition géographique, niveau de diplôme, catégorie socioprofessionnelle, etc.

Graphique 1. Hommes recensés en couple de même sexe selon l'âge



Source : Recensement 2011

Champ : ménages ordinaires de deux personnes ayant déclaré vivre en couple.

Méthode de correction multivariée

Nous concevons la population apparaissant en couple de même sexe comme constituée de deux sous-populations : celle réellement vivant en couple de même sexe et celle qui en réalité vit en couple hétérosexuel. Nous considérons ensuite les « faux » partenaires de même sexe comme un échantillon représentatif de l'ensemble des couples hétérosexuels (Banens et Le Penven, 2016).

La détermination du taux d'erreur permet d'estimer globalement le nombre de « faux » partenaires de même sexe. L'application du même taux sur chacune des caractéristiques (statut matrimonial, âge, diplôme, etc.) permet d'estimer le nombre de « faux » partenaires pour chacune des modalités et par conséquent la probabilité d'être « faux » quand on appartient à cette modalité.

Le redressement, à partir des marges calculées ainsi, va ensuite permettre de déterminer un taux de correction pour chaque couple selon son appartenance aux différentes modalités. Nous fixons les limites de la correction entre 0 (min) et 1 (max), ce qui revient à définir une probabilité. Le redressement attribuera donc un poids proche de 1 aux couples avec des caractéristiques sociodémographiques conformes aux couples hétérosexuels et un poids proche de 0 aux autres.

Soit n individus recensés en couple de même sexe ;

p_{ij}^k : poids de l'individu k ayant la valeur j à la variable i ; $0 \leq p_k \leq 1$ et k de 1 à n

s'_{ij} : somme des poids des individus ayant la valeur j à la variable i : $s'_{ij} = \sum_1^n p_{ij}^k$

s_{ij} : le subtotal estimé d'individus en « faux » couple de même sexe ayant la valeur j à la variable i ,

nous minimisons la somme des écarts absolus entre les nombres recensés et les subtotaux estimés :

$$\text{Min} \sum_i \sum_j (|s'_{ij} - s_{ij}|)$$

Dans cette opération, les « vrais » couples de même sexe se révèlent par contraste (correction proche de 0). Dans la pratique, les corrections seront d'autant plus contrastées que les caractéristiques sociodémographiques des couples de même sexe et des couples hétérosexuels sont divergentes.

Les variables choisies pour réaliser le redressement regroupent les caractéristiques individuelles des deux partenaires du couple (tableau 2). Le redressement se fait ensuite de manière itérative. Une fois le taux de correction obtenu, nous multiplions son complément à 1 par la pondération initiale attachée au ménage. Exemple : une correction de 0,9 signifie que le ménage a 90 % de probabilité d'être un couple hétérosexuel ; nous multiplions alors la pondération individuelle initiale (variable « ipondi » dans le fichier détail du recensement) par 0,1.

Le graphique 2 compare les résultats obtenus pour le recensement de 2011 à l'estimation de l'enquête EFL. Les résultats sont très proches, à l'exception des 35-44 ans. Or, c'est précisément à ces âges que le nombre estimé de « faux » est le plus faible, comme nous l'avons vu précédemment, et où, par conséquent, la méthode de redressement a eu le moins d'influence. Le mauvais ajustement à 35-44 ans ne vient donc pas de la méthode de correction mais d'une divergence de déclarations aux enquêtes.

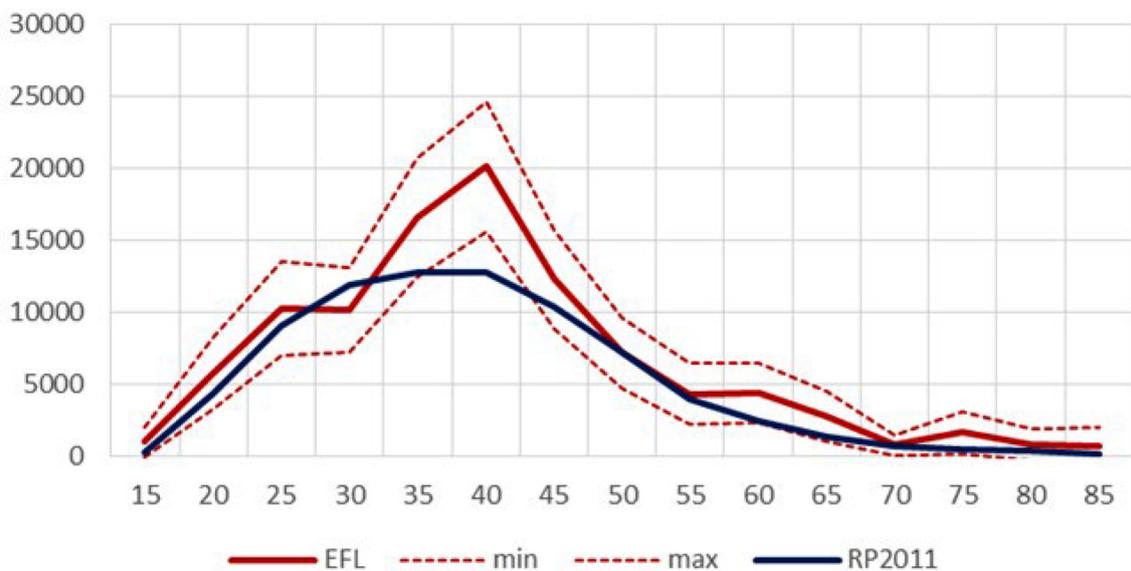
Tableau 2. Redressement de l'échantillon d'hommes recensés en couple de même sexe

Code	Variable	Nb modalités
COUPLE_AGE20	Classes d'âge des deux partenaires	36
COUPLE_CS1	Catégorie socioprofessionnelle des deux partenaires	36
ECART_AGE	Écart d'âge	6
COUPLE_MATR	État matrimonial des deux partenaires	10
RÉGION	Région de résidence	22
CANTONAGREGE	Canton d'appartenance (regroupé)	1 030
AEMMR	Année d'emménagement dans logement (regroupé)	8
ANEMR	Ancienneté d'emménagement dans logement (regroupé)	10
COUPLE_DIPL	Diplôme les plus élevés des deux partenaires	66
ANNEE_RP	Année de collecte du recensement	8
COUPLE_IMMI	Statu d'Immigration des deux partenaires	3
ARM	Arrondissement (Paris/Marseille/Lyon)	45

Source : INSEE, recensement 2011

Champ : France métropole, hommes vivant en couple dans un ménage ordinaire de deux personnes.

Graphique 2. Hommes en couple de même sexe en 2011 ;
 estimation EFL et estimation des auteurs (RP2011)



Source : Recensement 2011 ; EFL

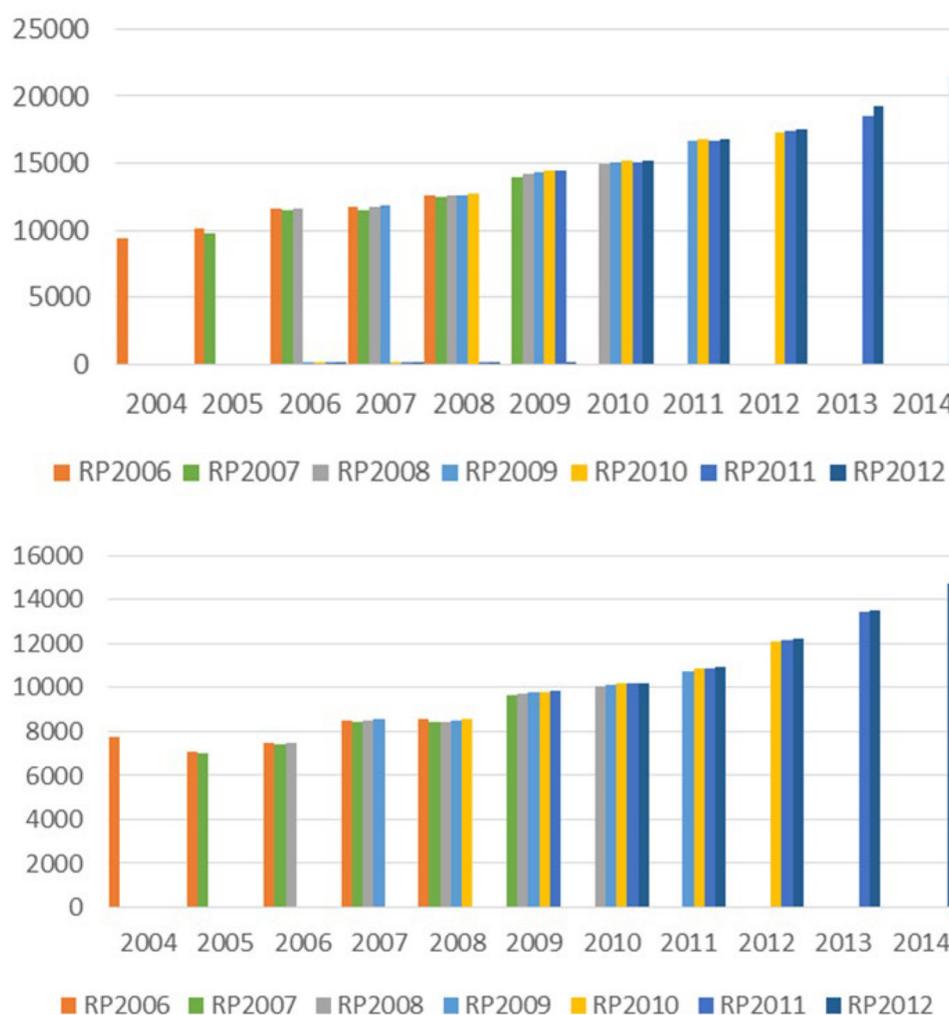
Champ : Ménages ordinaires de deux hommes ayant déclaré vivre en couple.

Cette divergence dépasse les seuls couples de même sexe (Trabut *et al.*, 2015). Elle mériterait une analyse spécifique qui ne peut être réalisée ici.

Cohérence des résultats

En raison de la méthode de collecte annuelle, et de la restitution par l'INSEE des résultats sur le cumul de cinq années glissantes, les couples recensés en t figurent dans les recensements de $t-2$, $t-1$, t , $t+1$ et $t+2$. Ils sont donc corrigés cinq fois, de façon indépendante, puisque faisant partie d'échantillons différents. Si la méthode de correction est stable, elle devrait produire cinq estimations proches les unes des autres. C'est effectivement ce que montre le graphique 3. Là où plusieurs estimations ont été réalisées, les résultats sont très proches.

Graphique 3. Hommes et femmes en couple de même sexe, selon l'année de l'enquête annuelle de recensement ; estimation des auteurs



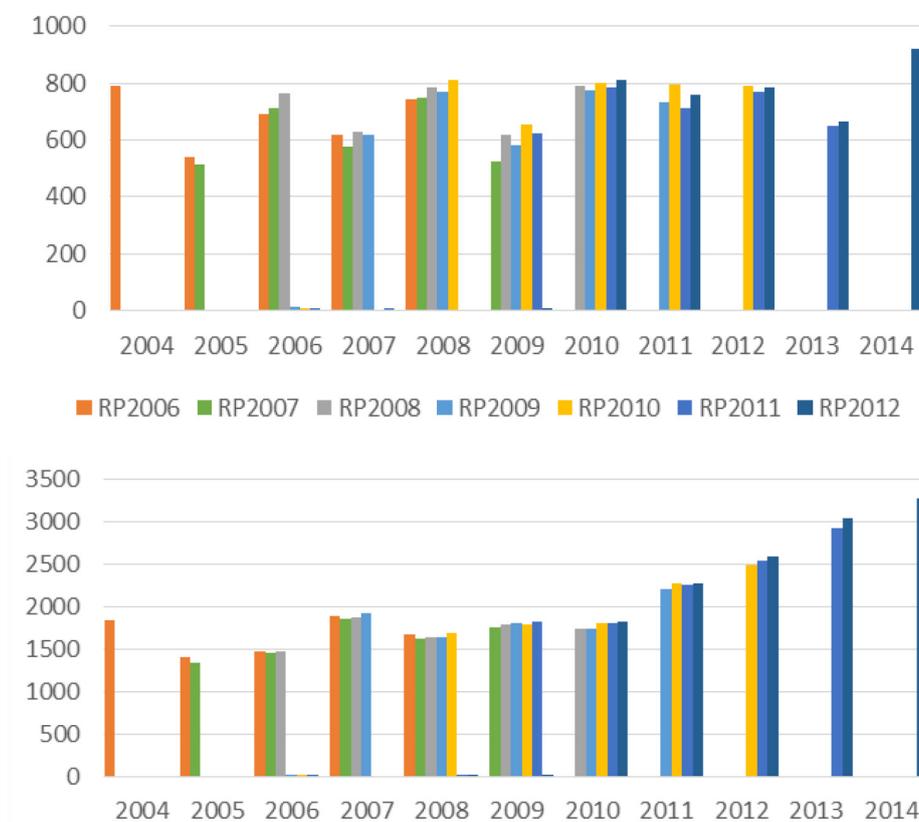
Source : INSEE, recensements 2006-2012

Champ : Ménages ordinaire, France métropolitaine.

Estimation plus difficile des familles homoparentales

La sous-population la plus difficile à estimer est celle vivant avec des enfants dans le ménage.² Ici, les « faux » sont particulièrement nombreux, à l'image des couples hétérosexuels vivant avec des enfants. Les « vrais » sont très rares. Ainsi, l'EFL a identifié comme « faux » tous les couples d'hommes qui, selon le recensement, vivaient avec des enfants. Elle a fait de même pour 73 % des couples de femmes. L'effet de l'erreur de sexe sur les familles homoparentales est donc loin d'être marginal, il est écrasant. Dans ces conditions, le repérage des « vraies » familles homoparentales est plus difficile et moins stable sur les années (graphique 4).

Graphique 4. Hommes et femmes vivant en couple de même sexe, avec enfants selon l'année de l'enquête annuelle de recensement ; estimation des auteurs.



Source : INSEE, recensements 2006-2012

Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine.

Malgré une plus grande instabilité des résultats, on aperçoit une nette rupture en 2010. Avant cette date, le nombre de femmes vivant avec des enfants semble stable. Après, il est en progression rapide. Une analyse supplémentaire (non publiée ici) apprend que cette croissance est entièrement le fait de

² Nous considérons toute personne de moins de 18 ans et vivant dans le ménage comme « enfant » du couple. En effet, les procédures par lesquelles le recensement repère et code les enfants (lprm = 3) ne prennent pas en compte les couples de même sexe et ne reconstituent pas les familles homoparentales comme elles reconstituent les familles hétéroparentales. Nous estimons par conséquent que tout enfant vivant avec un couple de même sexe est un enfant du couple.

couples vivant avec un seul enfant en bas âge. Les résultats suggèrent donc un net développement de la procréation lesbienne à partir de 2010.

Autres exemples de résultats

Les avantages de l'emploi du recensement corrigé sont nombreux. La taille de l'échantillon et la périodicité annuelle des enquêtes de recensement ouvrent de nouvelles possibilités. Parmi celles-ci, une réévaluation de la croissance, réelle ou non, des couples de même sexe.

Croissance du nombre de couples de même sexe

Souvent constatée (tableau 3), de nombreux commentateurs restent prudents quant à sa réalité (Cortina et Festy, 2014). S'agit-il d'un simple recul de la sous-déclaration ou d'une progression réelle ? L'analyse générationnelle donne de nouveaux éléments de savoir. Les graphiques 5 et 6 montrent que la croissance est avant tout alimentée par les jeunes générations et non par le « *coming out* » statistique de couples déjà existant. Même si certaines mises en couple, après l'âge de 35 ans, pouvaient relever du « *coming out* » statistique, la plupart des nouveaux couples sont jeunes, donc récents, et témoignent par conséquent d'une croissance réelle. Les taux de croissance sont si élevés qu'on peut parler, avec Philippe Adam (1999), d'un changement « d'idéal homosexuel ».

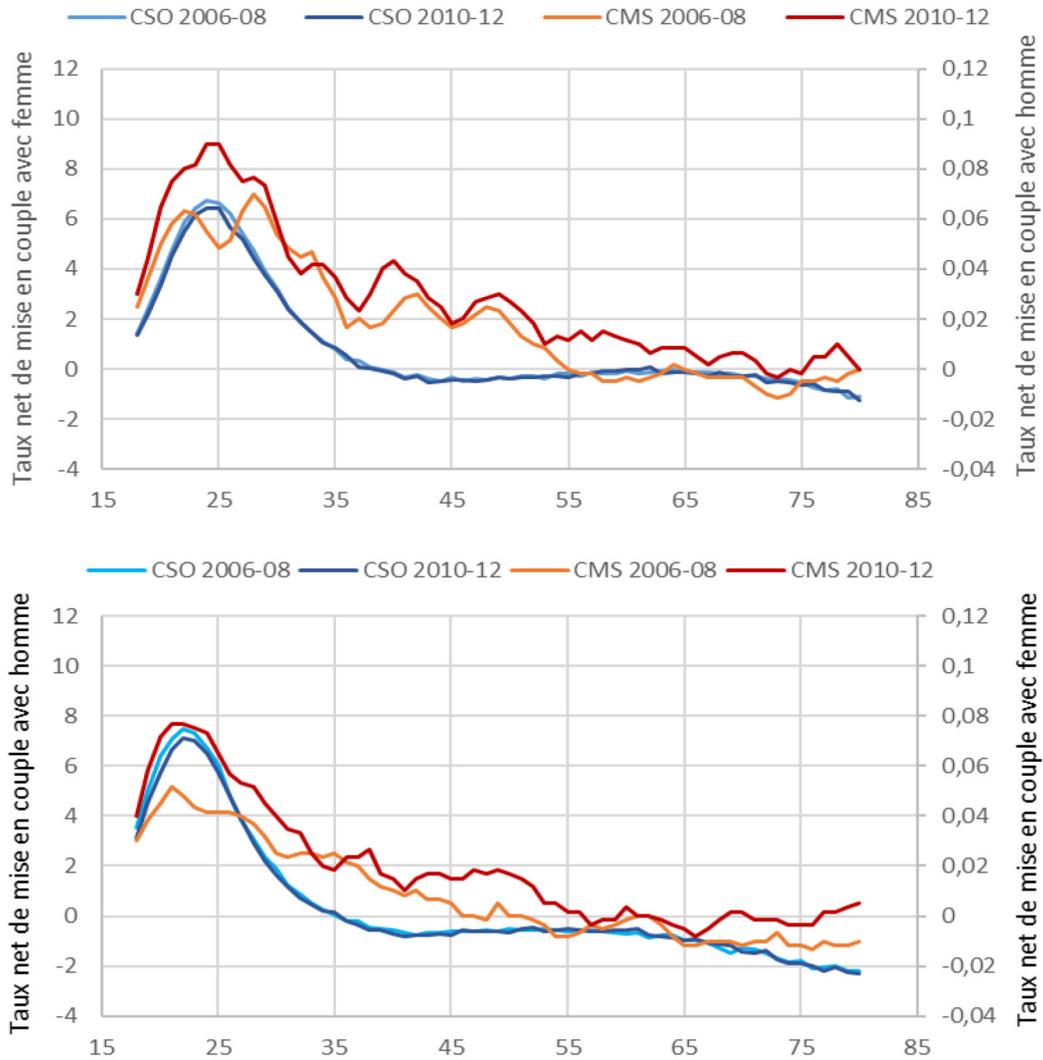
Tableau 3. Croissance annuelle du nombre estimé de couples de même sexe

Pays	Source	Période	Taux annuel de croissance
Allemagne	Mikrozensus	1996-2008	5,1
UK	Labor Force Survey	2006-2012	8,9
USA	Census (preferred estimates)	2000-2010	6,1
France	Recensement (estimation des auteurs)	2006-2008	7,5
		2008-2009	8,8
		2009-2010	8,7
		2010-2011	7,5
		2011-2012	8,7

Source : Dans le tableau

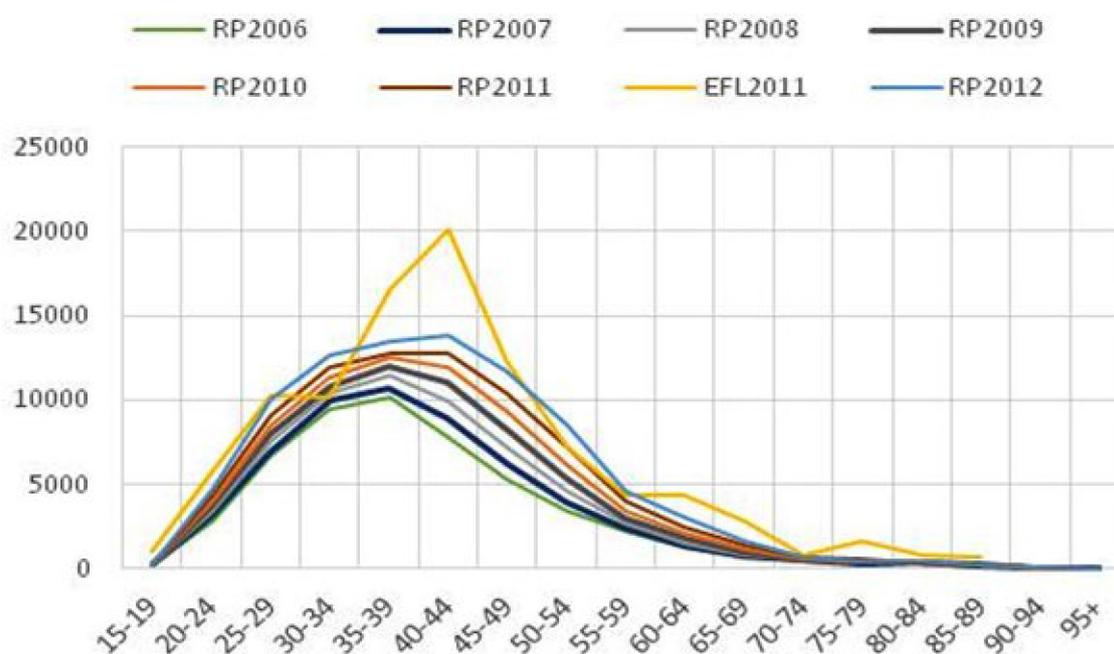
Champ : Pays sélectionnés.

Graphique 5. Taux nets longitudinaux de mise en couple avec personne de même sexe (CMS) ou de sexe opposé (CSO) ; hommes et femmes en 2006-2008 et 2010-2012



Source : INSEE, recensement de la population
 Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine.

Graphique 6. Hommes en couple de même sexe ; estimation recensements et EFL



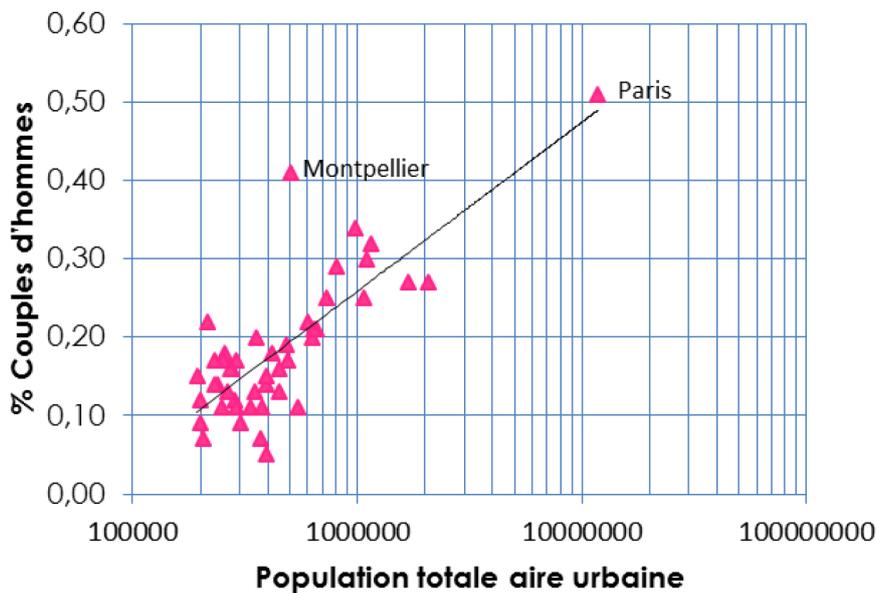
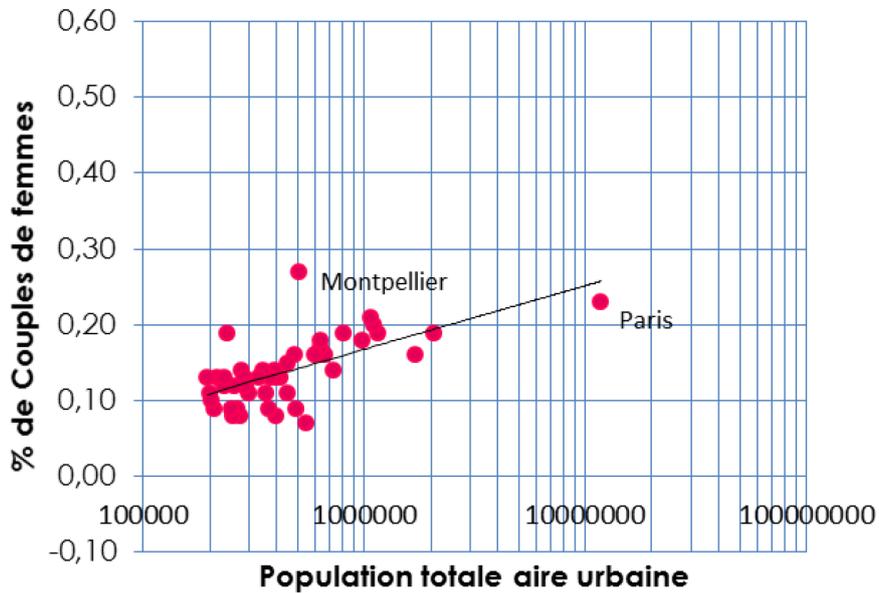
Source : INSEE, recensement de la population, EFL

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires de deux hommes ayant déclaré vivre en couple.

Concentration urbaine

Les couples de même sexe habitent plus souvent dans les villes que les couples de sexe opposé et cette concentration augmente avec la taille de la ville, pour les femmes comme pour les hommes (graphique 7). Paris est un pôle attractif majeur, mais l'attractivité commence dès les villes moyennes. Elle augmente même plus vite entre aires urbaines moyennes et grandes qu'entre aires urbaines grandes et Paris. La « fuite vers la ville » (Eribon, 1998) est donc un phénomène général.

Graphique 7. Parts de couples de même sexe parmi l'ensemble des couples, selon la taille de l'aire urbaine. Estimation des auteurs



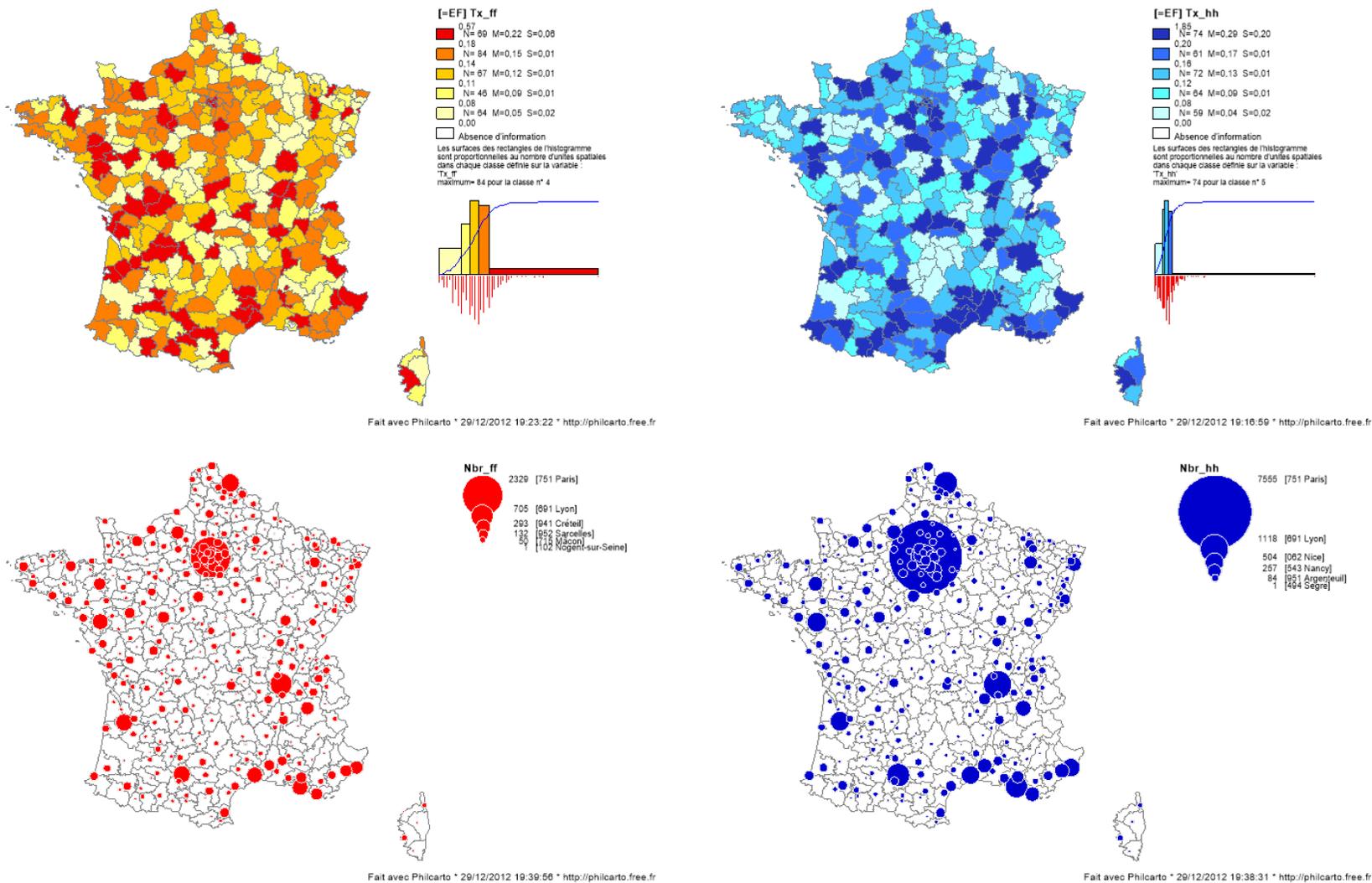
Source : INSEE, recensement de 2008

Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine, aires urbaines de plus de 200 000 habitants.

Répartition territoriale

Si les couples de même sexe se concentrent en ville, certains territoires sont tout de même préférés à d'autres, notamment par les couples d'hommes. En dehors de Paris, l'arc méditerranéen est surreprésenté, même si Marseille n'y prend qu'une faible part. D'autres centres urbains, comme Toulouse, Bordeaux, Nantes, Lille, Strasbourg et Lyon, hébergent également de nombreux couples de même sexe, mais à la différence de l'arc méditerranéen, cela ne s'étend pas sur les régions qui les entourent.

Carte 1. Couples de même sexe par commune. Femmes (rouge) et hommes (bleu). Cartes supérieures : nombres de couples de femmes (gauche) ou d'hommes (droite) pour 100 couples ; cartes inférieures : nombres de couples de femmes (gauche) ou d'hommes (droite) par canton ou ville. Estimation des auteurs



Source : INSEE, recensement de 2008
Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine.

Profession

Un homme vivant en couple de même sexe a dix-neuf fois plus de probabilité d'être *steward* et seize fois plus d'être coiffeur qu'un homme vivant avec une femme. Une femme vivant avec une femme a onze fois plus de probabilité d'être salariée chauffeur poids lourd qu'une femme vivant avec un homme. Il s'agit là des professions où les probabilités relatives sont les plus élevées.

Plus intéressant, car moins anecdotique, le choix professionnel des personnes vivant en couple de même sexe s'avère être à l'opposé de celui des personnes en couple de sexe opposé et ce à tous les niveaux de formation. Le tableau 8 montre l'exemple des hommes.

Tableau 4. Part des hommes vivant en couple de même sexe rapportée à la part des hommes vivant en couple hétérosexuel, selon le niveau de diplôme et le pourcentage de femmes dans la profession

Niveau de diplôme	Taux de féminité du métier exercé				
	A	B	C	D	E
++	3,31	2,46	1,80	1,13	0,61
+	3,20	2,36	1,82	0,78	0,42
.	5,46	2,44	1,75	0,58	0,30
-	5,12	3,04	0,91	0,47	0,27
--	1,97	0,72	0,59	0,33	0,27

Note : Les classes ABCDE suivent un découpage par quintile. Estimation des auteurs.

Source : INSEE, recensement de 2008

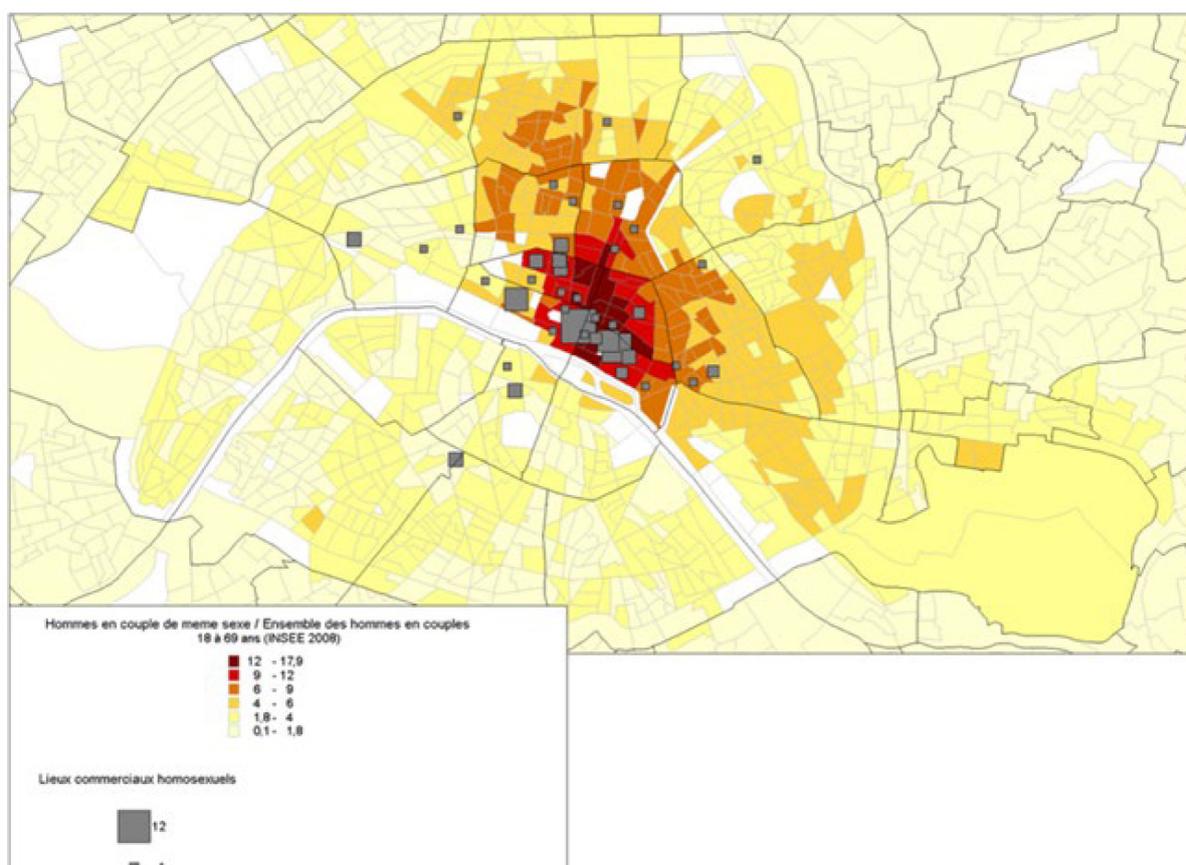
Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine.

Lecture : les hommes exerçant une profession parmi les 20 % les plus diplômées et 20 % les plus féminisées sont en moyenne 3,31 fois plus nombreux à être en CMS que dans l'ensemble des professions. À l'opposé parmi les professions les moins diplômées et les plus masculines le ratio d'hommes en CMS atteint seulement 0,27 (soit 3,7 fois moins).

Concentration infra-urbaine

Le recensement permet également des études infra-urbaines. Toutes les villes ont un ou quelques quartiers où se concentrent les activités communautaires commerciales. Le recensement montre que ces quartiers concentrent également les résidences des couples de même sexe. Ainsi, la carte de Paris (carte 2) met en évidence une forte concentration des couples d'hommes dans et autour du Marais. La préférence communautaire s'impose malgré les difficultés d'ordre économique, prix de l'immobilier, etc.

Carte 2. Part de couples de même sexe dans l'ensemble des couples, Paris par IRIS



Source : INSEE, recensement de 2008, Estimation des auteurs

Champ : Ménages ordinaires, France métropolitaine.

Ces quelques exemples ne servent qu'à montrer le potentiel du recensement pour l'étude des couples de même sexe, une fois l'erreur de sexe corrigée de façon convenable.

Références bibliographiques

- Banens M., Le Penven E. 2016. Les erreurs de sexe dans le recensement et leurs effets sur l'estimation des couples de même sexe. *Population*. 2016/1, 71, pp. 135-148.
- Black D., Gates G., Sanders S., Taylor L. 2000. Demographics of the Gay and Lesbian Population in the United States: Evidence from Available Systematic Data Sources. *Demography*. 37, 2, pp. 139-154.
- Buisson G., Lapinte A. 2013. Le couple dans tous ses états. *INSEE Première* 1435, février 2013.
- Cortina C., Festy P. 2014. Identification of same-sex couples and families in censuses, registers and surveys. Families and Societies. *Working Paper Series*, 8, 25 p. <http://www.familiesandsocieties.eu/wp-content/uploads/2014/03/WP8CortinaFesty2014.pdf>
- Festy P. 2007. Enumerating same-sex couples in censuses and population registers. *Demographic Research*, vol. 17, pp. 339-368.
- Goldani A. M., Esteve A., Turu A. 2013. Coming Out in the 2010 Census: Same-Sex Couples in Brazil and Uruguay. Communication à IUSSP XXVII International Population Conference. Busan Corée du Sud, August 27th-31th.
- Hogan H., O'Connell M., Feliz S. 2012. Same Sex Households in the United States Census: Measurement Issues and Substantive Results. Paper presented at the European Population Conference. Stockholm, Juin 13-16.
- INSEE, 2011. Enquête Famille et Logements. http://lili-efl2011.site.ined.fr/fr/accés_aux_fichiers/documentation_enquete_2011/
- INSEE. 2014. Apurements et imputations dans l'Enquête famille et logements 2011 – version du 09 avril 2014. http://lili-efl2011.site.ined.fr/fichier/s_rubrique/20511/apurements.et.imputations.dans.la.enqu.te1.fr.pdf
- Office For National Statistics. 2005. Census 2001. Quality report for England and Wales. HMSO. Palgrave Macmillan, New York, 2005, 108 p.
- O'Connell M., Lofquist D. 2009. Counting Same-Sex couples: Official Estimates and Unofficial Guesses. Paper APAA. April 2009
- Statistics Canada 2001. Families. 2001 Census Technical Report. Catalogue n° 92-381-XIE, 62 p., <http://publications.gc.ca/Collection/Statcan/92-381-X/92-381-XIE.pdf>
- Trabut L., Lelièvre E., Bailly E. 2015. Famille et recensement font-ils bon ménage ?, *Population*. 70, 637-665.
- Turcotte P., Renaud V., Cunningham R. 2003. Same-sex relationships and sexual orientation in Canada: Data, concepts, and methodological issues. Paper presented at PAA Meeting. Minneapolis. May 2003.
- US Census Bureau. 2012. Households and Families: 2010. *Issues*. April 2012.
- William's Institute. 2011. Census Snapshot: 2010 Methodology. Adjustment procedures for same-sex couple data.