

Orientation sexuelle et écart de salaire sur le marché du travail français : une identification indirecte

Thierry Laurent et Ferhat Mihoubi *

De nombreuses études portant sur les pays anglo-saxons font état de salaires plus faibles pour la population homosexuelle, à caractéristiques productives observables données. Cet écart suggère la présence de comportements discriminatoires, même s'il ne suffit pas à la prouver formellement. En ce qui concerne la France, cette question n'avait encore fait l'objet d'aucune étude statistique, faute de données adaptées. Cet article tente de combler ce manque à l'aide des données de l'enquête *Emploi*, en y sélectionnant les individus cohabitants avec une personne de même sexe dont ils se déclarent « ami ».

Cette approche, la seule possible à ce jour, est par nature indirecte et partielle : elle exclut les homosexuels qui vivent seuls et ne cible donc qu'une partie de la population d'intérêt. À l'inverse, elle peut incorporer des individus co-résidents avec une personne de même sexe pour de toutes autres raisons que l'orientation sexuelle. Des filtrages additionnels sont proposés pour essayer de limiter ce biais ; ils consistent à exclure les individus qui sont les plus susceptibles de cohabiter pour des raisons notamment économiques (étudiants, retraités, personnes ayant des salaires peu élevés...) ou de migration.

Une approche économétrique permet alors de comparer les salaires de ce groupe à ceux du reste de la population. Elle fait ressortir un écart négatif pour les hommes qui ne peut se réduire aux caractéristiques productives observées et dont une partie pourrait donc se lire en termes de discrimination. Il est de l'ordre de - 6 % à - 7 % dans le secteur privé et de - 5 % à - 6 % dans le secteur public. Un tel écart ne s'observe pas en revanche pour les femmes ; cette asymétrie est conforme aux résultats des études menées sur d'autres pays.

La qualification ne suffit pas à éviter ce désavantage salarial : dans le secteur privé, il apparaît même plus élevé pour les travailleurs qualifiés que pour les non-qualifiés. Il s'accroît également avec l'âge.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Au moment de la rédaction de cet article, Thierry Laurent et Ferhat Mihoubi appartenaient au Centre d'étude des politiques économiques (Epee) et au FR CNRS 3126 : Travail, emploi et politiques publiques (TEPP), université Evry Val d'Essonne et UniverSud Paris.

Nous remercions deux rapporteurs anonymes dont les remarques et commentaires ont permis d'améliorer ce travail, ainsi que Loup Wolff pour la constitution des bases de données contenant le prénom et le sexe des individus. Selon la formule consacrée, toute erreur ou omission reste de la seule responsabilité des auteurs.

Si de nombreux travaux, théoriques et appliqués, ont depuis longtemps mis en avant l'existence sur le marché du travail de la possibilité d'une discrimination salariale ou tout du moins d'écarts de salaire indépendants des caractéristiques productives à l'égard de certains sous-groupes de population (femmes, travailleurs étrangers, groupes ethniques, etc.), il faut cependant attendre la fin des années 1990 pour voir progressivement émerger, à la suite de l'article fondateur de Badgett (1995), *The Wage Effects of Sexual Orientation Discrimination*, une littérature spécifiquement consacrée à la discrimination salariale basée sur l'orientation sexuelle¹.

Ces travaux se sont d'abord développés aux États-Unis (Klawitter 1997 et 1998 ; Klawitter et Flatt, 1998 ; Blandford, 1999 et 2000 ; Allegretto et Arthur, 2001 ; Clain et Leppel, 2001) et au Royaume-Uni (Calandrino, 1999 ; Arabsheibani *et al.*, 2005). Ils ont été ensuite à l'origine de nouvelles études outre-Atlantique et d'un nombre limité de recherches sur d'autres pays : Pays-Bas (Plug et Berkhout, 2004 et 2008), Suède (Ahmed et Hammarstedt, 2009), Australie et Canada (Carpenter, 2008a et 2008b). Les résultats obtenus convergent pour conclure à l'existence d'un net écart de salaire envers les homosexuels masculins, généralement compris entre - 7 % et - 15 %, mais à l'absence de pénalité salariale marquée à l'encontre des lesbiennes – voire à l'existence, en leur faveur, d'une forme de discrimination positive.

Malgré les normes juridiques en vigueur prohibant en France toute discrimination en fonction de l'orientation sexuelle², les travaux empiriques sur l'existence et la mesure d'une telle discrimination restent inexistant dans notre pays. Le principal écueil au développement de telles recherches est l'absence de sources statistiques fiables permettant d'identifier précisément les populations homosexuelles gay et lesbienne et leurs caractéristiques. Cela explique, en partie du moins, pourquoi aucune étude sur ce sujet n'a été entreprise en France.

Dans ce contexte, Toulemon, Vitrac et Cassan (2002 et 2005) et Digoix, Festy et Garnier (2004), ouvrent cependant des pistes de recherche intéressantes, en proposant un dénombrement et une identification statistique des couples homosexuels en France, basés respectivement sur l'enquête *Étude de l'histoire familiale (EHF)* et sur l'exploitation des données du recensement. Cette démarche est reprise plus récemment par Buisson et Lapinte (2013) à l'aide de l'enquête *Famille et Logement* de 2011. Les populations

concernées sont un peu plus masculines que féminines et constituées d'individus plutôt jeunes, urbains et bénéficiant de niveaux de qualification élevés.

L'objectif de l'article est d'évaluer, sur le marché du travail français, l'ampleur de l'écart de salaire subi par les gays et les lesbiennes en raison de leur seule orientation sexuelle, en utilisant les données issues d'une autre source, l'enquête *Emploi* de l'Insee : la présentation de la base de données sera l'occasion de comparaisons entre hétérosexuels et homosexuels, au moyen de quelques statistiques de cadrage. Nous tenterons aussi de répondre aux questions suivantes : l'ampleur de l'écart de salaire liée à l'orientation sexuelle est-il le même dans le secteur public et dans le secteur privé ? Quel est l'impact des caractéristiques individuelles (âge, qualification, etc.) ? Un préambule indispensable réside dans le survol de la littérature théorique et empirique sur ce sujet : il permettra de mentionner les caractéristiques des populations homosexuelles identifiées par les recherches antérieures, notamment aux États-Unis et au Royaume-Uni.

Spécialisation interne au couple...

Plusieurs pistes sont envisageables pour rendre compte d'un écart de salaire inexpliqué par les caractéristiques productives entre travailleurs homosexuels et hétérosexuels.

L'analyse économique de la division du travail dans les ménages, dite « théorie de la spécialisation », telle qu'elle a initialement été développée par Becker (1965, 1981), peut fournir une première explication à ces écarts (Black *et al.*,

1. Cf. Badgett (2006) pour une revue d'ensemble de cette littérature. Il convient toutefois de souligner le rôle précurseur de travaux menés dans les années soixante-dix, qui essayent, à partir de sources statistiques très parcellaires ou de sources juridiques, de démontrer l'existence d'une discrimination sur le lieu de travail à l'encontre des travailleurs homosexuels : Saghir et Robins (1973), Chafetz *et al.* (1974), Bell et Weinberg (1978), Levine (1979), Brooks (1981), Schneider (1981), Adam (1981). Pour une revue de la littérature sur ces travaux, on pourra notamment lire Levine et Leonard (1984). Ces travaux sont les premiers à attirer l'attention des chercheurs sur la nécessité d'entreprendre des études empiriques sur la question de la discrimination basée sur l'orientation sexuelle et sont à l'origine de l'étude initiale de Badgett *et al.* (1992).

2. En droit interne, la loi du 16 novembre 2001 relative à la lutte contre les discriminations, retient l'orientation sexuelle parmi les motifs de discrimination prohibés par le Code pénal (article 225-1 et suivants) et le Code du travail (article L. 122-45). Pour ce qui concerne le droit externe, la Convention européenne de sauvegarde des Droits de l'homme, l'article 13 du traité de l'Union européenne (modifié par le traité d'Amsterdam) et l'article 21 de la Charte des droits fondamentaux de l'Union européenne, interdisent toute discrimination fondée, entre autres, sur l'orientation sexuelle.

2003 ; Plug et Berkhout, 2004). Selon cette approche les femmes hétérosexuelles choisiraient de limiter leur accumulation de capital humain parce qu'elles ont une probabilité plus forte que les hommes de se spécialiser, après le mariage, dans l'activité de production domestique ; symétriquement les hommes hétérosexuels planifient un (sur)investissement en capital humain sous l'hypothèse qu'une fois mariés, ils devront « compenser », par leur revenu, le fait d'avoir un conjoint spécialisé dans l'activité de production domestique. Cette théorie permet d'expliquer les écarts de salaires constatés entre hommes et femmes par l'existence de différences d'investissement en capital humain, se traduisant *in fine* par des différences de productivité. Elle offre également la possibilité d'expliquer l'existence de différences de salaires entre les travailleurs selon leur orientation sexuelle. Les lesbiennes, sachant qu'elles ont une probabilité plus forte que les autres femmes de ne pas vivre en couple ou de vivre dans un couple à partage des tâches plus égalitaires, investissent davantage en capital humain que les femmes hétérosexuelles : ainsi obtiennent-elles *in fine* des salaires plus élevés sur le marché du travail. Inversement les gays sous-investissent en capital humain, par rapport aux hommes hétérosexuels, car ils estiment avoir une probabilité plus faible que ceux-ci d'avoir à compenser, par leur revenu, le fait d'avoir un conjoint spécialisé dans l'activité de production domestique ; ils obtiendraient donc *in fine* des salaires plus faibles que ceux des travailleurs hétérosexuels.

À l'aune de cette théorie, les différences de salaire fondées sur l'orientation sexuelle des salariés ne relèvent pas d'une discrimination salariale au sens strict³, car ces écarts de revenus reflèteraient finalement, selon la théorie de la spécialisation, des différences de productivité.

L'existence d'une véritable discrimination salariale envers les travailleurs homosexuels peut être reliée à deux autres arguments théoriques.

... discrimination statistique ...

Le premier argument repose sur la « théorie de la discrimination statistique ». Initialement développée par Phelps (1972) et Arrow (1973), cette thèse met en avant l'existence d'imperfections informationnelles empêchant l'employeur de connaître précisément la productivité individuelle des travailleurs ; dans un tel contexte, l'entrepreneur utilise alors la productivité

moyenne des salariés du groupe auquel appartient le travailleur comme un indicateur de sa productivité individuelle. Dès lors, si certains groupes sont perçus – à tort ou à raison – comme moins productifs que d'autres, leurs membres se verront proposer, eu égard à leurs caractéristiques réelles, des salaires plus faibles que ceux des autres groupes. Cette discrimination statistique peut aussi découler d'une plus grande variance de la productivité du groupe discriminé. À productivité moyenne identique, des employeurs averses au risque peuvent préférer éviter les individus de groupes dont la productivité est plus hétérogène.

Dans cette logique, un argument qui a été souvent avancé pour expliquer l'existence d'une discrimination salariale à l'encontre des homosexuels hommes est la plus forte prévalence de l'infection VIH/sida dans ce sous-groupe de la population (Elmslie et Tebaldi, 2007). L'employeur utiliserait l'orientation sexuelle comme le signal d'un plus grand risque d'infection par le VIH, elle-même associée à des surcoûts pour l'entreprise.

Comme cette explication ne fonctionne que si les salariés hommes séropositifs affichent effectivement une productivité, en moyenne, plus faible que les autres ou engendrent des coûts spécifiques pour l'entreprise, plusieurs travaux ont cherché à estimer la nature de la relation entre séropositivité et « productivité individuelle ». Ainsi, Leigh *et al.* (1997) mettent en avant le rôle moteur de l'absentéisme et soulignent que le nombre de jours d'absence d'un salarié séropositif est presque deux fois plus élevé que celui d'un salarié séronégatif ; ce même nombre de jours d'absence est plus de six fois plus grand dans le cas de salariés atteints du sida. D'autres arguments peuvent également être invoqués, tels l'augmentation du taux de *turnover*, les coûts des primes d'assurance dans le cas de firmes offrant une assurance santé à leurs salariés, la baisse de la productivité physique du travail liée à la fatigue associée à la maladie (quand celle-ci est déclarée), la moindre concentration sur le travail, etc. Dans tous ces cas, c'est l'impact négatif de la séropositivité sur l'espérance de productivité, qui est mis en avant pour expliquer l'écart de salaire à l'encontre des gays identifié

3. Il convient ici de nuancer ce point en remarquant que la spécialisation peut, elle-même, être le résultat de l'internalisation par les individus de pratiques discriminatoires ; ainsi, c'est certainement, pour partie, parce que les femmes sont ex post discriminées qu'elles sont moins incitées ex ante à investir en capital humain et choisissent donc de se spécialiser dans la sphère domestique.

dans les études empiriques. Il y a discrimination, au sens statistique du terme, si cette productivité objectivement plus basse des personnes séropositives vient pénaliser l'ensemble de la population homosexuelle.

Mais la discrimination statistique peut jouer dans l'autre sens : l'employeur peut avoir un préjugé favorable sur la productivité de salariés qu'il anticipe plus disponibles car ne risquant pas d'être contraints par leur charge de famille. C'est pour les femmes homosexuelles que cette inversion est le plus susceptible de jouer pouvant justifier l'absence d'écart de salaire à leur égard, et même une forme de discrimination positive révélée par certaines études. Ainsi les lesbiennes sont souvent perçues comme plus combatives que les femmes hétérosexuelles, plus attentives à leur carrière (Peplau et Fingerhut, 2004), plus indépendantes, plus compétitives, possédant plus d'assurance et de confiance en elles (Kite et Deaux, 1987). Ces caractéristiques masculines sont associées par les employeurs à une plus forte productivité. Dans le même sens jouent le fait qu'elles aient plus rarement des enfants, qu'elles vivent moins souvent avec des enfants ou encore que, dans les couples lesbiens, la répartition du travail domestique soit plus égalitaire que dans les couples hétérosexuels (Kurdek, 1993 ; Patterson, 1998). Ces traits spécifiques leurs permettent de se concentrer davantage sur leur vie professionnelle et leur carrière.

... ou aversion de l'employeur à l'encontre de la population concernée

Contrairement à la discrimination statistique, cette seconde approche, développée initialement par Becker (1957), ne repose pas sur l'existence de différences de productivité entre différents groupes de travailleurs, mais sur celle de préférences différenciées des employeurs pour les différents types d'orientation sexuelle. L'homophobie et/ou l'hétérosexisme⁴ seraient la source, chez certains employeurs, de réticences vis-à-vis de l'identité gay et/ou du mode de vie homosexuel que l'on qualifiera par la suite, suivant le terme consacré, de préférence pour la discrimination, dans la mesure où le recrutement d'un salarié homosexuel engendre un désagrément ou encore une « désutilité » pour l'employeur.

Dans ce contexte, si un employeur est caractérisé par des préférences telles que pour chaque euro de salaire qu'il paye à un travailleur homosexuel, il subit une « désutilité » évaluée à

d euros, il n'acceptera d'embaucher cette personne que si il peut la payer $w(1-d)$ euros, alors qu'il sera prêt à verser w euros aux travailleurs non-homosexuels. La discrimination salariale intervient alors si le nombre de travailleurs perçus comme homosexuels excède l'offre d'emplois des employeurs qui ne discriminent pas, contraignant certains travailleurs homosexuels à accepter des emplois sous-payés chez des employeurs qui discriminent⁵. Si tel n'est pas le cas, la préférence de certains employeurs pour la discrimination se traduit simplement par de la ségrégation, les travailleurs non-hétérosexuels se retrouvant concentrés chez les employeurs qui ne discriminent pas.

Il convient ici de remarquer que cette forme de discrimination, si elle peut être directement le fait de l'employeur, peut aussi être indirecte et imposée au chef d'entreprise par des consommateurs ou par d'autres salariés. Dans ces deux cas, il peut être rentable pour l'employeur de discriminer. Ainsi, si certains consommateurs sont réticents au contact avec des salariés homosexuels, l'emploi de tels salariés peut se traduire par une perte partielle de clientèle pour l'entreprise ; pour éviter cette perte, l'entrepreneur manifeste alors, de façon indirecte, une préférence pour la discrimination qui reflète en fait celle de ses clients. De façon similaire, la discrimination effectuée par l'employeur peut n'être que le reflet des préférences homophobes de certains salariés de l'entreprise.

Une homophobie encore très prégnante

La possibilité de tels comportements est mise en avant par plusieurs études. Ces travaux montrent tous l'ampleur de l'homophobie et de l'hétérosexisme, qui se traduisent par des préjugés négatifs envers les personnes homosexuelles. Ils révèlent d'autre part une perception différente de l'homosexualité masculine et de l'homosexualité féminine.

4. L'homophobie consiste en une aversion face aux réactions affectives et sexuelles entre personnes du même sexe et une répulsion à l'idée de toute proximité avec des personnes homosexuelles. Par extension elle désigne les manifestations de mépris, rejet et haine envers des personnes ou des pratiques homosexuelles ou supposées l'être. L'hétérosexisme est la croyance que l'hétérosexualité – parce qu'elle est « naturelle » – doit être la norme sociale et que les personnes hétérosexuelles sont par nature supérieures aux autres (Badgett, 1995) ; celle-ci se traduit en un système qui dénie, dénigre et stigmatise toute forme de comportement non-hétérosexuel. Aussi bien l'homophobie que l'hétérosexisme contribuent à perpétuer des stéréotypes négatifs (cf. par exemple Simon, 1998) et sont producteurs d'hostilité envers les personnes non-hétérosexuelles (Herek, 1998).

5. Pour peu que les emplois proposés par les entreprises discriminant intéressent les travailleurs homosexuels.

À partir des données de l'enquête sociale générale américaine (*US General Social Survey; GSS*), Yang (1999) note que la proportion d'Américains désapprouvant les relations homosexuelles bien qu'en baisse, reste élevée de l'ordre de 60 %. D'autres enquêtes, citées par Yang, affichent toutes un taux de désapprobation de l'homosexualité de l'ordre de 50 %, relativement constant au cours des années 1980 et 1990. En 2002, 42 % des Américains considèrent que « *l'homosexualité est un mode de vie qui ne devrait pas être accepté par la société* » (PRCPP, 2002). Ces mêmes enquêtes révèlent qu'à la fin des années 1990 aux États-Unis, 17 % des personnes interrogées pensent que les homosexuels ne doivent pas avoir les mêmes droits d'accès à l'emploi que les hétérosexuels, 35 % ne soutiennent pas les lois contre la discrimination à l'embauche des personnes homosexuelles et plus de 42 % sont opposés au recrutement d'instituteurs ou d'institutrices homosexuels, 37 % pensant qu'il faut les licencier si leur homosexualité est révélée. L'attitude est en général plus négative, plus hostile – allant même jusqu'à la violence – envers les gays qu'envers les lesbiennes (Berill, 1992 ; Kite et Whitley, 1996)⁶. Cette homophobie se traduit par une vulnérabilité particulière des homosexuel(le)s sur le lieu de travail : entre un quart et deux tiers des gays et lesbiennes interrogés lors de différentes enquêtes américaines, recensées par Badgett (1997), rapportent ainsi avoir perdu leur emploi ou manqué une promotion à cause de leur orientation sexuelle. Par ailleurs, selon une enquête publiée par le *Washington Post*, près d'un tiers des personnes interrogées déclarent qu'elles se sentiraient mal à l'aise si elles devaient travailler avec un collègue homosexuel (Elmslie et Tebaldi, 2007).

Les attitudes négatives envers l'homosexualité sont relativement moins répandues en France – et plus généralement en Europe de l'Ouest – qu'outre-Atlantique ; elles sont cependant affichées par une fraction non négligeable de la population : 21 % des Français interrogés en 2002 considéraient que l'homosexualité est un mode de vie qui ne devrait pas être accepté par la société (20 % en Italie, 22 % en Grande-Bretagne, 15 % en Allemagne ; PRCPP, 2002). En 2004, un sondage Ipsos⁷ indiquait que pour 20 % des personnes interrogées, « *les homosexuels ne doivent pas avoir les mêmes droits que les hétérosexuels* ». 31 % estimaient qu'ils « *ont une sexualité anormale* », 23 %, que « *certaines professions où l'on est en contact permanent avec des enfants devraient leur être interdites* ». Pour 20 %, « *ce ne sont*

pas vraiment des gens comme les autres ». 7 % professaient que « *les violences à leur rencontre sont parfois compréhensibles* ». 70 % des sondés se déclaraient d'accord avec au moins une des sept propositions homophobes qui leur sont présentées et 31 % avec au moins trois de ces propositions. En 2007, 23 % des Français se déclaraient en désaccord avec l'idée que l'homosexualité « *est une manière comme une autre de vivre sa sexualité* »⁸. En 2008, 16 % se déclaraient très mal à l'aise ou moyennement à l'aise, « *à l'idée d'avoir un voisin homosexuel* » et 27 % « *à l'idée qu'un(e) homosexuel(le) soit Président de la République* »⁹.

À la même date, le rapport de la Halde sur l'homophobie dans l'entreprise (Falcoz, 2008) révélait que 88 % des homosexuel(le)s interrogé(e)s, ont au moins une fois, sur l'ensemble de leur parcours professionnel, ressenti et/ou été victimes et/ou été témoins d'actes d'homophobie (blagues, insultes, violence physique, menaces de révélation publique, chantage au licenciement mentionnant explicitement l'orientation sexuelle) ; 40 % en ont été au moins une fois victimes. Cette homophobie vient principalement des collègues et d'autant plus que ceux-ci sont des personnes peu sensibles aux idées progressistes, croyantes et de sexe masculin. En ce qui concerne la nature des discriminations ressenties, 12 % des personnes interrogées déclarent avoir été mises au moins une fois hors jeu lors d'une promotion interne, 8 % lors d'une embauche, 4,5 % avoir été licenciés et 4,5 % être moins rémunérés à poste et qualification identiques. Un autre sondage réalisé en 2009 pour la Halde et l'Organisation internationale du travail¹⁰, révélait que 28 % des salariés du privé et 19 % des agents de la fonction publique déclaraient ne pas se sentir « *très à l'aise* » avec le fait qu'un(e) de leur collègue de travail soit

6. Herek (2000) montre que ce résultat est principalement dû aux attitudes asymétriques des hommes hétérosexuels face aux homosexualités masculine et féminine ; les femmes ne semblent pas manifester d'attitude différente face à l'homosexualité masculine et féminine.

7. Sondage Ipsos effectué en 2004 pour le journal *Têtu*, portant sur un échantillon national de 1 002 personnes, représentatif de la population française âgée de plus de 15 ans. Méthode des quotas.

8. Sondage Ifop effectué du 10 décembre 2006 au 9 mars 2007 pour le journal *Réforme*, « *Les intentions de vote des protestants pour l'élection présidentielle* », mars 2007. Échantillon de 15 000 personnes, représentatif de la population française âgée de 18 ans et plus, inscrite sur les listes électorales. Méthode des quotas après stratification par région et catégorie d'agglomération.

9. Commission européenne (2008), La discrimination dans l'Union européenne : 2008, *Sondage eurobaromètre spécial n°296*.

10. Sondage de l'Institut CSA n°0900383, Perception des discriminations au travail : regard croisé salariés du privé et agents de la fonction publique, réalisé du 18 au 21 mars 2009 sur des échantillons nationaux représentatifs de salariés du privé et de la fonction publique.

homosexuel(le). Dans le secteur privé, 17 % des salariés (resp. 8 % dans le secteur public) considéraient qu'être homosexuel(le) constitue un handicap pour évoluer dans une entreprise (resp. dans la fonction publique).

Si l'on se réfère aux catégories théoriques mentionnées plus haut, les discriminations salariales subies par les gays et les lesbiennes ne seraient donc pas de même ampleur :

- Les gays, comparés aux hommes hétérosexuels, pourraient être à la fois victimes de discrimination statistique et de discrimination par préférence.

- Les lesbiennes, comparées aux femmes hétérosexuelles, seraient moins souvent victimes d'une discrimination par préférence et celle-ci serait partiellement compensée par une discrimination statistique positive.

Le cumul des deux effets serait compatible avec des écarts salariaux plus élevés à l'encontre des gays qu'envers les lesbiennes.

L'orientation sexuelle n'est pas une variable directement observable...

En dehors de la question de la disponibilité des données, la mesure de la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle se heurte à des difficultés spécifiques qui rendent particulièrement délicates l'identification de la discrimination et l'interprétation des résultats obtenus.

Tout d'abord, certains salariés homosexuels n'étant pas identifiés comme tels par leurs employeurs¹¹, la discrimination salariale mesurée sur un échantillon de ces salariés représente vraisemblablement une sous-estimation de la discrimination subie par les travailleurs homosexuels dont l'orientation sexuelle est connue de l'employeur (Black *et al.*, 2003). S'il est possible de donner une borne inférieure de la discrimination, il est donc difficile – sauf à disposer de données indiquant si la révélation de l'orientation sexuelle est effective sur le lieu de travail – d'estimer précisément la discrimination salariale subie par les gays et les lesbiennes.

Du point de vue méthodologique, une des principales difficultés rencontrées tient au fait que, contrairement au sexe ou à l'origine ethnique, l'orientation sexuelle n'est pas une caractéristique systématiquement et directement observable par les employeurs. Or, comme le note

Badgett (1995), pour que l'on puisse parler de discrimination salariale à l'encontre d'une personne en fonction de son homosexualité, il faut que celle-ci ait été – d'une façon ou d'une autre – révélée à l'employeur. Plusieurs remarques découlent de cette situation d'incomplétude informationnelle.

Tout d'abord, même si l'orientation sexuelle n'est pas, en général, directement observable, l'employeur peut l'appréhender *via* un processus d'apprentissage le conduisant à progressivement réviser ses croyances *a priori* : inférence à partir d'autres variables observables telles que la situation matrimoniale, l'existence d'enfants, le lieu de résidence, les bruits rapportés par les autres employés, l'absence de référence à sa vie privée de la part du salarié ou l'absence de participation à la vie sociale de l'entreprise, etc. On parle alors de « révélation involontaire » pour souligner le fait que la divulgation de l'orientation sexuelle est indépendante de la volonté de la personne concernée. Le processus d'apprentissage prenant du temps, la discrimination salariale doit alors croître avec l'ancienneté dans l'entreprise. En outre, l'observation d'un même état (par exemple la situation de célibataire ou l'absence d'enfants), ne véhicule pas le même contenu informationnel selon que la personne concernée est jeune ou âgée. On peut donc également s'attendre ce qu'elle soit en butte à une discrimination croissante avec l'âge, ou même à rencontrer des effets croisés (par exemple « situation matrimoniale » × « âge »). Ces réflexions soulignent l'importance d'intégrer dans les variables de contrôle de l'équation de salaire, les variables qui jouent sur le processus d'acquisition d'information par l'employeur.

En second lieu, si la révélation de l'orientation sexuelle est nécessaire pour parler de « discrimination directe », chercher à éviter cette révélation en s'appliquant à masquer son homosexualité¹² n'est pas une stratégie sans coût permettant de se protéger de tout effet négatif sur

11. Si seuls 10 % des gays et des lesbiennes affirment ne pas avoir dévoilé leur orientation sexuelle à leur entourage, cette proportion atteint plus de 27 % dans la sphère du travail considérée comme celle où le fait de se cacher est important. Finalement un tiers des homosexuel(le)s dit ne pas avoir fait de coming out « complet », i.e. incluant toutes les sphères de sociabilité : ami(e)s, famille et travail (Falcoz, 2008).

12. Badgett et al. (1992) soulignent que masquer son homosexualité en se faisant passer pour hétérosexuel est une stratégie fréquemment utilisée pour se protéger de la discrimination. D'après Falcoz (2008) plus de 30 % des homosexuels interrogés affirment avoir volontairement masqué leur orientation sexuelle dans leur entreprise ; parmi ceux faisant ce choix, 21 % s'inventent un partenaire de sexe opposé, 22 % se font passer pour un(e) célibataire endurci(e), plus de 33 % jouent l'hétérosexuel(e) classique, 16 % habitent volontairement loin de leur lieu de travail.

le salaire. Les actions impliquées par la mise en œuvre d'une telle stratégie (dissimulations, limitation des interactions sociales, mobilité forcée, vigilance permanente, etc.) sont en effet, non seulement coûteuses en termes de productivité – conséquence du stress et de l'énergie dépensée – mais peuvent également se traduire par une moindre insertion dans les réseaux internes et par de fréquents changements d'emploi ou de poste, préjudiciables à la carrière. Ces deux effets se conjuguent alors pour se traduire *in fine* par un différentiel de salaire caractéristique d'une « discrimination indirecte » (Badgett, 1995) : deux salariés ayant des productivités potentielles identiques sont rémunérés différemment parce que leurs productivités réelles sont inégales, à cause de l'impact négatif, de l'environnement de travail, sur la seule productivité des individus homosexuels. En théorie, les discriminations directe et indirecte pourraient être identifiées en contrôlant par la productivité individuelle. Cela s'avère en pratique difficile, voire impossible, à mettre en œuvre, faute de données fiables sur une telle variable de contrôle.

Le fait que l'homosexualité puisse être masquée ou, au contraire, qu'elle puisse faire l'objet d'une révélation volontaire, souligne que la décision de *coming out* (action de révéler publiquement son orientation sexuelle) peut être un choix rationnel (Badgett, 1996a, 1996b). Dans ce contexte les gays et lesbiennes comparent les bénéfices¹³ et les coûts associés à la stratégie de *coming out* et prennent leur décision en conséquence. La révélation de l'orientation sexuelle est alors endogène (Frank, 2006 ; Plug et Berkhout, 2008) et en partie déterminée par les caractéristiques de l'emploi occupé (secteur d'activité, statut, qualification, etc.). Le plus souvent toutefois, les données disponibles ne permettent pas d'endogénéiser la décision de révélation de l'orientation sexuelle, puisqu'on ne sait ni si l'homosexualité d'un individu est ou non connue de son employeur, ni – dans le premier cas – si cela résulte d'une révélation volontaire ou involontaire. En omettant une variable endogène, le *coming out*, on introduit alors un biais sur l'estimation de l'ampleur de la discrimination salariale. Si les salariés révélant leur homosexualité sont en moyenne plus productifs (Plug et Berkhout, 2008), on sous-estimera l'ampleur de la discrimination.

Dans le même ordre d'idées, Black *et al.* (2003) notent que l'orientation sexuelle peut influencer le choix de la profession qui devient alors en partie endogène. Par exemple, une lesbienne

qui sait que sa probabilité d'avoir des enfants est plus faible et que sa probabilité d'avoir un partenaire qui va la soutenir financièrement est également plus faible, peut être amenée à faire des choix professionnels différents de ceux d'une femme hétérosexuelle. Comme il en est vraisemblablement de même pour d'autres variables (secteur d'activité, localisation géographique, niveau d'éducation), il convient de faire preuve de beaucoup de prudence quand on interprète les coefficients estimés d'une équation de salaire faisant intervenir ces variables comme contrôles.

...ce qui rend le choix des variables de contrôle particulièrement délicat et important

Ces remarques renvoient au problème, plus général, du nombre et de la nature des variables de contrôle à utiliser dans l'équation de salaire, lors de travaux sur la discrimination salariale ; on sait en effet, depuis Oaxaca (1973), que le nombre de variables de contrôle affecte directement et fortement la mesure de la discrimination¹⁴. On se trouve donc face à un dilemme :

- Introduire de nombreuses variables de contrôle pour être certain de mesurer une discrimination salariale « pure », *i.e.* toutes choses égales par ailleurs, mais au risque de sous-estimer la discrimination réelle si certaines de ces variables sont elles-mêmes le résultat de pratiques discriminatoires ;

- Ou bien exclure *a priori* toute variable de contrôle dont on pense qu'elle peut résulter, au moins en partie, de pratiques discriminatoires, mais au risque de se passer de nombreux contrôles importants et donc de surestimer la discrimination réelle.

Ce choix revêt une importance particulière, puisqu'une partie de la discrimination envers les gays et les lesbiennes trouve son origine dans le processus de promotion interne qui fonctionne différemment (*i.e.* avec des probabilités de promotions hétérogènes), pour les

13. Bénéfices économiques et politiques liés – par exemple – à la volonté de l'entreprise de se créer une image de firme politiquement correcte ou à l'extension légale de certains avantages au conjoint (Badgett, 1995).

14. Dans son étude sur la discrimination salariale hommes/femmes, Oaxaca (1973) montre que la part de l'écart de salaire due à la discrimination baisse de 77 % à 58 % lorsque l'on contrôle par le secteur d'activité et la CSP ; de même Thiry (1985), sur la France, montre que cette part passe de 75 % à 40 % lorsque l'on contrôle par le secteur d'activité et la qualification.

salariés hétérosexuels, les gays et les lesbiennes (Frank, 2006). Contrôler trop finement par le type d'emploi peut donc conduire à sous-estimer la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle¹⁵.

Dans la même logique, une autre question concerne l'opportunité d'inclure le statut matrimonial (marié *vs* non marié) comme variable de contrôle dans l'équation de salaire. De nombreuses études soulignent en effet l'existence d'une prime au mariage affectant positivement le revenu des seuls salariés mariés et insistent sur le rôle central joué par celle-ci dans l'estimation de la discrimination salariale envers les travailleurs homosexuels. La prime au mariage explique ainsi plus de la moitié du différentiel de salaire entre les gays et les hétérosexuels mariés (Carpenter, 2004 ; Elmslie et Tebaldi, 2007). La question est donc de savoir s'il faut, pour mesurer la discrimination, comparer les revenus des salariés homosexuels à ceux de l'ensemble des salariés hétérosexuels ou des seuls salariés hétérosexuels non mariés. Comme le remarque Frank (2007), la principale difficulté tient au fait que la prime au mariage possède *a priori* une double dimension : d'une part, elle peut s'expliquer par des caractéristiques intrinsèques du mariage (engagement long valorisé par les employeurs) ou des individus mariés (validation sur le « marché matrimonial » de certaines caractéristiques également valorisables dans l'entreprise) ; d'autre part, elle peut être le reflet d'une homophobie se traduisant par une prime à l'hétérosexualité, le mariage n'étant alors que le signal de celle-ci¹⁶. Dans ce contexte, ne pas inclure la prime au mariage parmi les variables de contrôles peut amener à surestimer la discrimination fondée sur l'orientation sexuelle (en considérant comme le résultat de pratiques discriminatoires envers les gays et les lesbiennes, des écarts de salaire qui sont, au moins en partie, également subis par les salariés hétérosexuels non mariés), tandis que l'inclure conduit à sous-estimer la discrimination (puisque une partie de la prime au mariage est le résultat de pratiques discriminatoires plutôt qu'une discrimination en faveur du mariage en tant que tel).

Face à cet ensemble d'interrogations concernant les variables de contrôle, la solution qui s'est progressivement imposée dans les études antérieures consiste à se montrer généreux en ce qui concerne le nombre de variables de contrôles – pour ne pas accentuer artificiellement l'ampleur de la discrimination – en sachant qu'on estime alors une borne inférieure de la

discrimination réelle ou tout du moins de l'écart de salaire inexpliqué. C'est aussi le choix que nous avons fait.

Des populations difficiles à identifier

La difficulté d'identifier les populations homosexuelles et hétérosexuelles, et la disponibilité d'informations fiables sur celles-ci (salaire, heures travaillées, diplômes, secteur d'activité, etc.), rendent difficile la constitution d'une base de données permettant de mesurer les niveaux de salaires propres à ces deux populations. Cette difficulté est probablement à l'origine du faible nombre de travaux empiriques sur cette question. Deux méthodes sont utilisées pour identifier ces populations :

- *L'identification indirecte par un critère de cohabitation*

Cette méthode consiste, à partir des enquêtes publiques existantes, à identifier les individus cohabitant avec une personne du même sexe. Pour cela, il est nécessaire que l'enquête source interroge chaque répondant sur la présence d'autres personnes dans le logement et sur leur sexe ou interroge directement toutes les personnes du logement en renseignant leurs genres. L'ensemble des cohabitants de même sexe sont alors considérés, pour les binômes féminins, comme un échantillon de la population des lesbiennes et, pour les binômes masculins, comme un échantillon de celle des gays.

Les données publiques utilisées proviennent de différentes sources : recensements nationaux (Klawitter et Flatt, 1998 ; Allegretto et Arthur, 2001 ; Clain et Leppel, 2001 ; Jepsen, 2007), enquêtes sur l'emploi (Arabsheibani *et al.*, (2004 à 2007), enquêtes sur la population (*US Current Population Survey* : Elmslie et Tebaldi, 2007), données des centres de contrôle des maladies (*US Centers for Disease Control* : Carpenter, 2004).

15. Si la probabilité d'accès des gays aux postes de cadres est – à caractéristiques identiques – plus faible que celle des hétérosexuels, et qu'une fois cadres ils sont payés comme les autres, la proportion de gays parmi les cadres sera plus faible, mais on ne constatera l'existence d'une discrimination salariale que si le statut « cadre » *vs* « non-cadre » ne figure pas comme variable de contrôle dans l'équation de salaire.

16. Dans le cadre d'un modèle avec discrimination et équilibre de signalement, les travailleurs hétérosexuels peuvent avoir intérêt à signaler leur hétérosexualité afin d'obtenir des salaires plus élevés ; ils peuvent pour cela utiliser le mariage comme signal (Carpenter, 2005b et 2007b ; Frank, 2006).

Cette identification à partir de celle des cohabitant(e)s de même sexe a des limites liées à l'approche utilisée. Elle conduit à des erreurs de mesure en identifiant à tort, comme homosexuels, certains individus qui ne le sont pas. Ce biais peut être réduit en filtrant suffisamment les populations de cohabitants sur différents critères tels que l'âge (exclusion de la cohabitation juvénile), le revenu (cohabitation économique), les liens de parentés (cohabitation familiale) et la nationalité (cohabitation migratoire). Plusieurs articles concluent que l'identification des populations homosexuelle via le critère de cohabitation devient ainsi précise et efficace (Black *et al.*, 2000 ; Carpenter, 2004) et que le biais lié à cette procédure d'identification est très faible ; Mais il reste que l'approche ne permet pas d'appréhender les homosexuel(le)s qui ne vivent pas en couple, qui représentent une proportion importante des populations concernées¹⁷, ni de savoir si les individus identifiés comme homosexuels sont considérés comme tels par leur employeur. Elle peut enfin conduire à intégrer, dans la population homosexuelle, des individus apparaissant comme cohabitants de même sexe à la suite d'erreurs de codage de l'enquêteur.

- L'identification directe

Celle-ci est possible si l'on dispose d'enquêtes interrogeant directement les répondants sur leur comportement sexuel (US *General Social Survey* et/ou US *National Health and Social Life Survey* : Badgett, 1995, 2001 ; Berg et Lien, 2002 ; Black *et al.*, 2003 ; Blandford, 2003 ; *National Health and Nutrition Examination Surveys* : Carpenter, 2007a ; *International Social Survey Programme* (ISSP) : Heineck, 2009), ou sur leur orientation sexuelle (enquêtes sur les nouveaux diplômés au Pays-Bas : Plug et Berkhout, 2004, 2008 ; *California Health Interview Survey* : Carpenter 2005a ; *Canadian Community Health Surveys* : Carpenter, 2008b).

L'intérêt d'une identification directe des populations homosexuelles est double. D'une part cette approche permet une meilleure appréhension des populations : elle incorpore les homosexuel(le)s ne vivant pas en couple et elle évite les erreurs de mesure liées à la présence d'individus hétérosexuels dans l'échantillon indirect ne retenant que des personnes cohabitant et de même sexe. Par ailleurs, les enquêtes utilisées renseignent souvent des variables spécifiques utiles à l'analyse de l'écart de salaire inexpliqué – type de comportements, connaissance ou non de l'orientation

sexuelle des répondants par leur employeur, etc. ; et elles permettent ainsi, par exemple, d'endogénéiser le *coming out* (Frank, 2006) ou d'en mesurer les conséquences (Plug et Berkhout, 2008).

Les résultats de cette méthode directe sont cependant entachés d'imperfections qui les rendent relativement fragiles. En premier lieu, l'identification des populations homosexuelles en fonction de leur comportement sexuel se heurte, d'une part, à la nature imparfaite et non biunivoque, du lien entre homosexualité et comportement sexuel et, d'autre part, aux limites de l'auto-identification. Ce point est notamment souligné par Black *et al.* (2003) qui étudie en détail le lien entre le type de comportement sexuel retenu pour définir l'homosexualité et le pourcentage d'individus classés comme homosexuels. Chez les hommes par exemple, ce taux peut varier, selon la définition retenue, de 2,5 % (relations exclusivement homosexuelle au cours de la dernière année) à 4,7 % (au moins une relation homosexuelle depuis l'âge de 18 ans), alors que seuls 1,8 % de ces mêmes personnes s'auto-identifient comme homosexuels. L'écart de salaire lié à la seule orientation sexuelle mesuré varie alors fortement selon la définition retenue : de - 13 % à - 18 % pour les hommes d'après Black *et al.* (2003) et de - 20 % à - 30 % selon Carpenter (2007a).

En second lieu, certaines études spécifiques peuvent être affectées d'un biais de sélection, les individus acceptant de répondre pouvant être soit les plus motivés par le fait de participer à l'enquête parce qu'ils se sentent victimes de discrimination, soit ceux qui s'auto-identifient clairement comme homosexuels et dont le *coming out* est effectué, soit encore ceux qui ne craignent pas de répercussion sur leur carrière.

Les études antérieures s'accordent sur l'existence et le signe de l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle, mais divergent quant à son ampleur

Quelle que soit la méthode utilisée pour identifier les populations homosexuelles, leurs

17. Sur ce point, Falcoz (2008), tableau 6, rapporte que 48 % des homosexuels interrogés déclarent vivre depuis plus de six mois une relation stable avec leur partenaire et en cohabitation avec celui-ci. L'enquête CSF fournit des ordres de grandeur beaucoup plus faibles : 26 % des hommes et 20 % des femmes ayant eu des relations homosexuelles dans les 12 mois déclarent vivre en couple co-résident (cf. Bajos et al., 2008). Ces chiffres montrent que plus de la moitié des homosexuels interrogés, voire les trois-quarts, ne vivent pas en couple.

principales caractéristiques sont relativement proches. Les gays et les lesbiennes apparaissent nettement plus diplômés que leurs homologues hétérosexuels¹⁸ ; plus jeunes et plus urbains¹⁹, ils sont, comme on pouvait s'y attendre, beaucoup moins nombreux à avoir des enfants²⁰. La proportion de femmes travaillant à temps partiel est de deux à quatre fois plus forte chez les femmes hétérosexuelles (entre 40 % et 50 % selon les travaux) que chez les lesbiennes (entre 10 % et 25 %), tandis qu'on observe généralement le phénomène inverse chez les gays mais avec un écart moins prononcé ; enfin, par rapport à leurs homologues de même sexe hétérosexuels, le salaire des gays s'avère légèrement en retrait, et celui des lesbiennes plus élevé.

Les résultats obtenus concernant le sens de l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle sont homogènes. Ainsi sur la vingtaine d'études empiriques recensées par Ahmed et Hammarstedt (2008), seules deux concluent à l'absence d'écart négatif à l'encontre des gays ; inversement toutes les études montrent l'absence d'écart négatif à l'encontre des lesbiennes, les deux-tiers d'entre elles aboutissant même à l'existence d'une discrimination salariale positive.

Malgré ce consensus qualitatif, l'ampleur de l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle s'avère très variable, si l'on se réfère à ces études essentiellement sur données américaines. Pour les gays celle-ci varie ainsi d'un niveau limité de - 5% environ (Arabsheibani *et al.*, 2005 ; Plug et Berkhout, 2004, 2008), à des niveaux plus conséquents de - 10 % (Elmslie et Tebaldi, 2007 ; Ahmed et Hammarstedt, 2009 ; Arabsheibani *et al.*, 2007 ; Carpenter, 2008 ; Heineck, 2009), - 20 % et plus (Berg et Lien, 2002 ; Black *et al.* 2003 ; Carpenter 2007a) et même - 30 % (Badgett, 1995 ; Blandford, 2003). Pour les lesbiennes, cette même discrimination varie de + 4 % (Plug et Berkhout, 2004), à + 10 % (Arabsheibani *et al.*, 2004, 2007), + 15 % environ (Blandford, 2003, Carpenter, 2008) et + 20 % (Arabsheibani *et al.*, 2005, Black *et al.*, 2003). Ces différences importantes sont principalement le reflet du croisement (i) de la méthode adoptée pour l'identification des populations homosexuelles ; (ii) de la définition retenue de l'homosexualité (dans le cas d'identification directe) ; (iii) des filtres imposés pour identifier les homosexuels à partir des personnes cohabitant et de même sexe (dans le cas d'identification indirecte) ; (iv) des variables de contrôle introduites dans l'équation de salaire (en particulier la présence ou non du

statut marital) ; et enfin (v) de la méthode d'estimation retenue (prise en considération du biais de sélection). Si l'analyse de l'ensemble des résultats ne permet pas d'identifier de biais systématique concernant le choix d'une méthode d'identification des populations homosexuelles par rapport à une autre (directe vs indirecte), il est en revanche clair que l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle estimé est d'autant plus faible que les variables de contrôle sont nombreuses et choisies de façon judicieuse.

« Ami » ou « conjoint » ? Le choix difficile du lien entre les deux adultes formant un couple homosexuel

Obtenir une mesure correcte de l'écart de salaire vis-à-vis des salariés homosexuels relève d'un exercice difficile avec les données individuelles françaises, puisqu'il n'existe pas de données recensant les orientations sexuelles et fournissant des indications sur le salaire, les caractéristiques du salarié et celles du poste occupé. Une identification indirecte des orientations sexuelles peut toutefois être réalisée en considérant les couples composés de deux personnes de même sexe (on utilise par la suite la désignation abrégée de « couples de même sexe ») (Toulemon *et al.*, 2005).

L'identification des couples homosexuels dans l'enquête *Emploi* est réalisée en considérant les ménages composés de deux adultes de même sexe, avec éventuellement des enfants, n'entretenant pas de relations de parenté. Si on exclut les catégories « Pensionnaire, sous locataire, logeur, enfant en nourrice sans lien de parenté » et « Domestique ou salarié logé », il ne reste alors entre eux que deux types de liens envisageables dans l'enquête *Emploi* : « conjoint » ou « ami ». Par ailleurs, la mise en place en 2003 de l'enquête *Emploi* en continu a considérablement modifié les conditions d'identification de la population

18. Arabsheibani *et al.* (2004, 2005 et 2007), Black *et al.* (2003), Elmslie et Tebaldi (2007), Ahmed et Hammarstedt (2008), Carpenter (2004, 2007a et 2008b) ; pour la France : Digoix *et al.* (2004), Toulemon *et al.* (2005). En moyenne, sur ces différentes enquêtes environ 27 % des hommes et femmes hétérosexuels ont fait des études supérieures, contre 43 % des gays et plus de 48 % des lesbiennes ; pour toutes les enquêtes ces écarts sont forts et significatifs.

19. Mêmes références que la note précédente. Cf. également Black *et al.* (2002 et 2007), pour une explication de la localisation spatiale des populations homosexuelles dans les zones urbaines ou le coût de l'immobilier est élevé.

20. En moyenne, sur les différentes études, environ 40 % des hommes et femmes hétérosexuels, contre 4,5 % des gays et 18 % des lesbiennes (mêmes références que supra ; cf. également Frank, 2006).

homosexuelle. En effet, jusqu'à cette date, seuls les couples de sexes différents pouvaient être considérés comme « conjoints », ce qui excluait de fait tous les couples homosexuels. Cette contrainte a été levée en 2003.

Les populations homosexuelles sont exposées à des risques d'erreur de mesure qu'elles soient construites à partir de l'un ou de l'autre de ces deux liens : erreurs de codage sur le sexe pour le lien « conjoint » et cohabitation économique ou cohabitation d'activité pour le lien « ami ». Un préalable au choix du lien servant à identifier la population faisant l'objet de cette étude consiste à comparer quelques caractéristiques des populations homosexuelles définies à partir de chacun des deux liens avec celles que l'on obtient à partir d'autres sources statistiques et avec celles de la population hétérosexuelle, en France, dans certains pays de l'Union européenne ou aux États-Unis. Les caractéristiques retenues pour ces comparaisons sont la proportion de couples avec enfant, le nombre moyen d'enfants, la proportion de couples mariés et les effectifs totaux de cette population. On a également cherché à évaluer l'ampleur des erreurs de mesure affectant chacun des deux liens (cf. encadré 1). Ces résultats conduisent à considérer que le lien « ami » expose à des erreurs de mesure moindres et aboutit à des caractéristiques de la population concernée plus proches des résultats en provenance d'autres sources que le lien « conjoint ».

Aussi a-t-on pris le parti d'identifier les couples homosexuels en retenant le lien « ami », qui était de toute manière le seul disponible pour les enquêtes antérieures à 2003. Cette identification indirecte des populations homosexuelles pouvait conduire à inclure à tort des individus de même sexe partageant le même domicile mais n'entretenant pas de relations homosexuelles. Le cas le plus fréquent est celui de la cohabitation économique ou liée aux caractéristiques de l'activité exercée : étudiants, travailleurs immigrés, personnes âgées, agriculteurs, etc. Afin d'éviter au maximum de considérer comme homosexuels des individus qui ne le sont pas, la sélection au moyen du lien « ami » s'est renforcée de cinq filtres destinés à éliminer la plupart des cas de cohabitation économique, et de l'élimination des fichiers des personnes déclarant des salaires aberrants. On exclut ainsi (i) les étudiants, agriculteurs, apprentis et retraités, (ii) les couples dont l'individu le plus jeune a moins de 27 ans ou dont l'individu le plus âgé a moins de 30 ans,

(iii) les couples dont un des deux membres a plus de 60 ans, (iv) ceux dont un membre est de nationalité étrangère et enfin (v) les ménages dont le revenu est inférieur à 1 000 €/mois. Pour obtenir des populations comparables nous avons appliqué la même série de filtres aux couples hétérosexuels.

À l'issue de ces sélections et compte tenu de la définition restrictive retenue, la base de données ne contient chaque année qu'un faible nombre de couples homosexuels. Nous avons donc construit une base de données agrégée couvrant la période 1996-2007 en empilant les données annuelles (annualisées après 2003) ; les mêmes individus pouvant être présents dans plusieurs enquêtes *Emploi* successives, nous n'avons retenu que la dernière observation dans la base agrégée. La base de données utilisée compte alors 904 individus appartenant à un couple de même sexe dont 788 sont salariés.

L'existence et la mesure de l'amplitude des discriminations salariales éventuelles a été également effectuée sur une population homosexuelle construite au moyen du lien « conjoint » : si les résultats apparaissent comme l'on pouvait s'y attendre moins tranchés, ils vont cependant dans le même sens (cf. encadré 2).

Le nombre de couples homosexuels est difficile à estimer

L'échantillon des personnes en couples hétérosexuels a été soumis aux mêmes contraintes de sélection que les couples homosexuels.

Les couples de même sexe représentent 0,33 % de l'ensemble des couples appartenant à l'échantillon : ce pourcentage représente presque exactement le milieu de l'intervalle délimité par les études de Digoix *et al.* (2004) – qui estiment, à partir du recensement 1999, à 0,56 % la proportion des couples de même sexe en France – et de Toulemon *et al.* (2005) qui évaluent, à partir de l'enquête EHF, cette même proportion à 0,08 % environ. Parmi les couples de même sexe que nous avons identifiés, 58,5 % sont des couples d'hommes et 41,5 % des couples de femmes, ce qui correspond quasiment à la même répartition que celle trouvée dans les deux études citées ci-dessus. Compte tenu des pondérations à appliquer, on aboutit à une estimation d'environ 45 000 couples homosexuels en France (dont 26 000 couples gays et 19 000 couples de lesbiennes) – à comparer aux 10 500 de

Encadré 1

LA DIFFICILE IDENTIFICATION DES COUPLES HOMOSEXUELS

Obtenir une mesure correcte de la discrimination vis-à-vis des salariés homosexuels relève d'un exercice difficile avec les données individuelles françaises, puisqu'il n'existe pas de données recensant les orientations sexuelles et fournissant des indications sur le salaire, les caractéristiques du salarié et celles du poste occupé. En particulier, l'orientation sexuelle n'est pas une variable observable dans l'enquête *Emploi* de l'Insee. Comme on l'a vu, une identification *indirecte* des orientations sexuelles peut toutefois être réalisée en considérant les couples de même sexe (cf. par exemple Toulemon *et al.*, 2005).

L'identification des couples homosexuels dans l'enquête *Emploi* est réalisée en considérant les ménages composés de deux adultes de même sexe n'entretenant pas de relations de parenté (un tel ménage pouvant comporter des enfants). Il ne reste alors que deux types de liens envisageables dans l'enquête *Emploi* : « conjoint » ou « ami » (on exclut évidemment les catégories : « pensionnaire, sous locataire, logeur, enfant en nourrice sans lien de parenté » et « domestique ou salarié logé »). L'identification des couples homosexuels dépend étroitement du lien retenu. Par ailleurs, en 2003, la mise en place de l'enquête *Emploi* en continu a fortement modifié les conditions d'identification de la population homosexuelle.

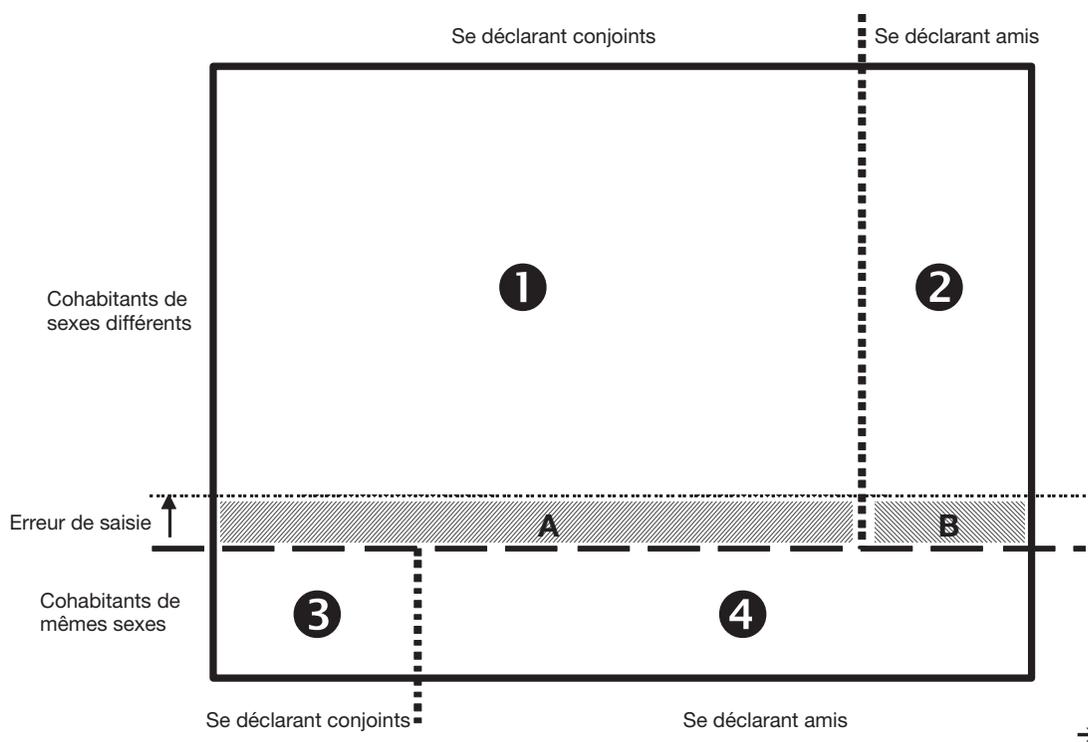
Pour les enquêtes *Emploi* antérieures à 2003, seuls les couples de sexes différents pouvaient être considérés comme « conjoints », ce qui excluait de fait les couples homosexuels. Par conséquent, l'identification de ces derniers dans ces enquêtes passe nécessairement par

le lien « ami ». Un tel lien expose à des erreurs puisqu'il peut conduire à incorporer pour partie des individus qui cohabitent sans pour autant entretenir de relations homosexuelles. Il peut s'agir de cohabitation économique ou d'activité (étudiants, travailleurs immigrés, personnes âgées, agriculteurs, etc.). Enfin, malgré l'interdiction explicite faite aux enquêteurs, on trouve dans ces enquêtes des couples de même sexe ayant pour lien « conjoint ». Cela s'explique vraisemblablement par une erreur de saisie sur le sexe de l'un des deux membres du couple.

À compter de 2003, cette contrainte a été levée. *A priori*, cette modification permettrait d'obtenir une mesure précise des couples homosexuels. Mais il n'est pas exclu qu'une part des conjoints de même sexe ainsi repérés résultent à nouveau d'erreurs de codification sur le sexe. Il est donc difficile de trancher entre les deux liens envisageables, puisque les deux populations homosexuelles qu'ils permettent d'identifier peuvent être affectées par des erreurs de mesure : erreur de codification sur le sexe pour le lien « conjoint » et cohabitation économique ou d'activité pour le lien « ami ».

Une façon de mesurer l'ampleur des erreurs de mesure affectant les deux méthodes d'identification de la population homosexuelle est de comparer les caractéristiques des couples de même sexe obtenues à partir de chacun des deux liens à celles des couples hétérosexuels. Les travaux empiriques où l'orientation sexuelle est directement observée fournissent des indications sur les caractéristiques des ménages homosexuels (Laurent et Mihoubi, 2011). La proportion de

Figure de l'encadré 1
Évaluation des conséquences d'une erreur de mesure résultant d'une saisie erronée du sexe



Encadré 1 (suite)

ménages avec enfants est nettement plus faible pour les couples homosexuels que pour les couples hétérosexuels (de 0 % à 10 % pour les hommes hétérosexuels, de 50 % à 70 % pour les hommes hétérosexuels et de 5 % à 20 % pour les femmes homosexuelles, de 50 % à 60 % pour les femmes hétérosexuelles). Les ménages homosexuels mariés sont, en proportion, nettement plus rares que les ménages hétérosexuels mariés (0,5 % des gays contre 47 % pour homologues hétérosexuels et 23 % pour les lesbiennes contre 47 % pour leurs homologues hétérosexuels).

Le tableau A présente les statistiques descriptives suivant la nature des filtres appliqués :

- En ne considérant que les ménages composés d'individus de 60 ans ou moins, non étudiants dans le premier cas ;
- En restreignant, dans le second cas, l'échantillon précédent aux couples français, non retraités, de plus de 28 ans pour le plus jeune des membres et de plus de 30 ans pour le plus âgé, dont le revenu excède 1 000 euros par mois.

Ce dernier filtre a pour objectif de réduire l'erreur de mesure pour le lien « ami » liée à une cohabitation de nature économique ou d'activité.

Quelle que soit la nature du filtre retenu et indépendamment du sexe, les caractéristiques des couples de même sexe déclarant être « conjoints » diffèrent assez nettement de celles des couples de même sexe déclarant entretenir des relations d'« amitié ». Alors que dans le dernier cas la proportion de couples avec enfant n'est que de 3 % à 4 % pour les hommes et de 8 % à 20 % pour les femmes, ces mêmes proportions, pour les couples de mêmes sexes se déclarant « conjoints », sont respectivement de 30 % à 33 % pour les hommes et de 43 % à 52 % pour les femmes.

Ces résultats diffèrent sensiblement de ceux que proposent la plupart des études préexistantes. Selon Digoix *et al.* (2005), qui utilisent le recensement de la population de 1999, la proportion de couples homoparentaux représente 6 % des couples féminins et seulement 1 % des couples masculins. De la même façon, aux Pays-Bas la proportion des couples homosexuels avec enfant(s) atteint 18 % pour les couples de lesbiennes, mais seulement 1 % pour les couples masculins (Steenhof et Harmsen, 2003). Enfin, dans le cas canadien, cette proportion s'établit à 15 % pour les couples féminins et à 3 % pour les couples masculins (Turcotte *et al.*, 2003).

Par ailleurs, les caractéristiques des populations gays telles qu'elles ressortent de statistiques disponibles dans plusieurs pays diffèrent assez sensiblement de celles obtenues dans l'enquête *Emploi* avec le lien « conjoint » et se rapprochent plutôt de celles obtenues avec le lien « ami ». La proportion de couples homoparentaux ne dépasse par exemple jamais 13 % pour les gays et 23 % pour les lesbiennes (cf. tableau B).

Enfin, l'enquête complémentaire *Modes de vie au travail* réalisée en partenariat avec l'enquête *Presses Gays et Lesbiennes* de l'Agence nationale de recherche sur le sida et les hépatites virales (ANRS) et l'Institut de veille sanitaire (INVS) fournit des résultats comparables bien qu'un peu plus élevés (cf. tableau C). Ainsi, chez les homosexuels qui vivent ensemble (couples homosexuels « cohabitant »), la proportion de couples avec enfant(s) est de 12 % pour les hommes et de 22 % pour les femmes : ces valeurs sont systématiquement inférieures à celles obtenues avec le lien « conjoints ».

L'écart constaté ci-dessus concernant l'homoparentalité, suivant le processus d'indentification des couples homosexuels, se retrouve aussi s'agissant du nombre moyen d'enfants par couple ou encore

Tableau A de l'encadré 1
Caractéristiques des couples hétérosexuels et homosexuels sur la période 2003-2009 (enquête *Emploi*)

	Femmes			Hommes		
	Hétérosexuel	Couples de même sexe se déclarant...		Hétérosexuel	Couples de même sexe se déclarant...	
		Conjoints	Amis		Conjoints	Amis
<i>Filtres : moins de 60 ans, non étudiant, pas plus de deux adultes dans le foyer</i>						
Nombre	67 039	1 573	282	61 214	694	329
Proportion avec enfant (en %)	69	51,6	8,6	70,4	32,9	4,8
Nombre moyen d'enfants	1,30	0,96	0,124	1,32	0,62	0,08
Proportion de mariés (en %)	70	40	3	68	30	2
<i>Filtres : moins de 60 ans, non étudiant, pas plus de deux adultes dans le foyer, français, non agriculteur, non retraité, plus de 28 ans pour le plus jeune, plus de 30 ans pour le plus âgé, revenu minimum de 1 000 euros</i>						
Nombre	45 524	219	73	47 464	307	52
Proportion avec enfant (en %)	77	43	20,6	74,7	40	1,1
Nombre moyen d'enfants	1,43	0,75	0,25	1,42	0,78	0,011
Proportion de mariés (en %)	75	74,3	1,24	74,5	39	2,17

Champ : ensemble de l'économie.

Source : calcul des auteurs, enquête *Emploi*.



Encadré 1 (suite)

sur la proportion de couples mariés. Cette dernière statistique est tout particulièrement symptomatique. Le pourcentage d'homosexuel(le)s marié(e)s est, en utilisant le niveau de filtre le plus sévère, de 74,3 % pour les lesbiennes (soit un niveau quasiment identique à celui des femmes hétérosexuelles) et de 39 % pour les gays, lorsqu'on utilise le lien « conjoints » pour identifier nos populations de couples de même sexe. Ces mêmes pourcentages sont respectivement de 1,24 % et 2,17 % lorsqu'on utilise le lien « amis ».

Enfin, le nombre de couples de même sexe mesuré avec le lien « conjoint » dépasse très largement l'ensemble des évaluations réalisées sur données françaises : 1,8 % au lieu d'une fourchette comprise entre 0,08 % (Toulemon *et al.*, 2005) et 0,56 % (Digoix *et al.*, 2004). Ces écarts suggèrent donc que les couples de même sexe se déclarant « conjoints » disposent de caractéristiques à mi-chemin entre ceux de sexes

différents (hétérosexuels) et ceux de même sexe entretenant des liens d'amitiés.

Un tel résultat n'est toutefois pas surprenant. En effet, les enquêtes *Emploi* antérieures à 2003 comportent des couples de même sexe se déclarant « conjoints » alors même que ce lien était exclu : la présence de tels couples relève vraisemblablement d'une erreur de saisie sur le sexe. Selon Toulemon (2005), « on estime les erreurs sur les variables des enquêtes à environ 1 à 5 pour mille ». À titre d'illustration, pour l'enquête *Emploi* sur la période 1996-2002, alors que les enquêteurs avaient pour consigne de ne reporter comme « conjoints » que des individus de sexes différents, on dénombre 448 conjoints de même sexe (dont 272 sont salariés). Il s'agit là soit d'une erreur sur le sexe de l'un des membres du couple, soit d'une erreur sur la nature du lien. On obtient, en tout état de cause, un taux d'erreur de 0,22 %, compris dans

Tableau B de l'encadré 1

Caractéristiques familiales des couples hétérosexuels et homosexuels

En %

Étude	Caractéristique	Homosexuels		Hétérosexuels	
		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Arabsheibani <i>et al.</i> (2002), Grande-Bretagne, LFS sur la période 1996-2000	Avec enfants	0		48,8	
Frank (2006), Grande-Bretagne, enquête sur les gays et les lesbiennes dans les universités en Grande-Bretagne	Avec enfants	13	22	37	30
	Mariés	11	21	72	57
Black <i>et al.</i> (2007), États-Unis, recensement de la population 2000	Avec enfants	9,7	22,1	62	62
Klawiter et Flatt (1998), États-Unis, recensement de la population 1990	Avec enfants	5	17	60	56
Leppel (2008), États-Unis, Recensement de la population 2000	Avec enfants de moins de 5 ans	5,7	8,6	25,7	22,3
Ahmed et Hammarstedt (2009), Suède, données des unions civiles et des registres de mariage 2003	Avec enfants	0,5	23,1	46,8	47,6
Carpenter (2008), Australie, enquête sur 9000 jeunes australiennes de 22 à 27 ans	Avec enfants de moins de 5 ans		1		8
	Avec enfants de plus de 5 ans		4		3
	Mariés		0		20

Tableau C de l'encadré 1

Enquête complémentaire modes de vie au travail réponses complètes portant sur les homosexuels

Échantillon		Nombre moyen d'enfants		Proportion de couples avec enfants (1)		Proportion de couples mariés (1)	
Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
ENSEMBLE DES COUPLES HOMOSEXUELS							
1479	442	0,18	0,22	9,47	14,03	2,10	0,90
COUPLES HOMOSEXUELS COHABITANT							
522	218	0,52	0,33	12	22	0,00	0,00

1. En pourcentage.

Lecture : cette enquête donne les caractéristiques du mode de vie au travail des personnes interrogées à la date du 16/06/2011. Les résultats sont obtenus à partir des réponses complètes portant sur les homosexuels vivant en couple. Deux exploitations distinctes ont été réalisées suivant que les individus vivant en couples partageaient le même domicile (couple homosexuels cohabitant) ou pas nécessairement (ensemble des couples homosexuels).

Champ : ensemble des répondants vivant en couple au 16/06/2011 (seuls les individus ayant répondu à l'ensemble des questions ont été retenus).

Source : enquête Mode de vie au travail.



Encadré 1 (suite)

la fourchette fournie par Toulemon (2005) (448 individus appartenant à un couple de même sexe avec un lien « conjoint » rapporté à un total de 203 735). Si l'on suppose qu'il s'agit d'erreur de codification du sexe, plus d'un couple sur 500 est identifié à tort comme homosexuel. Appliquée aux enquêtes *Emploi* 2003-2009, une telle erreur peut engendrer jusqu'à 282 couples hétérosexuels faussement classés comme homosexuels : avec plus d'une erreur de codification sur 500, le nombre total d'individus hétérosexuels vivant en couple s'élevant à 128 253, 282 d'entre eux sont susceptibles d'être concernés par une telle codification erronée et les 282 couples auxquels ils appartiennent sont alors classés à tort comme homosexuels. Au total, 564 individus seront alors considérés à tort comme gays ou lesbiennes. Ce chiffre est à rapprocher des 2 267 individus classés spontanément comme appartenant à un couple de même sexe en utilisant le critère « conjoints » : l'erreur de classement représenterait le quart de l'échantillon.

Les couples de même sexe, obtenus en retenant le lien « amitié » sont, évidemment, moins affectés par une telle erreur de saisie. En effet le nombre d'individus appartenant à des couples de sexe différents et déclarant entretenir des liens d'« amitié » (60), est, comme l'on pouvait s'y attendre, beaucoup plus faible que celui des personnes appartenant à un couple de sexes différents et se déclarant « conjoints » (120 000). Si l'on suppose alors que l'erreur de saisie affecte 0,22 % des effectifs, moins d'un individu sera classé à tort comme homosexuel si l'on retient le lien « ami » ($0,22 \% \times 60 \times 2$), mais l'on s'expose à avoir 564 « faux homosexuels » si l'on retient le lien « conjoint » ($0,22 \% \times 120\ 000 \times 2$). Cela explique le nombre élevé d'homosexuels mariés lorsqu'on utilise ce dernier lien : probablement s'agit-il d'hétérosexuels ayant fait l'objet d'une codification erronée. Le schéma suivant permet de prendre la mesure des conséquences de ce type d'erreur. Pour une erreur de codification de l'ordre de 2 pour mille, les conséquences sur la population homosexuelle sélectionnée par le lien « conjoint » sont importantes (zone A) puisque plus du quart des personnes ainsi identifiées relève d'une telle erreur (zone 3). En revanche, avec le lien « ami », une erreur en proportion identique (zone B) n'a qu'une incidence faible sur la population homosexuelle ainsi individualisée (zone 4). Ce résultat n'est pas surprenant, dans la mesure où les populations concernées par cette erreur sont de tailles très différentes.

Afin de valider cette hypothèse, l'Insee nous a fourni une extraction des enquêtes *Emploi* de 2003 à 2009 contenant le prénom, le sexe et la nature du lien avec l'individu de référence pour les couples homosexuels identifiés avec le lien « conjoint » et avec le lien « ami ». Les couples de même sexe obtenus avec le lien conjoint comportent une très forte proportion d'erreur de mesure. Entre 31 % et 34 % (suivant que l'information est collectée au premier trimestre ou lors du dernier trimestre de l'enquête et suivant la façon de filtrer les données) des couples de même sexes avec le lien « conjoint » sont en pratique des couples hétérosexuels avec une erreur de codification portant sur l'un des deux membres. À titre de comparaison, ce taux d'erreur de codification concernant l'un des membres du couple est, pour les individus de même sexe, compris entre 0,7 % et 1,2 % lorsque le lien « ami » est

retenu (l'ampleur dépend de la nature des filtres et du trimestre où l'information est collectée).

Aussi a-t-on pris le parti d'identifier les couples homosexuels en retenant le lien « ami ». Cette identification indirecte des populations homosexuelles pouvait conduire à inclure à tort des individus de même sexe partageant le même domicile mais n'entretenant pas de relations homosexuelles. Le cas le plus fréquent est celui de la cohabitation économique ou liée aux caractéristiques de l'activité exercée : étudiants, travailleurs immigrés, personnes âgées, agriculteurs, etc. Afin d'éviter au maximum de considérer comme homosexuels des individus qui ne le sont pas, nous avons d'abord identifié l'ensemble des ménages composés uniquement de deux adultes de mêmes sexes (et éventuellement de leurs enfants), déclarant entretenir des liens d'amitié, puis imposé les 5 filtres suivants :

- Exclusion des étudiants, agriculteurs, apprentis et retraités ;
- Le plus jeune individu du couple doit avoir plus de 27 ans et le plus âgé plus de 30 ans ;
- Aucun des individus au sein du couple ne doit avoir un âge excédant 60 ans ;
- Les deux membres du couple doivent être français ;
- Ne sont retenus que les ménages dont le revenu excède 1 000 euros/mois (La valeur du seuil de 1 000 euros a été indexée sur l'évolution du salaire moyen. Pour les individus inactifs au sein du couple, un revenu forfaitaire de 300 euros/mois leur est imputé rendant compte des revenus de remplacement. Suivant le même principe pour les individus travailleurs indépendants ce revenu forfaitaire est fixé à 1 000 euros/mois.)

L'ensemble de ces filtres permet d'éliminer la plupart des cohabitations économiques. La base de données qui en est issue peut toutefois contenir des valeurs extrêmes en matière de salaires, résultant d'erreurs de saisie ou d'incompréhension de la question posée par l'enquêteur (salaire annuel/mensuel, euros/francs, etc.). Nous avons donc, dans un second temps, exclu tous les individus dont le salaire mensuel exprimé en termes réels était inférieur à 50 euros ou supérieur à 20 000 euros. Pour obtenir des populations comparables nous avons appliqué la même série de filtres aux couples hétérosexuels.

À l'issue de ces sélections et compte tenu de la définition restrictive retenue, la base de données ne contient chaque année qu'un faible nombre de couples homosexuels. Nous avons donc construit une base de données agrégée couvrant la période 1996-2007 en empiant les données annuelles (annualisées après 2003) ; les mêmes individus pouvant être présents dans plusieurs enquêtes *Emploi* successives, nous n'avons retenu que la dernière observation dans la base agrégée. Compte tenu des modifications qui ont été opérées dans l'enquête *Emploi* à compter de 2003, nous avons dans la mesure du possible vérifié la robustesse de nos résultats, en comparant les résultats obtenus sur les périodes antérieure et postérieure à 2003.

La base de données utilisée compte 904 individus appartenant à un couple de même sexe dont 788 sont salariés.

Toulemon *et al.* (2005), aux 76 000 de Digoix *et al.* (2004) et les 100 000 pour les couples de même sexe (dont 83 000 cohabitent) de Buisson et Lapinte (2013). Notre estimation se rapproche ainsi fortement de celle effectuée à partir de l'enquête ACSF²¹ : 0,3 % des hommes interrogés dans le cadre de cette enquête déclaraient « vivre en couple avec un partenaire de même sexe », ce qui conduisait à une estimation d'environ 30 000 couples gays en France.

Les différences de caractéristiques entre gays et lesbiennes et hétérosexuels de même sexe ne vont pas toujours dans le même sens...

Avec un âge moyen de 38,8 ans – plus élevé que chez Toulemon *et al.* (2005) (36,5 ans), les membres des couples homosexuels sont plus jeunes que ceux des couples hétérosexuels dont l'âge moyen est de 42,4 ans. Ils sont également plus diplômés (40 % d'entre eux ont fait des études supérieures, contre seulement 25 % des hétérosexuels) et plus urbains (40 % vivent en Île de France, contre 16 % des hétérosexuels). On retrouve là les principaux traits caractéristiques des populations homosexuelles, observés non seulement dans la plupart des travaux étrangers (cf. *supra*), mais également en France par Digoix *et al.* (2004) et par Toulemon *et al.* (2005)²².

Les ménages homosexuels comportant des enfants sont évidemment peu nombreux. Les pourcentages correspondants ne sont cependant

pas négligeables puisque 3 % des gays et plus de 10 % des lesbiennes appartiennent à de tels ménages (cf. tableau 1), ce qui montre l'importance de l'homoparentalité²³. On retrouve, là encore, un trait caractéristique de ces populations où l'homoparentalité concerne davantage les femmes que les hommes : 18 % vs 4 % (Elmslie et Tebaldi, 2007), 23 % vs 0,5 % (Ahmed et Hammarstedt, 2009), 28 % vs 8 % (Carpenter, 2004) ; pour Toulemon *et al.* (2005), la « présence d'enfant dans le ménage » concerne 6 % des lesbiennes et 0 % des gays.

Si l'on s'intéresse maintenant non plus aux caractéristiques individuelles mais à celles de l'emploi occupé, plusieurs différences significatives distinguent les populations homosexuelle et hétérosexuelle. Ainsi, 84 % des gays occupent des emplois appartenant au secteur tertiaire

21. Enquête *Analyse des comportements sexuels en France (ACSF)*, réalisée en 1992, auprès de 20 000 hommes et femmes de 18 à 70 ans, la question concernant le sexe des partenaires n'étant posée qu'à un sous-échantillon, comprenant 2 642 hommes et 2 178 femmes (cf. Les comportements sexuels en France, Spira A., Bajos N. et le groupe ACSF, La Documentation française, Paris, 1993).

22. Chez Digoix *et al.* (2004), 37 % des membres des couples de mêmes sexes ont fait des études supérieures contre 21 % de ceux des couples de sexes différents ; 30 % des premiers vivent à Paris contre 15 % des seconds. Chez Toulemon *et al.* (2005), 56 % des individus homosexuels ont fait des études supérieures contre 23 % des hétérosexuels ; 36 % des premiers résident dans l'agglomération parisienne contre 15 % des seconds.

23. Un sondage BSP, réalisé sur un échantillon de 1 000 personnes (<http://www.apgl.fr/documents/stat-2007.pdf>) et publié dans le magazine *Têtu* de janvier 1997, indique que 11 % des lesbiennes et 7 % des gays ont des enfants. Ces informations sont reprises sur le site de l'Association des parents et futurs parents gays et lesbiens (APGL) (www.apgl.fr) dans les « Questions fréquemment posées » (FAQ), lien « Statistiques sur l'homoparentalité ».

Encadré 2

ÉVALUATION DE LA DISCRIMINATION SALARIALE AVEC UNE IDENTIFICATION DES COUPLES HOMOSEXUELS FONDÉE SUR LE LIEN CONJOINT

Afin de mesurer les conséquences en matière de discrimination salariale d'une identification alternative de la population homosexuelle fondée non plus sur le lien « amitié », mais sur le lien « conjoint », nous avons construit une nouvelle base de données en retenant, sur la période 2003-2009 où le lien conjoint n'était pas exclu pour les couples de même sexe, le lien « conjoint » pour identifier les populations homosexuelles.

L'estimation des équations de gains fournit des résultats qualitativement comparables avec ceux obtenus avec le lien « amitié », mais sensiblement différents d'un point de vue quantitatif. Pour les hommes, l'écart de salaire serait dans le secteur privé près de deux fois plus faible (- 3,9 %) que celui mesuré avec le lien « amitié ». Dans le secteur public, aucune discrimination significative ne peut être mise en évidence.

Concernant les femmes, les lesbiennes ne subiraient pas de discrimination. Elles bénéficieraient suivant les cas d'une prime ou d'aucun effet significatif en matière salariale. Ces résultats ne sont pas surprenant, puisque la présence d'une erreur de codage du sexe dans l'échantillon des « conjoints » de même sexe, conduit de facto à inclure dans l'échantillon plus de 30 % de faux couples homosexuels, et biaise donc l'évaluation de l'écart de salaire vers zéro. Par ailleurs l'échantillon utilisé (incluant en plus les années 2008 et 2009) est sensiblement plus petit que celui construit avec le lien « amitié » (3 à 4 fois plus petit), réduisant par la même la significativité de la discrimination mesurée. Sauf, à disposer d'une base de données expurgée des faux couples homosexuels, le montant de la discrimination mesurée avec le lien « conjoint » est mécaniquement sous-estimé.

(le secteur secondaire contenant l'industrie et le BTP), alors que ces mêmes emplois ne représentent que 58 % de ceux occupés par les travailleurs hétérosexuels. Ils sont également plus nombreux à travailler à temps partiel ou à être « inactifs ou chômeurs », mais moins nombreux à travailler dans le secteur privé ou à exercer des emplois de cols bleus ; ceux qui sont salariés perçoivent en outre un salaire inférieur de - 8 % à celui des hétérosexuels. On retrouve ici, mais en moins prononcées, des caractéristiques habituellement attribuées aux femmes sur le marché du travail et souvent expliquées par le rôle qu'elles tiennent dans la sphère domestique. Enfin, l'ancienneté moyenne dans l'entreprise est deux fois plus faible chez les salariés homosexuels que chez les hétérosexuels, 41 % des premiers occupant un emploi dans la même entreprise depuis plus de cinq ans contre près de 70 % des seconds²⁴.

Les lesbiennes sont nettement plus qualifiées que les autres femmes : près de 84 % d'entre elles sont qualifiées ou très qualifiées, contre moins de 58 % des femmes hétérosexuelles ; des investissements différents en capital humain et dans la sphère du travail peuvent expliquer cet écart important. À l'inverse de ce que l'on a constaté pour les gays, les lesbiennes sont moins nombreuses que les autres femmes à être inactives

ou chômeuses (8 % environ contre plus de 24 %), à travailler à temps partiel (14,7 % contre 23,5 %) et le salaire des premières est supérieur de 20 % à celui des secondes : ces écarts peuvent bien sûr s'expliquer par une spécialisation dans les tâches domestiques moins marquée que pour leurs homologues hétérosexuelles (Antecol et Steinberger, 2009). Comme les gays cependant, les salariées homosexuelles appartiennent davantage au secteur public que les autres salariées (44 % contre 41 %) et affichent une ancienneté moyenne plus faible.

...et leur opposition tend à réduire les écarts habituellement constatés entre hommes et femmes

Le sens de certains de ces écarts par rapport aux hétérosexuels de même sexe est le même chez les gays et les lesbiennes – plus jeunes, diplômés, urbains, dans le secteur tertiaire et

24. Dans un environnement caractérisé par l'existence d'imperfections informationnelles, cette plus forte mobilité professionnelle peut s'expliquer par la volonté des salariés gays de ne pas permettre l'accumulation dans le temps, par l'employeur, d'informations susceptibles de conduire à une révision défavorable des probabilités concernant leurs orientations sexuelles. Il peut également s'expliquer par une plus grande mobilité des homosexuels liée à des caractéristiques spécifiques: absence d'enfants, plus jeunes et plus diplômés, plus urbains etc.

Tableau 1
Caractéristiques des homosexuels

			Hommes				Femmes			
			Hétérosexuels		Homosexuels		Hétérosexuelles		Homosexuelles	
Échantillon	Effectifs		119 645		461		115 875		3 270	
	Pourcentage		99,62		0,38		99,72		28	
			En %	Écart-type	En %	Écart-type	En %	Écart-type	En %	Écart-type
Caractéristiques individuelles	Âge	< 35	18,37	(0,11)	41,20	(2,30)	25,90	(0,13)	34,12	(2,63)
		35 <= Âge <= 45	36,93	(0,14)	38,38	(2,27)	37,34	(0,14)	37,87	(2,69)
		> 45	44,89	(0,14)	20,42	(1,88)	36,76	(0,14)	28,02	(2,49)
		Âge moyen (1) (années)	43,42	(0,02)	38,04	(0,37)	41,39	(0,02)	39,87	(0,44)
	Diplôme	Sans diplôme	28,54	(0,13)	18,14	(1,80)	32,55	(0,14)	22,23	(2,30)
		Bac, BT, BEP, CAP	47,67	(0,14)	42,71	(2,31)	42,03	(0,15)	35,54	(2,65)
		Supérieur court	10,28	(0,09)	16,12	(1,72)	14,53	(0,10)	21,31	(2,27)
		Supérieur long	13,51	(0,10)	23,03	(1,97)	10,88	(0,09)	20,88	(2,25)
	Situation de famille	Avec enfants (vs Sans enfants)	76,21	(0,12)	2,86	(0,78)	76,29	(0,13)	10,31	(1,68)
		Nombre moyen d'enfants (1)	1,46	(0,003)	0,06	(0,015)	1,46	(0,003)	0,180	(0,03)
		Marié (vs Non marié)	80,84	(0,11)	1,59	(0,58)	80,68	(0,12)	1,80	(0,74)
	Localisation	UU < 200 000 hab.	63,02	(0,14)	31,60	(2,17)	62,94	(0,14)	43,97	(2,75)
		UU >= 200 000 hab.	20,86	(0,12)	24,18	(2,00)	20,91	(0,12)	20,00	(2,21)
Île-de-France		16,12	(0,11)	44,22	(2,32)	16,15	(0,11)	36,07	(2,66)	

→

le secteur public, avec moins d'ancienneté (cf. tableau 2). En revanche, d'autres différences les opposent car elles sont de signe

contraire (en gris dans le tableau). Ces oppositions tendent alors à réduire des écarts habituellement observés entre hommes et femmes.

Tableau 1 (suite)

			Hommes				Femmes			
			Hétérosexuels		Homosexuels		Hétérosexuelles		Homosexuelles	
Échantillon	Effectifs		119 645		461		115 875		3 270	
	Pourcentage		99,62		0,38		99,72		28	
			En %	Écart-type	En %	Écart-type	En %	Écart-type	En %	Écart-type
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire (vs Tertiaire)	41,81	(0,15)	15,74	(1,92)	17,49	(0,14)	13,08	(2,06)
		Salariés du secteur privé (2)	61,74	(0,14)	56,53	(2,31)	41,43	(0,14)	47,68	(2,77)
		Salariés du secteur public (2)	21,74	(0,12)	23,61	(1,98)	29,02	(0,13)	37,47	(2,68)
		Actifs non salariés du privé (2)	12,23	(0,10)	8,28	(1,29)	5,32	(0,07)	6,59	(1,37)
		Inactifs, chômeurs (2)	4,30	(0,06)	11,58	(1,49)	24,23	(0,13)	8,27	(1,53)
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	40,29	(0,14)	39,12	(2,28)	33,29	(0,14)	37,34	(2,68)
		50 <= salariés < 500	20,45	(0,12)	14,49	(1,64)	15,53	(0,11)	14,26	(1,94)
		>= 500 salariés	22,05	(0,12)	17,57	(1,78)	16,26	(0,11)	18,72	(2,16)
		nr	17,21	(0,11)	28,82	(2,11)	34,92	(0,14)	26,68	(2,53)
	Horaires	>= 30 heures par semaine	96,44	(0,11)	92,86	(2,12)	76,47	(0,15)	85,33	(2,47)
		15 <= durée < 30 heures par semaine	3,32	(0,04)	7,13	(1,06)	20,04	(0,10)	13,23	(1,75)
		< 15 heures par semaine	0,24	(0,01)	0,00	(0,00)	3,50	(0,04)	1,430	(0,60)
		Horaires atypiques (vs normaux)	15,00	(0,10)	19,49	(1,85)	9,68	(0,09)	12,93	(1,86)
	Qualification	Très qualifié	41,45	(0,14)	45,42	(2,32)	27,02	(0,13)	48,15	(2,77)
		Qualifié	36,41	(0,14)	34,43	(2,22)	30,45	(0,14)	35,60	(2,65)
		Peu qualifié	7,98	(0,08)	6,63	(1,16)	19,19	(0,12)	4,76	(1,18)
		Autres	14,17	(0,10)	13,53	(1,60)	23,33	(0,12)	11,50	(1,77)
	Type de poste	Col bleu (vs Col blanc)	38,82	(0,14)	21,94	(1,93)	13,55	(0,10)	11,25	(1,75)
		Intérim (vs CDD, CDI)	1,24	(0,03)	1,82	(0,62)	0,71	(0,02)	0,190	(0,24)
	Ancienneté	< 1 an	12,18	(0,09)	27,47	(2,08)	31,81	(0,14)	21,08	(2,26)
		1 <= Ancienneté < 5 ans	18,80	(0,11)	31,42	(2,17)	16,95	(0,11)	22,66	(2,32)
		>= 5 ans	69,02	(0,13)	41,12	(2,30)	51,25	(0,15)	56,25	(2,75)
		Ancienneté moyenne (1) (en mois)	159	(0,36)	82,51	(4,36)	139	(0,39)	121	(6,65)
	Salaire	< 1 250 euros	30,71	(0,13)	40,00	(2,29)	62,04	(0,14)	35,54	(2,65)
		1 250 <= Salaire < 2 500 euros	51,35	(0,14)	43,59	(2,31)	33,09	(0,13)	55,06	(2,76)
		>= 2 500 euros	17,93	(0,11)	16,41	(1,73)	4,87	(0,06)	9,40	(1,62)
		Salaire moyen (1)	2 029	(3,66)	1 874	(71,09)	1 405	(2,84)	1 708	(66,81)

1. Exprimé en valeur.

2. Exprimé en pourcentage de l'ensemble de tous les individus de la population concernée.

Lecture : sauf mention particulière (1) et (2), les caractéristiques des quatre catégories de population sont exprimées en pourcentage de l'ensemble de tous les salariés (secteur privé + secteur public) de la population concernée. Les salaires sont en euros 2008. Les écarts-types figurent entre parenthèses au regard de l'estimation correspondante. 28,5 % des salariés hommes hétérosexuels ne possèdent pas de diplôme alors que seules 22,2 % des lesbiennes sont dans ce cas ; 11,6 % de l'ensemble des hommes homosexuels sont inactifs ou chômeurs, etc. UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : ensemble de l'économie.

Source : enquêtes Emploi de 1996 à 2007.

Conformément à la théorie de la spécialisation, les gays travaillent davantage à temps partiel que leurs homologues hétérosexuels, tandis que c'est l'inverse pour les lesbiennes ; de même ils sont plus inactifs ou chômeurs, alors que les lesbiennes le sont moins.

Dans le secteur privé, un écart en défaveur des gays, et légèrement en faveur des lesbiennes

Afin d'évaluer l'impact de l'orientation sexuelle sur le salaire des individus vivant en couple, nous estimons des équations de gains où le logarithme du salaire mensuel²⁵ est expliqué par les caractéristiques de l'emploi (qualification, ancienneté, type de poste, type d'horaires, secteur d'activité,

la taille de l'entreprise) et par les caractéristiques du salarié (diplôme, âge, statut marital, nombre d'enfants, localisation). On ajoute à ces dernières une indicatrice d'homosexualité (variable « gay » valant 1 si le couple est composé d'individus de même sexe et 0 sinon). Pour rendre compte d'un possible biais de sélection, le modèle est complété par une équation décrivant la probabilité d'être employé et le modèle complet est estimé par la méthode en deux étapes d'Heckman (Heckit) (cf. encadré 3).

25. Le salaire retenu correspond à la variable SALRED de l'enquête Emploi, soit le salaire mensuel net y compris les primes mensualisées et redressé des non réponses. Dans la mesure où la base de données couvre la période 1996-2007, nous avons considéré un salaire réel en déflatant SALRED par le prix à la consommation.

Tableau 2
Principales caractéristiques des gays et des lesbiennes
(Par rapport à leurs homologues hétérosexuels)

	Âge	Diplôme	Urbain	Tertiaire	Public	Qualification	Ancienneté	Inactifs, chômeurs	Temps partiel	Col bleu	Salaire
Gays	-	+	+	+	+	(+)	-	+	+	-	-
Lesbiennes	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	+

Lecture : le signe indique si la caractéristique est en moyenne plus faible (-) ou plus élevée (+) (âge, diplôme, qualification, ancienneté dans l'entreprise, salaire) ou est en moyenne moins fréquemment observée (-) ou plus fréquemment observée (+) (urbain, emploi dans le secteur tertiaire ou public, inactivité ou chômage, emploi à temps partiel et col bleu) pour les gays ou les lesbiennes que pour les hétérosexuels de même sexe. Lorsque l'écart observé sur une caractéristique entre les homosexuels et les hétérosexuels n'est pas significativement différent de zéro, le signe est reporté entre parenthèses. Par exemple, les lesbiennes occupent en moyenne des postes plus qualifiés que les femmes hétérosexuelles. En revanche, cet écart de qualification n'est pas significatif pour les gays.

Champ : ensemble de l'économie.

Source : enquête Emploi de 1996 à 2007.

Encadré 3

MÉTHODE ÉCONOMÉTRIQUE

Afin d'évaluer l'impact de l'orientation sexuelle sur le salaire des individus vivant en couple, nous estimons des équations de gains où le log du salaire mensuel $\ln(w_i)$ est expliqué par les caractéristiques de l'emploi (qualification, ancienneté, type de poste, type d'horaires, secteur d'activité, la taille de l'entreprise) et par les caractéristiques du salarié (diplôme, âge, statut marital, nombre d'enfants, localisation) dont une variable gay_i (mesurée par une variable indicatrice valant 1 si le couple est composé d'individus de même sexe et 0 sinon).

$$\ln(w_i) = Z_i\alpha + X_i\beta + gay_i + u_i \quad (1)$$

Avec Z_i les variables explicatives liées aux caractéristiques de l'emploi et X_i celles associées aux caractéristiques individuelles, à l'exception de l'orientation sexuelle.

Le salaire retenu correspond à la variable SALRED de l'enquête *Emploi*, soit le salaire mensuel net y compris les primes mensualisées et redressé des non réponses. Dans la mesure où la base de données couvre la

période 1996-2007, nous avons considéré un salaire réel en déflatant SALRED par le prix à la consommation.

Cette spécification souffre d'un biais de sélection dans la mesure où seuls les individus employés perçoivent un salaire. On considère donc une équation de sélection où l'écart du salaire au salaire de réservation (ou encore l'utilité) de l'individu i , U_i est expliquée par ses caractéristiques individuelles :

$$U_i = X_i\delta + v_i \quad (2)$$

Avec u_i et v_i les termes résiduels suivant une distribution normale bivariée. U_i est une variable inobservable. Ce que l'on observe est une variable indicatrice Emp_i valant 1 si l'individu i est en emploi ($U_i > 0$) et 0 sinon. Le biais de sélection provient du fait que des caractéristiques inobservables ou encore omises dans l'équation de sélection, peuvent contribuer à l'accès à l'emploi et à la rémunération. Par conséquent, l'échantillon constitué par les individus en emploi peut contenir des individus ayant des caractéristiques individuelles X_i

→

Nous nous concentrons, dans un premier temps, sur le seul secteur privé (y compris les grandes entreprises nationales ou publiques) pour

mesurer l'écart de salaire à l'encontre des gays et des lesbiennes vivant en couple. Les résultats des travaux empiriques antérieurs, concernant

Encadré 3 (suite)

plutôt défavorables, tant pour l'accès à l'emploi que pour la rémunération, mais dont des caractéristiques inobservables ou encore omises sont très favorables à l'accès à l'emploi et à la rémunération. Ces individus sont caractérisés par un résidu v_i – incorporant ces variables omises ou inobservables – important. La conséquence directe est analogue à celle liée à l'omission de variables explicatives dans l'équation de gain : l'impact des caractéristiques individuelles (observées) X_i est sous-estimé. Plus précisément Heckman (1979) montre que, compte tenu de la sélection, l'équation de gain n'a plus un résidu d'espérance nulle :

$$\begin{aligned} E[\ln(w_i)|U_i > 0, X_i, Z_i, gay_i] \\ &= E[\ln(w_i)|v_i > -X_i\delta, X_i, Z_i, gay_i] \\ &= Z_i\alpha + X_i\beta + gay_i\gamma + \theta \frac{\varphi(X_i\delta)}{\Phi(X_i\delta)} \end{aligned}$$

où $\varphi(X_i\delta)/\Phi(X_i\delta)$ correspond à l'inverse du ratio de Mills. Ce dernier terme correspond à la sélection qui peut être interprétée comme une variable explicative manquante dans l'équation de gain (1). La méthode en deux étapes d'Heckman (*Heckit*) fournit une solution à cette difficulté (Heckman, 1976, 1979). Dans une première étape la probabilité d'être en emploi est estimée à l'aide d'un modèle Probit compte tenu des caractéristiques individuelles X_i , ce qui permet d'en déduire l'inverse du ratio de Mills. Dans un second temps, l'équation de gain complétée par l'inverse du ratio de Mills est estimée. Cette méthode d'estimation des équations de sélection et de gain appelle plusieurs remarques.

Dans la mesure où les résidus des équations de sélection et de gains sont corrélés, l'introduction du ratio de Mills implique une hétéroscédasticité du résidu de l'équation de gains (la variance résiduelle de l'équation de gain dépend aussi du ratio de Mills et donc des caractéristiques individuelles). Pour corriger cette hétéroscédasticité, lors de la seconde étape, soit la matrice de variance-covariance est corrigée, soit l'équation de gain est estimée par les moindres carrés quasi généralisés.

L'identification de l'effet des caractéristiques individuelles dans l'équation de gain repose sur la non-linéarité du ratio de Mills. En outre, pour peu que les fluctuations des caractéristiques individuelles soient faibles, le ratio de Mills pourra être approximé correctement par une relation linéaire en X_i . Dans une telle configuration l'équation de gain est caractérisée par une forte colinéarité approchée et, par conséquent, par des estimateurs imprécis. Pour contourner ces deux problèmes, l'équation de sélection doit comporter une ou plusieurs variables explicatives supplémentaires non présentes dans l'équation de gain. L'introduction de ces variables supplémentaires s'analyse comme l'ajout de contraintes identifiantes. Dans

notre modèle, trois variables explicatives identifiantes sont ainsi introduites dans l'équation de sélection :

- La situation, un an auparavant, sur le marché du travail, qui permet de capturer la dégradation du capital humain à la suite d'un épisode de non emploi prolongé ;
- La CSP du conjoint, qui est une variable proxy des revenus du celui-ci, et peut donc affecter négativement l'offre de travail de l'individu ;
- Le statut de propriétaire qui peut aussi affecter l'offre de travail en influençant la mobilité des chercheurs d'emploi.

L'écart de salaire observé entre couples homosexuels et couples hétérosexuels, qui est de - 7,06 % pour les hommes et de + 21,56% pour les femmes, peut provenir de trois composantes :

- L'écart induit par la différence de caractéristiques observables entre homosexuels et hétérosexuels :

$$\left(\bar{Z}^{Homo} - \bar{Z}^{Hetero}\right)\hat{\alpha} + \left(\bar{X}^{Homo} - \bar{X}^{Hetero}\right)\hat{\beta}$$

- L'écart résultant de la différence de probabilité d'être en emploi entre homosexuels et hétérosexuels ;
- L'écart provenant de la seule orientation sexuelle $\hat{\gamma}$.

C'est cette dernière composante qui nous permettra de mesurer l'ampleur de l'écart de salaire envers les homosexuels. Une approche alternative consiste à retenir une décomposition à la Oaxaca-Blinder, où des équations de gains sont estimées séparément pour les homosexuels et les hétérosexuels. Toutefois, cette méthode est d'application délicate dans notre cas dans la mesure où l'échantillon homosexuel est de petite taille. Nous avons donc pris le parti, dans un premier temps, d'amalgamer l'ensemble des écarts de rendement dans un terme constant mesuré par la variable gay_i . Cette démarche est à rapprocher de Oaxaca et Ramsom (1994) où le contrefactuel est une combinaison linéaire des paramètres sur chaque échantillon. Pour des poids dans cette combinaison linéaire correspondant à la contribution de chaque caractéristique, pour chaque groupe, à la variance totale, on parvient à un estimateur sur données *poolées*. En complétant ce modèle par une variable indicatrice sur le groupe, comme le suggère Fortin (2008), on obtient une spécification identique à celle que nous avons retenue.

L'annexe 1 récapitule l'ensemble des variables utilisées dans les équations de sélection et de gain et permet d'identifier l'individu de référence. Il convient de noter que l'équation de sélection ne comporte pas l'orientation sexuelle. L'estimation sur le secteur privé du modèle avec une équation de sélection comportant l'orientation sexuelle laisse inchangée le montant de l'écart salarial pour les hommes et ne le modifie que marginalement pour les femmes.

l'ampleur de l'écart de salaire, étant d'autre part nettement différents pour les gays et les lesbiennes, nous estimons les équations de sélection et de gains séparément pour les hommes et les femmes.

La plupart des coefficients sont du signe attendu (cf. tableau 3). Ils confirment tout d'abord que si une discrimination salariale s'exerce à l'encontre des gays, les lesbiennes, quant à elles, bénéficient d'une « prime » par rapport aux femmes hétérosexuelles. Les hommes homosexuels subiraient en moyenne une pénalité de - 6,3 % sur leur salaire²⁶, alors que les femmes homosexuelles bénéficieraient d'une prime de + 2,1 %. Cette différence entre hommes et femmes homosexuels vivant en couple va dans le même sens que celle mise en évidence par Arabsheibani *et al.* (2007) pour les États-Unis et le Royaume-Uni (- 14 % pour les gays et

+ 6,5 % pour les lesbiennes aux États-Unis ; pas d'effet significatif pour les gays et + 6 % pour les lesbiennes au Royaume-Uni), par Clain et Leppel (2001) (pénalité de - 16 % à - 22 % pour les gays et de - 2,2 % pour les lesbiennes) et par Klawitter et Flatt (1998) (- 30 % pour les gays et + 16 % pour les lesbiennes), ces deux derniers travaux sur données américaines également.

L'écart de salaire inconditionnel, de près de + 20 %, observé entre les lesbiennes et les femmes hétérosexuelles, tient ainsi pour l'essentiel à des caractéristiques propres aux femmes homosexuelles qui sont en moyenne plus diplômées, occupent des emplois plus

26. Avec la spécification semi logarithmique retenue la mesure exacte de l'incidence d'une caractéristique mesurée par une variable indicatrice sur le salaire est obtenue par $e^{\beta}-1$ où β est le coefficient associé à la caractéristique.

Tableau 3
Secteur privé : équations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

			Hommes			Femmes		
			Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain	Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay	- 0,065		- 0,065	ns		0,021
	Âge	Âge	0,008	- 0,024	*0,008	0,005	- 0,009	ns
		Âge ²	- 0,002	- 0,002	ns	- 0,003	- 0,014	ns
	Diplôme	Supérieur long	0,410	- 0,518	0,417	0,316	- 0,110	0,306
		Supérieur court	0,136	- 0,360	0,140	0,099	- 0,263	0,088
		Bac, BT, BEP, CAP	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Sans diplôme	- 0,057	- 0,003	- 0,057	- 0,081	- 0,089	- 0,085
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0,006	ns	- 0,005	- 0,019	- 0,166	- 0,026
		Marié(e) Non marié	0,039 Réf.	0,109 Réf.	0,038 Réf.	- 0,018 Réf.	ns Réf.	- 0,017 Réf.
	Localisation	UU < 200 000 hab.	- 0,009		- 0,009	- 0,027		- 0,026
		UU ≥ 200 000 hab.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Île-de-France	0,143		0,144	0,178		0,176
	Capital immobilier	Propriétaire Non propriétaire	Réf. Réf.	0,134 Réf.	Réf. Réf.	Réf. Réf.	0,204 Réf.	Réf. Réf.
	Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		*- 0,082			- 0,521	
		Cadre supérieur ou moyen		- 0,257			- 0,363	
Prof. interm., employé et ouvriers qualifiés		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Situation un an avant	Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur		0,340			0,621		
	Actif occupé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Chômeur Inactif		- 2,449 - 0,510			- 2,481 - 1,541		

qualifiées, sont plus rarement à temps partiel, résident surtout en milieu urbain et élèvent moins fréquemment des enfants. L'écart de salaire lié à la seule orientation sexuelle positif demeure très faible et contribue peu à l'écart de salaire observé de façon inconditionnelle.

En revanche, l'écart de salaire entre gays et hommes hétérosexuels, observé spontanément, provient pour partie d'écarts de caractéristiques dont les effets sur le salaire se compensent et surtout de facteurs inobservés dont la discrimination salariale peut donc constituer une composante. Les gays sont en moyenne plus diplômés, occupent des postes plus qualifiés et demeurent plutôt en milieu urbain ce qui contribue à un salaire plus élevé que pour les hommes hétérosexuels ; mais ils sont aussi en moyenne plus jeunes, employés par des entreprises de plus petite taille et ont une ancienneté plus faible ce qui conduit plutôt à réduire le salaire moyen.

Au total, ce sont donc les facteurs inobservés, dont la discrimination, qui contribuent pour l'essentiel à l'écart inconditionnel de salaire constaté.

Rappelons que les individus considérés dans notre échantillon vivent en couple. La mesure de la discrimination envers les gays et les lesbiennes peut donc être complétée en tenant compte d'une prime au mariage – dont ne pouvaient pas bénéficier les couples homosexuels sur la période considérée. Cette prime peut être comme on l'a vu l'indice d'un hétérocentrisme induisant une prime à l'hétérosexualité « signalée » par le mariage. Cette prime au mariage, mesurée par la variable « Marié(e) » dans l'équation de gain, s'élève à + 3,9 % pour les hommes et exerce un impact négatif pour les femmes (- 1,7 %). En intégrant cette prime, à caractéristiques identiques, les gays vivants en couple subiraient une décote salariale de - 10,2 % par rapport aux hommes mariés, tandis que les lesbiennes

Tableau 3 (suite)

			Hommes			Femmes		
			Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain	Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	0,034		0,034	0,064		0,064
		Tertiaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	- 0,048		- 0,048	0,071		0,072
		50 - 499 salariés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		>= 500 salariés	0,045		0,045	0,136		0,136
	Horaires	>= 30h	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		15h <= durée < 30h	- 0,487		- 0,486	- 0,483		- 0,483
		< 15h	- 1,270		- 1,270	- 1,365		- 1,366
		Pas d'horaires fixes	0,091		0,091	- 0,246		- 0,248
		Horaires atypiques	0,049		0,049	0,057		0,057
	Qualification	Très qualifié(e)	0,295		0,295	0,257		0,254
		Qualifié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Peu qualifié(e)	- 0,120		- 0,120	- 0,231		- 0,213
	Type de poste	Col blanc	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Col bleu		- 0,096		- 0,096	- 0,075		- 0,074	
Intérim		ns		ns	0,074		0,076	
Ancienneté	< 1an	- 0,038		- 0,037	- 0,038		- 0,044	
	1<=ancienneté < 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	>= 5 ans	0,072		0,072	0,131		0,130	
	Inverse du ratio de Mills			- 0,030			0,074	
	Constante		7,301	0,960	7,309	7,096	0,582	7,066
	Taille de l'échantillon		72 322	88 204	72 322	45 816	91 054	45 816

Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 % ; * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 % ; ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Afin d'éviter des problèmes d'arrondi, en particulier pour les termes quadratiques, la variable âge a été centrée et divisée par 10. Les méthodes d'estimation utilisées sont données dans l'encadré 3. Dans la section localisation, la variable UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : secteur privé.

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

bénéficieraient d'une prime de + 3,8 % par rapport à leurs homologues mariées.

L'équation de sélection appelle quelques commentaires. Dans la mesure où l'équation de gain est estimée sur le seul secteur privé alors que l'équation de sélection porte sur l'ensemble des individus susceptibles d'exercer une activité salariée dans le secteur privé (à savoir les salariés des secteurs public et privé, les chômeurs, les inactifs et les non salariés), cette dernière mesure la probabilité d'occuper un emploi dans le secteur privé. L'équation de sélection s'analyse comme une forme réduite amalgamant la probabilité d'être en emploi et celle, pour un salarié en emploi, d'être dans le secteur privé. Par conséquent, le coefficient négatif associé au diplôme du supérieur long signifie qu'un individu diplômé du supérieur long a une probabilité plus faible d'occuper un emploi dans le secteur privé (et non pas une plus faible probabilité d'occuper un emploi) qu'un individu disposant d'un Bac, d'un BEP ou d'un CAP.

Le montant de l'écart salarial entre hommes et femmes résultant de la sélection est très faible. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où les taux de participation au marché du travail sont très proches entre hommes et femmes. Ce résultat rejoint celui obtenu par Meurs et Ponthieux (2006). L'écart salarial entre hommes et femmes résultant de la sélection est très faible et reste plutôt en faveur des femmes. Nous avons donc réestimé les équations de gains en négligeant la sélection. Les résultats de l'estimation en une étape (cf. tableau 3, colonnes 3 et 6) ne sont pas très différents de ceux obtenus avec le Heckit. L'écart en matière de discrimination entre gays et lesbiennes est toutefois légèrement atténué : l'écart de salaire à l'encontre des gays demeure à - 6,3 % et nous n'obtenons pas de prime salariale significative en faveur des lesbiennes.

Contrairement aux études sur la discrimination entre hommes et femmes, les deux personnes constitutives d'un couple de même sexe appartiennent ici au même échantillon. Par conséquent, l'hypothèse d'échantillon composé d'individus indépendants est difficilement vérifiée pour les couples homosexuels, les deux membres de ces couples étant présents dans le même échantillon. Pour évaluer les conséquences de cette autocorrélation des résidus sur la mesure de l'écart de salaire, nous avons constitué mille échantillons où un seul des deux membres de chaque couple homosexuel est aléatoirement retenu (alors que tous les membres

des couples hétérosexuels sont conservés) et procédé à une estimation de l'équation de gain pour les hommes sur chacun de ces échantillons. Les résultats présentés en annexe 3 suggèrent que l'autocorrélation des résidus conduit à légèrement sous-estimer la discrimination envers les gays (- 7,4 % contre - 6,3 %), aucune des 1 000 estimations ne fournissant une mesure d'écart de salaire inférieur - 2,7 %.

Un écart également négatif dans le secteur public...

Une opinion répandue veut que l'homophobie, et, partant, la discrimination salariale à l'encontre des gays soient nettement moins affirmées dans le secteur public. Afin de tester cette proposition, le modèle a été estimé sur le seul secteur public. L'équation de sélection retenue appelle quelques commentaires. En toute rigueur, celle-ci devrait rendre compte d'un double choix : celui de se porter sur le marché du travail, puis, dans une seconde étape, celui de postuler pour un emploi dans le secteur public plutôt que dans le secteur privé. Une telle modélisation a déjà été mise en œuvre pour expliquer le choix de postuler sur des emplois publics (Fougère et Pouget, 2003). Toutefois une telle démarche, légitime pour examiner l'existence d'une discrimination d'accès à l'emploi, dépasse l'objectif du présent article limité au test de la présence éventuelle d'une discrimination salariale suivant l'orientation sexuelle. Aussi a-t-on simplement retenu, comme pour le privé, une forme réduite amalgamant les déterminants d'une équation de participation et ceux d'une équation de choix d'un emploi public. Les coefficients de l'équation de sélection doivent de ce fait être interprétés avec prudence.

Contrairement aux résultats obtenus sur le secteur privé, les lesbiennes ne bénéficient pas d'une prime, conformément à l'opinion communément répandue d'une moindre prise en considération de l'orientation sexuelle dans le secteur public. En revanche, et contrairement à l'opinion courante, les gays du secteur public gardent des salaires plus faibles que leur homologues hétérosexuels, même si l'ampleur de l'écart s'avère légèrement plus faible que dans le privé : - 5,6 % contre - 6,3 % dans le secteur privé (cf. tableau 4)²⁷.

27. Remarquons que le résultat selon lequel la discrimination salariale serait, dans le secteur public, plus faible que dans le secteur privé, mais loin d'être négligeable, a déjà été obtenu dans plusieurs travaux : Zweimüller et Winter-Ebmer (1993), Hoffnar et Greene (1996), Berson (2009).

Du fait d'une rémunération fixée à partir d'une grille salariale dans le secteur public, la présence d'un tel écart de salaire peut étonner. On pourrait y voir l'effet d'un « plafond de verre » qui s'exprimerait notamment lors des promotions, des notations et des changements de grade, induisant des déroulements de carrière plus lents pour les gays. Pourrait aussi jouer le fait que les règles de rémunération, ne sont pas homogènes dans toute la fonction publique : certains organismes (par exemple les collectivités territoriales) disposent de marges de manœuvre qui se rapprochent de celles du privé.

Enfin, une dernière hypothèse, avancée par Frank (2006), pourrait être que le secteur public est soumis à une contrainte de rentabilité moins

forte que le secteur privé. La discrimination pourrait alors plus facilement s'y exprimer, car le coût qui lui est associée serait moins sanctionné par le marché.

Afin de préciser les principales différences entre les secteurs public et privé, le modèle a finalement été estimé sur l'ensemble de l'économie en autorisant des différences de rendement entre secteur public et privé sur les différentes caractéristiques (tableau 5).

Par rapport aux résultats donnés plus haut, l'estimation de l'écart de salaire subi par les salarié(e)s homosexuel(le)s s'avère remarquablement stable : - 6,1 % dans le privé vs - 5,2 % dans le public pour les gays, + 1,6 % dans le privé et le public pour les

Tableau 4
Secteur public : équation de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

			Hommes			Femmes		
			Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain	Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay	*- 0,058		- 0,058	ns		ns
	Âge	Âge	0,012	0,022	ns	ns	0,019	ns
		Âge ²	ns	- 0,004	ns	ns	- 0,004	ns
	Diplôme	Supérieur long	0,325	0,624	0,326	0,294	0,406	0,276
		Supérieur court	0,115	0,438	0,115	0,107	0,474	0,089
		Bac, BT, BEP, CAP	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Sans diplôme	- 0,079	- 0,066	*- 0,079	- 0,085	- 0,104	** - 0,080
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0,024	*0,012	0,024	- 0,006	0,038	- 0,007
		Marié(e)	0,024	*- 0,032	0,024	ns	ns	- 0,005
		Non marié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Localisation	UU < 200 000 hab.	- 0,025		- 0,025	ns		ns
		UU >= 200 000 hab.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Île-de-France	0,058		0,058	0,073		0,073
	Capital immobilier	Propriétaire		- 0,057			ns	
		Non propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		- 0,544			- 0,695		
	Cadre supérieur ou moyen		0,260			0,128		
	Prof. interm., employé et ouvriers qualifiés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Situation un an avant	Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur		- 0,281			- 0,803		
	Actif occupé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Chômeur		- 1,553			- 2,002		
	Inactif		- 0,094			- 0,932	→	

lesbiennes²⁸. De plus, les caractéristiques individuelles ou inhérentes à l'emploi tenu plutôt favorables aux gays et lesbiennes sont moins bien rémunérées dans le secteur public que dans le secteur privé. Ainsi les diplômés du supérieur long disposent de rendements sensiblement inférieurs dans le secteur public ; l'écart de rémunération entre l'Île-de-France et le reste de la France est plus faible dans le secteur public et les emplois à temps partiel sont mieux rémunérés que dans le secteur privé. Or, les gays et les lesbiennes, sont en moyenne plus diplômés et en proportion plus nombreux en Île-de-France ; les lesbiennes sont en outre plus fréquemment employées à temps plein que les autres femmes.

Le tableau 6 résume les évaluations des écarts de salaire obtenues à partir de l'estimation en deux étapes selon la procédure de Heckman (équation de sélection + équation de gains).

Dans la mesure où la prime au mariage peut refléter des pratiques discriminatoires, on propose deux estimations de ces écarts : une évaluation basse, correspondant au seul coefficient de la variable gay_i dans l'équation de gain, et une évaluation haute correspondant à l'évaluation basse augmentée de la prime au mariage.

28. Notons que, dans ce dernier modèle, le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est négatif, aussi bien dans l'équation des hommes que dans celle des femmes, et deux fois plus élevé pour les premiers que pour les secondes ; on retrouve là des résultats qualitativement identiques à ceux de Meurs et Ponthieux (2006), bien que nos coefficients soient plus élevés. Par ailleurs, le coefficient positif associé, dans l'équation de sélection au statut résidentiel « Propriétaire », montre que celui-ci exerce un impact négatif sur la probabilité d'être au chômage ; ceci est à l'opposé de l'hypothèse d'Oswald (1996) – ou des modèles de recherche d'emploi qui associent généralement le statut de propriétaire à une moins grande mobilité pesant sur le processus d'appariement – mais cohérent avec de nombreux travaux empiriques récents (dont plusieurs sur données françaises : Brunet, 2009 ; Brunet et al., 2010), qui tendent de plus en plus à réfuter la prédiction initiale d'Oswald.

Tableau 4 (suite)

			Hommes			Femmes		
			Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain	Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	0,109		0,109	ns		ns
		Tertiaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	- 0,034		- 0,034	- 0,037		- 0,036
		50 - 499 salariés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		>= 500 salariés	0,061		0,061	0,032		0,033
	Horaires	>= 30h	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		15h <= durée < 30h	- 0,145		- 0,145	- 0,314		- 0,314
		< 15h	- 0,705		- 0,705	- 1,031		- 1,033
		Pas d'horaires fixes	0,102		0,102	- 0,105		- 0,104
		Horaires atypiques	*0,014		*0,014	0,067		0,067
	Qualification	Très qualifié(e)	0,261		0,261	0,272		0,270
		Qualifié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Peu qualifié(e)	- 0,097		- 0,097	- 0,273		- 0,246
	Type de poste	Col blanc	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Col bleu	- 0,072		- 0,073	- 0,134		- 0,133
Intérim		ns		ns	ns		ns	
Ancienneté	< 1an	ns		ns	- 0,041		- 0,039	
	1 <= ancienneté < 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	>= 5 ans	0,143		0,143	0,187		0,187	
	Inverse du ratio de Mills		ns			- 0,052		
	Constante	7,171	- 1,235	7,169	7,063	- 0,759	7,131	
	Taille de l'échantillon	10 980	88 204	10 980	18 762	91 054	18 762	

Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 % ; * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 % ; ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Afin d'éviter des problèmes d'arrondi, en particulier pour les termes quadratiques, la variable âge a été centrée et divisée par 10. Les méthodes d'estimation utilisées sont données dans l'encadré 3. Dans la section localisation, la variable UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : ensemble de l'économie.

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

Ainsi, alors que l'évaluation basse revient à comparer – toutes choses égales par ailleurs – les salaires des gays et des lesbiennes à ceux de leurs homologues hétérosexuels non mariés, l'évaluation haute équivaut de fait à comparer ces mêmes salaires à ceux de leurs homologues hétérosexuels mariés.

Les résultats des différentes estimations sont cohérents. Même si l'on considère la discrimination salariale *stricto sensu* (évaluation basse), les gays subissent une pénalité forte aussi bien dans le secteur privé que dans le secteur public : de - 6,3 % à - 6,5 % dans le privé et de - 5,4 % à - 5,6 % dans le public. Cet écart est comparable à l'écart de salaire entre hommes/femmes, évaluée par Meurs et Ponthieux (2000, 2006) à

- 5,4 % et - 6,3 %. Comparées à leurs homologues hétérosexuelles, les lesbiennes bénéficient, quant à elles d'une prime salariale modérée de + 1,6 % à + 1,9 % dans le secteur privé ; cette prime est plus faible, entre 0 % et + 1,6 %, dans le secteur public.

...qui ne croit avec la qualification

Sur le marché du travail français, l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle mis en évidence dans cet article s'exerce principalement à l'encontre des homosexuels hommes. On peut se demander si son ampleur n'est pas moindre lorsque ces derniers occupent des emplois plus qualifiés, et donc, en moyenne mieux

Tableau 5
Secteurs privé et public : équations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

			Hommes			Femmes		
			Équation de sélection	Équation de gain		Équation de sélection	Équation de gain	
				Ensemble	Public		Ensemble	Public
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay		- 0,063	*0,009		0,016	ns
	Âge	Âge	- 0,014	0,008	0,006	0,012	ns	ns
		Âge ²	- 0,012	** - 0,002	ns	- 0,022	ns	ns
	Diplôme	Supérieur long	0,141	0,408	- 0,099	0,324	0,318	- 0,016
		Supérieur court	ns	0,129		0,311	0,103	
		Bac, BT, BEP, CAP	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Sans diplôme	- 0,118	- 0,056		- 0,191	- 0,082	
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0,025	ns	0,020	- 0,167	*- 0,019	0,013
		Marié	0,208	0,032	ns	ns	- 0,021	0,023
		Non marié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Localisation	UU < 200 000 hab		- 0,013			- 0,029	0,022
		UU ≥ 200 000 hab.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Île-de-France		0,144	- 0,079		0,173	- 0,101
Capital immobilier	Propriétaire	0,255			0,321			
	Non propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef entreprise, indép.,	- 0,631			- 1,211			
	Cadre sup. ou moyen	- 0,078			- 0,255			
	Prof. interm., employé et ouvriers qualifiés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Situation un an avant	Employé-ouvrier non qualifié, inactif, chôm.,	0,322			0,031			
	Actif occupé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Chômeur	- 3,592			- 4,083			
	Inactif	- 1,580			- 3,024		→	

rémunérés²⁹. pour répondre à cette interrogation, nous avons estimé les équations de gains masculines pour deux niveaux de qualification : le niveau très qualifié regroupe exclusivement les cadres et les professions intellectuelles supérieures ; à l'opposé, le niveau peu qualifié rassemble les employés et les ouvriers (les cadres moyens et les professions intermédiaires sont donc exclus de l'analyse).

Dans le secteur privé³⁰, l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle s'avère non significatif sur les emplois peu qualifiés et à l'inverse très élevé (- 9,4 %) sur les emplois très qualifiés (cf. tableau 7). Ce sont les salariés gays occupant les emplois les plus qualifiés qui seraient donc, potentiellement, les plus affectés par les

pratiques discriminatoires. Ce résultat est plus logique qu'il n'y paraît. D'une part les possibilités de discrimination salariale des travailleurs non qualifiés sont limitées (progressions de carrières faibles ou inexistantes, salaires proches du SMIC, grilles salariales contraignantes, etc.).

29. On peut par exemple penser, en première analyse, que les comportements ouvertement homophobes sont moins fréquents s'agissant d'emplois très qualifiés ou encore que les comportements d'arasement ou de stigmatisation envers les salariés homosexuels concernent plutôt les salariés peu qualifiés. Notons cependant que s'agissant de ce dernier point, les comportements d'arasement ou de stigmatisation ne s'accompagnent pas nécessairement d'une discrimination salariale.

30. La non-significativité du coefficient mesurant la discrimination envers les gays dans le secteur public tient vraisemblablement au faible nombre d'individus concernés (sur un total de 79 salariés gays dans le secteur public, seuls 36 sont ouvriers ou employés et 21 très qualifiés).

Tableau 5 (suite)

			Hommes			Femmes			
			Équation de sélection	Équation de gain		Équation de sélection	Équation de gain		
				Ensemble	Public		Ensemble	Public	
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	Réf.	0,033	Réf.	Réf.	0,074	Réf.	
		Tertiaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
		Public	Réf.	- 0,094	Réf.	Réf.	- 0,062	Réf.	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	Réf.	- 0,046	Réf.	Réf.	Réf.	- 0,030	Réf.
		50-499 salariés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		>= 500 salariés	Réf.	0,048	Réf.	Réf.	0,076	Réf.	Réf.
	Horaires	>= 30h	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		15 <= durée < 30h	Réf.	- 0,483	0,322	Réf.	- 0,483	0,163	Réf.
		< 15h	Réf.	- 1,264	0,543	Réf.	- 1,369	0,329	Réf.
		Pas d'horaires fixes	Réf.	0,093	Réf.	Réf.	- 0,211	Réf.	Réf.
		Horaires atypiques	Réf.	0,048	- 0,040	Réf.	0,064	ns	Réf.
	Qualification	Très qualifié	Réf.	0,292	Réf.	Réf.	0,257	0,032	Réf.
		Qualifié	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Peu qualifié	Réf.	- 0,120	Réf.	Réf.	- 0,234	- 0,044	Réf.
Type de poste	Col blanc	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Col bleu	Réf.	- 0,093	Réf.	Réf.	- 0,084	Réf.	Réf.	
	Intérim	Réf.	ns	Réf.	Réf.	0,089	Réf.	Réf.	
Ancienneté	< 1 an	Réf.	- 0,030	Réf.	Réf.	- 0,040	Réf.	Réf.	
	1 <= ancienneté < 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	>= 5 ans	Réf.	0,078	Réf.	Réf.	0,147	Réf.	Réf.	
Inverse du ratio de Mills				- 0,189			ns		
Constante			1,588	7,317		1,620	7,127		
Taille échantillon			88 204	83 302		91 054	64 578		

Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 % ; * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 % ; ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Afin d'éviter des problèmes d'arrondi en particulier pour les termes quadratiques, la variable âge a été centrée et divisée par 10. Les méthodes d'estimation utilisées sont données dans l'encadré 3. Dans la section localisation, la variable UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : ensemble de l'économie.

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

Il se peut aussi que l'employeur se soucie peu de l'orientation sexuelle d'un salarié peu qualifié et noyé dans la masse ; ensuite celui-ci est moins identifiable et donc moins exposé dans l'entreprise car appartenant à un ensemble plus grand de salariés. À l'inverse, l'effet « plafond de verre »³¹ jouerait à plein pour les postes très qualifiés et en particulier les emplois de cadres supérieurs, plus exposés car souvent amenés à représenter l'entreprise à l'extérieur. Les gays pourraient alors voir leur carrières notablement freinées – au profit de leurs homologues hétérosexuels – à travers de moins fréquentes promotions, reflétant un hétérocentrisme de fait et/ou l'endogénéisation par l'employeur de l'homophobie réelle ou supposée des clients ou partenaires de l'entreprise. Ainsi, contrairement à l'intuition, la qualification ne protégerait pas les salariés homosexuels mais les exposerait, au contraire, davantage aux pratiques discriminatoires.

L'écart s'accroît avec l'âge

Contrairement aux autres formes de discrimination salariale (sexe, origine ethnique, âge), la discrimination en fonction de l'orientation sexuelle ne repose pas, on l'a vu, sur une caractéristique individuelle directement observable. L'information concernant l'orientation sexuelle peut cependant être acquise, soit directement, dans le cas où l'homosexualité du salarié est connue dans l'entreprise, soit indirectement *via* l'observation de certaines caractéristiques permettant à l'employeur, sinon d'établir avec certitude l'orientation sexuelle du salarié, du moins

de renforcer la présomption d'homosexualité : statut matrimonial, absence d'enfants, lieu de résidence, nature de la participation aux événements sociaux de l'entreprise, etc. Dans ce dernier cas, le processus d'acquisition de l'information et de révision des croyances *a priori*, va permettre à l'employeur d'estimer, avec une précision croissante au cours du temps, l'orientation sexuelle d'un salarié ; si discrimination il y a, elle devrait donc être croissante avec l'âge de la victime, dans la mesure où être non marié et sans enfants ne véhicule pas la même information à vingt ans qu'à soixante ans.

On peut examiner si un tel mécanisme est à l'œuvre en estimant des équations de gains suivant deux tranches d'âges. Là encore, dans la mesure où seuls les gays semblent susceptibles de discrimination salariale, nous limiterons nos investigations à la population masculine.

L'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle s'avère sans ambiguïté croissant avec l'âge. Pour les moins de 35 ans, il est de - 6 % dans le secteur privé et n'en diffère pas significativement dans le secteur public (tableau 8). Au-delà de 45 ans il atteint - 13 % dans le secteur privé et n'est pas significativement différent de cette valeur dans le secteur public. Cette progression selon l'âge est statistiquement significative. Les gays subissent donc, toutes choses égales par ailleurs, une pénalité

31. La notion de « plafond de verre » renvoie à l'ensemble des barrières invisibles au sein de l'entreprise qui viennent freiner le déroulement de carrière d'une partie des salariés, initialement dans la littérature les femmes, dans notre cas les salariés gays.

Tableau 6
Synthèse des évaluations de la discrimination salariale

		Évaluation basse de la discrimination	Prime au mariage	Évaluation haute de la discrimination
Estimation sur le secteur privé	Hommes	- 6,5	+ 3,9	- 10,4
	Femmes	+ 2,1	- 1,7	+ 3,8
Estimation sur le secteur public	Hommes	- 5,8	+ 2,4	- 8,2
	Femmes	0,0	- 0,5	+ 0,5
Estimation sur l'ensemble des deux secteurs	Hommes	Privé	+ 3,2	- 9,5
		Public	+ 3,2	- 8,6
	Femmes	Privé	- 2,1	+ 3,7
		Public	+ 1,6	+ 1,8

Lecture : estimation en deux étapes (Heckit). Les valeurs reportées correspondent pour les trois dernières colonnes respectivement à l'incidence (en %) sur le salaire de l'orientation sexuelle (évaluation basse de la discrimination), du fait d'être marié (prime au mariage), et de la somme des deux (évaluation haute de la discrimination).
Champ : ensemble de l'économie.
Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

salariale d'autant plus importante qu'ils sont âgés. Deux effets au moins se conjuguent pour aboutir à ce résultat : d'une part les salariés gays les plus âgés sont aussi ceux pour lesquels l'observation du statut marital et du nombre d'enfants transmet le plus d'information sur l'orientation sexuelle, d'autre part ce sont également ceux pour lesquels la discrimination salariale a eu le temps de s'exprimer

via le ralentissement de carrière associé à l'existence d'un « plafond de verre ».

* *
*

À l'issue de ce travail, il convient de rappeler que – compte tenu du mode d'identification des

Tableau 7
Équations de gains pour les hommes suivant le niveau de qualification

			Peu qualifiés		Très qualifiés	
			Ensemble	Public	Ensemble	Public
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay	ns	ns	- 0,099	ns
	Âge	Âge	0,002	- 0,002	0,014	0,004
		Âge ²	- 0,002	0,002	- 0,004	0,003
	Diplôme	Supérieur long	0,074	ns	0,263	ns
		Supérieur court	0,091	ns	0,096	ns
		Bac, BT, BEP, CAP	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Sans diplôme		- 0,063	ns	- 0,033	ns	
Situation de famille	Nombre d'enfants	- 0,004	0,015	0,014	0,024	
	Marié Non marié	0,031 Réf.	ns Réf.	0,065 Réf.	** - 0,035 Réf.	
Localisation	UU < 200 000 hab.	- 0,013	ns	ns	ns	
	UU ≥ 200 000 hab.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Île-de-France	0,093	- 0,066	0,145	- 0,077	
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	0,028		0,033	
		Tertiaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Public	0,117		- 0,192	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	- 0,042		- 0,067	
		50-499 salariés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		≥ 500 salariés	0,070		0,034	
	Horaires	≥ 30h	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		15 ≤ durée < 30h	- 0,485	ns	- 0,537	0,361
		< 15h	- 1,362	0,357	- 1,450	0,787
		Pas d'horaires fixes	0,047		0,038	
Horaires atypiques		0,055	ns	0,062	- 0,080	
Type de poste	Col blanc	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Col bleu	- 0,049		- 0,055		
	Intérim	- 0,023		ns		
Ancienneté	< 1an	- 0,035		- 0,042		
	1 ≤ ancienneté < 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	≥ 5 ans	0,089	0,076	0,025	0,051	
Constante			7,265		7,819	
Taille de l'échantillon			42 755		17 699	

Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 % ; * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 % ; ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Les équations de gain sont estimées sur le secteur privé et sur le secteur public. Dans la section localisation, la variable UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : ensemble de l'économie, par niveaux de qualification.

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

populations homosexuelles et hétérosexuelles – les écarts de salaires identifiés dans l'article ne concernent que les populations homosexuelles et hétérosexuelles vivant en couple. Sur ce champ spécifique, ce travail exploratoire met en évidence un écart de salaire selon l'orientation sexuelle. Cet écart de salaire concerne principalement les hommes homosexuels, et il est perceptible aussi bien dans le secteur privé

que dans le secteur public : il est de l'ordre de - 6,3 % à - 6,5 % dans le secteur privé et de - 5,4 % à - 5,6 % dans le secteur public. Son ampleur est donc comparable à l'écart de salaire inexpliqué entre hommes et femmes.

Si on lit ces résultats en termes de discrimination, dans la mesure où tous les salariés identifiés dans notre échantillon comme homosexuels

Tableau 8
Équation de gain pour les hommes suivant l'âge

			< 35 ans		≥ 45 ans	
			Ensemble	Secteur public	Ensemble	Secteur public
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay	- 0,060	ns	- 0,130	ns
	Diplôme	Supérieur long	0,361	- 0,111	0,463	- 0,080
		Supérieur court	0,110	ns	0,180	- 0,042
		<i>Bac, BT, BEP, CAP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
		Sans diplôme	- 0,036	ns	- 0,050	ns
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0,012	0,024	- 0,010	ns
		Marié	0,05	ns	0,037	ns
		<i>Non marié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	Localisation	UU < 200 000	ns	ns	- 0,019	ns
		UU ≥ 200 000 hab.	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Île-de-France		0,161	- 0,123	0,138	- 0,063	
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	0,031		0,035	
		<i>Tertiaire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
		Public	- 0,073		- 0,089	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	- 0,041		- 0,057	
		50-499 salariés	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
		≥ 500 salariés	0,034		0,057	
	Horaires	≥ 30h	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
		15 ≤ durée < 30h	- 0,436	0,391	- 0,509	0,365
		< 15h	- 1,001	ns	- 1,300	0,761
		Pas d'horaires fixes	0,077		0,080	
		Horaires atypiques	0,048	** - 0,032	0,039	- 0,032
	Qualification	Très qualifié	0,212	- 0,079	0,344	- 0,033
		<i>Qualifié</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
		Peu qualifié	- 0,105		- 0,135	
Type de poste	<i>Col blanc</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	
	Col bleu	- 0,115		- 0,111		
	Intérim	ns		0,036		
Ancienneté	< 1 an	- 0,022		- 0,061		
	1 ≤ ancienneté < 5 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	
	≥ 5 ans	0,060	0,040	0,098	0,066	
Constante		7,188		7,327		
Taille de l'échantillon		16 031		35 501		

Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 % ; * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 % ; ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Dans la section localisation, la variable UU désigne la taille de l'unité urbaine de résidence.

Champ : ensemble de l'économie, par tranches d'âge.

Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

ne le sont pas nécessairement par leurs employeurs, ceux qui sont effectivement identifiés comme homosexuels subiraient une discrimination plus forte que la discrimination moyenne ainsi estimée.

Nous ne mettons pas en évidence un écart de salaire à l'encontre des lesbiennes. Cette asymétrie entre gays et lesbiennes est conforme à la fois aux résultats enregistrés dans d'autres pays et à l'intuition théorique. Par rapport aux hétérosexuels hommes, les gays pourraient être victimes d'une double discrimination statistique et par préférences. La préférence pour la discrimination serait plus faible vis-à-vis des lesbiennes, et partiellement compensée par une discrimination statistique positive. Cette asymétrie renverrait à une hétérogénéité des pratiques discriminatoires, en partie liée à la nature même de l'homophobie et aux stéréotypes différents associés dans la société aux homosexualités masculine et féminine.

Si discrimination il y a, il ne semble pas que le diplôme suffise à en protéger ; au contraire, les salariés homosexuels masculins subissent un pénalité salariale d'autant plus forte qu'ils

occupent un emploi qualifié : un tel emploi, les mettant davantage en vue, permet, *via* le jeu des promotions, à une discrimination latente de s'exprimer. L'effet « plafond de verre » jouerait en limitant, dans l'entreprise, les transitions professionnelles favorables pour les gays. Enfin, le lent processus d'acquisition, par l'employeur, d'information sur l'orientation sexuelle de ses salariés, se traduirait par des pratiques discriminatoires d'autant plus marquées que le salarié homosexuel est âgé.

De façon générale, les résultats obtenus dans cette étude sur l'ampleur de la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle appartiennent à la fourchette basse des estimations obtenues sur d'autres pays, notamment anglo-saxons. L'homophobie et l'hétérocentrisme peut-être plus virulents outre-Atlantique pourraient expliquer cette différence. Mais ces travaux peuvent aussi souffrir d'une insuffisante prise en compte de variables de contrôle pourtant essentielles (prime au mariage, temps de travail, secteur d'activité, etc.) et/ou de défauts de filtrage dans l'identification des populations homosexuelles lorsque l'échantillon est constitué sur un critère de cohabitation. □

BIBLIOGRAPHIE

Adam B.D. (1981), « Stigma and Employability: Discrimination by Sex and Sexual Orientation in the Ontario Legal Profession », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, vol. 18, n° 2, pp. 216-221.

Ahmed A.M. et Hammarstedt M. (2009), « Sexual orientation and earnings: a register data based approach to identify homosexuals », *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 23, n° 3, pp. 835-849.

Allegretto S.A. et Arthur M. (2001), « An Empirical Analysis of Homosexual/Heterosexual Male Earnings Differentials: Unmarried and Unequal? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54, n° 3, pp. 631-646.

Antecol H., Jong A. et Steinberger M. (2007), « The Sexual Orientation Wage Gap: The Role of Occupational Sorting, Human Capital, and Discrimination », *IZA Discussion Paper n° 2945*, Institute for the Study of Labor (IZA).

Antecol H. et Steinberger M. (2009), « Female Labor Supply Differences by Sexual Orientation: A Semi-Parametric Decomposition Approach », *IZA Discussion Paper n°4029*, Institute for the Study of Labor (IZA).

Arabsheibani G.R., Marin A. et Wadsworth J. (2004), « In the pink: Homosexual/heterosexual wage differentials in the UK », *International Journal of Manpower*, vol. 25, n° 3-4, pp. 343-354.

Arabsheibani G.R., Marin A. et Wadsworth J. (2005), « Gays' Pay in the UK », *Economica*, vol. 72, n° 286, pp. 333-347.

Arabsheibani G.R., Marin A. et Wadsworth J. (2007), « Variations in Gay Pay in the USA and the UK », dans *Sexual Orientation Discrimination: An International Perspective*, Badgett L. et Frank J. (ed.), London: Routledge.

Arrow K. (1973), « The Theory of Discrimination », dans *Discrimination in labor markets*,

O. A. Ashenfelter et A. Rees (ed.), Princeton University Press.

Badgett L., Donnelly C. et Kibbe J. (1992), *Pervasive patterns of discrimination against lesbians and gay men: evidence from surveys across the United States*, National Gay and Lesbian Task Force Policy Institute, Washington DC.

Badgett L. (1995), « The Wage Effects of Sexual Orientation Discrimination », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 48, n° 4, pp. 726–739.

Badgett L. (1996), « Choices and Chances: Is Coming Out at Work a Rational Choice? » dans *Queer Studies: a Lesbian, Gay Bisexual, and Transgender Anthology*, Beemyn B. et Eliason M. (ed.), New York, New York University Press.

Badgett L. (1996), « Employment and Sexual Orientation: Disclosure and Discrimination in the Workplace », *Journal of Gay & Lesbian Social Services*, vol. 4, n° 4, pp. 29-52.

Badgett L. (1997), « Vulnerability in the workplace: evidence of anti-gay discrimination », *Angles: The Policy Journal of the Institute for Gay and Lesbian Strategic Studies*, vol. 2, n° 1, pp. 1-4.

Badgett L. (2001), *Money, Myths, and Change: The Economic Live of Lesbians and Gay Men*, University of Chicago Press, Chicago.

Badgett L. (2006), « Discrimination Based on Sexual Orientation: a Review of the Literature in Economics and Beyond », dans *Handbook on the Economics of Discrimination*, Rodgers III W.M. (ed.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham, Royaume-Uni.

Badgett L., Lau H., Sears B. et Ho D. (2007), *Bias in the Workplace: Consistent Evidence of Sexual Orientation and Gender Identity Discrimination*, University of California Los Angeles, UCLA, The Williams Institute.

Bajos N., Beltzer N. et Prudhomme A. (2008), « Les sexualités homo-bisexuelles : d'une acceptation de principe aux vulnérabilités sociales et préventives », chapitre 12 dans *La sexualité en France : Pratiques, genre et santé*, Bajos N. et Bozon, M (ed.), La Découverte, pp. 243-271, Paris.

Becker G.S. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press.

Becker G.S. (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *Economic Journal*, vol. 75, n° 299, pp. 493-417.

Becker G.S. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

Bell A.P. et Weinberg M.S. (1978), *Homosexualities: A Study of Diversity Among Men and Women*, New York, Simon & Schuster.

Berg N. et Lien D. (2002), « Measuring the Effect of Sexual Orientation on Income: Evidence of Discrimination? », *Contemporary Economic Policy*, 2002, vol. 20, n° 4, pp. 394–314.

Berill K.T. (1992), « Anti-Gay Violence and Victimization in the United States: An Overview », dans *Hate Crimes: Confronting Violence against Lesbians and Gay Men*, Herek G.M. et Berill K.T. (ed.), Sage, Newbury Park, Californie.

Berson C. (2009), « Private vs Public Sector: Discrimination Against Second-Generation Immigrants in France », *Documents de travail du Centre d'économie de la Sorbonne n°2009-59*, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Septembre.

Black D., Gates G., Sanders S. et Taylor L. (2000), « Demographics of the Gay and Lesbian Population in the United States: Evidence from Available Systematic Data Sources », *Demography*, vol. 37, n° 2, pp. 139-54.

Black D., Makar H., Sanders S. et Taylor L. (2002), « Why Do Gays Live in San Francisco? », *Journal of Urban Economics*, vol. 51, n° 1, pp. 54-76.

Black D., Makar H., Sanders S. et Taylor L. (2003), « The Earnings Effects of Sexual Orientation », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, n° 3, pp. 449-469.

Black D., Sanders S. et Taylor L. (2007), « The Economics of Lesbian and Gay Families », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, n° 2, pp. 53-70(18).

Blandford J.M. (1999), *Sexual orientation's role in the determination of earnings and occupational outcomes: theory and econometric evidence*, Dissertation.

Blandford J.M. (2000), « Evidence of the Role of Sexual Orientation in the Determination of Earnings Outcomes », *University of Chicago –*

Population Research Center 2000-01, Chicago – Population Research Center.

Blandford J.M. (2003), « The Nexus of Sexual Orientation and Gender in the Determination of Earnings », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, n° 4, pp. 622-642.

Blinder, A.S. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.

Borrillo D. et Formond T. (2007), « Homosexualité et discriminations en droit privé », *Collection Études et Recherches*, Haute autorité de lutte contre les discriminations et pour l'égalité (Halde), La Documentation Française.

Brooks V. (1981), *Minority stress and lesbian women*, Lexington, MA: Lexington Books.

Brunet C. (2009), « Stabilité dans l'emploi et statut résidentiel », *WP n°09-11*, GATE, Groupe d'analyse et de théorie économique Lyon-St Étienne.

Brunet C., Havet N. et Lesueur J.-Y. (2010), « La propriété immobilière est-elle un obstacle pour sortir du chômage ? », *WP n°10-07*, GATE, Groupe d'analyse et de théorie économique Lyon-St Étienne.

Calandrino M. (1999), « Sexual Orientation Discrimination on the UK Labour Market », *Working Paper St. Antony's College*, University of Oxford.

Carpenter C.S. (2004), « New Evidence on Gay and Lesbian Household Incomes », *Contemporary Economic Policy*, vol. 22, n° 1, pp. 78-94.

Carpenter C.S. (2005a), « Self-Reported Sexual Orientation and Earnings: Evidence from California », *Industrial and Labor Relations Review*, 2005, vol. 58, n° 2, pp. 258-273.

Carpenter C.S. (2005b), « Heterosexual signalling and the marriage premium », Unpublished paper.

Carpenter C.S. (2007a), « Revisiting the income penalty for behaviorally gay men: evidence from NHANES III », *Labour Economics*, vol. 14, n° 1, pp. 25-34.

Carpenter C.S. (2007b), « Do Straight Men "Come Out" at Work Too? The Heterosexual Male Marriage Premium and Discrimination against Gay Men », dans *Sexual Orientation*

Discrimination: An International Perspective, Badgett L. et Frank J. (ed.), New York: Routledge Press, pp. 76-92.

Carpenter C.S. (2008a), « Sexual Orientation, Income, and Non-Pecuniary Economic Outcomes: New Evidence from Young Lesbians in Australia », *Review of Economics of the Household*, vol. 6, n° 4, pp. 391-408.

Carpenter C.S. (2008b), « Sexual Orientation, Work, and Income in Canada », *Canadian Journal of Economics*, vol. 41, n° 4, pp. 1239-1261.

Chafetz J.S., Sampson P., Beck P. et West J. (1974), « A study of homosexual women », *Social Work*, vol. 19, n° 6, pp. 714-723.

Clain H.S. et Leppel K. (2001), « An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences », *Applied Economics*, vol. 33, n° 1, pp. 37-47.

Daneshvary N., Waddoups C.J. et Wimmer B.S. (2008), « Educational Attainment and the Lesbian Wage Premium », *Journal of Labor Research*, vol. 29, n° 4, pp. 365-379.

Digoix M., Festy P. et Garnier B. (2004), « What if same-sex couples exist in France after all? », dans *Same-Sex couples, same-sex partnerships & homosexual marriages: a focus on cross-national differentials*, Digoix M. et Festy P. (ed.), *Document de travail n° 124*, Ined.

Elmslie B. et Tebaldi E. (2007), « Sexual Orientation and Labor Market Discrimination », *Journal of Labor Research*, vol. 28, n° 3, pp. 436-453.

Falcoz C. (2008), « Homophobie dans l'entreprise », sous la direction de Falcoz C., Haute autorité de lutte contre les discriminations et pour l'égalité (Halde), *Collection Etudes et recherches*, La Documentation Française éd.

Fortin, N.M. (2008), « The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money vs. People », *Journal of Human Resources*, 43, n° 4, pp. 886-920.

Fougeres D. et Pouget J. (2003), « Les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique », *Économie et Statistique*, n° 369-370, pp. 15-48.

Frank J. (2006), « Gay Glass Ceilings », *Economica*, vol. 73, n° 291, pp. 485-508.

- Frank J. (2007)**, « Is the male marriage premium evidence of discrimination against gay men? », dans *Sexual orientation discrimination: an international perspective*, Badgett L. et Frank J. (ed.), New York: Routledge Press.
- Heckman J. (1976)**, « The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator of such Models », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, n° 4, pp. 475-492.
- Heckman J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Heineck G. (2009)**, « Sexual orientation and earnings: evidence from the ISSP », *Applied Economics Letters*, vol. 16, n° 13, pp. 1351-1354.
- Herek G.M. (1998)**, « Stigma and sexual orientation: understanding prejudice against lesbians, gay men and bisexuals », *Psychological perspectives on lesbian and gay issues*, vol. 4, Herek, Gregory M. (ed.), Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications.
- Herek G.M. (2000)**, « Sexual Prejudice and Gender: Do Heterosexuals' Attitudes Toward Lesbian and Gay Men Differ? », *Journal of Social Issues*, vol. 56, n° 2, pp. 251-266.
- Hoffnar E. et Greene M. (1996)**, « Gender discrimination in the public and private sectors: A sample selectivity approach », *The Journal of Socio-Economics*, Elsevier, vol. 25, n° 1, pp. 105-114.
- Irwin J. (1999)**, *The pink ceiling is too low: workplace experiences of lesbians, gay men and transgender people*, Australian Centre for Lesbian and Gay Research, New South Wales: Gay and Lesbian Rights Lobby.
- Jepsen K. (2007)**, « Comparing the Earnings of Cohabiting Lesbians, Cohabiting Heterosexual Women, and Married Women: Evidence from the 2000 Census », *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, vol. 46, n° 4, pp. 699-727.
- Kite M.E. et Deaux K. (1987)**, « Gender belief systems: Homosexuality and the implicit inversion theory », *Psychology of Women Quarterly*, vol. 11, pp. 83-96.
- Kite M.E. et Whitley B.E. (1996)**, « Sex Differences in Attitudes Toward Homosexual Persons, Behaviors, and Civil Rights: A Meta-Analysis », *Personality and Social Psychology Bulletin*, vol. 22, n° 4, pp. 336-353.
- Klawitter M. (1997)**, « The Effects of Sexual Orientation on the Determinants of Earnings for Women », *Working Paper*, University of Washington.
- Klawitter M. (1998)**, « The Determinants of Earnings for Women in Same-Sex and Different-Sex Couples », *Working Paper 9807*, University of Washington.
- Klawitter M. et Flatt V. (1998)**, « The Effects of State and Local Antidiscrimination Policies on Earnings for Gays and Lesbians », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 17, n° 4, pp. 658-686.
- Kurdek L.A. (1993)**, « The Allocation of Household Labor in Gay, Lesbian, and Heterosexual Married Couples », *Journal of Social Issues*, vol. 49, n° 3, pp. 127-139.
- Leigh J.P., Lubeck D.P., Farnham P. et Fries J.F. (1997)**, « Absenteeism and HIV infection », *Journal Applied Economics Letters*, vol. 4, n° 5, Mai, pp. 275-280.
- Levine M.P. (1979)**, « Employment discrimination against gay men », *International Review of Modern Sociology*, vol. 9, n° 5-7, pp. 151-163.
- Levine M.P. et Leonard R. (1984)**, « Discrimination against Lesbians in the Work Force », *Signs*, vol. 9, n° 4, *The Lesbian Issue*, pp. 700-710, The University of Chicago Press.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2000)**, « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2006)**, « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, pp. 99-129.
- Oaxaca R.L. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.
- Oaxaca R.L. et Ransom M.R. (1994)**, « On discrimination and the decomposition of wage differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, n° 1, pp. 5-21.

- Oswald A.J. (1996)**, « A Conjecture on the Explanation for High Unemployment in the Industrialized Nations: Part I », *University of Warwick Working Paper n°475*.
- Patterson C.J. (1998)**, « The family lives of children born to lesbian mothers », dans *Lesbian, Gay, and Bisexual Identities in Families: Psychological Perspectives*, Patterson C.J. et D'Augelli A.R. (ed.), Oxford University Press, Oxford, Royaume-Uni, pp. 154-176.
- Pew Research Center for the People and the Press (PRCPP) (2002)**, *What the World Thinks in 2002*, Topline Results.
- Peplau L.A. et Fingerhut A. (2004)**, « The Paradox of the Lesbian Worker », *Journal of Social Issues*, vol. 60, n° 4, pp. 719-735.
- Phelps E.S. (1972)**, « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, vol. 62, n° 4, pp. 659-661.
- Plug E. et Berkhout P. (2004)**, « Effects of Sexual Preferences on Earnings in the Netherlands », *Journal of Population Economics*, vol. 17, n° 1, pp. 117-131.
- Plug E. et Berkhout P. (2008)**, « Sexual Orientation, Disclosure and Earnings », *IZA Discussion Paper n° 3290*.
- Saghir M.T. et Robins E. (1973)**, *Male and female homosexuality: a comprehensive investigation*, Williams & Wilkins, Baltimore.
- Schneider B. E. (1981)**, « Coming Out at Work: Detriments and Consequences of Lesbians' Openness at Their Workplaces », papier présenté à *the annual meeting of the Society for the Study of Social Problems*, Toronto.
- Simon A. (1998)**, « The relationship between stereotypes of and attitudes toward lesbians and gays », dans *Stigma and Sexual Orientation: Understanding Prejudice Against Lesbians, Gay Men, and Bisexuals*, Herek G.M. (ed.), *Psychological perspectives on lesbian and gay issues*, vol. 4, Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications.
- Steenhof L. et Harmsen C. (2004)**, « Same-sex couples in the Netherland », dans *Same-sex couples, same-sex partnerships & homosexual marriages. A focus on cross-national differential*, Digoix M. et Festy P. (ed.), *Document de travail 124*, Ined, pp. 233-243.
- Thiry B. (1985)**, « La discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France », *Annales de l'Insee*, n° 58, pp. 39-68.
- Toulemon L., Vitrac J. et Cassan F. (2002)**, « Tentative d'évaluation du nombre de couples homosexuels co-résidents d'après l'enquête EHF », *Working Paper, présentation à l'Ined, groupe EHF*.
- Toulemon L., Vitrac J. et Cassan F. (2005)**, « Le difficile comptage des couples homosexuels d'après l'enquête EHF », dans *Histoires de familles, histoires familiales*, sous la direction de Cécile Lefèvre et Alexandra Filhon, les Cahiers de l'Ined, n° 156, partie IX.32, pp. 589-602.
- Turcotte P., Renaud V. et Cunningham R. (2003)**, « Same-sex relationships and sexual orientation in Canada: Data, concepts, and methodological issues », papier présenté à *2003 PAA Meeting*, Minneapolis, Mai.
- Yang A. (1999)**, « From Wrongs to Rights: Public Opinion on Gay and Lesbian American Moves Toward Equality », *Publication of the Policy Institute of the National Gay and Lesbian Task Force*, Washington, DC.
- Zweimuller J. et Winter-Ebmer R. (1994)**, « Gender Wage Differentials in Private and Public Sector Jobs », *Journal of Population Economics*, vol. 7, n° 3, pp. 271-85.

VARIABLES UTILISÉES DANS LES ÉQUATIONS DE SÉLECTION ET DE GAIN

			Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay vs Hétérosexuel		✓
	Âge	Âge, âge ²	✓	✓
	Diplôme	Sans diplôme vs Bac, BT, Bep, Cap vs Supérieur court vs Masters, écoles	✓	✓
	Situation de famille	Nombre d'enfants	✓	✓
		Marié vs Non marié	✓	✓
	Localisation	< 200 000 vs >= 200 000 vs IdF		✓
	Capital immobilier	Propriétaire vs Non propriétaire	✓	
	Autre(s) revenu(s) (CSP conjoint)	Art. Com. Indép. vs Cadres vs Prof. Int, Emp. et Ouv. Qualifiés vs Autres	✓	
Situation un an avant	Actif occupé vs Chômeur vs Inactif	✓		
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire vs Tertiaire		✓
	Taille de l'entreprise	< 50 vs 50-499 vs >= 500		✓
	Horaires	< 15h vs 15 <= durée <30h vs >= 30h vs Autres		✓
		Horaires normaux vs atypiques		✓
	Qualification	Peu qualifié vs Qualifié vs Très qualifié		✓
	Type de poste	Col bleu vs Col blanc		✓
		Intérim vs CDD, CDI		✓
Ancienneté	< 1 an vs 1 <= ancienneté < 5 ans vs >= 5 ans		✓	

Lecture : l'échantillon étant constitué à partir de douze enquêtes Emploi empliées (1996-2007), des variables dummy temporelles – une pour chaque année – ont en outre été systématiquement introduites dans les équations afin de purger les résultats d'un éventuel effet du cycle conjoncturel. Les caractéristiques soulignées sont celles de l'individu de référence.

ROBUSTESSE DES RÉSULTATS À L'ADJONCTION DE LA VARIABLE « GAY » DANS L'ÉQUATION DE SÉLECTION

Secteur privé : équations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

			Hommes			Femmes		
			Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain	Équation de gain en une étape	Équation de sélection	Équation de gain
Caractéristiques individuelles	Orientation sexuelle	Gay	- 0,065	- 0,233	- 0,062	ns	ns	ns
	Âge	Âge	0,008	- 0,024	*0,008	0,005	- 0,009	*0,004
		Âge ²	- 0,002	- 0,002	ns	- 0,003	- 0,014	ns
	Diplôme	Supérieur long	0,410	- 0,517	0,417	0,316	- 0,110	0,306
		Supérieur court	0,136	- 0,359	0,140	0,099	- 0,263	0,088
		Bac, BT, BEP, CAP	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		Sans diplôme	- 0,057	- 0,003	- 0,057	- 0,081	- 0,089	- 0,085
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0,006	ns	- 0,005	- 0,019	- 0,166	- 0,026
		Marié(e)	0,039	0,103	0,038	- 0,018	ns	- 0,017
Non marié		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Localisation	UU < 200 000 hab,	- 0,009		- 0,009	- 0,027		- 0,026	
	UU >= 200 000 hab.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Île-de-France	0,143		0,144	0,178		0,176	
Capital immobilier	Propriétaire		0,134			0,204		
	Non propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		*- 0,081			- 0,521		
	Cadre supérieur ou moyen		- 0,257			- 0,363		
	Prof. interm., employé et ouvriers qualifiés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Situation un an avant	Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur		0,340			0,621		
	Actif occupé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Chômeur		- 2,449			- 2,481		
	Inactif		- 0,509			- 1,541		
Caractéristiques de l'emploi	Secteur d'activité	Secondaire	0,034		0,034	0,064		0,064
		Tertiaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	- 0,048		- 0,048	0,071		0,072
		50 -499 salariés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		>= 500 salariés	0,045		0,045	0,136		0,136
	Horaires	>= 30h	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
		15h <= durée < 30h	- 0,487		- 0,486	- 0,483		- 0,483
		< 15h	- 1,270		- 1,270	- 1,365		- 1,366
		Pas d'horaires fixes	0,091		0,091	- 0,246		- 0,248
	Qualification	Horaires atypiques	0,049		0,049	0,057		0,057
Très qualifié(e)		0,295		0,295	0,257		0,254	
Qualifié		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Type de poste	Peu qualifié(e)	- 0,120		- 0,120	- 0,231		- 0,213	
	Col blanc	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	Col bleu	- 0,096		- 0,096	- 0,075		- 0,074	
Ancienneté	Intérim	ns		ns	0,074		0,076	
	< 1an	- 0,038		- 0,037	- 0,038		- 0,044	
	1 <= ancienneté < 5 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
	>= 5 ans	0,072		0,072	0,131		0,130	
Inverse du ratio de Mills				- 0,030		0,074		
constante			7,301	0,969	7,309	7,096	0,583	7,066
Taille de l'échantillon			72 322	88 204	45 816	91 054		

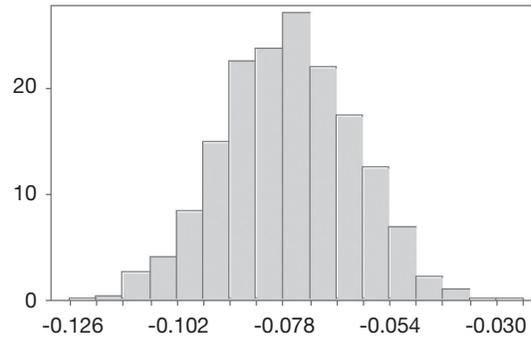
Lecture : par défaut significatif à un seuil < 1 %, * significatif à un seuil compris entre 1 % et 5 %, ** significatif à un seuil compris entre 5 % et 10 %. Afin d'éviter des problèmes d'arrondi en particulier pour les termes quadratiques, la variable âge a été centrée et divisée par 10. Les méthodes d'estimation utilisées sont données dans l'encadré 3. Dans la section localisation, la variable UU désigne les unités urbaines.

Champ : secteur privé.

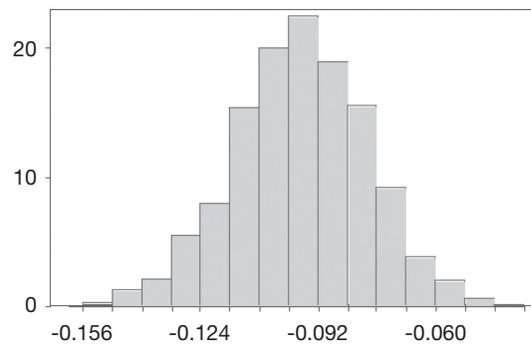
Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.

**IMPACT SUR L'ESTIMATION DE LA PRÉSENCE DANS LE MÊME ÉCHANTILLON,
DES DEUX MEMBRES DES COUPLES DE MÊME SEXE**

Graphique A
**Distribution du coefficient associé à la variable gay
(secteur privé, estimation en une étape)**



Graphique B
**Distribution du coefficient associé à la variable gay
(secteur privé, Heckit)**



*Lecture : l'axe des abscisses représente les valeurs du coefficient gay et l'axe des ordonnées la fréquence relative qui leurs sont associées à l'issue des mille en tirant aléatoirement un seul des deux membres des couples gays.
Champ : secteur privé.
Source : calcul des auteurs, enquêtes Emploi 1996-2007.*