

# Moins égaux que les autres? Orientation sexuelle et discrimination salariale en France

Thierry LAURENT \* & Ferhat MIHOUBI #

Centre d'Etude des Politiques Economiques (EPEE)  
FR CNRS n°3126 : Travail, Emploi et Politiques publiques (TEPP)

Université Evry Val d'Essonne & UniverSud PARIS

Décembre 2010

## Résumé

L'article présente une évaluation économétrique, sur le marché du travail français, de la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle. Il s'agit de la première étude tentant d'évaluer l'ampleur de cette discrimination en France. Après avoir identifié les couples de même sexe à partir de l'enquête Emploi de l'INSEE, on propose des estimations de l'écart de salaire lié à l'orientation sexuelle, dans le secteur privé et dans le secteur public, de façon à déterminer si les lesbiennes et les gays subissent une pénalité salariale. Les résultats obtenus montrent l'existence d'un désavantage salarial des homosexuels hommes par rapport à leurs homologues hétérosexuels, aussi bien dans le secteur privé que dans le secteur public; l'ampleur de cette discrimination varie de -6.5% environ dans le secteur privé à -5.5% dans le secteur public. Dans le secteur privé, le désavantage salarial subi par les homosexuels masculins est plus élevé pour les travailleurs qualifiés que pour les non-qualifiés et - dans les deux secteurs - pour les vieux que pour les jeunes. La discrimination est également plus faible à Paris que dans le reste de la France. Comme dans d'autres pays, on ne peut conclure à l'existence d'une discrimination salariale à l'encontre des lesbiennes.

**Keywords** Wage discrimination - Sexual orientation – Gay & Lesbians

**JEL** : J7

## 0. – Introduction

Si de nombreux travaux, théoriques et appliqués, ont depuis longtemps mis en avant l'existence sur le marché du travail d'une possible discrimination salariale à l'égard de certains sous-groupes de population (femmes, travailleurs étrangers, groupes ethniques *etc.*), il faut cependant attendre la fin des années quatre-vingt dix 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 sexuelle<sup>1</sup>.

---

\* EPEE, Centre d'Etude des Politiques Economiques, Fédération de Recherche Travail, Emploi et Politiques publiques – FR CNRS n°3126, Département d'Economie, Université d'Evry Val d'Essonne, 4 bd. François Mitterrand, 91025 Evry cedex, France. Mail : [laurent@univ-evry.fr](mailto:laurent@univ-evry.fr)

# Idem. Mail : [fmihoubi@univ-evry.fr](mailto:fmihoubi@univ-evry.fr)

<sup>1</sup> 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 & ROBINS [1973], CHAFETZ & *al.* [1974], BELL & WEINBERG [1978], LEVINE [1979], BROOKS [1981], SCHNEIDER [1981], ADAM [1981]. Pour une revue de la littérature sur ces travaux on pourra notamment lire LEVINE & 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, DONNELLY & KIBBE [1992].

Ces travaux qui se sont d'abord développés aux Etats-Unis – KLAUITTER [1997], [1998], KLAUITTER & FLATT [1998], BLANDFORD [1999], [2000], ALLEGRETTO & ARTHUR [2001], CLAIN & LEPPEL [2001] – et au Royaume-Uni – CALANDRINO [1999], ARABSHEIBANI & *al.* [2002] – ont ensuite été à l'origine de nouvelles études outre-Atlantique et d'un nombre limité de recherches sur d'autres pays : Pays-Bas (PLUG & BERKHOUT [2004], [2008]), Suède (AHMED & HAMMARSTEDT [2008]), Australie et Canada (CARPENTER [2008a], [2008b]). Les résultats obtenus convergent pour conclure à l'existence d'une nette discrimination salariale envers les homosexuels masculins, généralement comprise entre -7% et -15%, mais à l'absence de discrimination salariale marquée à l'encontre des lesbiennes, voire à l'existence d'une discrimination positive.

Malgré les normes juridiques en vigueur prohibant en France toute discrimination en fonction de l'*orientation sexuelle*<sup>2</sup>, 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 évidemment l'absence de sources statistiques fiables permettant d'identifier précisément les populations homosexuelles gay et lesbienne et leurs caractéristiques<sup>3</sup>. Cela explique certainement, en partie du moins, pourquoi aucune étude sur ce sujet n'a été entreprise en France.

Dans ce contexte, TOULEMON, VITRAC & CASSAN [2002], [2005] et DIGOIX, FESTY & GARNIER [2004], ouvrent cependant des pistes de recherche intéressantes, en proposant un « dénombrement » et une identification statistique des couples homosexuels en France, basée respectivement sur l'enquête EHF (Etude de l'Histoire Familiale) et sur l'exploitation des données du recensement. Les populations concernées sont un peu plus masculines que féminine et apparaissent constituées d'individus plutôt jeunes, urbains et bénéficiant de niveaux de qualification élevés.

L'objectif de cet article est d'évaluer, sur le marché du travail français, pour le secteur privé et le secteur public, l'ampleur de la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle subie par les gays et les lesbiennes, en utilisant les données issues de l'enquête Emploi de l'INSEE. La première section du papier consiste en une rapide présentation de la littérature théorique et empirique sur ce sujet en insistant sur les caractéristiques des populations homosexuelles identifiées et les principaux résultats des estimations réalisées jusqu'à présent, notamment aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. La seconde section est consacrée à la construction de la base de données et à une présentation des statistiques descriptives concernant les hétérosexuels et homosexuels, hommes et femmes. La troisième section est consacrée à la présentation des principaux résultats obtenus sur le secteur privé et le secteur public, tandis que la dernière section s'attache à identifier l'impact, sur la discrimination, de différentes variables (âge, localisation géographiques, qualification *etc.*).

## 1. – Littérature

Après avoir présenté les principaux arguments théoriques permettant d'expliquer l'existence d'une discrimination salariale à l'encontre des travailleurs homosexuels<sup>4</sup>, on rappelle les principaux résultats obtenus sur ce sujet dans la littérature économique.

---

<sup>2</sup> Comme le soulignent BORRILLO & FORMOND [2007], apparu pour la première fois en 1972 dans une disposition légale au Michigan, le terme *orientation sexuelle* est resté inconnu du droit français jusqu'à la loi du 16 novembre 2001 relative à la lutte contre les discriminations, qui a ajouté l'orientation sexuelle aux motifs de discrimination prohibés par le Code pénal (article 225-1 et suivants) et le Code du travail (article L. 122-45). Cette évolution s'est faite notamment sous l'impulsion du droit communautaire et du droit européen ; ainsi 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-ils expressément et sans distinction toute discrimination fondée sur certains critères tels, entre autres, l'orientation sexuelle.

<sup>3</sup> Ainsi, les statistiques de formation des Pacs ne renseignent pas en France le sexe des conjoints, ni même aucune autre information économique (métiers, formation, salaire *etc.*) les concernant, contrairement à ce qui se passe par exemple en Suède (*cf.* AHMED & HAMMARSTEDT [2008]).

<sup>4</sup> La question importante de l'observabilité par l'employeur de l'orientation sexuelle des salariés est abordée dans la sous-section 1.3 ci-après.

## 1.1. – Théorie

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 être mobilisée pour expliquer des écarts de salaires entre travailleurs hétérosexuels et homosexuels (BLACK & al. [2003], PLUG & BERKHOUT [2004]). Selon cette approche les femmes hétérosexuelles choisissent de limiter leur accumulation de capital humain parce qu'elles ont une probabilité plus forte que les hommes, après le mariage, de se spécialiser dans l'activité de production domestique ; symétriquement les hommes hétérosexuels planifient leur (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. Si cette théorie permet d'expliquer les écarts de salaires constatés entre hommes et femmes – par l'existence d'écarts initiaux d'investissement en capital humain, se traduisant *in fine* par des différences de productivité –, elle offre également la possibilité d'expliquer des différences de salaires entre les travailleurs en fonction de leur orientation sexuelle. Les lesbiennes, sachant qu'elles ont une probabilité plus forte que les autres femmes de ne pas vivre en couple<sup>5</sup>, investissent davantage en capital humain que les femmes hétérosexuelles, obtenant *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 contrairement à ceux-ci ils savent qu'ils ont une probabilité plus faible d'avoir à compenser par leur revenu, le fait d'avoir un conjoint spécialisé dans l'activité de production domestique ; ils obtiennent donc *in fine* des salaires plus faibles que ceux des travailleurs hétérosexuels.

Si on dispose ainsi d'éléments théoriques pour justifier des différences de salaire fondées sur l'orientation sexuelle des salariés, il ne s'agit cependant pas de discrimination salariale<sup>6</sup>, mais plutôt « d'inégalités compensatrices » puisque les écarts de revenus constatés reflètent finalement, selon la théorie de la spécialisation, des différences de productivité<sup>7</sup>. Deux arguments théoriques existent toutefois pour expliquer l'existence d'une véritable discrimination salariale envers les travailleurs homosexuels :

### (i) La discrimination statistique

Initialement développée par PHELPS [1972] et ARROW [1973], cette théorie de la discrimination 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 la productivité individuelle du travailleur. Dès lors si certains groupes sont perçus, à tort ou à raison, comme moins productifs ou plus coûteux, leurs membres se verront proposer, eu égard à leurs caractéristiques réelles, des salaires plus faibles que ceux des autres groupes<sup>8</sup>.

Dans cette logique, l'argument fréquemment avancé pour expliquer l'existence d'une discrimination salariale à l'encontre des homosexuels hommes est lié à la présence d'un plus fort

---

<sup>5</sup> Et, si elles vivent en couple, d'évoluer de toute façon dans un cadre où la répartition des tâches à l'intérieur du ménage est plus égalitaire (ce qui est une des caractéristiques des couples homosexuels)

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> Contrairement aux cas de discrimination salariale, il suffit donc d'introduire des variables de contrôle efficaces dans l'équation de salaire pour « gommer » ces écarts.

<sup>8</sup> Si une telle théorie peut permettre d'expliquer la discrimination salariale envers les travailleurs homosexuels, elle ne l'implique cependant pas nécessairement ; en effet si les employeurs ne sont pas homogènes du point de vue de leurs croyances sur la productivité moyenne des différents « groupes », l'imperfection informationnelle peut simplement se traduire par l'existence de phénomènes de ségrégation : les travailleurs des différents groupes s'appariant avec les employeurs en fonction des croyances *ex ante* de ceux-ci.

taux de prévalence de l'infection VIH/SIDA dans ce sous-groupe de la population<sup>9</sup>. L'employeur utilise alors l'orientation sexuelle comme le signal d'une plus grande probabilité 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 se sont penchés sur cette question et ont cherché à estimer la nature de la relation entre séropositivité et « rentabilité individuelle ». Ainsi, LEIGH & *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, la liaison négative entre séropositivité et « rentabilité individuelle », peut expliquer la discrimination salariale à l'encontre des hommes gays trouvée dans les études empiriques.

Des arguments symétriques, montrant le rôle important joué par certains stéréotypes, sont utilisés pour justifier l'absence de discrimination salariale à l'encontre des femmes homosexuelles, voire la discrimination positive trouvée dans certaines études. Ainsi, comparées aux femmes hétérosexuelles, les lesbiennes sont souvent perçues comme possédant un style plus fort et « agressif », comme étant plus attentives à leur carrière (PEPLAU & FINGERHUT [2004]), plus indépendantes, plus compétitives, possédant plus d'assurance et de confiance en elles (KITE & DEAUX [1987]), caractéristiques « masculines » associées par les employeurs à une plus forte productivité. Dans le même sens joue 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]), propriétés qui leurs permettent de se concentrer davantage sur leur vie professionnelle et leur carrière.

#### (ii) La préférence pour la discrimination

Contrairement à la discrimination statistique, cette approche, développée initialement par BECKER [1957], ne repose pas sur l'existence de différences de productivité moyenne entre les différents « groupes » de travailleurs, mais sur celle d'un penchant des employeurs pour la discrimination. L'homophobie et/ou l'hétérosexisme<sup>10</sup> peuvent en effet être la source, chez certains employeurs, d'une désaffection à l'égard de l'identité gay et/ou du « mode de vie » homosexuel, et engendrer une stricte *préférence pour la discrimination*.

---

<sup>9</sup> En se basant sur les données Centre de Contrôle des Maladies américain (*Center for Disease Control*, CDC), ELMSLIE & TEBALDI [2007] notent qu'en 2000 les gays représentaient près des deux tiers de tous les cas cumulés de SIDA/VIH diagnostiqués sur la population masculine, soit - pour une population estimée à 5% de celle des hommes - un taux de prévalence 34 fois supérieur à celui des hommes hétérosexuels. En France, le taux de prévalence de l'infection VIH, telle que déclarée dans les enquêtes de comportements réalisées dans la population gay, se situait il y a quelques années entre 12% et 14% selon les enquêtes (enquête Presse gay 2000, Baromètre Gay 2002) ; ce même taux serait aujourd'hui compris entre 10% et 20% selon le Ministère de la Santé, soit un taux de prévalence environ 70 fois supérieur à celui de la population hétérosexuelle masculine.

<sup>10</sup> L'*homophobie* renvoie à la peur non raisonnée de l'homosexualité et des homosexuels, 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, des pratiques ou des représentations 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 sont porteurs de préjugés négatifs envers les gays, les lesbiennes ou les personnes bisexuelles, contribuent à perpétuer des stéréotypes négatifs (*cf.* par exemple SIMON [1998]) et sont producteurs d'hostilité envers les personnes non-hétérosexuelles (HEREK [1998]).

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

Comme le soulignent PLUG & BERKHOUT [2004], dans un cadre concurrentiel, les employeurs qui discriminent volontairement, devraient cependant progressivement être exclus du marché, puisqu'ils ne prennent pas les décisions qui maximisent le profit de l'entreprise<sup>11</sup>. Il convient ici de remarquer que la préférence pour la discrimination, si elle peut être *directement* le fait de l'employeur, peut cependant être *indirecte* et « imposée » à celui-ci, soit par les consommateurs, soit par les autres salariés. Dans ces deux cas, il peut être rentable pour employeur de discriminer. Ainsi, si des consommateurs éprouvent une désutilité à être en contact avec des salariés homosexuels, l'emploi de tels salariés peut se traduire par une perte partielle de clientèle pour l'entreprise ; pour maximiser le profit de la firme, l'entrepreneur manifeste alors, de façon indirecte, une préférence pour la discrimination qui n'est que le reflet de celle de ses clients. De façon similaire, la préférence pour la discrimination affichée par l'employeur, peut n'être que le reflet de celle de certains salariés de l'entreprise<sup>12</sup>.

## 1.2. – Homophobie

La possibilité d'une discrimination salariale – d'ampleur différente – à l'encontre des gays et les lesbiennes, fondée sur une préférence pour la discrimination, est confirmée par plusieurs études qui montrent toutes (i) l'existence d'une homophobie et d'un hétérosexisme porteurs de préjugés négatifs envers les personnes homosexuelles, (ii) des perceptions publiques différentes de l'homosexualité masculine et féminine.

A 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 sur les 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 Etats-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%

---

<sup>11</sup> En ce sens, et contrairement à l'intuition, le secteur public malgré des grilles de salaires plus « rigides », peut *in fine* être caractérisé par une plus forte discrimination salariale que le privé, parce qu'il est moins soumis à la contrainte de rentabilité (cf. FRANK [2006] pour plus de développements)

<sup>12</sup> Si une proportion non négligeable des salariés hétérosexuels est homophobe, l'emploi de travailleurs homosexuels peut se traduire par une baisse de la productivité individuelle non seulement des salariés homosexuels (obstructions, démotivation *etc.*) mais également des autres (temps perdu, distraction *etc.*). Sur l'importance de ce phénomène ELSLIE & TEBALDI [2007] rappellent qu'une enquête du *Washington Post* de 1993, montrait que près d'un tiers des personnes interrogées déclaraient qu'elles se sentiraient mal à l'aise à si elles devaient travailler avec un collègue homosexuel. En France, un récent sondage (Sondage CSA n°0900383, *Perception des discriminations au travail : regard croisé salariés du privé et agents de la fonction publique*, mars 2009), révèle que 28% des salariés du privé et 19% des agents de la fonction publique déclarent ne pas se sentir « très à l'aise » avec le fait qu'un(e) de leur collègue de travail soit homosexuel(le). FALCOZ [2008] souligne que près de 80% de l'homophobie s'exprimant sur le lieu de travail est le fait des collègues ; pour 60% des salariés homosexuels qui en sont victime, cela induit *une perte de confiance et une démotivation*.

pensant qu'il faut les licencier si leur homosexualité est révélée). Les attitudes publiques envers les gays sont généralement plus négatives et plus hostiles, voire violentes, qu'envers les lesbiennes (BERILL [1992], KITE & WHITLEY [1996])<sup>13</sup>. Cette homophobie se traduit directement 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<sup>14</sup>.

Si les attitudes négatives envers l'homosexualité sont moins fréquentes en France – et plus généralement en Europe de l'Ouest – qu'outre-Atlantique, elles restent cependant non négligeables; ainsi 21% des français interrogés en 2002 considèrent 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 IPSOS<sup>15</sup> montre que pour 20% des personnes interrogées « les homosexuels ne doivent pas avoir les mêmes droits que les hétérosexuels », pour 31% qu'ils « ont une sexualité anormale », pour 23% que « certaines professions où l'on est en contact permanent avec des enfants devraient leur être interdites », pour 20% que « ce ne sont pas vraiment des gens comme les autres » et, pour 7%, que « les violences à leur encontre sont parfois compréhensibles » ; 70% des sondés se déclarent d'accord avec au moins une des sept propositions homophobes qui leur sont présentées<sup>16</sup>, 31% avec au moins trois de ces propositions. En 2007, 23% des français se déclarent en désaccord avec l'idée que l'homosexualité « est une manière comme une autre de vivre sa sexualité »<sup>17</sup>. En 2008, 16% se déclarent très mal à l'aise ou moyennement à l'aise, « à l'idée d'avoir un voisin homosexuel » ; 27% « à l'idée qu'un(e) homosexuel(le) soit Président de la République »<sup>18</sup>.

Si on s'intéresse aux populations touchées et aux conséquences de l'homophobie, le *Rapport 2009 sur l'homophobie*<sup>19</sup>, note que l'homophobie dans le travail reste – comme pour toutes les années antérieures depuis 2000 – le premier motif d'interpellation de *SOS Homophobie* avec 16% des témoignages recueillis par l'association. Les victimes d'acte homophobes au travail qui appellent sont très majoritairement des hommes (85%), ce qui est cohérent avec les résultats observés outre-Atlantique de manifestations négatives plus prononcées vis-à-vis de l'homosexualité masculine que féminine. De même, les agressions physiques répertoriées par *SOS homophobie* concernent essentiellement, à 80%, des homosexuels hommes. Les employés et ouvriers (30% de la population française) représentent 60% des témoignages, tandis que les sanctions et les discriminations sont la cause de 38% des appels.

Sur l'ampleur du phénomène, le récent rapport de la HALDE sur l'homophobie dans l'entreprise (FALCOZ [2008]), révèle que 88% des homosexuel(le)s interrogé(e)s, ont au moins une fois, sur l'ensemble de leur parcours professionnels, ressenti et/ou été victimes et/ou été témoins

---

<sup>13</sup> HEREK [2000] montre que ce résultat est principalement dû aux attitudes asymétriques des hommes hétérosexuels ; les femmes ne semblant pas manifester d'attitude différente face à l'homosexualité masculine et féminine.

<sup>14</sup> Pour une présentation complète des enquêtes relatives aux différents types de discriminations subies par les gays et les lesbiennes sur le lieu de travail, on pourra utilement se rapporter à BADGETT & al. [2007] pour les Etats-Unis, ou à IRWIN [1999] pour l'Australie.

<sup>15</sup> Sondage IPSOS effectué en 2004 pour le journal *Têtu*, portant sur un échantillon national de 1002 personnes, représentatif de la population française âgée de plus de 15 ans. Méthode des quotas.

<sup>16</sup> Il est intéressant de remarquer que cette perception négative de l'homosexualité reste très présente chez les jeunes, même si elle est moins fréquente que chez les personnes âgées (76% chez des personnes âgées vs 58% chez des jeunes sont d'accord avec au moins une des propositions) ; elle est également plus souvent exprimée par les hommes que par les femmes (73% vs 66%).

<sup>17</sup> 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. Echantillon de 15000 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.

<sup>18</sup> Commission Européenne [2008], *La discrimination dans l'Union Européenne: 2008*, Sondage Eurobaromètre spécial n°296

<sup>19</sup> *Rapport sur l'homophobie 2009*, association SOS Homophobie

d'homophobie<sup>20</sup> ; 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 conservatrices, croyantes et de sexe masculin. Sur la nature des discriminations ressenties: 12% déclarent avoir été mis 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. Selon un autre sondage, réalisé en 2009, pour la HALDE et l'Organisation Internationale du Travail<sup>21</sup>, 17% des salariés du secteur privé (*resp.* 8% dans le secteur public) considèrent qu'être homosexuel(le) est plutôt un inconvénient pour évoluer dans une entreprise (*resp.* dans la fonction publique).

Si l'on se réfère aux différents éléments présentés ci-dessus, les discriminations salariales subies par les gays et les lesbiennes ne sont pas de même ampleur:

- les gays, comparés aux hommes hétérosexuels, sont victimes d'une forte *préférence pour la discrimination* et d'une *discrimination statistique*
- les lesbiennes, comparées aux femmes hétérosexuelles, sont victimes d'une *préférence pour la discrimination (i)* moins prononcée que celle à laquelle sont confrontés les gays et *(ii)* au moins partiellement, compensée par une *discrimination statistique* positive

Le cumul des deux effets devrait donc se traduire par l'identification *in fine* d'un niveau de discrimination plus élevé à l'encontre des gays qu'envers les lesbiennes, dont la discrimination est de signe *a priori* ambigu.

### 1.3. – Problèmes rencontrés

Outre la question de la disponibilité et de la fiabilité des données, et le problème de la définition précise de ce qui est discriminé<sup>22</sup>, la mesure de la discrimination salariale en fonction de l'orientation sexuelle se heurte à des difficultés spécifiques qui rendent parfois délicat l'exercice d'identification de la discrimination et l'interprétation des résultats obtenus.

Notons pour commencer, que certains salariés homosexuels n'étant pas identifiés comme tels par leurs employeurs<sup>23</sup>, la discrimination salariale mesurée sur un échantillon de ces salariés, représente une sous-estimation de la discrimination réellement subie par les travailleurs dont l'orientation sexuelle est connue de l'employeur (*cf.* BLACK & *al.* [2003]). S'il est donc possible d'en donner une « borne inférieure », il est difficile – sauf à disposer de données indiquant si la *révélation* de l'orientation sexuelle est effective sur lieu 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 évidemment que celle-ci ait été – d'une façon ou d'un autre

---

<sup>20</sup> Blagues, insultes, dégradation, violence physique, menaces d'*outing*, chantage au licenciement mentionnant explicitement l'orientation sexuelle.

<sup>21</sup> 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.

<sup>22</sup> ARABSHEIBANI & *al.* [2005], se posent la question de l'objet même de la discrimination : est-ce le fait même qu'une personne soit homosexuelle ou un certain type de comportement – une « façon d'être » : codes vestimentaires, attitudes – plus fréquent chez ces personnes? Dans la mesure où tous les individus homosexuels ne partagent pas ce type de comportement et où certains hétérosexuels les partagent, il peut y avoir confusion entre les deux effets alors même qu'on ne peut les séparer ; ceci étant générateur d'erreurs de mesure.

<sup>23</sup> On rappelle ici que si seuls 10% des gays et 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 (un tiers des répondant(e)s n'a jamais parlé ouvertement de son homosexualité dans son entreprise). 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].

– révélée à l'employeur. Plusieurs remarques découlent de cette situation d'incomplétude informationnelle.

Tout d'abord, il convient de souligner que même si l'orientation sexuelle n'est pas toujours parfaitement observable, l'employeur peut cependant l'appréhender *via* un processus d'apprentissage qui le conduit à progressivement réviser ses croyances *a priori* : inférence à partir d'autres variables observables (situation matrimoniale, existence d'enfants, fréquentation de lieux identitaires, lieu de résidence, situation vis-à-vis du service national), « bruits » rapportés par les autres employés, absence de référence à sa vie privée de la part du salarié, participation à la vie sociale de l'entreprise *etc.*; on parle alors de *révélation involontaire* pour marquer le fait que la divulgation de leur orientation sexuelle est indépendante de la volonté des personnes concernées (contrairement à ce qui se passe lors d'une *révélation volontaire*). Le processus d'apprentissage prenant du temps, la discrimination salariale observée devrait 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 véhiculant pas le même « contenu informationnel », selon que l'on est jeune ou plus âgé, on peut également s'attendre à une discrimination croissante avec l'âge, voire à l'existence d'effets croisés du type « situation matrimoniale » × « âge ». Ces réflexions soulignent l'importance d'intégrer dans les variables de contrôle de l'équation de salaire, les variables qui impactent 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 masquant activement son homosexualité<sup>24</sup> n'est pas une stratégie sans coût qui permet, en cas de succès, de se protéger de tout effet négatif sur 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 un *turnover*, préjudiciables à la carrière. Ces deux effets se conjuguent alors pour *in fine* se traduire 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. Si, en théorie, les discriminations directe et indirecte pourraient être identifiées en contrôlant par la productivité individuelle, ceci 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, faire l'objet d'une *révélation volontaire*, souligne que la décision de *coming out*<sup>25</sup> peut être un choix rationnel<sup>26</sup>. Dans ce contexte les gays et lesbiennes comparent les bénéfices<sup>27</sup> 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 & 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

---

<sup>24</sup> 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.

<sup>25</sup> Action de révéler publiquement son orientation sexuelle : gay, lesbienne, bisexuel(le).

<sup>26</sup> Cf. sur ce point précis BADGETT [1996a], [1996b]

<sup>27</sup> Bénéfices économique et politiques liés – par exemple – à la volonté de l'entreprise de se créer une image de firme *politiquement correcte*, à l'extension légale de certains avantages au conjoint (cf. BADGETT [1995])



involontaire. En omettant une variable endogène, le *coming out*, on introduit alors un biais qui peut se traduire par une sous-estimation de l'ampleur de la discrimination salariale<sup>28</sup>.

Dans le même ordre d'idées, BLACK & al. [2003] soulignent que l'orientation sexuelle peut influencer le choix de la profession qui devient alors en partie endogène. Par exemple, une lesbienne qui sait (i) que sa probabilité d'avoir des enfants est plus faible et (ii) 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<sup>29</sup>. Comme il en est vraisemblablement de même pour d'autres variables pouvant donc être endogènes (secteur d'activité, localisation géographique, niveau d'éducation), il convient de faire preuve de prudence quand on interprète les coefficients estimés d'une équation de salaire faisant intervenir ces variables comme contrôles.

Ces réflexions 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 la plus ou moins large intégration de ces variables de contrôle affecte directement et fortement la mesure de la discrimination<sup>30</sup>. On se trouve donc face à un dilemme :

- soit on introduit de nombreuses variables 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 de contrôles sont elles mêmes le résultat de pratiques discriminatoires ;
- soit on exclut *a priori* toute variable de contrôle dont on pense qu'elle peut être elle même, au moins en partie, le résultat de pratiques discriminatoires, mais au risque de se passer de nombreux contrôles importants et donc de surestimer la discrimination réelle.

Ce point revêt ici 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 salariés hétérosexuels, les gays et les lesbiennes (*cf.* FRANK [2006]). Contrôler trop finement par le « type d'emploi » peut donc conduire à sous-estimer la discrimination salariale fondée sur l'orientation sexuelle<sup>31</sup>.

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 ; ELMSLIE & TEBALDI [2007] montrent ainsi que la prime au mariage explique plus de la moitié du différentiel de salaire entre les gays et les hétérosexuels mariés<sup>32</sup>. 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 : (i) d'une part elle peut s'expliquer par des caractéristiques intrinsèques du mariage (engagement long

---

<sup>28</sup> Les salariés révélant leur homosexualité étant également, en moyenne, plus productifs (*cf.* PLUG & BERKHOUT [2008]).

<sup>29</sup> Les caractéristiques du métier d'enseignante par exemple peuvent être moins perçues comme des avantages – temps pour les enfants – que comme des handicaps – salaires faibles.

<sup>30</sup> OAXACA [1973], dans son étude sur la discrimination salariale entre hommes et femmes, montre que la part de l'écart de salaire dû à la discrimination baisse de 77% à 58% lorsqu'on contrôle par le secteur d'activité et la CSP ; de même THRY [1985], sur la France, montre que l'écart de salaire dû à la discrimination passe de 75% à 40% lorsque l'on contrôle par le secteur d'activité et la qualification.

<sup>31</sup> Si la probabilité d'accès aux postes de cadres est – à caractéristiques identiques – plus faible pour les gays que pour les hétérosexuels, et qu'une fois cadres ceux-ci sont payé 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.

<sup>32</sup> Ce point est également souligné par CARPENTER [2004]

valorisé par les employeurs) ou des individus mariés (validation de certaines caractéristiques sur le « marché matrimonial » également valorisables dans l'entreprises), (ii) d'autre part elle peut être le reflet de l'existence d'un hétérocentrisme ou d'une homophobie se traduisant par une prime à l'hétérosexualité, le mariage n'étant alors que le signal de celle-ci<sup>33</sup>. 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 de questions concernant les variables de contrôle à prendre en compte, la solution qui semble progressivement s'imposer dans la littérature consiste à être plutôt généreux concernant 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. C'est également le choix que nous avons fait.

#### 1.4. – Sources et résultats

L'identification des populations homosexuelles et hétérosexuelles, et la disponibilité d'informations fiables sur celles-ci (salaire, heures travaillées, diplômes, secteur d'activité *etc.*), constitue la principale difficulté pour constituer une base de données permettant de mesurer la discrimination envers les gays et les lesbiennes et probablement l'origine du faible nombre de travaux empiriques sur cette question. Deux méthodes sont utilisées dans la littérature pour construire une telle base de données.

##### (i) L'identification indirecte des populations homosexuelles 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 & FLATT [1998], ALLEGRETTO & ARTHUR [2001], CLAIN & LEPPPEL [2001], JEPSEN [2007]), enquêtes Emploi (ARABSHEIBANI & *al.* [2002] à [2007]), enquêtes sur la population (*US Current Population Survey*; ELMSLIE & TEBALDI [2007]), données des Centres de Contrôle des Maladies (*US Centers for Disease Control*, CARPENTER [2004]).

Cette méthode d'identification de la population homosexuelle, à partir de celle des cohabitant(e)s de même sexe, est toutefois caractérisée par certaines limites inhérentes à l'approche utilisée : (i) elle conduit à de l'erreur de mesure en identifiant à tort, comme homosexuels, certains individus qui ne le sont pas<sup>34</sup>, (ii) elle ne permet pas d'appréhender les homosexuel(le)s qui ne vivent pas en couple, soit une proportion importante des populations concernées<sup>35</sup>, (iii) elle ne permet pas de

---

<sup>33</sup> 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], [2007b], FRANK [2006]).

<sup>34</sup> Cette erreur de mesure peut cependant être réduite au maximum en filtrant suffisamment les populations de cohabitants sur différents critères: âge (exclusion de la cohabitation juvénile), revenu (cohabitation économique), liens de parentés (cohabitation familiale), nationalité (cohabitation migratoire) *etc.* On dispose ainsi de plusieurs articles démontrant que l'identification des populations homosexuelle *via* un critère de cohabitation est précise et efficace (BLACK & *al.* [2000], CARPENTER [2004]) et que le biais potentiel lié à cette procédure est inférieur à 0,4%.

<sup>35</sup> 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

savoir si les individus identifiés comme homosexuels sont considérés comme tels par leur employeur, (iv) elle peut conduire à intégrer, dans la population homosexuelle, des individus apparaissant comme cohabitants de même sexe à la suite d'erreur de codage de l'enquêteur<sup>36</sup>.

(ii) L'identification directe des populations homosexuelles

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 & LIEN [2002], BLACK & 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 & 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, comparée à l'identification indirecte, cette approche permet une mesure plus fine des populations en intégrant les homosexuel(le)s ne vivant pas en couple et en évitant les erreurs de mesure, dues à la présence d'individus hétérosexuels dans l'échantillon des cohabitants de même sexe. D'autre part les enquêtes utilisées renseignent souvent des variables spécifiques utiles à l'analyse de la discrimination – type de comportements, connaissance ou non de l'orientation sexuelle des répondants par leur employeur *etc.* –, permettant ainsi, par exemple, d'endogénéiser le *coming out* (FRANK [2006]) ou d'en mesurer les conséquences (PLUG & BERKHOUT [2008]).

La méthode « directe » est cependant caractérisée par des problèmes spécifiques qui contribuent à fragiliser certains des résultats obtenus. En premier lieu, l'identification des populations homosexuelles en fonction de leur comportement sexuel se heurte (i) à la nature imparfaite et non bi-univoque, du lien entre « homosexualité » et « comportement sexuel » et (ii) aux limites de l'auto-identification<sup>37</sup>. Ce point est notamment souligné par BLACK & al. [2003] qui étudient en détail le lien entre le type de comportement sexuel retenu pour définir l'homosexualité et le pourcentage d'individus classés comme homosexuels, ce dernier pouvant varier, chez les hommes par exemple, de 2,5% (exclusivement des relations 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. En conséquence la discrimination mesurée varie fortement selon la définition retenue : de -13% à -18% pour les hommes d'après BLACK & 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<sup>38</sup>.

Quelque soit la méthode utilisée, les principales caractéristiques de statistiques descriptives des populations homosexuelles identifiées, sont relativement proches. Les gays et les lesbiennes

---

des relations homosexuelles dans les 12 mois déclare vivre en couple co-résident (*cf.* BAJOS & al. [2008]). Ces chiffres montrent que plus de la moitié des homosexuels interrogés, voire les trois-quart, ne vivent pas en couple.

<sup>36</sup> Ce point est notamment souligné TOULEMON & al. [2005] ; pour identifier l'ampleur de ce problème, il est cependant possible de comparer les principales caractéristiques de statistiques descriptives des populations obtenues, avec les caractéristiques de ces mêmes populations obtenues à partir d'autres sources et/ou méthodes.

<sup>37</sup> Ainsi, LAUMAN & al. [1994], notent que si environ 7,7% des hommes et 7,5% des femmes sont caractérisés comme homosexuels, si on définit l'homosexualité comme le fait d'avoir un désir ou de l'attirance pour des personnes du même sexe, ces taux tombent à 3% et 1,5% si on classe comme homosexuels les seuls individus se définissant comme tels.

<sup>38</sup> Dans le cas d'enquête par internet (*cf.* par exemple FRANK [2006]) les répondants potentiels peuvent avoir des craintes sur la sécurité et confidentialité des données.

apparaissent nettement plus diplômés que leurs homologues hétérosexuels<sup>39</sup>; plus jeunes et nettement plus urbains<sup>40</sup>, ils sont également moins nombreux à avoir des enfants<sup>41</sup>. Sur les mêmes études, 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 une différence beaucoup moins prononcée; enfin, par rapport à leurs homologues hétérosexuels, les gays affichent un salaire légèrement en retrait (-5% environ), tandis que les lesbiennes disposent d'un salaire plus élevé (+5%).

Les résultats obtenus concernant la nature de la discrimination salariale sont *homogènes*. Ainsi sur la vingtaine d'études empiriques recensées par AHMED & HAMMARSTEDT [2008] seules deux concluent à l'absence de discrimination négative à l'encontre des gays<sup>42</sup>; inversement toutes les études montrent l'absence de discrimination négative à l'encontre des lesbiennes, les deux-tiers d'entre elles concluant même à l'existence d'une discrimination salariale positive<sup>43</sup>.

Malgré ce consensus « qualitatif », les résultats – essentiellement sur données américaines – concernant l'ampleur de la discrimination salariale apparaissent très *hétérogènes*. Pour les gays celle-ci varie ainsi d'un niveau limité de -5% environ (ARABSEHIBANI & al. [2002], PLUG & BERKHOUT [2004], [2008]), à des niveaux plus conséquents de -10% (ELMSLIE & TEBALDI [2007], AHMED & HAMMARSTEDT [2008], ARABSEHIBANI & al. [2007], CARPENTER [2008], HEINECK [2009]), -20% et plus (BERG & LIEN [2002], BLACK & al. [2003], CARPENTER [2007a]) et même -30% (BADGETT [1995], BLANDFORD [2003]); pour les lesbiennes cette même discrimination varie de +4% (PLUG & BERKHOUT [2004]), à +10% (ARABSEHIBANI & al. [2004], [2007]), +15% environ (BLANDFORD [2003], CARPENTER [2008]) et +20% (ARABSEHIBANI & al. [2002], BLACK & 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 cohabitants 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<sup>44</sup>. 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 la discrimination salariale estimée est d'autant plus faible que les variables de contrôle sont nombreuses et choisies de façon judicieuse.

## 2. – Données

### 2.1. – Base de données

---

<sup>39</sup> ARABSEHIBANI & al. [2004], [2005], [2007], BLACK & al. [2003], ELMSLIE & TEBALDI [2007], AHMED & HAMMARSTEDT [2008], CARPENTER [2004], [2007a], [2008b]; pour la France : DIGOIX & al. [2004], TOULEMON & 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.

<sup>40</sup> Mêmes références que la note précédente. Cf. également BLACK & al. [2002], [2007], pour une explication de la localisation spatiale des populations homosexuelles dans les zones urbaines ou le coût de l'immobilier est élevé.

<sup>41</sup> 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])

<sup>42</sup> Cf. AHMED & HAMMARSTEDT [2008], Table 1.

<sup>43</sup> DANESHVARY & al. [2008] montrent, sur données américaine, que cette « prime » dont bénéficient les femmes homosexuelles, concerne essentiellement les femmes non licenciées de l'enseignement supérieur (diplôme inférieur au *bachelor*), mais tend vers zéro pour celles ayant un niveau d'éducation plus élevé.

<sup>44</sup> Notamment la correction ou non du biais de sélection par l'estimation préalable d'un modèle probit de participation, permettant d'estimer l'inverse du ratio de Mills, introduit ensuite comme variable explicative dans l'équation de salaire (procédure en deux étapes de Heckman)

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 ou les déclarations annuelles des données sociales (DADS). Comme on l'a vu dans la section précédente, une identification *indirecte* des orientations sexuelles peut toutefois être réalisée en considérant les couples de même sexe (*cf.* par exemple TOULEMON & *al.* [2005]).

Les couples « homosexuels » peuvent être identifiés de deux façons dans l'enquête Emploi : soit en considérant les ménages composés de deux adultes de même sexe déclarant *vivre en couple*, soit en retenant ceux déclarant *entretenir des relations d'amitiés*. Retenir la première définition pose toutefois deux problèmes : (i) d'une part, dans les enquêtes Emploi antérieures à 2003, le conjoint dans un couple était nécessairement une femme, ce qui exclut – si l'on adopte cette définition – que l'on puisse utiliser ces enquêtes ; (ii) d'autre part, sur les enquêtes 2003 à 2007, 40% des hommes déclarant vivre en couple de même sexe ont des enfants, ce qui est très éloigné des chiffres de l'Association des parents et futurs parents gays et lesbiens (APGL) qui estime à 7% le nombre de gays ayant des enfants, suggérant ainsi l'existence d'une importante erreur de mesure. Pour ces deux raisons nous avons considérés comme « couples homosexuels » les seuls ménages composés de deux adultes de même sexe déclarant *entretenir des relations d'amitiés* ; parmi ceux-ci seuls 3% des hommes et 10% des femmes ont des enfants ce qui est nettement plus conforme aux chiffres disponibles.

On a déjà noté que l'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 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 1000€/mois<sup>45</sup>

Si l'ensemble des cinq filtres permet certainement 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, pouvant relever d'erreurs de saisie ou de compréhension 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€ ou supérieur à 20 000€

A l'issue de l'application de ces différents filtres, compte tenu de la mesure restrictive des couples homosexuels que nous avons adoptée, 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

---

<sup>45</sup> La valeur du seuil de 1000€ a été indexée sur l'évolution du salaire moyen. Pour les individus inactifs au sein du couple, un revenu forfaitaire de 300€/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 1000€/mois.

retenu que la dernière observation dans la base agrégée<sup>46</sup>. La base de données utilisée compte alors 904 individus appartenant à un couple de même sexe dont 788 sont salariés.

## 2.2. – Statistiques descriptives

L'échantillon des personnes en couples hétérosexuels a été soumis très exactement aux mêmes contraintes de sélection que celles décrites ci-dessus pour les couples homosexuels. Les caractéristiques des quatre populations constituant nos échantillons (hommes/femmes × hétérosexuels/homosexuels) sont présentées dans le tableau 1. Celles-ci sont exprimées en % de l'ensemble de tous les salariés (secteur privé + secteur public) sauf (i) pour les caractéristiques signalées par \* qui sont exprimées en valeur et (ii) pour les caractéristiques signalées par # qui sont exprimées en % de l'ensemble de tous les individus de la population concernée. Les écarts-types figurent entre parenthèse dans chaque cellule du tableau. A titre d'exemple, 28,5% des salariés hommes hétérosexuels<sup>47</sup> ne possèdent pas de diplôme alors que seules 22,2% des lesbiennes<sup>48</sup> sont dans ce cas ; 11,6% de l'ensemble des hommes homosexuels sont inactifs ou chômeurs *etc.*

Les couples de mêmes sexes représentent 0,33% de l'ensemble des couples constituant notre échantillon, soit exactement le milieu de l'intervalle délimité par les études de DIGOIX & *al.* [2004] – qui estiment, à partir du recensement 1999, à 0,56% la proportion des couples de même sexe en France – et de TOULEMON & *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 à 10 500 chez TOULEMON & *al.* [2005] et 76 000 chez DIGOIX & *al.* [2004] ; notre estimation se rapproche ainsi fortement de celle effectuée à partir de l'enquête ACSF<sup>49</sup>, où 0,3 % des hommes interrogés déclaraient « vivre en couple avec un partenaire de même sexe », conduisant à une estimation d'environ 30 000 couples gays en France.

Avec un âge moyen de 38,8 ans – plus élevé que chez TOULEMON & *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<sup>50</sup>. 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 Ile 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 chez DIGOIX & *al.* [2004] et TOULEMON & *al.* [2005]<sup>51</sup>.

Enfin, si les individus homosexuels sont peu nombreux à avoir des enfants, les pourcentages correspondants ne sont cependant pas négligeables puisque 3% des gays et plus de 10% des

---

<sup>46</sup> 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.

<sup>47</sup> Nous utilisons ici par commodité, et utiliserons dans la suite de l'article, le terme « hommes homosexuels » ou gays (*resp.* « femmes homosexuelles » ou lesbiennes) pour désigner les membres de nos échantillons de couples de même sexe, sachant que nous n'identifions – par construction – que les personnes homosexuelles qui vivent en couple co-résident, soit une minorité d'entre elles.

<sup>48</sup> *idem*

<sup>49</sup> Enquête sur les Comportements Sexuels en France (ACSF), réalisée en 1992, auprès de 20000 hommes et femmes de 18 à 70 ans, la question concernant le sexe des partenaires n'étant posée qu'à un sous-échantillon, comprenant 2642 hommes et 2178 femmes (*cf. Les comportements sexuels en France*, SPIRA A., BAJOS N. et le groupe ACSF, La Documentation Française, Paris, 1993).

<sup>50</sup> Cette différence d'âge entre homosexuels et hétérosexuels, est toutefois plus marquée pour les hommes (38 ans vs 43,4 ans) que pour les femmes (39,9 ans vs 41,4 ans)

<sup>51</sup> Chez DIGOIX & *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 & *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.

lesbiennes sont parents, ce qui montre l'importance de l'homoparentalité<sup>52</sup>. On retrouve, là encore, un trait caractéristique de ces populations où l'homoparentalité concerne davantage les femmes que les hommes : 18% vs 4% (ELMSLIE & TEBALDI [2007]), 23% vs 0,5% (AHMED & HAMMARSTEDT [2008]), 28% vs 8% (CARPENTER [2004]) ; concernant la « présence d'enfant dans le ménage » TOULEMON & al. [2005] notent également que cela concerne 6% des lesbiennes et 0% des gays.

Si on s'intéresse maintenant, non plus aux caractéristiques individuelles, mais à celles de l'emploi occupé, on peut identifier plusieurs différences significatives entre les populations homosexuelle et hétérosexuelle. Ainsi, 84% des gays occupent des emplois appartenant au secteur tertiaire<sup>53</sup>, 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, à être « inactifs ou chômeurs », mais moins nombreux à travailler dans le secteur privé ou à être *cols bleus* ; ceux qui sont salariés affichent 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 (théorie de la spécialisation : BECKER [1965], [1981]). Dernier point, l'ancienneté moyenne dans l'entreprise est deux fois plus faible chez les salariés homosexuels que chez les hétérosexuels, 41% des premiers ayant le même emploi depuis plus de cinq ans contre près de 70% des seconds<sup>54</sup>.

---

<sup>52</sup> Un sondage BSP, réalisé sur un échantillon de 1000 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](http://www.apgl.fr)) dans les *Questions fréquemment posées (FAQ)*, lien *Statistiques sur l'homoparentalité*.

<sup>53</sup> Le secteur secondaire comportant l'industrie et le BTP.

<sup>54</sup> Dans un environnement caractérisé par l'existence d'imperfections informationnelles, cet écart de *turn over* 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. – Statistiques descriptives

			HOMMES				FEMMES			
			Hétérosexuels		Homosexuels		Hétérosexuelles		Homosexuelles	
Echantillon		Effectifs / Proportion (%)	119645	99.62%	461	0.38%	115875	99.72%	327	0.28%
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Age	< 35	18.37	(0.11)	41.20	(2.30)	25.90	(0.13)	34.12	(2.63)
		35 - 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* (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 ( <i>vs Sans enfants</i> )	76.21	(0.12)	2.86	(0.78)	76.29	(0.13)	10.31	(1.68)
		Nombre moyen d'enfants*	1.46	(0.003)	0.06	(0.015)	1.46	(0.003)	0.180	(0.03)
		Marié ( <i>vs Non marié</i> )	80.84	(0.11)	1.59	(0.58)	80.68	(0.12)	1.80	(0.74)
	Localisation	< 200 000 hab.	63.02	(0.14)	31.60	(2.17)	62.94	(0.14)	43.97	(2.75)
		> 200 000 hab.	20.86	(0.12)	24.18	(2.00)	20.91	(0.12)	20.00	(2.21)
		Paris-Ile de France	16.12	(0.11)	44.22	(2.32)	16.15	(0.11)	36.07	(2.66)
	Secteur d'activité	Secondaire ( <i>vs Tertiaire</i> )	41.81	(0.15)	15.74	(1.92)	17.49	(0.14)	13.08	(2.06)
		Salariés du secteur privé #	61.74	(0.14)	56.53	(2.31)	41.43	(0.14)	47.68	(2.77)
		Salariés du secteur public #	21.74	(0.12)	23.61	(1.98)	29.02	(0.13)	37.47	(2.68)
		Actifs non salariés du privé #	12.23	(0.10)	8.28	(1.29)	5.32	(0.07)	6.59	(1.37)
		Inactifs, chômeurs #	4.30	(0.06)	11.58	(1.49)	24.23	(0.13)	8.27	(1.53)
	Taille de l'entreprise	< 50	40.29	(0.14)	39.12	(2.28)	33.29	(0.14)	37.34	(2.68)
50 - 500		20.45	(0.12)	14.49	(1.64)	15.53	(0.11)	14.26	(1.94)	
> 500		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 h semaine	96.44	(0.11)	92.86	(2.12)	76.47	(0.15)	85.33	(2.47)	
	15-30 h semaine	3.32	(0.04)	7.13	(1.06)	20.04	(0.10)	13.23	(1.75)	
	< 15 h semaine	0.24	(0.01)	0.00	(0.00)	3.50	(0.04)	1.430	(0.60)	
	Horaires atypiques ( <i>vs normaux</i> )	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 ( <i>vs Col blanc</i> )	38.82	(0.14)	21.94	(1.93)	13.55	(0.10)	11.25	(1.75)	
	Intérim ( <i>vs CDD, CDI</i> )	1.24	(0.03)	1.82	(0.62)	0.71	(0.02)	0.190	(0.24)	
Ancienneté	< 1an	12.18	(0.09)	27.47	(2.08)	31.81	(0.14)	21.08	(2.26)	
	1 à 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* (mois)	159	(0.36)	82.51	(4.36)	139	(0.39)	121	(6.65)	
Salaire (€ <sub>008</sub> )	< 1250	30.71	(0.13)	40.00	(2.29)	62.04	(0.14)	35.54	(2.65)	
	1250 - 2500	51.35	(0.14)	43.59	(2.31)	33.09	(0.13)	55.06	(2.76)	
	> 2500	17.93	(0.11)	16.41	(1.73)	4.87	(0.06)	9.40	(1.62)	
	Salaire moyen* (€)	2029	(3.66)	1874	(71.09)	1405	(2.84)	1708	(66.81)	



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. A 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 sur s'expliquer par une spécialisation dans les tâches domestiques moins marquée que pour leurs homologues hétérosexuelles<sup>55</sup>. 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.

Le tableau 2 ci-après résume les principaux écarts entre les gays ou lesbiennes d'une part et leurs homologues hétérosexuels d'autre part. Certains écarts sont communs aux gays et aux lesbiennes – plus jeunes, diplômés, urbains, dans le secteur tertiaire et le secteur public, avec moins d'ancienneté – tandis que d'autres (en gris dans le tableau), les opposent. On notera que ces oppositions sont alors associées à des écarts habituellement observés entre hommes et femmes. 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.

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

	Age	Diplôme	Urbain	Tertiaire	Public	Qualification	Ancienneté	Inactifs, chômeurs	Temps partiel	Col bleu	Salaire
<b>Gays</b>	-	+	+	+	+	(+)	-	+	+	-	-
<b>Lesbiennes</b>	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	+

### 3. – Résultats

#### 3.1. – 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<sup>56</sup>  $\ln(w_i)$  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).

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

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.

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 :

<sup>55</sup> Cf. par exemple ANTECOL & STEINBERGER [2009], pour une étude économétrique approfondie du rôle central de l'orientation sexuelle dans la détermination de l'offre de travail des femmes aux Etats-Unis.

<sup>56</sup> 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.

$$U_i = X_i\delta + v_i \quad [2]$$

Avec  $u_i$  et  $v_i$  les termes résiduels suivant une distribution normale bivariée. Il convient de noter que  $U_i$  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  $X_i$  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<sup>57</sup>. Plus précisément HECKMAN [1979] montre que, compte tenu de la sélection, l'équation de gain n'a plus un résidu d'espérance nulle :

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

où  $\phi(X_i\delta)/\Phi(X_i\delta)$  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*) permet de traiter ce problème<sup>58</sup>. 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<sup>59</sup>. 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<sup>60</sup> ; 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.

---

<sup>57</sup> Notons que ce n'est pas le fait de retenir un échantillon non-aléatoire qui est à l'origine du biais de sélection, mais bien le fait que des individus dont les caractéristiques observables sont défavorables disposent d'un terme d'erreur important dans l'équation de sélection. Ce dernier point est symptomatique de l'omission de caractéristiques individuelles contribuant à leur employabilité et à leur rémunération.

<sup>58</sup> HECKMAN [1976], [1979].

<sup>59</sup> La variance résiduelle de l'équation de gain dépend aussi du ratio de Mills et donc des caractéristiques individuelles.

<sup>60</sup> L'introduction de ces variables supplémentaires s'analyse comme l'ajout de contraintes identifiantes.

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:  $(\bar{Z}^{Homo} - \bar{Z}^{Hetero})\hat{\alpha} + (\bar{X}^{Homo} - \bar{X}^{Hetero})\hat{\beta}$  ;
- 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 ce dernier écart qui nous permettra de mesurer l'ampleur de la discrimination salariale envers les homosexuels<sup>61</sup>. Le tableau 12 figurant en annexe récapitule l'ensemble des variables utilisées dans les équations de sélection<sup>62</sup> et de gain et permet d'identifier l'individu de référence.

### 3.2. – Secteur privé

Nous nous concentrons, dans un premier temps, sur le seul secteur privé<sup>63</sup> pour mesurer la discrimination salariale à l'encontre des gays et des lesbiennes vivant en couple. Les résultats des travaux empiriques antérieurs, concernant l'ampleur de la discrimination salariale, 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.

Les résultats des estimations réalisées (i) en une étape avec une seule équation de gain, et (ii) en deux étapes (équation de sélection puis équation de gain) avec un Heckit, sont présentés dans le tableau 3. La plupart des coefficients sont du signe attendu. Un premier constat s'impose, si une discrimination salariale s'exerce envers les gays, les lesbiennes quant à elles bénéficient d'une prime par rapports aux femmes hétérosexuelles ; ainsi, les hommes homosexuels subiraient en moyenne une réduction de -6,3% de leur salaire<sup>64</sup>, alors que les femmes homosexuelles bénéficieraient d'une prime de +2,1%. Cette différence entre hommes et femmes homosexuels vivant en couple est analogue<sup>65</sup> à celle obtenue par ARABSHEIBANI & al. [2007] pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni (-14% pour les gays et +6,5% pour les lesbiennes aux Etats-Unis ; pas d'effet significatif pour les gays et +6% pour les lesbiennes au Royaume-Uni), CLAIN ET LEPPÉL [2001] sur données américaines (pénalité de -16% à -22% pour les gays et de -2,2% pour les lesbiennes) et KLAWITTER ET FLATT [1998] sur données US (-30% pour les gays et +16% pour les lesbiennes).

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 qualifiés, sont plus rarement à temps partiel, résident surtout en milieu urbain et élèvent moins fréquemment des

<sup>61</sup> 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. Le montant de la discrimination est alors mesuré par l'écart de rendement à caractéristiques identiques. 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  $gay_i$ . Dans une dernière partie nous procédons à la décomposition d'Oaxaca-Blinder.

<sup>62</sup> L'orientation sexuelle n'est pas introduite dans l'équation de sélection. Nous avons cependant – même si tous les résultats ne figurent pas dans l'article – estimé, par précaution, le « modèle » avec une équation de sélection comportant la variable « gay » : tous les résultats de l'estimation des équations de gain, et en particulier la mesure de la discrimination salariale, sont identiques. A titre d'illustration, l'annexe 2 reproduit les résultats du secteur privé lorsque l'équation de sélection est complétée avec la variable « gay ». D'une façon générale les résultats sont très proches. En particulier, le montant de la discrimination salariale ne s'en trouve pas modifié. Les résultats pour les autres secteurs sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

<sup>63</sup> Le secteur privé, entendu au sens large, inclut ici les grandes entreprises publiques ou nationales.

<sup>64</sup> 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  $e^{\beta_i}-1$  où  $\beta_i$  est le coefficient associé à la caractéristique.

<sup>65</sup> L'ampleur de cet écart est cependant systématiquement plus faible que dans l'ensemble des études citées.

enfants. La discrimination positive demeure très faible et contribue peu à l'écart de salaire observé de façon inconditionnelle<sup>66</sup>.

**Tableau 3. – Secteur privé : Equations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes**

EQUATIONS DU SECTEUR PRIVE			HOMMES			FEMMES		
			Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain	Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain
CARACTERISTIQUES 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 <sup>2</sup>	-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
		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	0,109	0,038	-0,018	ns	-0,017
	Localisation	< 200 000 hab,	-0,009		-0,009	-0,027		-0,026
		Paris Ile de France	0,143		0,144	0,178		0,176
	Capital immobilier	Propriétaire		0,134			0,204	
	Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		*-0,082			-0,521	
		Cadre supérieur ou moyen		-0,257			-0,363	
Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur			0,340			0,621		
Situation un an avant	Chômeur		-2,449			-2,481		
	Inactif		-0,510			-1,541		
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0,034		0,034	0,064		0,064
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0,048		-0,048	0,071		0,072
		> 500 salariés	0,045		0,045	0,136		0,136
	Horaires	15h - 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
		Peu qualifié(e)	-0,120		-0,120	-0,231		-0,213
	Type de poste	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	
	> 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 échantillon			72 322	88 204	72 322	45 816	91 054	45 816

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%  
 Nota: Afin d'éviter des problèmes d'arrondi en particulier pour les termes quadratiques, la variable «âge» a été centrée et divisée par 10.  
 Idem dans tous les tableaux suivants.

<sup>66</sup> On retrouve ici un résultat observé outre-atlantique : la prime salariale dont semble *a priori* bénéficier les lesbiennes par rapport à leurs homologues hétérosexuelles, s'explique essentiellement par des différences d'investissement en capital humain, notamment en éducation (cf. par exemple ANTECOL & al. [2007]).

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 d'une discrimination salariale. 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. C'est donc la discrimination mesurée lors de l'estimation du modèle, qui contribue pour l'essentiel à l'écart inconditionnel de salaire constaté.

Rappelons que les individus considérés dans notre échantillon vivent en couple. Une mesure extensive de la discrimination envers les gays et les lesbiennes peut donc être obtenue en y ajoutant la *prime au mariage* – dont ne peuvent évidemment pas bénéficier les couples homosexuels – et dont on vu (*cf. supra* section 1.3) qu'elle pouvait être le reflet 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<sup>67</sup>, 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 subissent une pénalité salariale de -10,2% par rapport aux hommes mariés, tandis que les lesbiennes disposent à présent d'une prime de +3,8% par rapport à leurs homologues mariées.

L'équation de sélection appelle quelques commentaires. Dans la mesure où nous considérons une équation de gain sur le seul secteur privé et une équation de sélection portant sur l'ensemble des individus qui peuvent potentiellement exercer une activité salariée dans le secteur privé (soit 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, un BEP ou 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 d'ailleurs celui obtenu par MEURS & PONTHEUX [2006], l'écart salarial entre hommes et femmes résultant de la discrimination est très faible et reste plutôt en faveur des femmes. Nous avons, donc réestimé les équations de gains en négligeant la sélection. Les résultats reportés dans la première colonne pour les hommes et les femmes sont proches de ceux obtenus avec le Heckit. L'écart en matière de discrimination entre gays et lesbiennes est toutefois légèrement atténué : discrimination de -6,3% envers les gays et pas de discrimination salariale envers lesbiennes.

### 3.3. – Le secteur public protège-t-il de la discrimination salariale ?

Afin de tester cette proposition, le modèle a été estimé sur le seul secteur public. Les résultats sont clairs et présentés dans le tableau 4. Contrairement aux résultats obtenus sur le secteur privé, les lesbiennes ne bénéficient pas d'une prime, ce qui va dans le sens attendu. En revanche, et contrairement à « l'intuition », la discrimination salariale frappe nettement les gays dans le secteur public, avec une ampleur certes légèrement plus faible que dans le privé, mais qui est loin d'être négligeable : -5,6% de discrimination salariale dans le secteur public contre -6,3% dans le secteur privé<sup>68</sup>.

---

<sup>67</sup> La variable mariage apparaît aussi dans l'équation de sélection. Toutefois son effet, extrêmement faible sur la discrimination salariale, est ici négligé.

<sup>68</sup> 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 : ZWEIMULLER & WINTER-EBMER [1993], HOFFNAR & GREENE [1996], BERSON [2009].

Tableau 4. – Secteur public : Equations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

EQUATIONS DU SECTEUR PUBLIC			HOMMES			FEMMES		
			Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain	Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Orientation sexuelle	Gay	*-0,058		-0,058	ns		ns
	Âge	Âge	0,012	0,022	ns	ns	0,019	ns
		Âge <sup>2</sup>	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
		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
	Localisation	< 200 000 hab.	-0,025		-0,025	ns		ns
		Paris Ile de France	0,058		0,058	0,073		0,073
	Capital immobilier	Propriétaire		-0,057			ns	
	Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		-0,544			-0,695	
		Cadre supérieur ou moyen		0,260			0,128	
		Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur		-0,281			-0,803	
Situation un an avant	Chômeur		-1,553			-2,002		
	Inactif		-0,094			-0,932		
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0,109		0,109	ns		ns
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0,034		-0,034	-0,037		-0,036
		> 50 salariés	0,061		0,061	0,032		0,033
	Horaires	15h - 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
		Peu qualifié(e)	-0,097		-0,097	-0,273		-0,246
	Type de poste	Col bleu	-0,072		-0,073	-0,134		-0,133
		Intérim	ns		ns	ns		ns
Ancienneté	< 1an	ns		ns	-0,041		-0,039	
	> 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 échantillon			10 980	88 204	10 980	18 762	91 054	18 762

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%

Du fait d'une rémunération fixée à partir d'une grille salariale dans le secteur public, la présence d'une telle discrimination peut de prime abord étonner ; elle n'est toutefois en soit pas surprenante :

- D'une part, si les recrutements peuvent être « anonymes » dans la fonction publique d'Etat, tel n'est pas systématiquement le cas des promotions, mutations et changement de grade qui sont basées sur le dossier du candidat et un ou des entretiens; dès lors la

discrimination constatée peut s'expliquer par la présence d'un *plafond de verre* induisant des déroulements de carrière plus lents pour les gays.

- D'autre part les politiques et règles de rémunération, ne sont pas homogènes dans toute la fonction publique et certaines « fonctions publiques », par exemple les collectivités territoriales, disposent de marges de manœuvre qui se rapprochent de celles observées dans le privé.
- Enfin, contrairement au secteur privé, le secteur public est moins soumis à la concurrence. La préférence pour la discrimination peut ainsi davantage s'exprimer dans le secteur public, car il est moins « sanctionné » par le marché : il est alors moins coûteux de discriminer dans le secteur public que dans le secteur privé.

Afin de déceler 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)<sup>69</sup>.

Comparé aux résultats antérieurs, l'estimation de la discrimination salariale subie par les salarié(e)s homosexuel(le)s est 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 lesbiennes<sup>70</sup>. On remarque en outre que les caractéristiques 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'Ile-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 Ile-de-France ; les lesbiennes sont en outre plus fréquemment employées à temps plein que les autres femmes.

Nous avons enfin examiné l'évolution de la discrimination salariale en considérant une rupture à compter de 2001 (soit à peu près le centre de l'échantillon). Les résultats mettent en évidence des changements significatifs et opposés dans le secteur privé et dans le secteur public. Si dans le secteur privé la discrimination salariale semble avoir diminué après 2001 (-6,7% avant 2001 et -5,2% après), elle se serait au contraire fortement accrue dans le secteur public (-3,6% avant 2001 et -9,9% après).

---

<sup>69</sup> Dans ce modèle le secteur de référence correspond à l'ensemble des secteurs privé et public. Lorsque le rendement d'une caractéristique est supposé différer dans les secteurs public et privé (lorsqu'un paramètre apparaît à la fois dans la colonne ensemble de l'économie et celle du secteur public), le coefficient dans la colonne « ensemble de l'économie » correspond au rendement dans le secteur privé et celui dans la colonne « public » coïncide à l'écart de rendement entre le secteur public et le secteur privé. Par exemple, pour les hommes un diplôme du supérieur long a un rendement significativement inférieur dans le secteur public par rapport à son niveau dans le secteur privé. Dans le secteur privé son rendement est de  $e^{0,408}-1=50,4\%$  alors qu'il est de  $e^{0,408-0,099}-1=36,2\%$  dans le secteur public.

<sup>70</sup> 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 & PONTHEUX [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 & al. [2010]), qui tendent de plus en plus à réfuter la prédiction initiale d'Oswald.

Tableau 5. – Secteurs privé & public : Equations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

EQUATIONS DE SELECTION ET DE GAIN DU SECTEUR PRIVE & PUBLIC (HECKIT)			HOMMES			FEMMES		
			Equation sélection	Equation de gain		Equation sélection	Equation de gain	
				Ensemble	Public		Ensemble	Public
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Orientation sexuelle	Gay		-0,063	*0,009		0,016	ns
	Âge	Âge	-0,014	0,008	0,006	0,012	ns	ns
		Âge <sup>2</sup>	-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	
		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
	Localisation	< 200 000		-0,013			-0,029	0,022
		Paris Ile de France		0,144	-0,079		0,173	-0,101
	Capital immobilier	Propriétaire	0,255			0,321		
	Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef entreprise, indép.	-0,631			-1,211		
		Cadre sup. ou moyen	-0,078			-0,255		
		Employé-ouvrier non qualifié, inactif, chô.	0,322			0,031		
Situation un an avant	Chômeur	-3,592			-4,083			
	Inactif	-1,580			-3,024			
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire		0,033			0,074	
		Public		-0,094			-0,062	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés		-0,046			-0,030	
		> 500 salariés		0,048			0,076	
	Horaires	15-30h		-0,483	0,322		-0,483	0,163
		< 15 h		-1,264	0,543		-1,369	0,329
		Pas d'horaires fixes		0,093			-0,211	
		Horaires atypiques		0,048	-0,040		0,064	ns
	Qualification	Très qualifié		0,292			0,257	0,032
		Peu qualifié		-0,120			-0,234	-0,044
	Type de poste	Col bleu		-0,093			-0,084	
		Intérim		ns			0,089	
	Ancienneté	< 1an		-0,030			-0,040	
		> 5 ans		0,078			0,147	
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		

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%

### 3.4. – Résumé des résultats

Le tableau 6 résume les évaluations de la discrimination salariale, basée sur l'orientation sexuelle, 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 la discrimination : 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. Ainsi, alors que



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

**Tableau 6. – Evaluations de la discrimination salariale**

ESTIMATION EN DEUX ETAPES (HECKIT)		Evaluation basse de la discrimination	Prime au mariage	Evaluation haute de la discrimination
Estimation sur le secteur privé	Hommes	-6,3%	+3,9%	-10,2%
	Femmes	+2,1%	-1,7%	+3,8%
Estimation sur le secteur public	Hommes	-5,6%	+2,4%	-8,1%
	Femmes	0,0%	-0,5%	+0,5%
Estimation sur l'ensemble des deux secteurs	Hommes	Privé	+3,3%	-9,4%
		Public	+3,3%	-8,5%
	Femmes	Privé	-2,1%	+3,7%
		Public	+0,2%	+1,8%

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 : environ -6,2% dans le privé et -5,5% dans le public. Cet écart est supérieur à la discrimination salariale hommes/femmes, évaluée par MEURS & PONTHEUX [2000] à -5,4%, ce qui souligne l'ampleur de la discrimination affectant les homosexuels masculins<sup>71</sup>. Comparées à leurs homologues hétérosexuelles, les lesbiennes bénéficient elles d'une prime salariale modérée d'environ +1,9% dans le secteur privé ; cette prime est plus faible, entre 0% et +1,5%, dans le secteur public.

#### 4. – Compléments

La discrimination salariale basée sur l'orientation sexuelle, semble principalement, sur le marché du travail français, toucher les hommes homosexuels. Ces résultats sont conformes à la fois aux intuitions théoriques, à la nature de l'homophobie (*cf.* 1.1 et 1.2) et aux résultats empiriques obtenus sur d'autre pays (*cf.* 1.4). La présente section a pour objectif d'étudier l'influence de différentes variables individuelles (qualification, âge *etc.*) sur l'ampleur de la discrimination subie par les salariés gays.

##### 4.1. – La qualification protège-t-elle de la discrimination?

Nous examinons dans cette section si les emplois plus qualifiés, et donc en moyenne mieux rémunérés, sont caractérisés par une moindre discrimination salariale envers les gays ? Pour répondre à cette interrogation, nous considérons, dans le tableau 7, les équations de gains des hommes, les plus concernés par la discrimination salariale, pour deux niveaux de qualification : les « très qualifiés » composés uniquement des Cadres et des Professions intellectuelles supérieures v/s les « peu qualifiés » composés de l'ensemble des Employés et Ouvriers<sup>72</sup>.

<sup>71</sup> Il convient en outre de noter que la discrimination que nous mesurons est une « discrimination moyenne » évaluée sur un échantillon de gays, dont certains ne sont pas identifiés comme homosexuels par les employeurs ; il est donc certain que la discrimination réellement subie par ceux qui sont identifiés comme homosexuels par leur employeur, est supérieure à la discrimination, pourtant déjà élevée, que nous mesurons.

<sup>72</sup> Les cadres moyens et les professions intermédiaires sont donc exclus de l'analyse.

Tableau 7. – Equations de gains pour les hommes suivant le niveau de qualification

EQUATIONS DE GAIN DU SECTEUR PRIVE & PUBLIC			PEU QUALIFIES		TRES QUALIFIES	
			Ensemble	Public	Ensemble	Public
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Orientation sexuelle	Gay	ns	ns	-0,099	ns
	Âge	Âge	0,002	-0,002	0,014	0,004
		Âge <sup>2</sup>	-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
		Sans diplôme	-0,063	ns	-0,033	ns
	Situation de famille	Nombre d'enfants	-0,004	0,015	0,014	0,024
		Marié	0,031	ns	0,065	** 0,035
	Localisation	< 200 000	-0,013	ns	ns	ns
		Paris Ile de France	0,093	-0,066	0,145	-0,077
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0,028		0,033	
		Public	0,117		-0,192	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0,042		-0,067	
		> 500 salariés	0,070		0,034	
	Horaires	15-30h	-0,485	ns	-0,537	0,361
		< 15 h	-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 bleu	-0,049		-0,055	
		Intérim	-0,023		ns	
Ancienneté	< 1an	-0,035		-0,042		
	> 5 ans	0,089	0,076	0,025	0,051	
Constante			7,265		7,819	
Taille échantillon			42 755		17 699	

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 le secteur privé<sup>73</sup>, alors que la discrimination salariale sur les « emplois peu qualifiés » est non significative, elle est très élevée (-9,4%) sur les « emplois très qualifiés » ; ce sont donc clairement les salariés gays occupant les emplois les plus qualifiés, qui sont le plus affectés par les pratiques discriminatoires. Ce résultat est, somme toute, logique. D'une part l'employeur se soucie peu de l'orientation sexuelle d'un salarié peu qualifié dont la visibilité extérieure est limitée, d'autre part celui-ci est moins identifiable et donc moins exposé dans l'entreprise car appartenant à un ensemble plus grand de salariés, enfin 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.). A l'inverse l'effet *plafond de verre* joue à plein pour les postes très qualifiés et en particulier les emplois de cadres supérieurs, qui sont plus « exposés » et comportent souvent un important volet de représentation; les salariés gays peuvent 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 protège pas les salariés homosexuels mais les expose, au contraire, davantage aux pratiques discriminatoires.

<sup>73</sup> 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).

#### 4.2. – Âge et ancienneté : discrimination et révélation d'information

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 réviser à la hausse la probabilité qu'il affecte au fait que le salarié soit homosexuel : 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 ; la discrimination salariale exercée devrait donc être croissante avec l'âge (puisqu'être non marié et sans enfants à vingt ans ne véhicule pas la même information que lorsqu'on est plus âgé) et l'ancienneté du salarié (puisque le processus d'acquisition d'information prend du temps).

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

Les résultats reportés dans le tableau 8, montrent sans ambiguïté que la discrimination mesurée est croissante avec l'âge. Pour les moins de 35 ans, elle est de -5.8% dans le secteur privé et n'en diffère pas significativement dans le secteur public. Au-delà de 45 ans elle atteint -12,1% dans le secteur privé et n'est pas significativement différente de cette valeur dans le secteur public. Cet écart de discrimination suivant les tranches d'âge a été testé et est significatif différent de zéro. Les gays subissent donc, toutes choses égales par ailleurs, une pénalité 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.

**Tableau 8. – Equations de gains pour les hommes suivant l'âge**

EQUATIONS DE GAIN DU SECTEUR PRIVE & PUBLIC			< 35 ANS		≥45 ANS	
			Ensemble	Public	Ensemble	Public
CARACTERISTIQUES 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
		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
	Localisation	< 200 000	ns	ns	-0,019	ns
Paris Ile de France		0,161	-0,123	0,138	-0,063	
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0,031		0,035	
		Public	-0,073		-0,089	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0,041		-0,057	
		> 500 salariés	0,034		0,057	
	Horaires	15-30h	-0,436	0,391	-0,509	0,365
		< 15 h	-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
		Peu qualifié	-0,105		-0,135	
	Type de poste	Col bleu	-0,115		-0,111	
		Intérim	ns		*0,036	
	Ancienneté	< 1an	-0,022		-0,061	
		> 5 ans	0,060	0,040	0,098	0,066
	Constante			7,188		7,327
Taille échantillon			16 031		35 501	

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 résultats des équations de gains par ancienneté (tableau 9) viennent compléter le diagnostic établi ci-dessus. Pour une ancienneté de moins d'un an aucune discrimination salariale significative ne peut être mise en évidence. Une discrimination salariale significative (-6,6%) ne semble s'exercer que pour une ancienneté comprise entre un et cinq ans. Au-delà de cinq années d'ancienneté aucune discrimination salariale significative n'apparaît, que ce soit dans le secteur public ou privé. Ces résultats suggèrent un processus d'apprentissage assez rapide de l'orientation sexuelle : au-delà de cinq ans dans l'entreprise certains salariés gays, percevant la révélation progressive de leur orientation sexuelle et des pratiques discriminatoires associées sont incités à quitter l'entreprise<sup>74</sup> ; ceux qui décident de rester sont donc ceux qui souffrent le moins de telles pratiques, ce qui explique la nullité de la pénalité salariale mesurée sur cette classe de salariés à l'ancienneté élevée (>5 ans).

Ces résultats permettent d'éclairer la façon dont s'exerce la discrimination salariale envers les homosexuels masculins. Dans le secteur public, et dans une moindre mesure dans le secteur privé, ce n'est pas tant le salaire lors de l'embauche qui contribue à la discrimination, mais bien plus l'existence d'un plafond de verre affectant le déroulement de carrière des salariés gays.

<sup>74</sup> Ce qui explique l'ancienneté significativement plus faible observée pour les gays (cf. tableau 1).

Tableau 9. – Equations de gains pour les hommes suivant l'ancienneté

EQUATIONS DE GAIN DU SECTEUR PRIVE & PUBLIC			MOINS D'UN AN		ENTRE 1 ET 5 ANS		PLUS DE 5 ANS	
			Ensemble	Public	Ensemble	Public	Ensemble	Public
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Orientation sexuelle	Gay	ns	ns	-0,068	ns	ns	ns
	Âge	Âge	0,002	0,010	0,005	0,006	0,008	0,005
		Âge <sup>2</sup>	-0,006	0,007	-0,004	0,004	-0,002	0,002
	Diplôme	Supérieur long	0,409	ns	0,369	ns	0,431	-0,120
		Supérieur court	0,130	ns	0,119	ns	0,143	-0,044
		Sans diplôme	** -0,023	ns	-0,050	** -0,051	-0,063	ns
	Situation de famille	Nombre d'enfants		0,036		0,041		0,021
		Marié	0,043	ns	0,050	ns	0,036	ns
	Localisation	< 200 000	ns	ns	ns	ns	-0,015	-0,017
		Paris Ile de France	0,157	ns	0,162	-0,094	0,135	-0,081
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0,079		0,056		0,022	
		Public	ns		-0,113		-0,054	
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0,043		-0,046		-0,046	
		> 500 salariés	0,032		0,031		0,050	
	Horaires	15-30h	-0,636	0,382	-0,658	0,463	-0,387	0,256
		< 15 h	-1,360	ns	-1,369	ns	-1,010	0,518
		Pas d'horaires fixes	-0,035		0,089		0,115	
		Horaires atypiques	ns	ns	0,040	-0,056	0,058	-0,040
	Qualification	Très qualifié	0,314	ns	0,312	-0,065	0,289	-0,032
		Peu qualifié	-0,142		-0,113		-0,115	
	Type de poste	Col bleu	-0,048		-0,090		-0,095	
		Intérim	ns		ns		0,149	
	Constante			7,25		7,29		7,39
Taille échantillon			6 166		18 667		60 809	

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%

#### 4.3. – Décomposition d'Oaxaca-Blinder

La discrimination salariale a jusqu'ici été mesurée à l'aide d'une variable indicatrice approximant l'orientation sexuelle du salarié ; ce faisant on adopte implicitement l'hypothèse d'une discrimination s'exerçant de façon identique pour tous les salariés homosexuels quel que soient leurs caractéristiques individuelles. Une telle hypothèse est évidemment excessive puisque la discrimination, on l'a vu, varie suivant les caractéristiques du salarié (sexe, âge, ancienneté *etc.*) ou de son emploi (qualification). Ce choix s'est cependant imposé du fait du nombre limité de ménages de même sexe disponibles dans les enquêtes Emploi. Quoique cette limite soit inhérente à la nature même de l'étude, nous allons tenter d'estimer dans cette section une spécification qui puisse rendre compte des différences de rendements sur les caractéristiques observables entre salariés homosexuels et salariés hétérosexuels, tout en restant « suffisamment parcimonieuse ». Une telle spécification, analogue à celle retenue lors de l'application de la méthode d'Oaxaca-Blinder<sup>75</sup>, doit permettre – *via* une analyse en termes de contribution à la discrimination – de mieux identifier les caractéristiques sur les quelles la discrimination salariale basée sur l'orientation sexuelle est la plus marquée.

<sup>75</sup> Cf. OAXACA [1973], BLINDER [1973], OAXACA & RANSON [1994].

Les résultats des estimations pour les hommes sont présentés dans le tableau 10, tandis que la décomposition de la discrimination suivant les différences de rendement sur les caractéristiques observables figure dans le tableau 11.

**Tableau 10. – Equations de gains pour les hommes à la Oaxaca-Blinder**

EQUATIONS DE GAIN DES HOMMES DU SECTEUR PRIVE & PUBLIC (avec différences de rendements)			HOMMES		HOMMES × GAY	
			Ensemble	Public	Ensemble	Public
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	Âge	Âge	0.007	0.006		
		Âge <sup>2</sup>	-0.002	0.003		
	Diplôme	Supérieur long	0.412	-0.086	-0.340	0,288
		Supérieur court	0.137	*-0.022	-0.167	**0.183
		Sans diplôme	-0.057	-0.022		
	Situation de famille	Nombre d'enfants	0.006	0.019		
		Marié	0.039	**-.015		
	Localisation	< 200 000	-0.009	-0.016		
		Paris Ile de France	0.142	-0.083	0.134	**-.0.131
	CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0.034	0.075	
Public			-0.142			
Taille de l'entreprise		< 50 salariés	-0.048	**0.013		
		> 500 salariés	0.045	**0.016		
Horaires		15-30h	-0.486	0.340	*-0.124	
		< 15 h	-1.271	0.564		
		Pas d'horaires fixes	0.092			
		Horaires atypiques	0.050	-0.034	-0.124	
Qualification		Très qualifié	0.295	-0.033		
		Peu qualifié	-0.120	ns		
Type de poste		Col bleu	-0.095	0.022		
		Intérim	ns			
Ancienneté		< 1 an	-0.038	Ns		
	> 5 ans	0.072	0.070			
Constante			7.303			
Taille échantillon			83 302			

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%

Le modèle présenté dans le tableau 10 a été obtenu en partant d'une spécification très générale, comportant tous les croisements des variables gay et secteur avec l'ensemble des variables du modèle. Ceci revient en pratique à considérer, comme dans l'approche à la Oaxaca-Blinder, au moins deux modèles différents l'un pour les gays et l'autre pour les hommes hétérosexuels. Dans notre cas, nous avons testé, et imposé le cas échéant, toutes les restrictions d'égalité de rendement entre les salariés gays et hétérosexuels.

*In fine*, nous parvenons à la spécification présentée dans le tableau où seules figurent les différences de rendements significatives, qui ne portent que sur le diplôme, la localisation en Ile-de-France, le temps partiel « long » et les horaires atypiques. On parvient alors à une évaluation de l'ampleur de la discrimination en sommant tous les écarts de rendements à caractéristiques identiques entre gays et hétérosexuels ; l'évaluation ainsi obtenue est proche, en termes de niveaux, des résultats présentés dans les sections précédentes et confirme notamment l'existence d'une discrimination salariale légèrement plus marquée dans le secteur privé (-6,3 %) que dans le secteur public (-5,0 %).

L'examen du tableau 11 fait clairement apparaître les principaux mécanismes à l'origine de cette discrimination. C'est essentiellement *via* le diplôme que la discrimination se manifeste : le diplôme d'un gay est moins bien valorisé que celui de son homologue hétérosexuel. Cette proposition a d'autant plus d'acuité qu'il s'agit d'un diplôme du supérieur long, confirmant ainsi la plus grande exposition à la discrimination des gays les plus diplômés.

**Tableau 11. – Analyse en termes de contribution la discrimination totale**

DECOMPOSITION DE LA DISCRIMINATION SALARIALE		REPARTITION DANS L'ECHANTILLON		CONTRIBUTIONS A LA DISCRIMINATION	
		ENSEMBLE	PUBLIC	ENSEMBLE	PUBLIC
Diplômes	Supérieur long	12.5%	28.0%	- 4.26 % (0.007)	-1.44 % (0.027)
	Supérieur court	11.6%	18.2%	- 1.93 % (0.006)	+0.29 % (0.009)
Localisation	Paris - Ile de France	16.0%	14.5%	+ 2.16 % (0.006)	+ 0.04 % (0.013)
Horaires	Temps partiel (15h-30h)	3.2%	13.0%	- 0.39 % (0.002)	- 1.61 % (0.010)
	Horaires atypiques	15.1%	18.3%	- 1.86 % (0.007)	-2.26 % (0.008)
<b>DISCRIMINATION</b>				<b>- 6,28 % (0.008)</b>	<b>- 4,98 % (0.017)</b>

*Entre parenthèses les écart-types calculés par bootstrap avec 1000 tirages*

## 5. – Conclusion

Ce premier travail visant à évaluer l'ampleur, sur le marché du travail français, de la discrimination salariale basée sur l'orientation sexuelle, permet de dégager plusieurs résultats. D'une part, il existe bien une discrimination salariale marquée à l'encontre des gays, aussi bien dans le secteur privé que dans le secteur public. Malgré la prise en compte de nombreuses variables de contrôle, contrôlant en particulier pour la prime au mariage, on obtient en effet une discrimination salariale de l'ordre de -6% à -7% dans le secteur privé et de -5% à -6% dans le secteur public, d'ampleur comparable à la discrimination salariale hommes/femmes. Dans la mesure où l'ensemble des salariés homosexuels présents dans notre échantillon, ne sont pas identifiés comme tels par leurs employeurs, il est certain que ceux qui sont identifiés comme homosexuels subissent une discrimination plus forte que la discrimination « moyenne » que nous avons estimées. Ceci souligne l'importance des pratiques discriminatoires à l'encontre des gays sur le marché du travail français.

Il n'est pas possible en revanche d'identifier une discrimination salariale à l'encontre des lesbiennes. Cette asymétrie entre gays et lesbiennes quant à la discrimination salariale est conforme à la fois aux résultats enregistrés dans d'autres pays et à « l'intuition théorique », puisque les gays, comparés aux hommes hétérosexuels, sont victimes d'une forte *préférence pour la discrimination* et d'une *discrimination statistique*, tandis que les lesbiennes, comparées aux femmes hétérosexuelles, sont victimes d'une *préférence pour la discrimination* moins prononcée et, qui plus est, partiellement compensée par une *discrimination statistique* positive. L'asymétrie constatée dans nos résultats renvoie donc 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.

Le diplôme ne protège pas les gays de la discrimination : au contraire les salariés homosexuels masculins sont d'autant plus victimes de discrimination salariale qu'ils occupent un emploi qualifié qui les rend « visibles » dans l'entreprise et permet, *via* le jeu des promotions, à une discrimination « potentielle » de s'exprimer. L'effet plafond de verre (*gays glass ceiling*) joue donc fortement en limitant, dans l'entreprise, les transitions professionnelles favorables pour les gays. Le lent processus d'acquisition, par l'employeur, d'information sur l'orientation sexuelle de

ses salariés, se traduit en outre par des pratiques discriminatoires d'autant plus marquées que le salarié homosexuel a une ancienneté médiane dans l'entreprise et qu'il 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 ; même si l'homophobie et l'hétérocentrisme semblent plus importants outre atlantique, ce qui pourrait expliquer cette différence de résultats, notre sentiment est que beaucoup de ces travaux souffrent 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.

## 6. – Annexes

### Annexe 1 : Les variables utilisées dans les équations de sélection et de gain

**Tableau 12. – Listes des variables utilisées**

*Les caractéristiques soulignées sont celles de l'individu de référence*

VARIABLES UTILISEES		EQUATION DE SELECTION	EQUATION DE GAIN	
CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES	<b>Orientation sexuelle</b>	Gay vs <u>Hétérosexuel</u>	✓	
	<b>Âge</b>	Âge, âge <sup>2</sup>	✓	
	<b>Diplôme</b>	Sans diplôme vs <u>BAC, BT, BEP, CAP</u> vs Supérieur court vs Masters, écoles	✓	
	<b>Situation de famille</b>	Nombre d'enfants	✓	✓
		Marié vs <u>Non marié</u>	✓	✓
	<b>Localisation</b>	< 200 000 vs > 200 000 vs IDF		✓
	<b>Capital immobilier</b>	Propriétaire vs <u>Non propriétaire</u>	✓	
	<b>Autre(s) revenu(s) (CSP conjoint)</b>	Art. Com. Indép. vs Cadres vs <u>Prof. Int. Emp. &amp; Ouv. Qualifiés</u> vs Autres	✓	
<b>Situation un an avant</b>	<u>Actif occupé</u> vs Chômeur vs Inactif	✓		
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	<b>Secteur d'activité</b>	Secondaire vs <u>Tertiaire</u>	✓	
	<b>Taille de l'entreprise</b>	< 50 vs <u>50-500</u> vs >500	✓	
	<b>Horaires</b>	< 15h vs 15-30h vs > 30h vs Autres		✓
		<u>Horaires normaux</u> vs atypiques		✓
	<b>Qualification</b>	Peu qualifié vs <u>Qualifié</u> vs Très qualifié		✓
	<b>Type de poste</b>	Col bleu vs <u>Col blanc</u>		✓
		Intérim vs <u>CDD, CDI</u>		✓
<b>Ancienneté</b>	< 1an vs <u>1-5 ans</u> vs >5 ans		✓	

*Nota* : Notre échantillon étant constitué à partir de douze enquêtes Emploi empilées (1996-2007), des variables dummies temporelles – une pour chaque année – ont en outre été systématiquement introduites dans les équations, afin de purger nos résultats d'un éventuel effet du cycle conjoncturel.



Annexe 2 : Robustesse des résultats à l'adjonction de la variable «gay» dans l'équation de sélection

Tableau 13. – Secteur privé : Equations de sélection et de gain pour les hommes et les femmes

EQUATIONS DU SECTEUR PRIVE			HOMMES			FEMMES		
			Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain	Equation de gain en une étape	Equation de sélection	Equation de gain
CARACTERISTIQUES 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 <sup>2</sup>	-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
		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
	Localisation	< 200 000 hab.	-0.009		-0.009	-0.027		-0.026
		Paris Ile de France	0.143		0.144	0.178		0.176
	Capital immobilier	Propriétaire		0.134			0.204	
	Autre(s) revenu(s) CSP conjoint	Artisan, commerçant, chef d'entreprise, indépendants		*-0.081			-0.521	
		Cadre supérieur ou moyen		-0.257			-0.363	
		Employé ou ouvrier non qualifié, inactif, chômeur		0.340			0.621	
Situation un an avant	Chômeur		-2.449			-2.481		
	Inactif		-0.509			-1.541		
CARACTERISTIQUES DE L'EMPLOI	Secteur d'activité	Secondaire	0.034		0.034	0.064		0.064
	Taille de l'entreprise	< 50 salariés	-0.048		-0.048	0.071		0.072
		> 500 salariés	0.045		0.045	0.136		0.136
	Horaires	15h - 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
	Type de poste	Peu qualifié(e)	-0.120		-0.120	-0.231		-0.213
		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	
	> 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 échantillon			72322	88204		45816	91054	

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%  
 Nota: Afin d'éviter des problèmes d'arrondi en particulier pour les termes quadratiques, la variable «âge» a été centrée et divisée par 10

## 7. – Références

- ADAM B.D. [1981], *Stigma and employability: discrimination by sex and sexual orientation in the Ontario legal profession*, Canadian Review of Sociology and Anthropology, 18 (2), 216–221.
- AHMED A.M., HAMMARSTEDT M. [2009], *Sexual orientation and earnings: a register data based approach to identify homosexuals*, Journal of Population Economics, Juillet.
- ALLEGRETTO S.A., ARTHUR M. [2001], *An empirical analysis of homosexual/heterosexual male earnings differentials: unmarried and unequal?*, Industrial and Labor Relations Review, 54, n°3, Avril.
- ANTECOL H., JONG A., 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), Juillet.
- ANTECOL H., 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), Février.
- ARABSHEIBANI G.R., MARIN A., WADSWORTH J. [2002], *Gays' pay in the UK*, n°8, Royal Economic Society Annual Conference 2002 from Royal Economic Society.
- ARABSHEIBANI G.R., MARIN A., WADSWORTH J. [2004], *In the pink: homosexual/heterosexual wage differentials in the UK*, International Journal of Manpower, Volume 25, Issue 3–4, pp. 343–54.
- ARABSHEIBANI G.R., MARIN A., WADSWORTH J. [2005], *Gays' Pay in the UK*, *Economica*, 72, pp. 333–47.
- ARABSHEIBANI G.R., MARIN A., WADSWORTH J. [2007], *Variations in gay pay in the USA and the UK*, in Badgett L. Frank J., eds., “Sexual Orientation Discrimination: An International Perspective”, London: Routledge.
- ARROW K. [1973], *The theory of discrimination*, Discrimination in labor markets, sous la direction de Orley Ashenfelter et Albert Rees, Princeton, Princeton University Press.
- BADGETT L., DONNELLY C., 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 social 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?* in Beemyn B., and Eliason M. (eds.), “Queer Studies: a Lesbian, Gay Bisexual, and Transgender Anthology”, 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, Issue 4, Août, 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, Vol2, n°1, Septembre.
- 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*, in Rodgers III W.M. (Ed.), “Handbook on the Economics of Discrimination”, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK.
- BADGETT L., LAU H., SEARS B., 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, June.
- BAJOS N., BELTZER N., PRUDHOMME A. [2008], *Les sexualités homo-bisexuelles: d'une acceptation de principe aux vulnérabilités sociales et préventives*, ch. 12 in Bajos N., Bozon, M (eds.), « La sexualité en France : Pratiques, genre et santé », Paris : La découverte, p. 243-271.
- BECKER G.S. [1957], *The economics of discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.
- BECKER G.S. [1965], *A theory of the allocation of time*, Economic Journal, 75(299), pp. 493–17.
- BECKER G.S. [1981], *A treatise on the family*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- BELL A.P., WEINBERG M.S. [1978], *Homosexualities: a study of diversity among men and women*, New York, Simon & Schuster.

- BERG N., LIEN D. [2002], *Measuring the effect of sexual orientation on Income: evidence of discrimination?*, Contemporary Economic Policy, 2002, Vol. 20, Issue 4, pp. 394–14
- BERILL K.T. [1992], *Anti-gay violence and victimization in the United States: an overview*, in: Herek G.M. and Berill, K.T. (Eds.), “Hate Crimes: Confronting Violence against Lesbians and Gay Men”, Sage, Newbury Park, CA.
- BERSON C. [2009], *Private vs public sector: discrimination against second-generation immigrants in France*, Documents de Travail du Centre d’Economie de la Sorbonne, n°2009-59, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Septembre.
- BLACK D., GATES G., SANDERS S., TAYLOR L. [2000], *Demographics of the Gay and Lesbian Population in the United States: Evidence from Available Systematic Data Sources*, Demography, 37. 2, May, pp. 139–54
- BLACK D., MAKAR H, SANDERS S., 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., TAYLOR L. [2003], *The earnings effects of sexual orientation*, Industrial and Labor Relations Review, Vol. 56, n° 3, Avril, pp. 449–69.
- BLACK D., SANDERS S., TAYLOR L. [2007], *The economics of lesbian and gay families*, The Journal of Economic Perspectives, Volume 21, n°2, Spring, 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 on the role of sexual orientation in the determination of earnings outcomes*, Working Paper Harris Graduate School of Public Policies Studies, University of Chicago.
- 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, Juillet, pp. 622–42.
- BLINDER, A. S. [1973], *Wage discrimination: reduced form and structural estimates*, The Journal of Human Resources, 8, pp. 436–455.
- BORRILLO D., FORMOND T. [2007], *Homosexualité et discriminations en droit privé*, Collection Etudes et Recherches, Haute autorité de lutte contre les discriminations et pour l’égalité (HALDE), éd. 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. & 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 labor 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, Issue 2, pp. 258–73.
- 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, 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*, in Badgett L. and Frank J. (Eds.), “Sexual Orientation Discrimination: An International Perspective”, 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, Springer Netherlands ed., Volume 6, n°4, Décembre, pp. 391–408.
- CARPENTER C.S. [2008b], *Sexual orientation, work, and income in Canada*, Canadian Journal of Economics, 2008, vol. 41, Issue 4, pp. 1239–61.

- CHAFETZ J.S., SAMPSON P., BECK P. & WEST J. [1974], *A study of homosexual women*, Social Work 19, n°6, Novembre, pp. 714–23.
- CLAIN H.S., LEPPLE K. [2001], *An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences*, Applied Economics, Volume 33, Issue 1, Janvier, pp. 37–47.
- DANESHVARY N., WADDUPS C.J. & WIMMER B.S. [2008], *Educational attainment and the lesbian wage premium*, Journal of Labor Research, Vol. 29, n°4, Décembre.
- DIGOIX M., FESTY P., GARNIER B. [2004], *What if same-sex couples exist in France after all?*, in “Same-Sex couples, same-sex partnerships & homosexual marriages: a focus on cross-national differentials”, Digoix M. & Festy P eds., Ined, Document de travail n°124.
- ELMSLIE B., TEBALDI E. [2007], *Sexual orientation and labor market discrimination*, Journal of Labor Research, 28(3), pp. 436–53, Juillet.
- 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.
- FRANK J. [2006], *Gay glass ceilings*, Economica, Vol. 73, Août, pp. 485–508.
- FRANK J. [2007], *Is the male marriage premium evidence of discrimination against gay men?*, in Badgett L. and Frank J. (Eds.), “Sexual orientation discrimination: an international perspective”, 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 5, pp. 475–92.
- HECKMAN J. [1979], *Sample selection bias as a specification error*, Econometrica, 47(1), pp. 153–161.
- HEINECK G. [2009], *Sexual orientation and earnings: evidence from the ISSP*, Applied Economics Letters, Vol. 16, Issue 13, Septembre, pp. 1351–54.
- 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, 56, pp. 251–66.
- HOFFNAR E., GREENE M. [1996], *Gender discrimination in the public and private sectors: a sample selectivity approach*, The Journal of Socio-Economics, Elsevier, vol. 25(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, Issue 4, pp. 699–727, Octobre.
- KITE M.E., DEAUX K. [1987], *Gender belief systems: homosexuality and the implicit inversion theory*, Psychology of Women Quarterly, 11, pp. 83–96
- KITE M.E., WHITLEY B.E. [1996], *Sex differences in attitudes toward homosexual persons, behaviors, and civil rights: A meta-analysis*, Personality and Social Psychology Bulletin 22, pp. 336–53.
- KLAWITTER M. [1997], *The effects of sexual orientation on the determinants of earnings for women*, Working Paper, Université de Washington.
- KLAWITTER M. [1998], *The determinants of earnings for women in same-sex and different-sex couples*, Working Paper, University of Washington.
- KLAWITTER M., 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. 658–86.
- KURDEK L.A. [1993], *The allocation of household labor in gay, lesbian, and heterosexual married couples*, Journal of Social Issues, 49, pp. 127–39.
- LAUMANN, E.O., GAGNON J.H., MICHAEL R.T., MICHAELS S. [1994], *The social organization of sexuality: sexual practices in the United States*, Chicago: University of Chicago Press.

- LEIGH J.P., LUBECK D.P., FARNHAM P., FRIES J.F [1997], *Absenteeism and HIV infection*, Journal Applied Economics Letters, Vol. 4, Issue 5, Mai, pp. 275–80.
- LEVINE M.P. [1979], *Employment discrimination against gay men*, International Review of Modern Sociology, 9, pp. 151–63.
- LEVINE M.P., LEONARD R. [1984], *Discrimination against Lesbians in the Work Force*, Signs, Vol. 9, n° 4, The Lesbian Issue (Summer), pp. 700–10, ed. The University of Chicago Press.
- MEURS ET PONTHEUX [2000], *Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes*, Economie et Statistiques, n°337–338.
- MEURS ET PONTHEUX [2006], *L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser?*, Economie et Statistiques, n° 398–399.
- OAXACA R.L. [1973], *Male-female wage differentials in urban labour markets*, International Economic Review, 14, pp. 693–709.
- OAXACA R.L. & RANSOM M.R. [1994], *On discrimination and the decomposition of wage differentials*, Journal of Econometrics, 61, 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, December.
- PATTERSON C.J. [1998], *The family lives of children born to lesbian mothers*, in: Patterson CJ, D'Augelli AR, eds. "Lesbian, Gay, and Bisexual Identities in Families: Psychological Perspectives", Oxford University Press, Oxford, UK, 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., FINGERHUT A [2004], *The paradox of the lesbian worker*, Journal of Social Issue, 60(4), pp. 719–35.
- PHELPS E.S. [1972], *The statistical theory of racism and sexism*, American Economic Review, 62, pp. 659–661, Septembre.
- PLUG E., BERKHOUT P. [2004], *Effects of sexual preferences on earnings in the Netherlands*, Journal of Population Economics, 17, pp. 117–31.
- PLUG, E., BERKHOUT, P., [2008], *Sexual orientation, disclosure and earnings*, IZA Discussion Paper, n°3290.
- SAGHIR M.T., ROBINS E. [1973], *Male and female homosexuality: a comprehensive investigation*, Baltimore: Williams & Wilkins.
- SCHNEIDER B. E. [1981], *Coming out at work: detriments and consequences of lesbians' openness at their workplaces*, paper delivered at the annual meeting of the Society for the Study of Social Problems, Toronto, Août.
- SIMON A. [1998], *The relationship between stereotypes of and attitudes toward lesbians and gays*, in Herek G.M. (ed.), "Stigma and Sexual Orientation: Understanding Prejudice Against Lesbians, Gay Men, and Bisexuals", Psychological perspectives on lesbian and gay issues, Vol. 4, Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications.
- THIRY B. [1985], *La discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France*, Annales de l'INSEE, n°58, avril-juin
- TOULEMON L., VITRAC J., 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, Avril.
- TOULEMON L., VITRAC J., CASSAN F. [2005], *Le difficile comptage des couples homosexuels d'après l'enquête EHF*, in «Histoires de familles, histoires familiales », sous la direction de Cécile Lefèvre et Alexandra Filhon, Ined, les Cahiers de l'Ined, n° 156, partie IX.32, pp. 589–602.
- 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., WINTER-EBMER R. [1994], *Gender wage differentials in private and public sector jobs*, Journal of Population Economics, Springer, vol. 7(3), pp. 271-85, July