FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

RAPPORT

SEPT.
2016

Le coût économique des discriminations

Rapport à la ministre du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social, et au ministre de la Ville, de la Jeunesse et des Sports

LE COÛT ÉCONOMIQUE DES DISCRIMINATIONS

Rapport

à la ministre du Travail, de l'Emploi,
de la Formation professionnelle et du Dialogue social
et
au ministre de la Ville, de la Jeunesse et des Sports

Gilles Bon-Maury, Catherine Bruneau
Clément Dherbécourt, Adama Diallo
Jean Flamand, Christel Gilles, Alain Trannoy

FRANCE STRATÉGIE

SEPTEMBRE 2016

AVANT-PROPOS



Jean Pisani-Ferry
Commissaire général
de France Stratégie

Ce n'est pas parce que les discriminations sur le marché du travail sont économiquement coûteuses qu'il faut les combattre. C'est parce que cantonner certains (et surtout certaines) à des positions secondes contrevient au principe d'égalité et cause de la souffrance. Quand bien même des écarts de salaire sur le même poste de travail, un moindre accès à l'emploi ou des disparités dans le niveau d'éducation bénéficieraient à l'économie, cela ne les rendrait pas plus acceptables.

Il se trouve cependant que les discriminations sont économiquement pénalisantes, que leur coût pour la collectivité est élevé, et donc que leur élimination induirait, à terme, un gain substantiel en croissance et en revenu. Tel est le message essentiel du travail pionnier présenté ici.

Lorsqu'à la suite du rapport de Jean-Christophe Sciberras sur les discriminations en entreprise[1] il a été demandé à France Stratégie d'évaluer les gains économiques qu'occasionnerait leur élimination, notre premier constat a été que ce type d'exercice n'avait jamais été entrepris en France. Les économistes se sont, depuis plusieurs années, attachés à les repérer et à les mesurer, non sans difficultés d'ailleurs : les mesures les plus directes (par *testing* auprès des entreprises) ne livrent pas de résultats généraux, les mesures indirectes (par le chiffrage des écarts inexpliqués) peinent à faire le partage entre ce qui est dû à un comportement discriminatoire des employeurs et ce qui relève de dimensions inobservées du comportement des personnes concernées. Ces difficultés pouvaient paraître assez grandes pour ne pas aller plus loin.

[1] Sciberras J.-C. (2015), *Rapport de synthèse des travaux du groupe de dialogue inter-partenaires sur la lutte contre les discriminations en entreprise*, mai.

Des travaux américains montraient cependant que l'enjeu économique de la question pouvait être considérable : l'amélioration de l'accès des femmes et des noirs aux postes essentiellement occupés par des hommes blancs serait à l'origine de 15 % à 20 % de la croissance des États-Unis depuis les années soixante.

L'équipe de France Stratégie a donc élaboré une méthodologie qui permette de prendre en compte simultanément les principales dimensions économiques des discriminations : l'inefficacité allocative qu'induit un moindre accès des femmes et des descendants d'immigrés aux postes les mieux rémunérés, les pertes qui résultent de leur moindre accès à l'emploi ou à l'activité professionnelle à plein temps, et les coûts de long terme liés aux inégalités d'éducation.

Les résultats obtenus confirment que la question est de dimension macroéconomique. C'est d'abord le cas pour les discriminations qui concernent les femmes, en raison de leur nombre. Mais c'est vrai également pour celles qui affectent les descendants d'immigrés, en dépit du fait qu'ils représentent une fraction beaucoup plus faible de la population.

Il faut, bien entendu, garder en tête que les gains associés ne se manifesteront que dans la durée : aucune politique ne peut, comme d'un coup de baguette magique, mettre un terme à des préjugés multiséculaires ni faire disparaître l'intériorisation, par les intéressés eux-mêmes, de l'inégalité des possibles ; il ne faut pas non plus surestimer la capacité de la loi à modeler les normes sociales et culturelles.

Nous sommes parfaitement conscients de ces limites, et c'est pourquoi l'hypothèse retenue pour les chiffrages n'est pas l'élimination complète, mais une réduction partielle, quoique substantielle, des écarts inexpliqués de situation individuelle. C'est une action patiente, méthodique, résolue qui, progressivement, réduira des disparités que rien ne peut justifier. Il ne s'agit pas ici d'années, mais de décennies.

Pour autant, les résultats peuvent frapper par l'ampleur des effets économiques auxquels ils aboutissent. Si nous les mettons néanmoins en avant, c'est que la responsabilité des experts est d'exposer les résultats de leurs estimations, avec prudence mais sans pusillanimité. Le constat est posé, c'est à la société française qu'il revient de déterminer quelle action elle veut entreprendre.

Ce qu'illustre en définitive ce travail, c'est qu'il n'y a aucune contradiction entre équité et réformes économiques porteuses de prospérité. Trop souvent, on oppose justice sociale et efficacité. La lutte contre les discriminations conjugue l'une et l'autre.

TABLE DES MATIÈRES

SYNTHÈSE **7**

INTRODUCTION **17**

CHAPITRE 1 – ÉTAT DES LIEUX DES DISCRIMINATIONS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL **23**

1. Définir et mesurer les discriminations **23**

1.1. Qu'est-ce qu'une discrimination ? 23

1.2. Quelle méthode de mesure ? 26

1.3. Quel domaine d'observation ? 27

1.4. Présentation des groupes étudiés 30

2. Une mesure des écarts inexpliqués sur le marché du travail **33**

2.1. Quelles caractéristiques des groupes étudiés ? 33

2.2. De fortes inégalités d'accès au marché du travail à l'encontre des Français originaires du continent africain 39

2.3. Des pénalités salariales importantes pour les femmes 44

2.4. Évolution des écarts depuis 1990 50

CHAPITRE 2 – ESTIMATION DES GAINS MACROÉCONOMIQUES LIÉS À UNE RÉDUCTION DES DISCRIMINATIONS **59**

1. Quels gains attendre d'une réduction des discriminations ? Une illustration **60**

1.1. La discrimination sur le marché du travail : une source de perte collective 60

1.2. Le gâchis des talents, un coût pour la société et les entreprises 62

2. Quels gains macroéconomiques attendre d'une réduction des discriminations ? Une estimation 64

2.1. Comment estimer les gains ? 64

2.1.1. Quatre scénarios 64

2.1.2. Les cibles retenues en matière de réduction des écarts inexpliqués 66

2.1.3. Les méthodes retenues pour estimer les gains 68

2.2. Une estimation des gains macroéconomiques liés à la réduction des écarts inexpliqués sur le marché du travail 70

2.2.1. Effet des différents scénarios de réduction des discriminations sur les niveaux de salaire et d'emploi 70

2.2.2. Une estimation des gains en termes de valeur ajoutée de l'économie 73

2.2.3. Une estimation des gains pour les finances publiques 75

ANNEXES

Annexe 1 – Lettre de mission 81

Annexe 2 – Comment mesurer les écarts inexpliqués sur le marché du travail ? ... 83

Annexe 3 – Simulation des gains pour les entreprises 87

Annexe 4 – Modèle de Solow augmenté 91

Annexe 5 – Estimation des élasticités 93

Annexe 6 – Niveaux et cibles retenus pour chaque catégorie 97

Annexe 7 – Présentation de la méthode 2 et de son articulation avec la méthode 1 99

Annexe 8 – Gains individuels moyens de salaires 103

Annexe 9 – Scénarios avec cible de réduction totale des écarts observés 105

BIBLIOGRAPHIE 111

REMERCIEMENTS 117

SYNTHÈSE

Les discriminations représentent une insulte à l'ambition républicaine d'égalité. Elles constituent un problème social parce qu'une partie de la population concernée est pénalisée dans l'accès à l'emploi ou cantonnée dans des emplois de moindre qualité. Elles induisent également des coûts économiques, en premier lieu pour les individus qui les subissent, mais également pour les employeurs et pour la société dans son ensemble. Elles posent donc un triple problème moral, social et économique. Chaque discrimination fragilise la société, engendre une injustice, occasionne une souffrance et bride un talent qui ne trouve pas à s'employer.

Même si leur connaissance progresse et si les outils pour les combattre se multiplient, les discriminations restent profondes sur le marché du travail. Dans son rapport remis aux ministres chargés du travail et de la ville en mai 2015, le groupe de dialogue contre les discriminations en entreprise a recommandé qu'une mesure du gain économique à attendre de la lutte contre les discriminations dans l'emploi soit effectuée. C'est l'objet du présent rapport de France Stratégie.

Les discriminations ne s'observent pas directement. Trois approches permettent *a priori* d'en évaluer l'ampleur : la mesure de leur perception par les victimes déclarées (enquêtes de victimation), la mise en évidence d'un traitement inégal dans une situation donnée *(testings)* et l'analyse des écarts entre la situation d'un groupe discriminé et celle d'une population de référence, à partir d'enquêtes statistiques. Parce qu'elle est à la fois objective et englobante, c'est cette troisième approche qu'a retenue France Stratégie. Néanmoins, la prudence reste de mise dans l'interprétation des résultats présentés, pour des raisons qui tiennent à la nature même de la méthodologie mobilisée.

En effet, la comparaison de la situation d'un groupe potentiellement discriminé et d'une population de référence fait apparaître des inégalités qui s'expliquent pour partie par des différences de caractéristiques, à la fois objectives et observées, entre ces groupes : le niveau de diplôme, l'origine sociale, l'âge, par exemple. On considérera généralement que cette part d'inégalités, ainsi expliquée, ne renvoie pas

à des phénomènes discriminatoires (encore que les différences de caractéristiques à l'origine de cette part peuvent elles-mêmes être liées à des discriminations se situant en amont du marché du travail, notamment le niveau d'éducation atteint, et les différents quartiers dans lesquels la personne a habité). Mais, au-delà de la part d'inégalités ainsi expliquée, reste une part inexpliquée par les variables observables. Celle-ci peut elle aussi provenir de différences objectives, cette fois inobservées (l'étendue du réseau d'interconnaissance des individus par exemple) ; elle peut renvoyer à des différences de comportement ; elle peut enfin renvoyer à une différence de traitement des individus – il s'agit de la discrimination à proprement parler. C'est l'impossibilité de séparer de façon certaine la discrimination des autres facteurs qui doit inciter à la prudence. C'est pourquoi les scénarios de réduction de la part inexpliquée des inégalités proposés dans cette étude cherchent à en tenir compte.

Pour mesurer les gains économiques à attendre d'une réduction des discriminations sur le marché du travail en France, on procède à une estimation des écarts de situation inexpliqués, puis du gain associé à la réduction de ces écarts. En l'absence de données mesurant directement les discriminations, cette méthode permet d'approcher la définition de la discrimination entendue comme *inégalité de situation individuelle à caractéristiques observées équivalentes*. En raison des données disponibles, l'étude se concentre sur les discriminations selon le sexe et l'origine géographique, mais elle propose également des éclairages sur les discriminations liées au lieu de résidence et au handicap.

Quatre dimensions d'inégalités sont observées : trois concernent le marché du travail (accès à l'emploi, accès au temps plein, niveau de salaire) et une le système éducatif (proportion de bacheliers). Le gain qu'induirait une réduction des écarts inexpliqués sur la performance des entreprises, sur le niveau du PIB et sur les finances publiques est ensuite évalué.

Discriminations sur le marché du travail : état des lieux

L'identification des discriminations est un sujet difficile. Celle-ci a néanmoins bénéficié sur la période récente de la multiplication de « *testings* » qui mettent en évidence, dans des situations précises (obtention d'un entretien d'embauche notamment), que des individus sont traités de façon inégale. Différentes études montrent ainsi que les discriminations sont présentes dans l'ensemble des domaines de la vie sociale (accès aux soins, à la justice, aux services, au logement, etc.). Le rapport de France Stratégie se concentre sur les discriminations sur le marché du travail. C'est le lieu où les discriminations sont les plus importantes et les plus

pénalisantes dans la mesure où l'insertion dans l'emploi conditionne l'intégration sociale (donc l'accès au logement, aux soins, etc.). Plus de la moitié (54 %) des dossiers de réclamations déposés auprès du Défenseur des droits dans le domaine de la discrimination concernent l'emploi.

Parmi les vingt-et-un motifs de discrimination sanctionnés par la loi française, quatre ont été retenus pour l'analyse : le sexe, l'origine géographique des parents (ou le fait d'être natif d'un département d'outre-mer), le lieu de résidence et le handicap. À partir de ces critères, quatre groupes potentiellement discriminés ont été définis.

Description des groupes « à risque » retenus

Critères de discrimination	Groupes discriminés	Population de référence
Le sexe	Les femmes	Les hommes
L'origine géographique	Les descendants de parents originaires du continent africain et les descendants de parents originaires du continent européen, d'une part, les natifs des DOM d'autre part	Les personnes nées en France métropolitaine sans ascendance migratoire directe
Le lieu de résidence	Les personnes vivant en zone urbaine sensible (ZUS)	Les personnes ne vivant pas en ZUS
Le handicap	Les personnes déclarant un handicap dès la naissance	Le reste de la population

Note : dans cette étude, afin de disposer d'effectifs suffisants, les descendants d'immigrés sont les personnes ayant un ou deux parents immigrés.

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

La liste n'est pas exhaustive : d'autres groupes de population peuvent être discriminés sur le marché du travail. Le choix de se limiter à ces quatre catégories s'explique par la capacité à les identifier à partir des sources statistiques existantes, notamment de l'enquête Emploi de l'Insee, ce qui est difficile ou impossible pour les autres facteurs de discrimination (notamment en ce qui concerne l'orientation sexuelle). Il convient en outre de souligner que le panorama des discriminations n'intègre ici ni la situation des immigrés, ni le critère de l'âge, car la méthode indirecte ne s'y prête pas. En effet, dans le cas des immigrés, les différences de situation observées sur le marché du travail peuvent fortement dépendre de facteurs objectifs, mais non observés, comme le degré de maîtrise de la langue française, ou le

système scolaire dans lequel les personnes ont évolué. Par ailleurs, dans le cas des discriminations selon l'âge, il est difficile de distinguer ce qui relève purement de l'âge ou de l'expérience (le salaire croît avec l'ancienneté par exemple).

Les écarts sur le marché du travail liés au sexe, à l'origine géographique et au lieu de résidence restent considérables en France : les femmes, les personnes issues de l'immigration (seconde génération) et les habitants de certains quartiers défavorisés connaissent des difficultés d'accès à l'emploi et une insertion dans l'emploi de moindre qualité, en termes de contrat de travail comme de salaire.

L'analyse confirme l'importance des inégalités selon le sexe ou l'origine géographique. Toutes choses égales par ailleurs, les hommes sans ascendance migratoire directe ont toujours plus de chances d'accès à l'emploi et de meilleurs salaires que les autres catégories étudiées. Quelle que soit leur origine, les femmes sont les plus pénalisées. Viennent ensuite les hommes natifs des DOM et les descendants d'immigrés d'Afrique (y compris Maghreb) pour lesquels les écarts sont équivalents. La situation des descendants d'immigrés européens est comparable à celle des personnes sans ascendance migratoire directe. Enfin, les écarts liés à la résidence en zone urbaine sensible (ZUS) existent, mais ils sont relativement faibles, une fois contrôlés de l'origine géographique.

Entre 1990 et 2014, on observe une forte réduction des écarts inexpliqués d'accès à l'emploi entre hommes et femmes. Le sur-chômage des femmes sans ascendance migratoire a disparu. L'évolution pour les hommes originaires du continent africain ou les résidents en ZUS est aussi positive, mais moins favorable sur longue période, et en partie remise en cause par la crise. En revanche, les écarts de salaire entre hommes et femmes persistent de manière frappante.

Quels gains attendre d'une réduction de ces écarts inexpliqués ?

Les discriminations freinent, voire bloquent l'insertion sur le marché du travail d'une partie de la population en âge de travailler. Elles coûtent donc à l'économie en général et aux entreprises en particulier.

Quels gains pour l'économie ?

À l'échelle de l'économie, une réduction des discriminations sur le marché du travail revient à une augmentation de la population active, en y intégrant de nouvelles personnes susceptibles de travailler. L'augmentation de cette offre de travail aboutit à une réduction du coût du travail, donc du coût de production des biens et services. Un nouveau point d'équilibre est atteint, où l'emploi est moins rémunéré en moyenne

mais mieux partagé (gain pour les discriminés) et où le niveau de production est plus élevé (gain collectif). La population de référence est perdante à court terme, au sens où son salaire baisse sans que son taux d'emploi augmente. À long terme néanmoins, l'ajustement à la hausse du stock de capital permet en principe un accroissement supplémentaire de la production et un retour des salaires vers leur niveau initial.

À cette augmentation de la population active s'ajoute une meilleure allocation des talents dans l'économie. Les discriminations conduisent à se priver d'individus à fort potentiel aux postes les plus valorisés socialement et économiquement. Une plus grande ouverture dans le recrutement des postes à responsabilité augmente la performance globale de l'économie. En effet, si l'on suppose *a priori* que les meilleurs profils, dans chaque catégorie de la population, sont de niveaux identiques – c'est-à-dire que les 10 % les meilleures parmi les femmes sont aussi productives que les 10 % les meilleurs parmi les hommes, par exemple –, alors la réduction des discriminations améliore la qualité de la main-d'œuvre sur les postes les mieux rémunérés, ce qui a une incidence positive sur l'économie.

Quels gains pour une entreprise ?

Théoriquement et compte tenu des écarts observés entre catégories discriminées sur le marché du travail, une entreprise a intérêt à recruter des individus de catégories discriminées à des postes de responsabilité.

Prenons l'exemple d'une entreprise qui se constituerait en recrutant ses cadres parmi les 10 % de salariés les mieux rémunérés aujourd'hui en France. Sous l'hypothèse que la distribution des potentiels des individus est la même au sein de chaque catégorie, les individus appartenant au groupe de référence ont actuellement en moyenne, au sein de ce vivier de salariés bien payés, moins de potentiel que les individus de groupes discriminés, puisque la discrimination conduit précisément à sous-représenter ces derniers parmi les mieux payés, donc à « sur-sélectionner » leurs talents. Ainsi, nous estimons qu'une entreprise qui ne recruterait aujourd'hui que des hommes parmi le vivier des 10 % de salariés les mieux rémunérés aurait une productivité inférieure à 7 % par rapport à une entreprise qui embaucherait à parité femmes et hommes.

Quatre scénarios de réduction des écarts

Quatre effets positifs de la réduction des discriminations sur l'économie sont distingués. Le premier est un resserrement des écarts de chances d'accéder à un poste de niveau de salaire élevé (effet « salaire »). Le deuxième est un accès élargi à l'emploi pour les populations discriminées (effet « taux d'emploi »). Le troisième concerne

l'accès à un poste à temps plein, c'est-à-dire la réduction des écarts de durée hebdomadaire du travail entre catégories (effet « heures travaillées »). Enfin, le quatrième effet est la réduction des écarts de niveau d'éducation (effet « niveau d'éducation »).

Quatre scénarios de réduction des écarts, du plus restrictif au plus extensif, sont ainsi définis, à partir de ces quatre effets. Le scénario 1 ne considère que l'effet de l'accès aux postes qualifiés (à niveau d'éducation, accès à l'emploi et nombre d'heures travaillées inchangés). Le scénario 2 ajoute l'effet d'un accès égalitaire à l'emploi. Ces deux premiers scénarios sont sans doute ceux qui se rapprochent le plus dans cette étude d'une mesure des effets sur l'économie de la discrimination au sens juridique du terme. Néanmoins, notre méthode ne permet pas de s'assurer que tous les écarts inexpliqués proviennent des discriminations au sens strict. Par prudence, nous envisageons donc des cibles de réduction des écarts qui demeurent modestes par rapport aux écarts inexpliqués observés.

Le scénario 3 ajoute l'effet de convergence de la durée hebdomadaire du travail. Il correspond à des effets de discrimination (envers les femmes mais aussi les hommes d'ascendance africaine notamment) mais également à des choix individuels, grandement influencés par des normes sociales et culturelles, qu'il serait hasardeux d'assimiler uniquement à de la discrimination au sens strict (répartition des tâches entre les femmes et les hommes). Enfin, le scénario 4 ajoute l'effet lié à l'éducation : c'est le scénario du coût de l'inégalité des chances, donc d'une discrimination en un sens très large.

Scénario 1	Effet *Salaire*
Scénario 2	Effets *Salaire* + *Taux d'emploi*
Scénario 3	Effets *Salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées*
Scénario 4	Effets *Salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées* + *Niveau d'éducation*

Deux méthodes pour estimer les gains

Deux méthodes complémentaires de calcul ont été retenues. La première porte sur le volume d'emploi et sa qualité. Elle prend en compte la quantité de travail employée dans l'économie et le niveau d'éducation des personnes en âge de travailler. Elle permet de mesurer l'effet sur l'économie d'une réduction des écarts de taux d'emploi, de durée du travail ou de niveau d'éducation.

La seconde méthode de calcul porte sur les écarts de distribution des salaires entre catégories. Pour un taux d'emploi et un niveau d'éducation donnés, les discriminations impliquent des écarts dans les carrières professionnelles et dans l'accès aux postes

les mieux rémunérés. Elle permet de mesurer l'effet de la réduction de ces écarts salariaux, avant et après convergence des taux d'emploi, des heures travaillées et du niveau d'éducation.

Les cibles retenues pour la réduction des écarts

La population est répartie par classe d'âge, par sexe et en fonction de l'origine géographique des parents. Pour chaque groupe ainsi obtenu, on calcule entre 2005 et 2014 le taux d'emploi, le niveau de salaire à rang donné[1], le nombre d'heures travaillées et la proportion de personnes ayant au moins le baccalauréat. Les quatre scénarios envisagés consistent, à classe d'âge donnée, à faire converger tous les groupes situés au-dessous du niveau moyen vers ce niveau moyen. En revanche, les groupes situés au-dessus du niveau moyen restent au-dessus. Ce faisant, nous avons donc choisi de ne pas faire converger totalement les populations discriminées vers la population de référence. Deux raisons justifient la prudence de ce choix : un problème d'identification des discriminations (discuté précédemment), mais aussi le fait qu'une suppression pure et simple des discriminations pourrait détériorer la position de la population de référence, au moins à court terme.

Au final, la réduction des écarts de salaire conduit à ce que la moitié des individus en emploi voient leur rémunération augmenter. Parmi ces derniers, 99 % sont des femmes et 89 % sont sans ascendance migratoire. L'effet « taux d'emploi » induit une augmentation de 3 % de la population en emploi. L'effet « heures travaillées » induit une hausse en équivalent temps plein de 4,5 % du nombre de personnes en emploi. Si on cumule ces trois effets (scénario 3), les personnes en bénéficiant sont à 82 % des femmes sans ascendance migratoire. Enfin, l'effet « niveau d'éducation » se traduit par une augmentation de 4,2 % du nombre de personnes âgées de 25 à 59 ans ayant au moins le niveau du baccalauréat ; il concerne cette fois à 91 % les hommes.

Une estimation des gains pour l'économie

L'effet sur le PIB est calculé en conjuguant les deux méthodes. Il correspond à une situation de moyen terme, avec absence de contraintes sur le marché des biens et services (barrières à l'entrée) et sur celui du travail (rigidités salariales), où la taille atteinte par l'économie reflète la quantité et la qualité des salariés, ainsi que le montant du capital accumulé. En cas de rigidités fortes, l'augmentation de la population active se traduirait à court terme par une hausse du taux de chômage et une augmentation moindre du PIB.

[1] C'est-à-dire à position relative donnée dans l'échelle des salaires, par exemple au dernier décile.

Au final, la réduction des écarts de taux d'emploi et d'accès aux postes élevés entre population de référence et populations discriminées (scénario 2) permettrait un gain de près de 7 % du PIB (soit environ 150 milliards d'euros sur la base du PIB français de 2015). Les différents scénarios testés produisent un effet compris entre + 3,6 % dans le scénario 1 (soit 80 milliards d'euros) et + 14,1 % dans le scénario 4 (soit près de 310 milliards d'euros).

Impact des quatre scénarios sur le PIB

	Scénario 1 Effet *Salaire*	**Scénario 2** Effets *Salaire* + *Taux d'emploi*	**Scénario 3** Effets *Salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées*	**Scénario 4** Effets *Salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées* + *Niveau d'éducation*
Effet total sur le PIB	+ 3,6 %	+ 6,9 %	+ 11,7 %	+ 14,1 %

Lecture : dans le scénario 4 qui regroupe l'ensemble des effets (salaires, taux d'emploi, heures travaillées et niveau d'éducation), l'effet sur le PIB est estimé à 14,1 %.

Source : France Stratégie

Décomposition de l'effet des différents scénarios sur le PIB, par sexe

	Scénario 1	**Scénario 2**	**Scénario 3**	**Scénario 4**
Femmes	99 %	97 %	98 %	83 %
Hommes	1 %	3 %	2 %	17 %
Total	*100 %*	*100 %*	*100 %*	*100 %*

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : dans le scénario 4, 83 % de l'effet sur le PIB est attribuable à la trajectoire professionnelle plus élevée des femmes, contre 17 % à celle des hommes.

Source : calculs France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 de l'Insee

Décomposition de l'effet des différents scénarios sur le PIB, par origine géographique

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Ascendance migratoire africaine	3 %	10 %	8 %	9 %
Natifs des DOM	2 %	2 %	1 %	2 %
Ascendance migratoire européenne	6 %	6 %	6 %	8 %
Sans ascendance migratoire	89 %	82 %	85 %	81 %
Total	*100 %*	*100 %*	*100 %*	*100 %*

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : dans le scénario 4, 9 % de l'effet sur le PIB est attribuable à la trajectoire professionnelle plus élevée des descendants d'immigrés d'origine africaine.

Source : calculs France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

Une estimation des gains pour les finances publiques

L'augmentation du PIB a un impact sur le montant des dépenses et des recettes publiques. Les dépenses engendrées par le non-emploi et le sous-emploi diminuent ; les recettes assises sur les richesses créées (impôt sur le revenu, impôt sur les sociétés, taxe sur la valeur ajoutée, etc.) et sur les facteurs de production (cotisations de sécurité sociale) augmentent.

Pour mesurer les effets des différents chiffrages sur les finances publiques, on utilise les élasticités des dépenses et recettes à l'écart de production – l'*output gap* – telles qu'estimées par différents organismes, par grand poste ou par sous-secteur des administrations publiques. Une réduction de 1 point de l'écart de production se traduit par une hausse des recettes publiques de 0,29 % du PIB et par une diminution des dépenses publiques (indemnisation chômage) de 0,06 % du PIB, soit une amélioration du solde budgétaire primaire (hors charges d'intérêt de la dette) de 0,35 % du PIB.

L'effet de redressement sur les finances publiques est de 1,3 point de PIB dans le scénario 1 (soit 28 milliards d'euros) et de 5,1 points dans le scénario 4 (soit 110 milliards d'euros).

Impact des différents scénarios sur les finances publiques (en pourcentage du PIB)

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Effet total sur les finances publiques	1,3	2,5	4,2	5,1
Dont recettes supplémentaires	*1*	*2*	*3,4*	*4,1*
Dont moindres dépenses	*– 0,3*	*– 0,5*	*– 0,8*	*– 1,0*

Lecture : dans le scénario 4, qui comprend l'ensemble des effets (salaire, taux d'emploi, heures travaillées et niveau d'éducation), l'augmentation du PIB de 14,1 % conduit à accroître de 4,1 % les recettes publiques et à réduire de 1 % les dépenses. L'effet total sur le solde budgétaire primaire est estimé à + 5,1 %.

Source : calculs France Stratégie, d'après Guyon et Sorbe (2009), Mourre et al. *(2014), PLF (2016), Unedic (2016)*



INTRODUCTION

La lutte contre les discriminations « répond à un impératif à la fois républicain, éthique et économique »[1], selon les termes du ministre du Travail, commanditaire de ce rapport avec le ministre de la Ville[2]. La connaissance comme la reconnaissance des situations discriminatoires progresse et les outils pour les combattre se multiplient, mais la question reste d'actualité, notamment dans la relation de travail. À cet égard, le récent rapport Sciberras[3] formule plusieurs recommandations, dont l'une pointe la nécessité d'étudier le gain économique à attendre de la lutte contre les discriminations dans la sphère du travail. Les ministères du Travail et de la Ville ont confié cette mission d'évaluation à France Stratégie.

Indiscutablement, les discriminations ont un « coût social », au sens où elles remettent en cause l'objectif d'égalité entre les personnes et minent la cohésion sociale et la confiance dans le pacte républicain. Lutter contre de telles pratiques est d'abord un impératif de justice et tout préjudice doit être réprimé par la loi. Mais les discriminations induisent également des coûts économiques importants, car elles instaurent des distorsions sur le marché du travail (impact négatif sur le taux d'activité, sur-chômage, mauvais appariement entre postes de travail et compétences) qui nuisent au bon fonctionnement de l'économie. Il en résulte à la fois une perte d'activité et de bien-être collectif. Ces distorsions trouvent leur origine dans des discriminations qui s'exercent directement sur le marché du travail mais aussi bien plus en amont, lorsqu'elles jouent sur le niveau d'éducation atteint et influent ainsi sur la carrière professionnelle future des individus. Le chiffrage de ces coûts économiques permet d'étayer d'un argument complémentaire le respect du principe

[1] Voir la déclaration de François Rebsamen, ministre du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social, sur le plan de lutte contre les discriminations à l'embauche et dans l'emploi, le 19 mai 2015 à Paris.
[2] Voir la lettre de mission en annexe 1.
[3] Sciberras J.-C. (2015), *Rapport de synthèse des travaux du groupe de dialogue inter-partenaires sur la lutte contre les discriminations en entreprise*, mai.

d'égalité et de justice sociale recherché[1]. Si les travaux en la matière sont rares car méthodologiquement complexes, une étude récente portant sur le marché du travail américain des cinquante dernières années a tenté pour la première fois d'évaluer le coût macroéconomique des discriminations fondées sur le sexe et la couleur de peau[2]. À partir d'un modèle incluant des barrières à l'entrée dans les secteurs à haute productivité pour les individus discriminés, les auteurs concluent que 20 % de la croissance du PIB par habitant sur la période étudiée (1960-2008) est attribuable à la levée des barrières d'accès à l'emploi et aux postes les plus qualifiés. En France, une étude s'est récemment penchée sur le coût macroéconomique des discriminations envers les résidents de zones urbaines sensibles (ZUS) – coût qu'elle évalue à environ 10 milliards d'euros pour la collectivité[3].

L'approche économique des discriminations

Les discriminations sur le marché du travail ont donné lieu à de nombreux travaux de recherche en sciences économiques et sociales[4]. Dans la littérature économique, deux principaux courants ont tenté d'objectiver les mécanismes à l'origine des comportements discriminatoires dans l'entreprise ou plus largement sur le marché du travail[5]. Le premier courant s'appuie sur la notion de « goût pour les discriminations » développée par l'économiste Gary Becker[6]. Les préjugés des employeurs les portent à ne pas recruter parmi certains groupes minoritaires dans la population. Ce traitement inégal de certains salariés prive les employeurs d'une main-d'œuvre potentielle et augmente leurs coûts de recrutement. À terme, dans un modèle de concurrence pure et parfaite, les entreprises qui discriminent devraient donc disparaître pour laisser place aux entreprises non discriminantes.

---

[1] Sur l'objectif d'égalité, voir le débat entre Réjane Sénac (L'égalité n'a pas à être « performante ») et Jean Gadrey (L'égalité peut aussi être justifiée par d'autres arguments que la seule égalité).

[2] Hsieh C.T., Hurst E., Jones C. et Klenow P. (2013), « The allocation of talent and U.S. economic growth », *NBER Working Papers*, n° 18693, janvier.

[3] Martin V. et Naves M.-C. (2015), *Talents gâchés*, Éditions de l'Aube. Cette étude a bénéficié du soutien de l'Acsé-CGET.

[4] Bertrand M. (2010), « New perspectives on gender », in Ashenfelter O. et Card D. (Eds). *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b, chapitre 17, p. 1543-1590 ; Akerlof G. et Kranton R. (2011), *Identity Economics, How our Identities Shape our Work, Wages, and Well-Being*, Princeton University Press ; Lang K. et Lehmann J.-Y. K. (2011), « Racial discrimination in the labour market: Theory and empirics », *NBER Working Papers*, n° 17450, septembre ; Garner-Moyer H. (2003), « Discrimination et emploi : une revue de la littérature », *Document d'études*, n° 5, Dares.

[5] Havet N. et Sofer C. (2002), « Les nouvelles théories économiques de la discrimination », *Travail, genre et sociétés*, n° 7, p. 83-115.

[6] Becker G. (1957), *The Economics of Discrimination*, The University of Chicago Press Economics.

Le deuxième courant, celui de la discrimination fondée sur les croyances initié par Kenneth Arrow, part du constat d'information imparfaite en phase de recrutement. Compte tenu de l'incertitude sur le niveau de productivité des candidats à un emploi, les employeurs se réfèrent pour recruter à des croyances relatives au niveau de productivité moyen du groupe auquel appartiennent les candidats (observations, préjugés, stéréotypes, etc.)[1]. La littérature sociologique a complété cette approche en montrant que ces croyances sont elles-mêmes le produit de la socialisation et de l'éducation[2].

La difficile mesure des discriminations

D'un point de vue empirique, la difficulté réside toutefois dans la capacité à identifier, au sein des écarts observés sur le marché du travail, ce qui résulte à proprement parler de comportements discriminatoires des employeurs. Deux raisons à cela.

D'une part, il est difficile de distinguer ce qui relève de la discrimination intentionnelle de ce qui renvoie à des comportements sur le marché du travail des personnes appartenant aux groupes potentiellement discriminés, comportements eux-mêmes qui diffèrent selon le niveau d'éducation et qui sont partiellement induits par des normes sociales. Cette distinction est d'autant plus délicate à opérer que les préjugés des employeurs peuvent également influer sur le comportement des individus, les amenant à faire des choix qui les pénalisent sur le marché du travail parce qu'ils anticipent cette discrimination : on assiste alors à des phénomènes de moindre investissement dans l'éducation, de spécialisation dans certains domaines professionnels ou à une moindre propension à candidater pour des postes à responsabilité[3]. Un phénomène inverse est même possible, lorsque des personnes font preuve d'un surcroît d'engagement personnel parce qu'elles se sentent discriminées.

D'autre part, il est toujours très délicat pour un observateur extérieur d'identifier avec certitude l'existence d'une discrimination dans le choix d'un employeur – pour une

---

[1] Arrow K. (1972), « Models of job discrimination », in Pascal A. (dir.), *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Book, p. 83-102.

[2] Datta Gupta N., Poulsen A. et Villeval M.-C. (2013), « Gender matching and competitiveness: Experimental evidence », *Economic Inquiry*, vol. 51(1), Western Economic Association International, p. 816-835 ; Couppié T. et Epiphane D. (2006), « La ségrégation des hommes et des femmes dans les métiers : entre héritage scolaire et construction sur le marché du travail », *Formation Emploi*, n° 93, p. 11-27.

[3] Bosquet C., Combes P.-P. et Garcia-Peñalosa C. (2014), « Pourquoi les femmes occupent-elles moins de postes à responsabilité ? Une analyse des promotions universitaires en économie », *Liepp Policy Brief*, n° 14, octobre.

embauche ou une promotion dans l'entreprise –, dès lors que ce choix s'opère au vu d'un ensemble de caractéristiques des candidats qui ne sont pas toujours connues de cet observateur.

Au final, la mesure de la discrimination est complexe parce qu'elle ne s'observe pas directement et qu'elle reste en grande partie cachée ou invisible pour celui ou celle qui en est victime. Trois grandes approches permettent néanmoins d'évaluer l'ampleur de ces phénomènes[1]. La première, *subjective*, se fonde sur la perception et le ressenti des personnes faisant part d'une expérience vécue (par le biais de questionnaires). La deuxième, *expérimentale*, consiste à mesurer dans une situation donnée l'existence de traitements inégaux entre deux individus aux caractéristiques identiques selon un protocole préalablement défini *(testing)*. La troisième, qualifiée d'*indirecte*, s'apparente davantage à une mesure statistique des inégalités : elle consiste à comparer, à partir d'une enquête statistique, les différences qui peuvent exister entre un groupe potentiellement discriminé et une population de référence, par exemple en matière d'accès à l'emploi. Tout ou partie de ces inégalités renvoient à des différences objectives observées dans l'enquête, comme le niveau de diplôme, l'origine sociale, l'âge, etc. Mais une partie des écarts reste inexpliquée, ce qui peut être lié à deux types de phénomènes. D'une part, l'omission dans l'enquête de certaines variables dont on sait par d'autres travaux qu'elles influencent l'accès à l'emploi (comme l'insertion dans des réseaux personnels ou professionnels). D'autre part, une discrimination à proprement parler, mais dont on peine toujours, *in fine*, à mesurer précisément l'ampleur.

Présentation de la démarche

Ce rapport étudie les gains économiques à attendre d'une réduction des discriminations sur le marché du travail en France. Parce que « la lutte contre les discriminations au travail ou ailleurs doit pouvoir s'appuyer sur des études circonstanciées, qui abordent le problème dans sa double dimension objective et subjective »[2], ce panorama des discriminations est construit pour l'essentiel à partir d'une approche indirecte, fondée sur une mesure statistique des inégalités, mais il est complété le cas échéant par des éléments de ressenti des travailleurs.

On procède dans un premier temps à une estimation statistique des discriminations *via* la mise en évidence d'écarts « inexpliqués » de situation à un instant donné entre

[1] Voir l'introduction au n° 464-465-466 de la revue *Économie et Statistique* de l'Insee publiée en 2013.
[2] Héran F. (2002), « Les recherches sur l'immigration et l'insertion : avancées, débats, perspectives », in *Immigration, marché du travail, intégration*, Commissariat général du plan, Paris, La Documentation française, octobre, p. 21.

les catégories susceptibles d'être discriminées et une population de référence. En l'absence de données pour mesurer les discriminations elles-mêmes, cette méthode, classiquement utilisée dans les études économiques sur les discriminations, permet d'approcher le plus possible la définition de la discrimination entendue comme *situation individuelle différente à caractéristiques équivalentes*. En raison des données disponibles, l'étude se concentre sur les discriminations selon le sexe et l'origine géographique, mais elle propose également des éclairages sur les discriminations liées au lieu de résidence et au handicap. Faute de données disponibles pour ce rapport, une brève revue de littérature est fournie sur les discriminations liées à l'orientation sexuelle. On observe quatre dimensions d'inégalités : trois concernent le marché du travail (accès à l'emploi, accès au temps plein, niveau de salaire) et une l'éducation (proportion de bacheliers). En revanche, les mécanismes qui génèrent ces discriminations ne sont pas abordés. Si la compréhension de ces mécanismes est essentielle pour lutter efficacement contre les discriminations, cet enjeu semble moins important lorsque l'on cherche à en évaluer le coût pour la société.

Dans un second temps, afin d'estimer le manque à gagner lié aux discriminations, on mesure le gain qu'induirait une réduction des écarts inexpliqués sur le niveau du PIB et sur les finances publiques. Le scénario d'annulation pure et simple de ces écarts est présenté de manière indicative en annexe, mais il surestime fortement les gains potentiels, puisque les données disponibles et la méthode retenue ne permettent pas avec certitude d'attribuer ces écarts (en amont et au sein du marché du travail) uniquement à des effets de discrimination. En outre, il néglige totalement un possible effet négatif de la réduction des discriminations sur l'emploi et les salaires des populations non discriminées. C'est pourquoi on privilégie des scénarios de réduction partielle des écarts, dans lesquels, en pratique, les situations des catégories potentiellement discriminées – en termes de salaire, de taux d'emploi ou de niveau d'éducation – rejoignent la situation moyenne observée actuellement sur l'ensemble de la population.

CHAPITRE 1

ÉTAT DES LIEUX DES DISCRIMINATIONS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Ce premier chapitre rappelle le cadre juridique et institutionnel des discriminations, puis expose les options méthodologiques retenues pour les mesurer. Il brosse ensuite un panorama des discriminations sur le marché du travail en France et de leur évolution depuis vingt-cinq ans, en se concentrant sur deux critères, le sexe et l'origine géographique. Des éclairages complémentaires sont présentés sur les discriminations selon le lieu de résidence, le handicap et l'orientation sexuelle.

1. Définir et mesurer les discriminations

1.1. Qu'est-ce qu'une discrimination ?

La législation en vigueur énonce un certain nombre de principes et de règles qui interdisent et sanctionnent les traitements discriminatoires dans la sphère du travail. Les organisations internationales, l'Union européenne et la France se sont dotées de dispositions juridiques en la matière. L'Organisation des Nations unies (ONU)[1] et l'Organisation internationale du travail (OIT) ont ainsi établi plusieurs conventions[2]. À l'échelle européenne, le principe de non-discrimination a été énoncé dès le traité de Rome en 1957. Le traité d'Amsterdam de 1997 comprend deux articles sur ce sujet : l'un permet de lutter contre les discriminations, l'autre pose le principe d'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes[3]. Un certain nombre de directives

[1] Convention internationale pour l'élimination de toutes les formes de discrimination raciale du 21 décembre 1965 et Convention sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes du 18 décembre 1979.

[2] Convention n° 111 concernant la discrimination en matière d'emploi et de profession du 25 juin 1958 et Convention n° 100 sur l'égalité de rémunération du 29 juin 1951, Convention n° 159 concernant la réadaptation professionnelle et l'emploi des personnes handicapées du 20 juin 1983.

[3] Articles 13 et 141.

européennes sont venues depuis consolider les bases ainsi établies[1]. Au niveau national, les traitements discriminatoires sont formellement interdits par la Constitution de 1958[2] et sanctionnés par la loi depuis le début des années 2000[3].

Deux acceptions différentes

La discrimination peut être définie de plusieurs manières. Aux termes de l'article 225-1 du code pénal français « constitue une discrimination toute distinction opérée entre les personnes physiques à raison de leur origine, de leur sexe, de leur situation de famille, de leur grossesse, de leur apparence physique, de leur patronyme, de leur lieu de résidence, de leur état de santé, de leur handicap, de leurs caractéristiques génétiques, de leurs mœurs, de leur orientation ou identité sexuelle, de leur âge, de leurs opinions politiques, de leurs activités syndicales, de leur appartenance ou de leur non-appartenance, vraie ou supposée, à une ethnie, une nation, une race ou une religion déterminée ». Le droit européen distingue quant à lui deux acceptions du phénomène. D'une part, une discrimination dite *directe*, définie comme « la situation dans laquelle, sur le fondement de son appartenance ou de sa non-appartenance, vraie ou supposée, à une ethnie ou une race, sa religion, ses convictions, son âge, son handicap, son orientation ou identité sexuelle, son sexe ou son lieu de résidence, une personne est traitée de manière moins favorable qu'une autre ne l'est, ne l'a été ou ne l'aura été dans une situation comparable »[4]. D'autre part, une discrimination dite *indirecte*, c'est-à-dire « une disposition, un critère ou une pratique neutre en

[1] Directive n° 2000-43 du 29 juin 2000 relative à la mise en œuvre du principe de l'égalité de traitement entre les personnes sans distinction de race ou d'origine ethnique ; directive n° 2000-78 du 27 novembre 2000 portant création d'un cadre général en faveur de l'égalité de traitement en matière d'emploi et de travail ; directive n° 2002-73 du 23 septembre 2002 modifiant la directive n° 76-207 du 9 févier 1976 du Conseil relative à la mise en œuvre du principe de l'égalité de traitement entre hommes et femmes en ce qui concerne l'accès à l'emploi, à la formation et à la promotion professionnelles, et les conditions de travail ; directive n° 2004/113/CE du Conseil du 13 décembre 2004 mettant en œuvre le principe de l'égalité de traitement entre les femmes et les hommes dans l'accès à des biens et services et la fourniture de biens et services ; et directive n° 2006/54/CE du Parlement européen et du Conseil du 5 juillet 2006 relative à la mise en œuvre du principe de l'égalité des chances et de l'égalité de traitement entre hommes et femmes en matière d'emploi et de travail.

[2] Article 1er de la Constitution de 1958, préambule de 1946 et article 6 de la Déclaration des droits de l'homme et du citoyen (DDHC).

[3] Loi n° 2001-1066 du 16 novembre 2001 relative à la lutte contre les discriminations et loi n° 2008-496 du 27 mai 2008 portant diverses dispositions d'adaptation au droit communautaire dans le domaine de la lutte contre les discriminations traduites dans les articles 225-1 du code pénal et L. 1132-1 du code du travail pour les discriminations en entreprise.

[4] Voir l'article 1er de la loi n° 2008-496 du 27 mai 2008 portant diverses dispositions d'adaptation au droit communautaire dans le domaine de la lutte contre les discriminations. Voir les directives européennes citées et Sénat (2014), *La lutte contre les discriminations : de l'incantation à l'action*, Rapport d'information, n° 94, p. 11.

apparence, mais susceptible d'entraîner, pour l'un des motifs mentionnés au premier alinéa, un désavantage particulier pour des personnes par rapport à d'autres personnes, à moins que cette disposition, ce critère ou cette pratique ne soit objectivement justifié par un but légitime et que les moyens pour réaliser ce but ne soient nécessaires et appropriés »[1]. La différence entre ces deux types de discrimination réside dans le fait que, dans le premier cas, c'est la discrimination intentionnelle qui est dûment identifiée tandis que, dans le second cas, c'est la conséquence d'un acte qui est jugée discriminatoire, sans qu'importe l'intention réelle de cet acte.

Les acteurs institutionnels

Ce corpus juridique a donné lieu à la création de plusieurs institutions et instruments de politiques publiques visant à lutter contre les pratiques discriminatoires. Au niveau européen, la Commission européenne s'empare régulièrement du sujet *via* des propositions de directives ou des rapports[2]. En 2015, elle a constitué un Groupe de haut niveau sur la non-discrimination, l'égalité et la diversité[3]. En parallèle, le Conseil de l'Europe joue un rôle important dans la mise en place de politiques de lutte contre les discriminations, *via* notamment la Commission européenne contre le racisme et l'intolérance (ECRI). Cet organe réalise des travaux de contrôle et de surveillance par pays[4] qui visent à évaluer dans quelle mesure les conventions signées par les États membres sont respectées, et ces travaux sont assortis de recommandations. En France, la lutte contre les discriminations comme objectif de politique publique date de 1999, année de la publication du rapport Belorgey[5]. La loi du 30 décembre 2004 a créé la Haute Autorité de lutte contre les discriminations et pour l'égalité (HALDE). Depuis 2011, les missions de la HALDE sont attribuées au Défenseur des droits, autorité indépendante qui fusionne quatre institutions[6] et qui réalise un travail important de sensibilisation et accompagne dans leurs démarches juridiques les victimes de pratiques discriminatoires. Par ailleurs, de nombreuses initiatives locales (métropoles, départements et régions) visent à sensibiliser les citoyens aux problématiques d'égalité.

---

[1] *Ibidem*.

[2] Commission européenne (2007), *Lutte contre la discrimination multiple : pratiques, politiques et lois*, Rapport de la Direction générale de l'emploi et des affaires sociales, Luxembourg, Office des publications de l'Union européenne, novembre.

[3] En remplacement du Groupe d'experts gouvernementaux institué en 2008, dont le mandat a expiré en 2013.

[4] Voir le rapport de l'ECRI sur la France du 1er mars 2016.

[5] Belorgey J.-M. (1999), *Lutter contre les discriminations*, rapport à la ministre de l'Emploi et de la Solidarité, Paris, La Documentation française, mars.

[6] Le Médiateur de la République, le Défenseur des enfants, la HALDE et la Commission nationale de déontologie de la sécurité (CNDS).

Si la définition juridique des discriminations est aujourd'hui partagée, leur mesure soulève en revanche des questions méthodologiques importantes. Il existe plusieurs approches, chacune présentant ses intérêts et ses limites.

1.2. Quelle méthode de mesure ?

La mesure des discriminations et de leur intensité relève de trois grandes approches[1].

- La première, qualifiée de *subjective*, consiste à mesurer les discriminations à partir de la perception et du ressenti des personnes. L'enquête « Trajectoires et origines » (TeO) de 2008 ou l'« Enquête européenne sur les conditions de travail » de 2010 permettent ainsi d'apprécier le sentiment de vivre dans une société discriminante. On peut aussi, à partir des enquêtes de victimation, mesurer le nombre de personnes qui se déclarent – entre autres – victimes de violences physiques ou sexuelles, de menaces ou d'insultes. C'est le cas de l'enquête « Évènements de vie et santé » de la Drees[2] ou de l'enquête « Cadre de vie et sécurité » conduite conjointement par l'Observatoire national de la délinquance et des réponses pénales (ONDRP) et l'Insee[3]. L'inconvénient principal de cette approche par le ressenti ou l'expérience est qu'elle ne mesure pas la discrimination au sens strict. En outre, elle néglige les éléments de contexte liés à la situation sur laquelle la personne est amenée à s'exprimer.

- La deuxième, qualifiée d'*expérimentale*, repose sur l'observation factuelle de traitements inégaux par des tests de situation (ou *testing*s) ou des expérimentations en laboratoire[4]. Ces méthodes permettent de mettre au jour, dans une situation donnée, les différences de traitement entre individus. Les opérations de *testing* sont ainsi souvent utilisées pour mesurer les discriminations à l'embauche[5]. Réalisées dans un cadre particulier et suivant un

[1] Voir l'introduction au n° 464-465-466 de la revue *Économie et Statistique* de l'Insee publié en 2013.
[2] Beck F., Cavalin C. et Maillochon F. (dir.) (2010), *Violences et santé en France. État des lieux*, Drees, Coll. « Études et statistiques », Paris, La Documentation française.
[3] https://www.inhesj.fr/node/88.
[4] Bertrand M. et Duflo E. (2016), « Field experiments on discrimination », *NBER Working Papers*, n° 22014, février.
[5] Centre d'analyse stratégique (2007), « Le *testing*, une méthode expérimentale de mesure des discriminations à l'embauche », *La Note de veille*, n° 48, mars.

protocole spécifique, ces évaluations empiriques fournissent des résultats qui restent néanmoins difficilement extrapolables[1].

- La troisième approche, celles des *évaluations indirectes*, consiste à appréhender les discriminations à partir d'une mesure statistique des inégalités dans différents domaines de la vie sociale. Plus précisément, elle quantifie les inégalités entre un groupe « à risque » et le reste de la population. Pour ce faire, on distingue les inégalités qui s'expliquent par des caractéristiques individuelles objectives, observées en moyenne sur chaque groupe, et, par différence, celles que l'on qualifie d'« inexpliquées ». Cette approche statistique renseigne sur l'ampleur des écarts qui existent dans la réalité entre différentes populations, mais elle ne renseigne pas sur les mécanismes à l'origine de ces écarts et ne permet pas d'identifier avec certitude ce qui relève, au sein de ces écarts, de phénomènes discriminatoires *stricto sensu*[2].

Chacune de ces trois approches comporte un intérêt pour l'analyse des discriminations. C'est l'évaluation *indirecte* qui a été privilégiée ici, dans la mesure où elle permet de traiter un ensemble de populations « à risque » à partir d'une métrique et d'une source unique, l'enquête *Emploi* de l'Insee *(voir annexe 2)*. Elle est toutefois complétée par des éléments de ressenti et de perception de la discrimination exprimés par les travailleurs.

1.3. Quel domaine d'observation ?

Les discriminations sont présentes dans toutes les composantes de la vie sociale (accès aux soins, à la justice, aux services, au logement, etc.). Conformément à la saisine, ce rapport se concentre sur le marché du travail. C'est « le lieu où les discriminations sont les plus flagrantes »[3], d'après le dernier rapport du Défenseur des droits, qui rappelle que plus de la moitié des dossiers de réclamations dans le domaine de la lutte contre les discriminations concernent l'emploi (54,3 %)[4]. Par ailleurs, c'est sur le marché du travail que l'on dispose le plus facilement de données exploitables. Nous étudions successivement les inégalités dans l'accès à

[1] Larribeau S., Masclet D. et Peterle E. (2013), « Que nous apprend l'économie expérimentale des différences homme-femme sur le marché du travail ? » *Revue française d'économie*, vol. 28, p. 121-154 ; Larribeau S., Masclet D. et Peterle E. (2013), « Une mesure expérimentale de la discrimination homme-femme à l'embauche », *Revue d'économie politique*, vol. 123, p. 333-351.

[2] Combes P.-P., Decreuse B., Laouénan M. et Trannoy A. (2016), « Customer discrimination and employment outcomes: Theory and evidence from the French labor market », *Journal of Labor Economics*, vol. 34, n° 1, Part 1, p. 107-160.

[3] Introduction au n° 464-465-466 de la revue *Économie et Statistique*, *op. cit.,* p. 8.

[4] Défenseur des droits (2016), *Rapport annuel d'activité – 2015*, janvier, p. 76.

l'emploi (taux de chômage, taux d'emploi, accès au CDI à temps plein notamment) et les inégalités de salaire en fonction du secteur d'activité et de la taille des entreprises.

Quels critères retenir ?

Parmi les vingt-et-un motifs de discrimination prohibés par la loi française[1], quatre ont été retenus pour l'analyse : le sexe, l'origine, le lieu de résidence et le handicap. Ces critères déterminent quatre groupes potentiellement « à risque » *(voir tableau 1)*. Dans la mesure du possible, ils sont conjugués afin de tenir compte du caractère cumulatif des discriminations[2].

Tableau 1 – Description des groupes « à risque » retenus

Critères de discrimination	Groupes discriminés	Population de référence
Le sexe	Les femmes	Les hommes
L'origine géographique	Les descendants de parents originaires du continent africain et les descendants de parents originaires du continent européen, d'une part, les natifs des DOM d'autre part	Les personnes nées en France métropolitaine sans ascendance migratoire directe
Le lieu de résidence	Les personnes vivant en zone urbaine sensible (ZUS)	Les personnes ne vivant pas en ZUS
Le handicap	Les personnes déclarant un handicap dès la naissance	Le reste de la population

Note : on a regroupé les descendants d'immigrés ayant un ou deux parents immigrés afin de disposer d'effectifs suffisants.

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

[1] L'âge, l'apparence physique, l'appartenance ou non à une ethnie, à une nation, à une race, à une religion déterminée, l'état de santé, l'identité sexuelle, l'orientation sexuelle, la grossesse, la situation de famille, le handicap, le patronyme, le sexe, les activités syndicales, les caractéristiques génétiques, les mœurs, les opinions politiques, l'origine, le lieu de résidence et la particulière vulnérabilité résultant de sa situation économique.

[2] Pour caractériser l'aspect pluriel de la discrimination, la sociologie emploie la notion d'intersectionnalité développée à la fin des années 1990 aux États-Unis. Voir Crenshaw K. (1989), « Demarginalizing the intersection of race and sex: A black feminist critique of antidiscrimination doctrine, feminist theory and antiracist politics », *University of Chicago Legal Forum*, vol. 1989 (1), article 8.

Ces groupes ne sont pas exhaustifs, car d'autres personnes sont discriminées sur le marché du travail en raison de leur religion[1], de leur apparence physique[2] ou de leurs activités syndicales[3]. Le choix de se limiter à eux s'explique par la capacité à les identifier à partir des sources statistiques existantes, notamment l'enquête Emploi de l'Insee. Cette enquête est privilégiée car elle offre un ensemble très complet d'informations relatives à la position sur le marché du travail : position d'activité mais aussi, pour les personnes en emploi salarié, type de contrat de travail, temps de travail et rémunération. En revanche, les données mobilisées ne permettent pas de mesurer l'effet de la discrimination sur la trajectoire professionnelle des personnes[4].

Par ailleurs, le critère de l'âge n'a pas été retenu car la méthode indirecte ne s'y prête pas : une partie des différences de situation observées par âge sur le marché du travail renvoie à des caractéristiques individuelles objectives (expérience) et il est difficile de distinguer, dans la situation plus difficile des âges extrêmes, ce qui relève de purs phénomènes discriminatoires de ce qui relève d'autres phénomènes liés aux conditions d'entrée pour les jeunes et de sortie pour les seniors du marché du travail. Pour ne pas biaiser les estimations, on fait le choix de se concentrer sur la situation des individus âgés de 25 à 59 ans.

Les limites de l'approche indirecte

Notons que l'approche indirecte ne constitue pas une mesure exacte des discriminations : les écarts inexpliqués qui sont calculés ne se résument pas à des phénomènes discriminatoires. Pour une part en effet, ils reflètent certaines caractéristiques des salariés qui ne sont pas observées dans l'enquête Emploi. Par exemple, pour l'accès à l'éducation, ces écarts inexpliqués peuvent être attribuables à la maîtrise de la langue. Pour l'accès au marché du travail, les écarts inexpliqués de taux d'emploi entre catégories peuvent correspondre à l'importance des réseaux de relation. L'intérêt de cette approche, qui met aussi en évidence les composantes structurelles et objectivables (origine sociale, situation familiale, etc.) des différences

[1] Valfort M.-A. (2015), *Discriminations religieuses à l'embauche : une réalité*, Institut Montaigne, octobre.
[2] Voir les résultats du 9e baromètre du Défenseur des droits et de l'Organisation internationale du travail (OIT) et Coudin É. et Souletie A. (2016), « Obésité et marché du travail : les impacts de la corpulence sur l'emploi et le salaire », *Économie et Statistique*, n° 486-487, p. 79-102.
[3] Breda T. (2014), « Les délégués syndicaux sont-ils discriminés ? », *Revue économique*, vol. 65, p. 841-880.
[4] Pour un exemple de l'impact de la discrimination sur la trajectoire professionnelle, voir l'étude liée à l'état de santé de Barnay T., Ben Halima M., Duguet E., Lanfranchi J. et Le Clainche C. (2015), « La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts maladie », *Économie et Statistique*, n° 475-476, p. 157-186.

observées, est « d'aider à construire des politiques publiques de réduction des inégalités au-delà des seules politiques antidiscriminatoires »[1].

1.4. Présentation des groupes étudiés

Le rapport vise d'abord à comparer entre elles les catégories définies selon le sexe et l'origine géographique *(voir tableau 1)*. Nous nous sommes concentrés sur huit catégories pour lesquelles nous observons les différences d'accès à l'éducation (être titulaire du Bac ou d'un diplôme du supérieur), les inégalités d'accès au marché du travail (taux d'emploi, taux de chômage, CDI à temps plein et accès aux postes les mieux rémunérés) et les inégalités de salaire. Nous avons également observé comment les écarts entre ces huit catégories varient selon l'âge.

On s'intéresse ici aux individus nés en France, âgés de 25 à 59 ans et résidant en France métropolitaine. Cette tranche d'âge permet de neutraliser les changements liés à l'allongement de la durée des études, au retour en formation des jeunes ou au recul de l'âge de départ à la retraite. Parmi ces individus, un sur dix est né dans les DOM ou a au moins un parent immigré. Plus précisément, 1 % sont natifs des DOM[2], 5 % sont descendants d'immigrés européens et 4 % descendants d'immigrés africains (y compris Maghreb)[3] *(voir encadré 1)*. Les neuf personnes sur dix restantes sont qualifiées de « sans ascendance migratoire directe » ou simplement « sans ascendance migratoire ». Les descendants d'immigrés d'autres régions du monde ne sont pas comptabilisés faute de disposer d'un échantillon de taille suffisante dans l'enquête Emploi. Les hommes sans ascendance migratoire directe – soit 45 % des 25-59 ans nés en France – représentent notre population de référence, à laquelle sont comparées les catégories susceptibles d'être discriminées, pour toutes les variables analysées sauf une. En effet, ce sont les femmes sans ascendance migratoire directe qui forment la population de référence pour l'analyse des écarts d'accès à un diplôme supérieur ou égal au Bac. Les effectifs de ces différents groupes sont stables depuis quinze ans, à l'exception des personnes originaires du continent africain, dont le nombre est passé de 600 000 à 1,2 million entre 2005 et 2014.

[1] Introduction au n° 464-465-466 de la revue *Économie et Statistique*, *op. cit.,* p. 9.

[2] Les « natifs des DOM » comprennent les individus nés en Guyane, Martinique, Guadeloupe ou à La Réunion.

[3] Par descendants d'immigré, nous entendons ceux qui ont au moins un parent immigré. L'enquête Emploi ne permet pas de repérer les individus ayant des grands-parents immigrés. Dans la suite du rapport, par commodité d'écriture, les descendants d'immigrés d'Afrique et du Maghreb seront souvent désignés par l'expression « originaires du continent africain ».

Encadré 1 – Les immigrés et le marché du travail

En France métropolitaine, on recense en moyenne 3,1 millions d'immigrés âgés de 25 à 59 ans sur la période 2005-2014. Un sur dix est arrivé en France avant l'âge de 6 ans (11 %) et un peu plus de la moitié sont des femmes (53 %). Du point de vue de l'origine géographique, près de la moitié des immigrés sont africains (47 %), près d'un tiers européens (32 %) et un sur cinq d'une autre origine (21 %).

L'application de la méthode des écarts « inexpliqués » est rendue difficile pour les immigrés, les différences d'accès à l'emploi et de salaire observées s'expliquant pour partie par des facteurs objectifs non renseignés dans l'enquête Emploi. D'une part, on ne dispose pas d'information sur la trajectoire scolaire et professionnelle des immigrés, qui ont pu faire leurs études hors du territoire français par exemple. Dans ce cas, le système éducatif dans lequel ils ont évolué est propre à leur pays d'origine et n'est donc pas directement comparable avec celui des personnes ayant suivi leur scolarité en France. D'autre part, des éléments absents de l'enquête peuvent expliquer ces écarts d'accès à l'emploi et de salaire, comme la maîtrise de la langue française. Pour ces raisons, le panorama des discriminations puis le chiffrage de leurs coûts n'intègrent pas la situation des immigrés.

On sait par exemple que près de deux immigrés sur trois n'ont reçu de leurs parents qu'une seule langue – qui n'est pas le français – au cours de leur enfance*. Si toutes choses égales par ailleurs le niveau de maîtrise de la langue n'apparaît pas comme un frein à l'accès à l'emploi des immigrés, il influence néanmoins leur niveau de salaire : ainsi, à caractéristiques égales, les immigrés ayant une maîtrise parfaite du français perçoivent un salaire environ 16 % plus élevé que les autres immigrés**. Bien qu'ils occupent un emploi, certains immigrés nourrissent un sentiment de surqualification plus important : c'est notamment le cas des immigrés les plus diplômés déclarant avoir des difficultés à l'écrit et/ou à l'oral.

Une manière de contourner ce problème consiste à s'intéresser aux immigrés arrivés en France avant l'âge de 6 ans qui ont bénéficié du système éducatif français *(voir tableau 2)*. Pour cette population, les écarts inexpliqués d'accès à l'emploi sont très faibles, voire inexistants pour les immigré(e)s d'Europe ou d'autre origine. En revanche, ils sont importants pour les immigré(e)s originaires du continent africain : par rapport aux personnes sans ascendance migratoire directe, ils présentent des écarts d'accès à l'emploi de – 19 points pour les hommes et de – 27 points pour les femmes. Des écarts proches sont observés pour l'accès au CDI à temps plein (– 21 et – 32 points).

Tableau 2 – Écarts inexpliqués de taux d'emploi des immigré(e)s arrivé(e)s avant 6 ans selon l'origine et le sexe (2009-2014, en pourcentage)

	Taux d'emploi	CDI temps plein
Homme sans ascendance migratoire directe	*Réf.*	*Réf.*
Homme immigré arrivé avant 6 ans d'Afrique-Maghreb	– 19***	– 21***
Femme immigrée arrivée avant 6 ans d'Afrique-Maghreb	– 27***	– 32***

Significativité : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans.

Lecture : les résultats sont à caractéristiques individuelles données. Pour les femmes immigrées d'Afrique-Maghreb arrivées avant l'âge de 6 ans en France, la probabilité d'être en emploi est de 27 points inférieure à celle des hommes sans ascendance migratoire toutes choses égales par ailleurs.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

* Voir Beauchemin C., Hamel C. et Simon P. (dir.) (2016), *Trajectoires et origines. Enquête sur la diversité des populations en France*, Ined Éditions, janvier, p. 120.

** Bechichi N., Bouvier G., Brinbaum Y. et Lê J. (2016), « Maîtrise de la langue et emploi des immigrés : quels lien ? », in *Emploi, chômage, revenus du travail*, coll. « Insee Références », juillet, p. 35-47.

D'autres catégories potentiellement discriminées ont été étudiées séparément. C'est le cas des résidents de zone urbaine sensible (ZUS) et des personnes handicapées à la naissance. Pour ces dernières, on analyse seulement les inégalités d'accès à l'emploi, en distinguant les hommes des femmes. La question des inégalités salariales est écartée faute de données suffisamment nombreuses pour les variables de contrôle (une seule année d'enquête pour identifier les personnes handicapées à la naissance). Pour les résidents de ZUS, on analyse à la fois les inégalités d'accès à l'emploi et de salaire, mais la taille de l'échantillon ne permet pas d'obtenir des résultats robustes en croisant avec les huit catégories principales par sexe et origine géographique. Enfin, un focus examine la discrimination salariale en fonction de l'orientation sexuelle à partir des études existantes.

Les personnes qui résident en ZUS sont mises en regard des personnes qui n'y vivent pas. Entre 2005 et 2014, on dénombre environ 1,1 million de personnes vivant en ZUS, dont 840 000 sans ascendance migratoire directe. Les personnes

handicapées à la naissance sont quant à elles 435 000 en 2011, soit 2 % de la population de France métropolitaine âgée de 25 à 59 ans. Elles sont comparées aux personnes ne déclarant pas de difficultés depuis la naissance.

La méthode indirecte retenue permet de chiffrer les « écarts inexpliqués » liés à nos quatre ensembles de variables en France métropolitaine (sexe, origine géographique, lieu de résidence et handicap). En revanche, la faiblesse des effectifs des populations étudiées à un niveau plus fin empêche d'atteindre, pour chaque groupe, le degré de précision obtenu dans d'autres analyses ciblées sur ces groupes[1]. La spécificité de l'approche retenue est d'offrir, dans un cadre unifié, un panorama de la situation des différentes catégories potentiellement discriminées sur le marché du travail et de son évolution depuis vingt-cinq ans (1990-2014).

2. Une mesure des écarts inexpliqués sur le marché du travail

Après avoir caractérisé les différents groupes étudiés, nous proposons un panorama des écarts inexpliqués sur le marché du travail français dans ses différentes dimensions – accès à l'éducation, accès à l'emploi, inégalités de salaire – en distinguant chaque groupe observé[2]. L'analyse ne dit rien en revanche des mécanismes à l'origine de ces écarts, qui peuvent varier d'une population à l'autre, ainsi que nous l'apprend l'abondante littérature sur ces questions.

2.1. Quelles caractéristiques des groupes étudiés ?

Origine sociale et lieu de résidence

Les groupes étudiés diffèrent lorsqu'on analyse leurs répartitions respectives selon l'origine sociale et le lieu de résidence : 67 % des personnes originaires du continent africain ont un père ouvrier ou employé, contre 60 % des descendants d'Européens, 54 % des natifs des DOM et 51 % des personnes sans ascendance migratoire[3]

[1] Voir par exemple Beauchemin C., Hamel C. et Simon P. (2016), *op. cit.* ; Bozio A., Dormont B. et García-Peñalosa C. (2014), « Réduire les inégalités de salaires entre femmes et hommes », *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, n° 17, octobre.

[2] Cette partie reprend, en les développant, les résultats d'une note publiée en février 2016 ; voir Bruneau C., Dherbécourt C., Flamand J. et Gilles C. (2016), « Marché du travail : un long chemin vers l'égalité », *La Note d'analyse*, France Stratégie, n° 42, février.

[3] Plus précisément des personnes sans ascendance migratoire et nées en France métropolitaine. Cette dernière précision est sous-entendue dans la suite du texte à chaque fois que les personnes nées dans les DOM sont distinguées pour les besoins de l'analyse.

(voir tableau 3). La résidence en ZUS est très minoritaire dans tous les groupes. Néanmoins, si elle concerne 4 % des personnes nées sans ascendance migratoire et 5 % des personnes d'ascendance européenne, elle est de 16 % pour les natifs des DOM et de 20 % pour les originaires du continent africain. Par ailleurs, les natifs des DOM et, dans une moindre mesure, les descendants d'immigrés africains sont surreprésentés en Île-de-France.

Tableau 3 – Caractéristiques des individus selon l'origine (2009-2014)

	Sans ascendance migratoire	Natifs des DOM	Ascendance européenne	Ascendance africaine
Population totale	**21 millions**	**200 000**	**1,4 million**	**900 000**
Ayant un père ouvrier ou employé	51 %	54 %	60 %	67 %
Vivant en ZUS	4 %	16 %	5 %	20 %
Vivant en Île-de France	17 %	58 %	20 %	36 %
Taux d'activité des hommes	92 %	93 %	91 %	83 %
Taux d'activité des femmes	82 %	85 %	81 %	74 %
Taux de chômage des hommes	6 %	10 %	6,6 %	18 %
Taux de chômage des femmes	6 %	8,5 %	6,5 %	13 %
Hommes à temps partiel (parmi ceux en emploi)	4 %	3 %	4 %	7 %
Femmes à temps partiel (parmi celles en emploi)	28 %	16 %	28 %	29 %
Hommes non salariés (parmi ceux en emploi)	15 %	11 %	15 %	8 %
Femmes non salariées (parmi celles en emploi)	8 %	5 %	6 %	2 %

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : 16 % des femmes nées dans les DOM travaillent à temps partiel contre 28 % des femmes n'ayant pas d'ascendance migratoire directe.

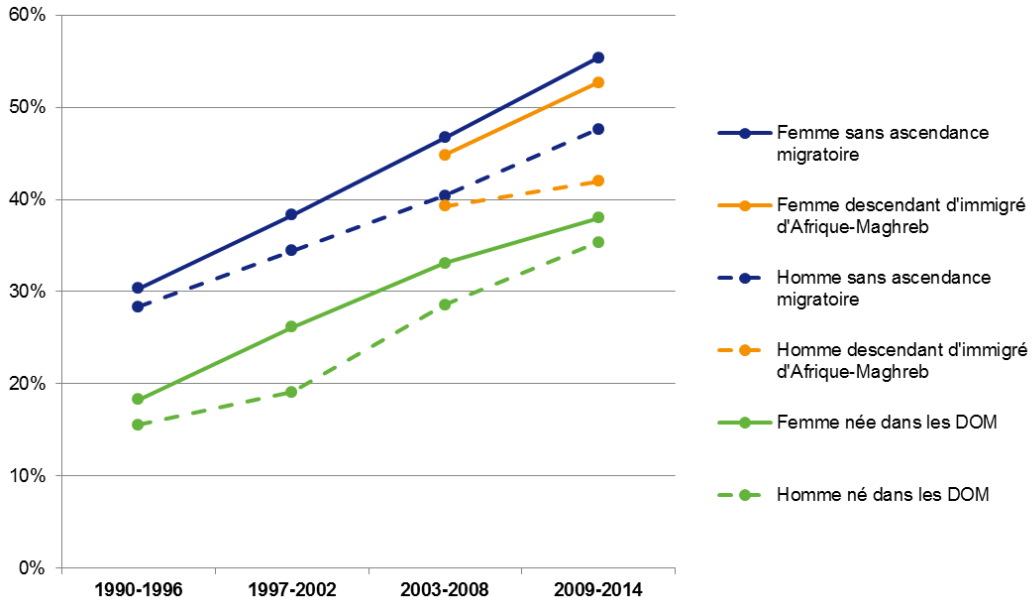
Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Niveau d'éducation

Si l'accès à l'enseignement supérieur a progressé pour l'ensemble des groupes étudiés depuis vingt-cinq ans, force est de constater que des disparités persistent. Ainsi, les femmes sans ascendance migratoire sont la catégorie qui accède le plus souvent au Bac sur la période, suivies par les femmes originaires du continent africain *(voir graphique 1)*.

La part de la population ayant au moins le niveau du Bac a progressé pour tous les groupes étudiés sur la période 1990-2014 sans que la hiérarchie entre groupes évolue. Les hommes et les femmes nés dans les DOM restent les groupes aux taux de bacheliers les plus faibles. La persistance des différences d'accès à l'éducation renvoie aux inégalités scolaires entre les groupes. Ainsi, toujours entre 2009 et 2014, la proportion d'individus sortis du système scolaire sans aucun diplôme est minimale (12 %) pour les hommes et les femmes sans ascendance migratoire, alors qu'elle est supérieure à 18 % pour les hommes et les femmes nés dans les DOM ou originaires du continent africain, ce qui correspond au taux observé pour les catégories sans ascendance migratoire sur la période 1990-1996. On sait par exemple que les descendants d'Afrique rencontrent de plus grandes difficultés dans leurs parcours scolaires, ce qui pénalise la qualité de leur insertion sur le marché du travail[1]. Seuls trois descendants d'immigrés d'Afrique sur dix sortent d'une classe de fin de cycle avec le diplôme préparé, contre près de six descendants de natifs sur dix. Dans l'enseignement supérieur, ce sont près de quatre descendants d'immigrés d'Afrique sur dix qui sortent sans diplôme : c'est deux fois plus que chez les descendants de natifs.

Graphique 1 – Part de la population titulaire du Bac ou d'un diplôme du supérieur (en pourcentage)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : sur la période 2009-2014, en moyenne 55 % des femmes sans ascendance migratoire ont au moins le niveau du baccalauréat.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

[1] Jugnot S. (2012), « L'accès à l'emploi à la sortie du système éducatif des descendants d'immigrés », in *Immigrés et descendants d'immigrés en France*, coll. « Insee Références », octobre, p. 61-75.

À âge donné, les inégalités d'accès au Bac ou à un diplôme du supérieur varient fortement *(voir tableau 4)*.

Tableau 4 – Décomposition des écarts (observés et inexpliqués) d'accès au Bac ou à un diplôme du supérieur par rapport à la catégorie de référence « Femme sans ascendance migratoire » (2005-2014)

	55-59 ans		40-54 ans		30-39 ans		25-29 ans	
Origine	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**
Femmes sans asc. mig.	*39 %*	*Réf.*	*48 %*	*Réf.*	*73 %*	*Réf.*	*80 %*	*Réf.*
Hommes sans asc. mig.	37 %	-2 (-2)	39 %	-9 (-8)	61 %	-12 (-9)	65 %	-14 (-11)
Femmes asc. Afrique	22 %	-17 (n.s)	40 %	-8 (-6)	67 %	-6 (n.s)	70 %	-9 (n.s)
Hommes asc. Afrique	33 %	-6 (-10)	36 %	-12 (-8)	51 %	-21 (-11)	57 %	-22 (-15)
Femmes nées DOM	10 %	-29 (-18)	28 %	-21 (-13)	62 %	-11 (n.s)	84 %	5 (11)
Hommes nés DOM	8 %	-31 (-22)	23 %	-25 (-19)	49 %	-24 (-13)	65 %	-15 (-14)

Note : la deuxième colonne correspond à l'écart d'accès au Bac ou à un diplôme du supérieur par rapport à la catégorie de référence. L'écart inexpliqué, c'est-à-dire toutes choses égales par ailleurs, est entre parenthèses. Cet écart inexpliqué est noté n.s lorsqu'il est statistiquement non significatif. Voir l'annexe 2 pour la liste des variables de contrôle.

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : sur la période 2005-2014, en moyenne 73 % des femmes sans ascendance migratoire âgées de 30 à 39 ans ont au moins le niveau du baccalauréat. Les hommes sans ascendance migratoire du même âge ont un taux d'accès au Bac ou à un diplôme du supérieur inférieur de – 12 points de pourcentage (61 %). Toutes choses égales par ailleurs, l'écart inexpliqué est de – 9 points.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Quels que soient le sexe et l'origine géographique, le taux de bacheliers ou de diplômés du supérieur décroît avec l'âge ; il demeure le plus important chez les femmes sans ascendance migratoire directe. À sexe et origine géographique donnés, il est deux fois à huit plus élevé chez les 25-29 ans que chez les 55-59 ans : chez les femmes originaires d'Afrique, il passe ainsi de 70 % pour les plus jeunes à 22 % pour les plus âgées. Ce différentiel traduit un accès plus grand à l'éducation au fil des générations. Lorsqu'on raisonne à origine sociale identique (catégorie sociale du père), les écarts d'accès au Bac ou à un diplôme du supérieur se réduisent mais certains demeurent. De nombreux écarts entre femmes deviennent faibles, voire non significatifs. On sait même qu'à caractéristiques sociales et familiales identiques, les filles d'immigrés marocains ou tunisiens ont plus de chances d'obtenir le

baccalauréat que les filles ni immigrées ni enfants d'immigrés[1]. Les hommes restent dans l'ensemble défavorisés par rapport aux femmes, mais dans des proportions globalement proches, quelle que soit l'origine géographique.

Situations sur le marché du travail

À origine donnée, les taux d'activité des femmes sont inférieurs de 10 points à ceux des hommes ; les taux de temps partiel féminins sont quant à eux supérieurs de plus de 20 points (10 points dans le cas des natives des DOM) *(voir tableau 3)*. L'emploi à temps partiel masculin est très faible (3 % à 4 %) sauf pour les personnes originaires du continent africain (7 % du total). Quelle que soit leur origine, les femmes en emploi sont deux fois moins souvent non salariées que les hommes. Cet écart est le plus important chez les personnes originaires du continent africain (8 % pour les hommes contre 2 % pour les femmes).

Les taux d'activité des hommes sont supérieurs à 90 % dans toutes les catégories étudiées, sauf pour les hommes originaires du continent africain, dont le taux (83 %) est semblable à celui des femmes sans ascendance migratoire, originaires d'Europe ou natives des DOM. Les femmes originaires du continent africain ont les taux d'activité les plus bas (74 %). Le taux de chômage est particulièrement élevé chez les personnes originaires du continent africain, avec un taux maximal de 18 % pour les hommes. Par comparaison, le sur-chômage des natifs des DOM est significatif mais beaucoup moins élevé (10 % pour les hommes).

En ce qui concerne les niveaux de salaire mensuel moyen, les femmes gagnent systématiquement moins que les hommes sans ascendance migratoire directe *(voir tableau 5)*. Ces écarts bruts (donc sans raisonner toutes choses égales par ailleurs) augmentent avec l'âge et oscillent de – 33 % pour les femmes sans ascendance migratoire directe à – 49 % pour les femmes originaires d'Afrique.

Ces différences sur le marché du travail s'expliquent en partie par des différences observables d'âge, de diplôme, d'origine sociale, de temps de travail, de type de poste occupé notamment entre les populations. Mais une partie reste inexpliquée et peut refléter des phénomènes de discrimination, y compris en amont de l'entrée sur

[1] Brinbaum Y., Moguérou L. et Primon J.-L. (2012), « Les enfants d'immigrés ont des parcours scolaires différenciés selon leur origine migratoire », in *Immigrés et descendants d'immigrés en France*, coll. « Insee Références », octobre, p. 43-59.

le marché du travail. Elle peut également renvoyer à des effets non captés par les variables de l'enquête, comme les réseaux[1] ou la maîtrise de la langue.

Tableau 5 – Écarts de salaire mensuel moyen (2005-2014, en pourcentage)

	25-29 ans	30-39 ans	40-54 ans	55-59 ans	Ensemble
Homme sans ascendance migratoire directe	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
Femme sans ascendance migratoire directe	– 17	– 28	– 39	– 46	– 33
Homme né dans les DOM	– 12	– 20	– 19	– 38	– 23
Femme née dans les DOM	– 17	– 28	– 53	– 51	– 38
Homme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	– 12	– 17	– 12	7	– 7
Femme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	– 25	– 39	– 53	– 80	– 49

Note : le concept de salaire retenu est celui du salaire mensuel net avec les primes.

Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : sur la période 2005-2014, les femmes sans ascendance migratoire perçoivent un salaire inférieur de 33 % à celui des hommes sans ascendance migratoire directe.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Dans la suite du rapport, nous tenons compte de ces caractéristiques observables afin de déterminer si, toutes choses égales par ailleurs, des écarts « inexpliqués » persistent *(voir annexe 2).* Aucun écart significatif n'a été constaté pour les descendants d'immigrés européens, par rapport aux personnes sans ascendance migratoire, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat, important en soi, vaut à la fois pour l'accès au marché du travail et pour les niveaux de salaire[2]. Le rapport n'y revient pas et se concentre sur les écarts concernant les autres catégories.

[1] Valat E. (2016), « Inégalités d'accès à l'emploi selon l'origine immigrée et réseaux de relations : que nous enseignent les recherches récentes ? », *Revue d'économie politique*, vol. 126, p. 213-256.

[2] Pour les descendants d'Europe du Sud, le faible écart de salaire (– 2 %) s'explique essentiellement par des niveaux d'éducation différents. Voir Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J. et Rathelot R. (2010), « L'emploi et les salaires des enfants d'immigrés », *Économie et Statistique*, n° 433-434.

2.2. De fortes inégalités d'accès au marché du travail à l'encontre des Français originaires du continent africain

Dans la lignée de nombreux travaux d'évaluation indirecte de la discrimination[1], on mesure les écarts entre catégories, une fois prises en compte toutes les différences observées entre individus *(voir annexe 2)*.

Un sur-chômage et un moindre accès au CDI à temps plein pour les Français originaires du continent africain

Le tableau 6 présente les écarts inexpliqués, une fois prises en compte toutes les caractéristiques observables, pour différentes mesures de l'accès au marché du travail (taux d'activité, taux d'emploi, accès au CDI à temps plein, et accès aux 10 % des salaires les plus élevés) *(voir encadré 2)*. Le premier constat marquant concerne les femmes, qui ont systématiquement un moindre accès à l'emploi (taux d'activité et taux d'emploi) que les hommes de la même origine, doublé d'un moindre accès à l'emploi de qualité (dans cette étude, accès à un CDI à temps plein et au top 10 % des rémunérations). En ce qui concerne le taux d'activité, les hommes sans ascendance migratoire ou nés dans les DOM ont le taux maximum, tandis que les femmes originaires du continent africain sont les plus pénalisées (écart inexpliqué de 21 points). Le groupe intermédiaire est constitué des femmes sans ascendance migratoire ou nées dans les DOM et des hommes originaires du continent africain, avec des écarts inexpliqués inférieurs à 8 points.

Le déficit inexpliqué de taux d'emploi des femmes sans ascendance migratoire et natives des DOM est d'environ 10 points par rapport à celui des hommes sans ascendance migratoire. Cet écart est plus marqué pour les descendants originaires du continent africain : il est de 12 points pour les hommes et de 24 points pour les femmes. Pour les hommes originaires du continent africain, cet écart inexpliqué de taux d'emploi diminue avec le niveau de diplôme mais ce n'est pas le cas pour les femmes de même origine[2].

---

[1] Meurs D. et Ponthieux S. (2006), « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ?, *Économie et Statistique*, vol. 398/1 ; Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J. et Rathelot R. (2010), *ibid.* ; Aeberhardt R. et Rathelot R. (2013), « Les différences liées à l'origine nationale sur le marché du travail français », *Revue économique*, vol. 28, p. 43-71 ; Bozio A., Dormont B. et García-Peñalosa C. (2014), *op. cit*.

[2] Aeberhardt R., Coudin É. et Rathelot R. (2010), « Les écarts de taux d'emploi selon l'origine des parents : comment varient-ils avec l'âge et le diplôme ? », in *France, portrait social*, coll. « Insee Références », novembre, p. 149-166.

S'agissant des taux de chômage, les différences non expliquées entre hommes et femmes sont quasi nulles à origine donnée. Les personnes sans ascendance migratoire ont les taux les plus faibles à caractéristiques individuelles données, les natifs des DOM présentent 3 points de « sur-chômage » et les personnes originaires du continent africain 7 points.

Tableau 6 – Écarts inexpliqués d'accès au marché du travail (2009-2014, en points de pourcentage)

	Taux d'activité	Taux d'emploi	Taux de chômage	CDI temps plein	Top 10 % des salaires	Top 10 % (parmi les diplômés Bac et +)
Homme sans ascendance migratoire directe	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
Homme né dans les DOM	2 (n.s)	0 (n.s)	2,7*	1 (n.s)	– 3***	– 4***
Femme sans ascendance migratoire directe	– 8***	– 9***	1***	– 20***	– 6***	– 11***
Femme née dans les DOM	– 8***	– 10***	3*	– 12***	– 3***	– 7***
Homme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	– 4***	– 12***	7***	– 15***	– 1 (n.s)	– 2*
Femme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	– 21***	– 24***	6***	– 29***	– 3***	– 6***
Hors-ZUS	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
ZUS	– 5***	– 9***	5***	– 7***	– 2***	– 4***

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Significativité : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Lecture : les résultats sont à caractéristiques individuelles données *(voir annexe 2)*. Pour les femmes sans ascendance migratoire, la probabilité d'être active est de 8 points inférieure à celle des hommes sans ascendance migratoire, toutes choses égales par ailleurs.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

L'accès au CDI à temps plein est significativement inférieur à celui des hommes sans ascendance migratoire pour toutes les catégories, sauf pour les hommes nés dans les DOM. Cet écart est particulièrement marqué pour les femmes originaires du continent africain. L'écart d'accès au CDI à temps plein des femmes sans ascendance migratoire est comparable à celui des hommes originaires du continent africain. Il est surtout lié à un taux de temps plein plus faible pour les femmes sans ascendance migratoire, alors qu'il reflète surtout un taux de CDI plus faible pour les hommes originaires du continent africain.

Enfin, quelle que soit l'origine, les hommes ont plus de chances d'accéder aux 10 % des salaires les plus élevés. Mais le taux d'accès des hommes nés dans les DOM est inférieur à celui des hommes originaires du continent africain, ce qui n'était pas observé pour l'accès à l'emploi ou au CDI à temps plein. Toutes choses égales par ailleurs, les femmes sans ascendance migratoire ont le moins de chances d'accéder aux postes offrant les 10 % des salaires les plus élevés. Les autres catégories paraissent moins défavorisées, mais cela traduit pour partie une sélection en amont : à caractéristiques données, on observe un écart de 15 points entre le taux d'emploi des femmes sans ascendance migratoire et celui des femmes originaires du continent africain. Cette sélection plus importante des femmes originaires du continent africain dans l'accès au marché du travail explique sans doute pourquoi celles qui ont un emploi ont plus de chances d'avoir un salaire élevé[1].

La pénalité liée au fait d'habiter en ZUS apparaît globalement plus limitée que celle liée aux origines mais elle reste significative, notamment pour l'accès au CDI à temps plein[2]. Une autre étude qui descend à un niveau territorial plus fin (le quartier de résidence) corrobore ce résultat, en estimant que la localisation du logement a un impact faible sur les inégalités d'accès à l'emploi et la réussite scolaire des descendants d'immigrés, contrairement à l'origine géographique[3]. Comme le soulignent Aeberhardt *et al.* (2015), « ces résultats présentent des conséquences importantes sur la conception des politiques urbaines : ils attirent l'attention sur les limites des mesures strictement territoriales »[4].

Encadré 2 – Insertion sur le marché du travail et handicap

Dans une acception large, près de 10 millions de personnes en âge de travailler (soit 24 % des 15-64 ans*) sont affectées d'un handicap en France métropolitaine en 2011. Deux sur dix bénéficient d'une reconnaissance administrative et huit sur dix déclarent un problème de santé durable qui s'accompagne d'une restriction dans la vie quotidienne ou dans l'exercice d'une activité professionnelle. Ces personnes handicapées sont plus souvent inactives et au chômage que les personnes en âge de travailler. En 2011, leur taux de chômage est deux fois plus élevé que pour l'ensemble des personnes en âge de travailler (21 %). Tout en

[1] Voir annexe 2 et parties suivantes pour l'étude des effets de sélection.
[2] Les écarts de probabilité relatifs au groupe noté « ZUS » sont calculés en référence aux personnes ayant les mêmes caractéristiques (sexe, origine) mais n'habitant pas en ZUS.
[3] Aeberhardt R., Rathelot R. et Safi M. (2015), « Les difficultés scolaires et professionnelles des jeunes issus de l'immigration : effet de l'origine ou effets géographiques ? », *Population*, vol. 70, p. 599-635.
[4] *Ibid.*, p. 619.

tenant compte des effets de structure qui caractérisent la population handicapée, celle-ci se déclare davantage victime de comportements discriminatoires**. Ce ressenti sera d'autant plus fort lorsque la personne est jeune et atteinte de troubles fonctionnels cognitifs.

La notion de handicap retenue dans ce rapport est beaucoup plus restrictive : une personne est considérée handicapée si elle est atteinte dès la naissance d'une difficulté importante dans certaines activités de base *(voir annexe 2)*. Ces personnes sont 435 000 en 2011, ce qui représente environ 2 % de la population âgée de 25 à 59 ans *(voir tableau 7)*. Les difficultés à entendre, voir et marcher concernent plus de personnes (1,4 %) que les difficultés d'interaction avec l'environnement (0,4 %) ou d'ordre cognitif (0,2 %). Ces déficiences sensorielles et cognitives sont davantage synonymes de difficultés d'insertion sur le marché du travail***.

Toutes choses égales par ailleurs, les écarts de taux d'emploi sont globalement très importants pour les personnes handicapées *(voir tableau 7)*. Ils sont les plus élevés pour les personnes qui déclarent des difficultés d'ordre cognitif ou d'interaction avec leur environnement (– 30 points) et un peu plus faibles pour les personnes qui déclarent avoir des difficultés à entendre, voir et marcher (– 23 à – 24 points).

Tableau 7 – Écarts inexpliqués de taux d'emploi en 2011
(en points de pourcentage)

	Effectifs dans la population (en milliers)	Part (%)	Taux d'emploi
Femme ayant des difficultés à entendre/voir/marcher	182	0,8	– 23***
Homme ayant des difficultés à entendre/voir/marcher	134	0,6	– 24***
Femme ayant des difficultés d'ordre cognitif	14	0,1	– 18*
Homme ayant des difficultés d'ordre cognitif	19	0,1	– 30***
Femme ayant des difficultés d'interaction avec son environnement	49	0,2	– 31***
Homme ayant des difficultés d'interaction avec son environnement	36	0,2	(n.s.)
Femme sans difficulté depuis la naissance	10 731	47,7	– 12***
Homme sans difficulté depuis la naissance	*11 338*	*50,4*	*Réf.*

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans.

Significativité : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Lecture : les résultats sont à caractéristiques individuelles données *(voir annexe 2)*. Pour les femmes ayant des difficultés d'interaction avec leur environnement, la probabilité d'être en emploi est de 31 points inférieure à celle des hommes valides.

Source : France Stratégie, sur la base de l'enquête complémentaire à l'enquête Emploi de 2011 (Insee)

* Amrous N., Bahroumi N. et Biausque V. (2013), « L'accès à l'emploi des personnes handicapées en 2011 », *Dares Analyses*, n° 066, octobre.

** Bouvier G. et Jugnot S. (2014), « Les personnes ayant des problèmes de santé ou de handicap sont plus nombreuses que les autres à faire part de comportements stigmatisants », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 189-214.

*** Bouvier G. et Niel X. (2010), « Les discriminations liées au handicap et à la santé », *Insee Première*, n° 1308, juillet.

Au final, la méthode d'estimation mise en œuvre dans ce rapport conduit à conclure que la plus grande part des écarts observés entre catégories de population sur les taux d'emploi reste inexpliquée, notamment pour la catégorie des femmes sans ascendance migratoire. Un autre mode d'estimation, fondé sur la méthode d'Oaxaca[1], aboutit au même type de conclusion. D'autres travaux mettent en évidence un poids plus important des caractéristiques individuelles pour expliquer les écarts d'accès à l'emploi[2], mais ils sont fondés sur une population plus large, âgée de 15 à 64 ans. De fait, lorsqu'on ajoute les populations jeunes et âgées dans les modèles estimés pour ce rapport, le poids des effets de structure dans les inégalités d'accès à l'emploi augmente.

L'analyse *toutes choses égales par ailleurs* conduit soit à amplifier soit à minorer les écarts de taux d'emploi observés. Bien souvent, les écarts inexpliqués de taux d'emploi, c'est-à-dire après prise en compte des différences de caractéristiques observables, sont supérieurs aux écarts de taux d'emploi observés. Pour les femmes par exemple, ce constat résulte du fait qu'elles sont en moyenne plus diplômées que les hommes sans ascendance migratoire. Dans la mesure où l'accès à l'emploi dépend favorablement du diplôme, cela signifie que si l'on raisonnait toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire si les hommes avaient le même niveau de diplôme moyen que les femmes, les écarts de taux d'emploi seraient encore plus élevés.

À âge donné, les différences de caractéristiques observables[3] entre les personnes potentiellement discriminées et les hommes sans ascendance migratoire n'expliquent qu'une part très limitée des écarts de taux d'emploi effectivement observés *(voir tableau 8)*. L'écart inexpliqué est plus faible que l'écart observé pour les 55-59 ans. Pour cette génération, les hommes sans ascendance migratoire ont un niveau de diplôme plus élevé que les autres groupes. Pour les générations plus récentes en revanche, l'écart inexpliqué est en général plus important que l'écart observé : cela traduit notamment le rattrapage éducatif des catégories potentiellement discriminées.

[1] Cette méthode consiste à comparer le taux d'emploi observé chez les hommes sans ascendance migratoire avec leur taux d'emploi théorique s'ils avaient les caractéristiques des groupes discriminés. Pour plus de précisions, voir Aeberhardt *et al.* (2010), *op. cit*.
[2] *Ibid*.
[3] Voir annexe 2 pour les variables de contrôle.

Tableau 8 – Écarts observés et inexpliqués de taux d'emploi par rapport à la catégorie de référence « Homme sans ascendance migratoire » (2005-2014)

	55-59 ans		40-54 ans		30-39 ans		25-29 ans	
Origine	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**	**Taux**	**Écarts (en points)**
Hommes sans asc. mig.	***71 %***	***Réf.***	***89 %***	***Réf.***	***90 %***	***Réf.***	***83 %***	***Réf.***
Femmes sans asc. mig.	64 %	-7 (-5)	80 %	-9 (-10)	79 %	-11 (-13)	75 %	-8 (-10)
Femmes asc. Afrique	52 %	-19 (-10)	68 %	-21 (-23)	60 %	-29 (-33)	58 %	-25 (-27)
Hommes asc. Afrique	62 %	-9 (n.s)	75 %	-15 (n.s)	74 %	-15 (-14)	63 %	-20 (-18)
Femmes nées DOM	70 %	-1 (-3)	84 %	-5 (-7)	74 %	-15 (-20)	66 %	-17 (-18)
Hommes nés DOM	74 %	3 (n.s)	90 %	1 (n.s)	83 %	-6 (-5)	72 %	-11 (-18)

Note : la deuxième colonne correspond à l'écart d'accès à l'emploi par rapport à la catégorie de référence. L'écart inexpliqué, c'est-à-dire toutes choses égales par ailleurs, est entre parenthèses. Cet écart inexpliqué est noté n.s lorsqu'il est statistiquement non significatif. Voir l'annexe 2 pour la liste des variables de contrôle.

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : sur la période 2005-2014, en moyenne 90 % des hommes sans ascendance migratoire âgés de 30 à 39 ans sont en emploi. Les femmes sans ascendance migratoire du même âge ont un taux d'emploi inférieur de – 11 points de pourcentage (79 %). Toutes choses égales par ailleurs, l'écart inexpliqué est de – 13 points.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

2.3. Des pénalités salariales importantes pour les femmes

Après avoir mis en évidence l'importance des inégalités d'accès à l'emploi en France[1], on s'intéresse à présent aux segments du marché du travail où les écarts salariaux sont les plus importants entre catégories *(voir encadré 3)*.

Des salaires inférieurs de 10 % pour les femmes

Le graphique 2 présente les écarts moyens de salaire par rapport aux hommes sans ascendance migratoire à poste donné en contrôlant les caractéristiques individuelles. Ces écarts sont donc mesurés toutes choses égales par ailleurs, y compris en tenant compte des différences d'accès au marché du travail grâce à la méthode d'Heckman[2]. L'écart le plus important pour les hommes (natifs des DOM) reste deux

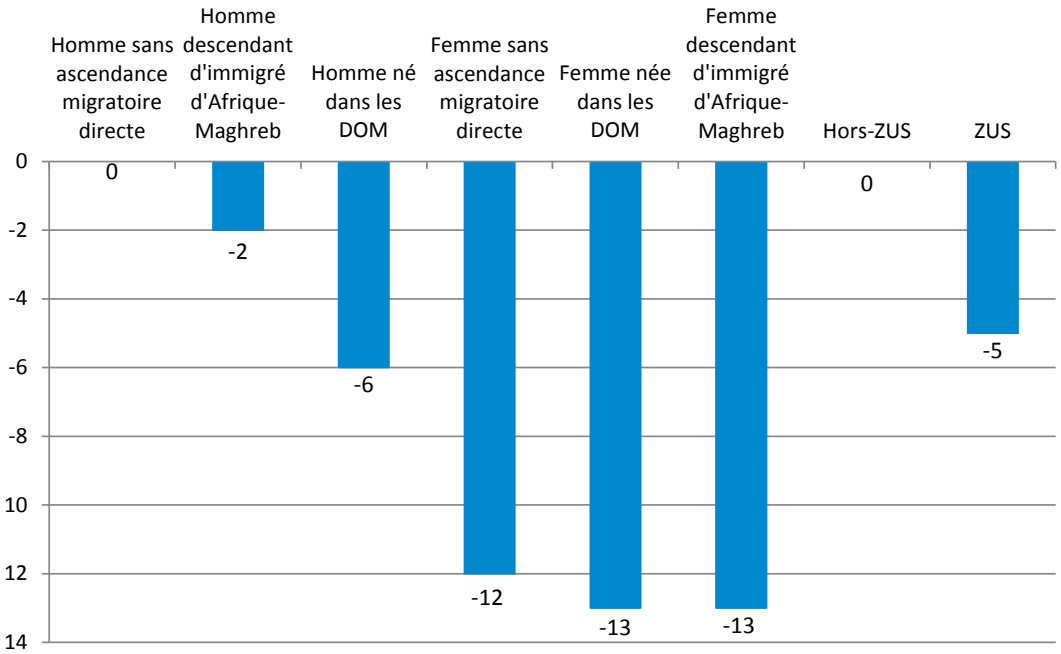
[1] Ces inégalités d'accès à l'emploi peuvent pour partie résulter du fait que la discrimination se joue particulièrement au moment de l'accès à l'entretien d'embauche. Voir Cédiey É., Foroni F. et Garner H. (2008), « Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes Français(es) peu qualifié(e)s. Une enquête nationale par tests de discrimination ou *testing* », *Premières synthèses*, n° 06.3, Dares, février.

[2] Cette méthode consiste à estimer un score de participation au marché du travail (probabilité d'être en emploi) pour les individus en âge de travailler, puis à estimer les écarts de salaire parmi les salariés, compte tenu de ce score. La méthode est appliquée à toutes les estimations des écarts globaux de salaire sur le marché du travail.

fois plus faible que celui relevé pour les femmes sans ascendance migratoire[1]. Par ailleurs, on observe que l'écart est plus hétérogène au sein des catégories masculines : toutes choses égales par ailleurs, les femmes nées dans les DOM et celles originaires du continent africain ne sont que légèrement plus pénalisées que les femmes sans ascendance migratoire.

Si l'on contrôle les autres caractéristiques individuelles, résider en ZUS plutôt qu'ailleurs conduit à un écart de salaire moyen moins important (– 5 %) que les écarts estimés entre sexes et entre groupes d'origine géographique différente. On sait par ailleurs que pour les jeunes, le fait d'habiter en ZUS n'a qu'une influence très faible sur les inégalités de salaire. Au final, les différences de salaire observées selon qu'on réside en ZUS ou non s'expliquent essentiellement par des différences sociodémographiques (niveau de diplôme, origine sociale par exemple) et d'environnement économique des quartiers[2].

Graphique 2 – Écarts de salaire inexpliqués à poste donné (2009-2014, en pourcentage)



Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, les femmes nées dans les DOM ont en moyenne un salaire inférieur de 13 % à celui des hommes sans ascendance migratoire directe.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

[1] Voir par exemple Zeitoun C. (2016), « Les salaires moindres des femmes ? C'est l'arbre qui cache la forêt ! », *Journal du CNRS*, 28 avril.

[2] Couppié T., Giret J.-F et Moullet S. (2010), « Lieu de résidence et discrimination salariale : le cas des jeunes habitant dans une zone urbaine sensible », *Économie et Statistique*, n° 433-434, janvier, p. 47-70.

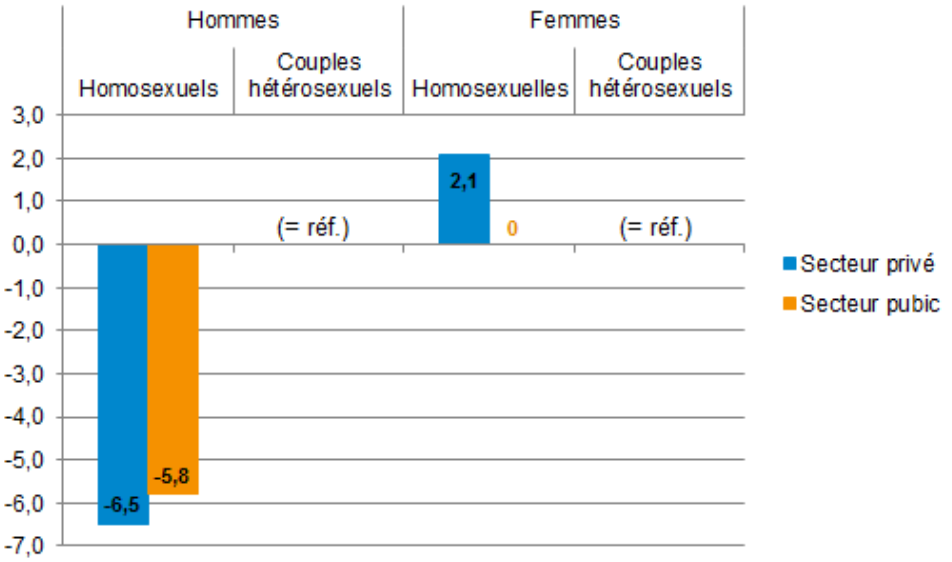
Encadré 3 – Désavantage salarial et orientation sexuelle

Peu de travaux ont pour objet la discrimination sur le marché du travail à l'égard des populations homosexuelles. Ceux qui existent ont souvent été menés aux États-Unis, surtout sous l'angle des effets sur les salaires*. Ce travail d'évaluation rencontre il est vrai plusieurs obstacles. D'une part, l'information disponible pour identifier la population homosexuelle est imparfaite et succincte. D'autre part, l'orientation sexuelle n'est pas directement connue de l'employeur, ce qui rend difficile l'observation de phénomènes discriminatoires.

En prenant appui sur l'enquête Emploi de l'Insee, une étude française a tenté d'évaluer la discrimination salariale à l'égard des populations homosexuelles**. Les couples homosexuels y sont identifiés comme étant des ménages composés de deux adultes de même sexe déclarant entretenir des liens d'amitié. Par rapport à leurs homologues hétérosexuels non mariés, les homosexuels ont une pénalité salariale de l'ordre de – 6 % à – 7 % dans le secteur privé comme dans le secteur public *(voir graphique 3)*. Cet écart s'accroît avec l'âge et le niveau de qualification. En revanche, l'étude met en avant une prime salariale pour les femmes homosexuelles par rapport aux femmes hétérosexuelles non mariées. En comparaison internationale, les auteurs soulignent que les écarts constatés « appartiennent à la fourchette basse des estimations obtenues sur d'autres pays, notamment anglo-saxons ».

Les études portant sur d'autres pays européens conduisent à des résultats convergents. Au Royaume-Uni, les hommes homosexuels ont également un désavantage salarial relativement aux hommes hétérosexuels, alors que les femmes homosexuelles bénéficient d'une prime vis-à-vis des femmes hétérosexuelles***. Aux Pays-Bas, une pénalité salariale s'observe parmi les jeunes hommes homosexuels diplômés du supérieur****. Quel que soit le sexe, aucun écart salarial entre les personnes bisexuelles et hétérosexuelles n'est constaté. S'appuyant sur les données issues de l'*International Social Survey Programme* (ISSP) qui contient des questions sur les comportements sexuels, Heinek (2009) n'observe pas de différentiel de salaire pour les femmes homosexuelles et bisexuelles, à la différence des hommes homosexuels qui gagneraient de 17 % à 20 % de moins. Au-delà de la pénalité salariale qu'ils subissent, les homosexuels auraient également moins de chances d'être convoqués à un entretien d'embauche*****.

Graphique 3 – Écarts de salaire inexpliqués selon l'orientation sexuelle (1996-2007, en pourcentage)



Note : le modèle contrôle l'orientation sexuelle, l'âge, le diplôme, la situation familiale, la localisation du logement, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, la durée du travail, la catégorie socioprofessionnelle, le type de poste et l'ancienneté dans l'entreprise. Les écarts sont statistiquement significatifs au seuil de 1 % ou 5 %.

Champ : France métropolitaine, ensemble de l'économie (hors étudiants, apprentis et retraités).

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, dans le secteur privé, les hommes homosexuels en couple ont en moyenne un salaire inférieur de 6,5 % à celui des hommes hétérosexuels en couple non mariés.

*Source : enquêtes Emploi 1996-2007 (Insee), in Laurent et Mihoubi (2013)**, tableau 6, p. 124*

* Voir Badgett M.V.L. (1995), « The wage effects of sexual orientation discrimination » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 48, n° 4, juillet, p. 726-739 ; Antecol H., Jong A. et Steinberg M. (2008), « The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting, human capital, and discrimination », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 61, n° 4, juillet, p. 518-543 ; Carpenter C.S (2007), « Revisiting the income penalty for behaviorally gay men: Evidence from NHANES III », *Labour Economics*, vol. 14, n° 1, janvier, p. 25-34 ; Heinek G. (2009), « Sexual orientation and earnings: Evidence from the ISSP », *Applied Economics Letters*, 16, septembre, p. 1351-1354.

** Laurent T. et Mihoubi F. (2013), « Orientation sexuelle et écart de salaire sur le marché du travail français : une identification indirecte », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 97-134.

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

**** Plug E. et Berkhout P. (2004), « Effects of sexual preferences on earnings in the Netherlands », *Journal of Population Economics*, vol. 17, n° 1, février, p. 117-31.

***** Drydakis N. (2015), « Sexual orientation discrimination in the United Kingdom's labour market: A field experiment », *Human Relations*, vol. 68, n° 11, p. 1769-1796.

Des écarts variables selon le secteur ou la taille des entreprises

Sur la période 2003-2014, l'analyse des écarts de salaire moyens suggère des disparités entre secteurs d'activité, cependant variables selon le sexe et l'origine[1] *(voir tableau 9)*. Ainsi, en raisonnant à secteur d'activité donné et en contrôlant les caractéristiques individuelles, les écarts de salaire inexpliqués entre hommes selon leur origine sont très faibles. En revanche, les écarts de salaire moyen par rapport à la catégorie de référence (hommes sans ascendance migratoire) sont très importants pour les femmes, particulièrement dans les secteurs de la construction et de l'industrie (– 15 % pour les femmes sans ascendance migratoire). Dans les services marchands et le secteur public, les inégalités de salaire sont plus faibles (de l'ordre de – 7 % en moyenne). Les écarts entre hommes (natifs des DOM ou originaires du continent africain) sont au contraire plus élevés dans le secteur public, à un niveau qui reste toutefois inférieur à celui des catégories féminines.

Tableau 9 – Écarts de salaire inexpliqués par secteur d'activité (2003-2014, en points de pourcentage)

	Construction	Industrie	Services marchands	Secteur public
Homme sans ascendance migratoire directe	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
Femme sans ascendance migratoire directe	– 16***	– 14***	– 10***	– 7***
Homme né dans les DOM	0 (n.s)	– 5*	– 5***	– 7***
Femme née dans les DOM	Obs. insuff.	– 15***	– 13***	– 10***
Homme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	0 (n.s)	0 (n.s)	0 (n.s)	– 4***
Femme descendant d'immigré d'Afrique-Maghreb	Obs. insuff.	– 16***	– 9***	– 9***
Hors-ZUS	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
ZUS	– 4***	– 5***	– 5***	– 3***

Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Significativité : 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Lecture : à emploi et caractéristiques individuelles données, dans le secteur public, les femmes nées dans les DOM ont en moyenne un salaire inférieur de 10 % à celui des hommes sans ascendance migratoire directe.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Les écarts salariaux entre femmes et hommes s'expliqueraient pour les trois quarts par des inégalités à l'intérieur des métiers exercés[2]. On sait que les écarts salariaux

[1] Les effectifs de femmes originaires du continent africain ou natives des DOM ne sont pas suffisants pour calculer les écarts de salaire moyen dans la construction.

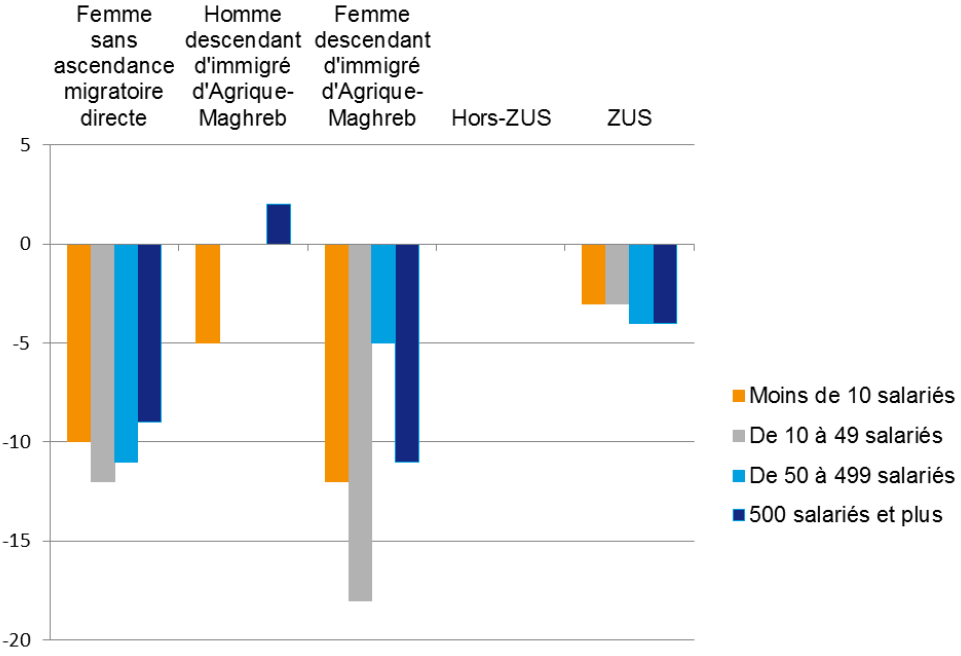
[2] Chamkhi A. et Toutlemonde F. (2015), « Ségrégation professionnelle et écarts de salaires femmes-hommes », *Dares Analyses*, n° 082, novembre.

toutes choses égales par ailleurs sont plus importants dans les métiers qualifiés, à dominante masculine ou mixte. C'est le cas notamment chez les cadres de la banque et des assurances, les professionnels de l'action culturelle et sportive, les cadres des services administratifs, comptables et financiers ou encore chez les ouvriers qualifiés de la maintenance.

Là encore, le fait d'habiter en ZUS a un impact faible sur l'écart de salaire moyen, de l'ordre de – 4 % en moyenne. Cet écart est particulièrement stable d'un secteur d'activité à l'autre.

Lorsqu'on distingue les salariés selon la taille de leur entreprise *(voir graphique 4)*, il ressort que les écarts inexpliqués de salaire varient peu parmi les femmes sans ascendance migratoire. En revanche, pour les personnes originaires du continent africain, hommes comme femmes, les écarts sont plus marqués dans les entreprises de petite taille. Enfin, l'effet lié à la résidence en ZUS reste stable quelle que soit la taille de l'entreprise.

Graphique 4 – Écarts de salaire inexpliqués selon la taille de l'entreprise (2003-2012, en pourcentage)



Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : dans les entreprises de moins de 10 salariés, à emploi et caractéristiques individuelles donnés, les femmes originaires du continent africain ont en moyenne un salaire inférieur de 12 % environ à celui des hommes sans ascendance migratoire directe.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

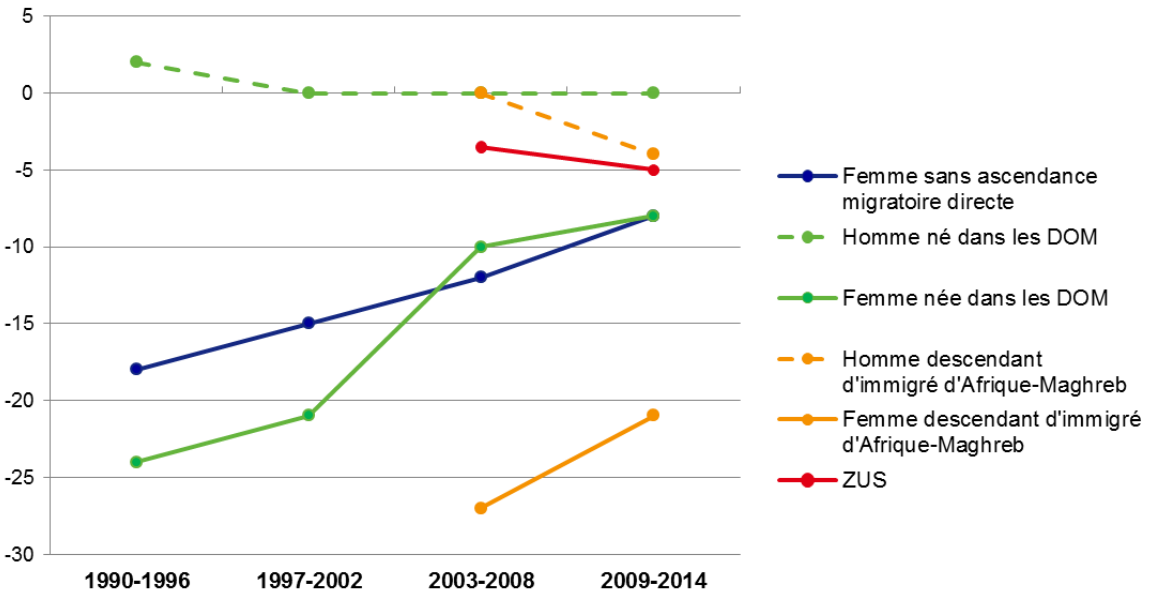
2.4. Évolution des écarts depuis 1990

Après avoir quantifié sur la période récente les écarts inexpliqués relatifs à l'accès au marché du travail et aux niveaux de salaire, on examine comment ces écarts ont évolué depuis le début des années 1990.

Davantage d'accès à l'emploi pour les femmes

Les écarts de taux d'activité, à caractéristiques égales, se sont massivement réduits pour les femmes depuis 1990 *(voir graphique 5)*. La baisse est comprise entre 10 points pour les femmes sans ascendance migratoire et 16 points pour les femmes nées dans les DOM, en lien avec la réduction importante des inégalités d'accès à l'emploi *(voir graphique 6)*. Parmi les hommes, aucune tendance de long terme n'est observée. Toutefois, si on compare les périodes courtes 2003-2008 et 2009-2014, la crise semble avoir augmenté les écarts pour certaines catégories, notamment les résidents de ZUS et les hommes originaires du continent africain.

Graphique 5 – Évolution des écarts de probabilité d'être actif (en points de pourcentage)

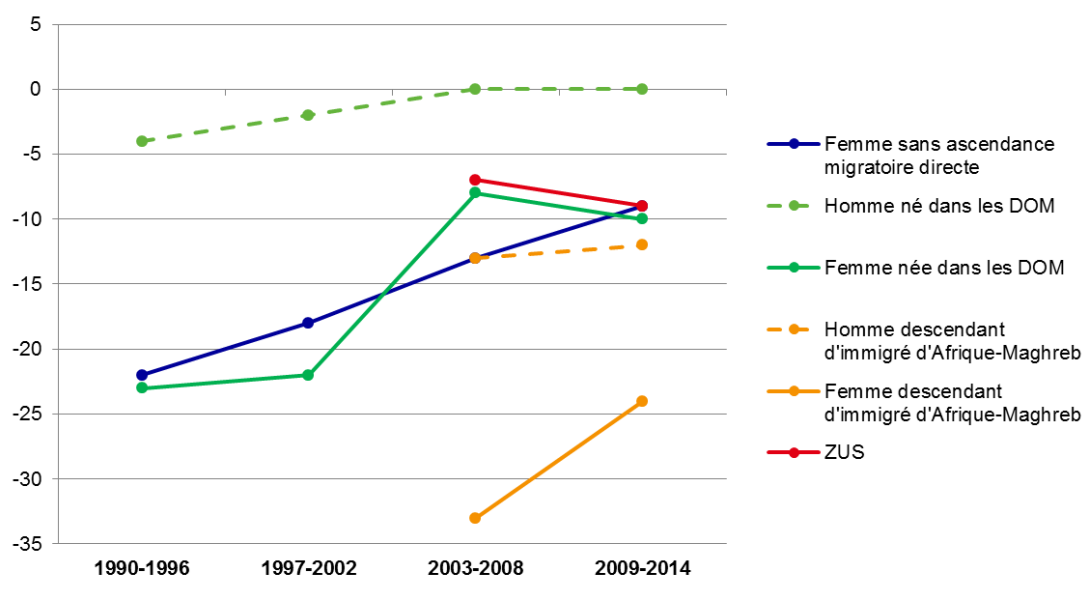


Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : entre 1990 et 1996, toutes choses égales par ailleurs, les femmes nées dans les DOM ont une probabilité d'être actives inférieure de 24 points à celle des hommes sans ascendance migratoire.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Graphique 6 – Évolution des écarts de probabilité d'être en emploi (en points de pourcentage)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

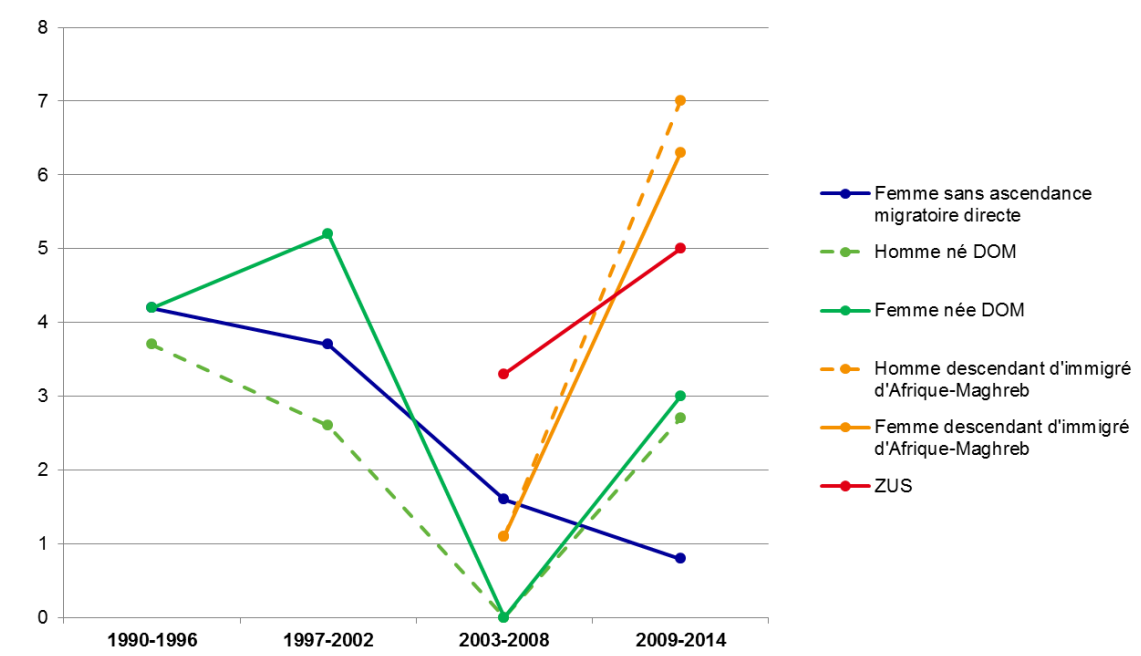
Lecture : entre 1990 et 1996, la probabilité d'être en emploi des hommes nés dans les DOM est de 4 points inférieure à celle des hommes sans ascendance migratoire directe, toutes choses égales par ailleurs.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Depuis 1990, les écarts de taux de chômage toutes choses égales par ailleurs se sont réduits régulièrement entre hommes et femmes sans ascendance migratoire *(voir graphique 7)*[1]. Pour les autres catégories, on observe une recrudescence des écarts après 2009, particulièrement importante pour les hommes et les femmes originaires du continent africain. Cela ne renvoie pas nécessairement à des phénomènes discriminatoires : certaines catégories peuvent être plus exposées à la conjoncture économique que d'autres selon le secteur d'activité où elles travaillent ou le métier qu'elles exercent. Néanmoins, cela pourrait révéler que les discriminations sont plus importantes en situation de chômage élevé, lorsque la sélection par l'employeur peut s'exercer à plein, que dans une situation où le marché du travail est plus tendu.

[1] Minni C. (2015), « Femmes et hommes sur le marché du travail. Les disparités se réduisent mais les emplois occupés restent très différents », *Dares Analyses*, n° 017, mars.

Graphique 7 – Évolution de probabilité d'être au chômage (en points de pourcentage)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : entre 1990 et 1996, toutes choses égales par ailleurs, les hommes nés dans les DOM ont une probabilité d'être au chômage supérieure de près de 4 points à celle des hommes sans ascendance migratoire.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

En ce qui concerne l'accès au CDI à temps plein, l'écart par rapport aux hommes sans ascendance migratoire s'est accru depuis 1990 pour les hommes natifs des DOM ou originaires du continent africain, alors qu'il a décru pour les catégories féminines.

Une ouverture relative des postes à hauts salaires

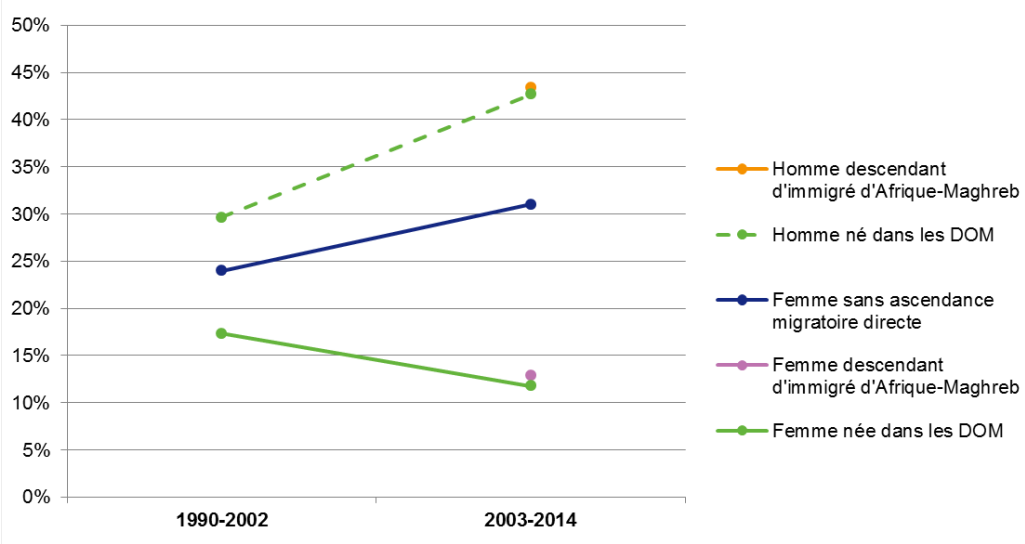
Le graphique 8 présente l'ampleur de l'ouverture du décile supérieur depuis 1990 (la taille des échantillons oblige à ne distinguer que deux grandes périodes). Pour chaque catégorie, on calcule les chances relatives d'accès au top 10 % des individus ayant terminé leur scolarité après 18 ans, en référence aux hommes sans ascendance migratoire de mêmes caractéristiques[1].

On observe une augmentation de ces chances relatives d'environ 10 points pour les hommes nés dans les DOM et de 7 points pour les femmes sans ascendance migratoire, tandis que celles des femmes nées dans les DOM diminuent. Si les

[1] Sans études longues, l'accès au top 10 % est quasiment impossible dès les années 1990 (5 sur 100 pour les hommes sans ascendance migratoire, entre 1 et 2 pour les autres catégories).

femmes restent aujourd'hui davantage sur des postes non qualifiés que les hommes, cette différence s'estompe régulièrement depuis 1982[1].

Graphique 8 – Évolution des chances relatives d'accès au décile supérieur des salaires par catégorie (en pourcentage)



Champ : France métropolitaine, individus ayant terminé leurs études après 18 ans (hors immigrés).

Lecture : entre 1990 et 2002, les chances d'un homme né dans les DOM d'accéder au top 10 % représentaient 30 % de celles d'un homme sans ascendance migratoire. Pour les hommes et les femmes descendant d'immigré d'Afrique, les données sont disponibles uniquement entre 2005 et 2014.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

Si l'on constate une réduction progressive du « désavantage comparatif » en termes de chances d'accès aux hauts salaires de tous les groupes étudiés (à l'exception des femmes nées dans les DOM), les écarts demeurent très élevés et la probabilité d'accéder au top 10 % reste plus de deux fois moindre que celle des hommes sans ascendance migratoire pour toutes les catégories. En outre, cette difficulté d'accès aux postes les mieux rémunérés n'est pas propre au secteur privé car les femmes qui travaillent dans la fonction publique d'État ou la fonction publique territoriale progressent également moins dans l'échelle des rémunérations[2]. Seule la fonction publique hospitalière fait exception. Pourtant les entreprises qui comptent davantage de femmes dans les postes de management

[1] Minni C. (2012), « Les disparités sur le marché du travail entre les femmes et les hommes : une analyse sur longue période », *Dares Analyses*, n° 015, mars.

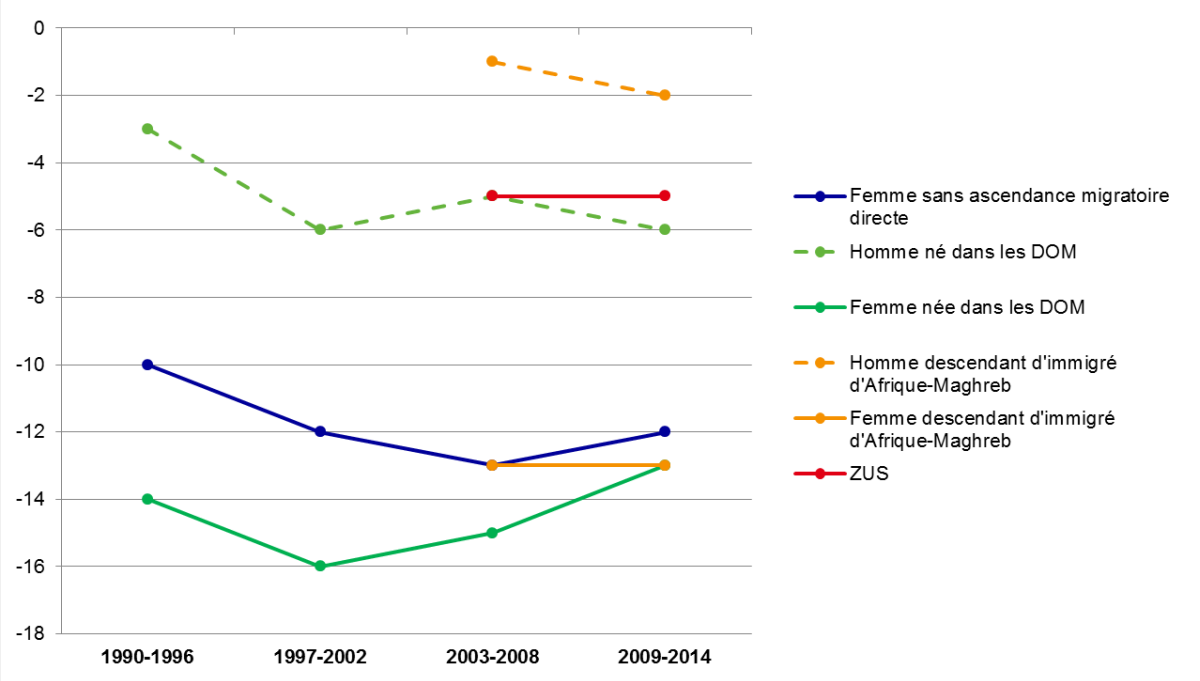
[2] Défenseur des Droits-DGAFP (2015), « Écarts de rémunérations entre les femmes et les hommes dans la fonction publique : sous le prisme des inégalités de genre », Synthèse des travaux de recherche réalisés dans le cadre de l'appel à projet commun Défenseur des Droits-DGAFP, inscrit dans le protocole d'accord du 8 mars 2013 relatif à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes dans la fonction publique, mars.

semblent avoir de meilleures performances sociales (fonctionnement des collectifs de travail, qualité des relations professionnelles et satisfaction des salariés)[1].

Des écarts de salaire stables sur vingt-cinq ans

Les écarts de salaire à poste donné sont assez stables entre 1990 et 2014 *(voir graphique 9)*. Ce résultat confirme l'inertie importante des écarts de salaire mise en évidence par certains travaux[2], même si d'autres pointent une lente résorption des écarts inexpliqués entre hommes et femmes. À cet égard, une part importante des écarts de salaire entre hommes et femmes pourrait s'expliquer par l'arrivée du premier enfant[3]. Par ailleurs, la crise de 2008, si elle a creusé les écarts de chômage, ne semble pas avoir eu d'impact au sein des populations restées en emploi.

Graphique 9 – Évolution des écarts de salaire inexpliqués sur période longue (en pourcentage)



Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : à poste et caractéristiques donnés et en corrigeant des écarts d'accès à l'emploi, les femmes sans ascendance migratoire ont en moyenne un salaire inférieur de 10 % à celui des hommes sans ascendance migratoire sur la période 1990-1996.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi (Insee)

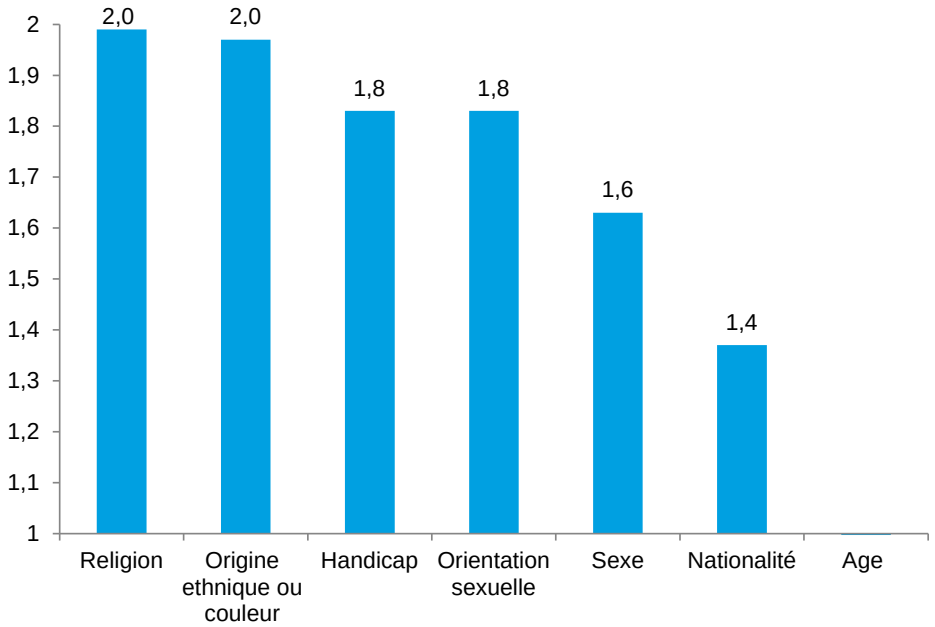
[1] Breda T. (2015), *Féminisation et performances économiques et sociales des entreprises*, Rapport IPP n° 12, Institut des politiques publiques, décembre.
[2] *Ibid.* ; Meurs D. et Ponthieux S. (2006), *op. cit.*
[3] Kleven H.J., Landais C. et Søgaard J.E. (2015), « Children and gender inequality: Evidence from Denmark » *mimeo*, mars.

Encadré 4 – Discrimination dans l'emploi : une comparaison européenne

Les Français déclarent davantage subir des discriminations au travail que leurs homologues européens *(voir graphique 10)*. Ainsi, à caractéristiques individuelles données, ils se disent deux fois plus victimes de discriminations au travail selon leur religion ou leur origine ethnique que le reste de l'Europe. Pour ces deux critères de discrimination, la France est le deuxième pays le plus exposé respectivement derrière la Belgique et le Luxembourg.

Le handicap, l'orientation sexuelle et le sexe sont également des critères de discrimination au travail plus forts en France que dans les autres pays européens. On sait par exemple qu'en France les femmes déclarent huit fois plus souvent que les hommes avoir été victimes d'un comportement sexiste au travail (8 % contre 1 %), et ce d'autant plus lorsqu'elles occupent un poste de travail habituellement occupé par un homme*. En revanche, du point de vue des salariés, l'âge ne semble pas être plus discriminant en France qu'ailleurs dans l'Union européenne à vingt-sept.

Graphique 10 – Discrimination ressentie en France par rapport au reste de l'Union européenne (odd-ratios)



Note : contrôlé par l'âge, l'âge au carré, le sexe, le niveau d'éducation, la catégorie socio-professionnelle en quatre postes, le statut de l'emploi, l'ancienneté dans l'entreprise, la taille de l'établissement, le secteur d'activité, le type d'employeur (public, privé).

Champ : salariés résidant dans l'Union européenne à vingt-sept.

Lecture : comparé au reste de l'Union, un salarié résidant en France a 1,6 fois plus de « chances » d'avoir subi au travail, au cours des douze derniers mois, une discrimination liée à son sexe.

Source : Eurofound, EECT-2010 in Inan C. (2014), « Les facteurs de risques psychosociaux en France et en Europe. Une comparaison à travers l'enquête européenne sur les conditions de travail », Dares Analyses*, n° 100, décembre, p. 5*

Au-delà du ressenti des salariés, les inégalités sur le marché du travail liées à l'origine ethnique restent fortes dans certains pays d'Europe. En France, en Allemagne et au Royaume-Uni, les chances d'accès à l'emploi sont plus faibles pour les descendants d'immigrés**. Quelle que soit l'origine, elles sont également plus faibles pour les femmes. Ainsi, en Allemagne, le taux d'emploi des femmes d'origine turque est de 44 % (66 % pour les natives) contre 54 % pour les hommes descendants de même origine (75 % pour les natifs). Au Royaume-Uni, les inégalités sont plus importantes encore : le taux d'emploi est de 35 % pour les femmes d'origine pakistanaise (66 % pour les natives) contre 50 % pour les hommes descendants de même origine (79 % pour les natifs). À caractéristiques données, des écarts « inexpliqués » d'accès à l'emploi persistent : en Allemagne, ils sont de – 26 points pour les femmes d'origine turque et de – 19 points pour leurs homologues masculins. Au Royaume-Uni, les écarts sont analogues : pour les femmes d'origine pakistanaise ils atteignent – 30 points, pour les hommes ils sont de – 17 points.

Outre les inégalités d'accès à l'emploi, les pénalités salariales sont également importantes. En France, les hommes et les femmes descendants d'immigrés d'Afrique perçoivent un salaire horaire inférieur d'environ 25 % par rapport aux hommes et aux femmes sans ascendance migratoire. Cet écart est d'environ 7 % pour les descendant(e)s du Maghreb. En Allemagne, cet écart est plus faible pour les hommes descendants d'immigrés de Turquie (18 %) que pour les femmes descendantes d'immigrés de même origine (21 %). Au Royaume-Uni, cet écart est faible pour les femmes descendantes d'immigrés du Pakistan (4 %) et plus important pour les hommes descendants d'immigrés du Pakistan (11 %). Ils atteignent en revanche 30 % et 17 % pour les descendants et descendantes d'immigrés d'Afrique noire.

* Algava E. (2016), « Dans quels contextes les comportements sexistes au travail sont-ils le plus fréquent ? », *Dares Analyses*, n° 046, septembre.

** Algan Y., Dustmann C., Glitz A. et Manning A. (2011), « The economic situation of first and second-generation immigrants in France, Germany and the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 120, n° 542, février, p. F4-F30.

Ce chapitre a montré que les hommes sans ascendance migratoire ou d'origine européenne restent significativement avantagés sur le marché du travail. À caractéristiques égales, ils ont un accès privilégié à l'emploi, notamment au CDI à temps plein, et ils bénéficient de salaires plus élevés à poste donné. Malgré des écarts qui se sont réduits sur vingt-cinq ans, notamment en matière d'activité et de chômage, les femmes occupent une position défavorable à plusieurs titres : elles ont un taux d'activité plus faible, des salaires inférieurs à poste donné, et un accès

difficile aux postes les mieux rémunérés. Le sur-chômage des femmes sans ascendance migratoire semble en revanche avoir quasiment disparu sur la période récente. Les hommes nés dans les DOM ou originaires du continent africain sont également pénalisés : ils subissent un sur-chômage important, ont un moindre accès aux postes les plus rémunérés et perçoivent des salaires plus faibles à poste donné[1]. Du point de vue de l'accès à l'emploi, la situation des hommes nés dans les DOM est toutefois beaucoup plus favorable que celle des hommes originaires du continent africain. Leur situation a peu évolué et s'est même dégradée pour certains indicateurs depuis la crise de 2008. Les écarts concernant les résidents en ZUS sont quant à eux plus modérés et ne présentent pas d'évolution notable.

La persistance d'importantes pénalités sur le marché du travail pour les femmes, les hommes nés dans les DOM et les descendants d'immigrés du continent africain ne fournit pas une preuve irréfutable que ces catégories subissent des discriminations, car celles-ci peuvent résulter d'autres différences objectives mais non observées dans l'enquête Emploi de l'Insee. Cette persistance constitue néanmoins une forte présomption de discriminations selon le sexe ou l'origine, dont l'existence a pu être prouvée par ailleurs, notamment par des opérations de *testing* menées aussi bien dans le secteur privé[2] que dans la fonction publique[3].

[1] Ce résultat confirme les conclusions de l'enquête Trajectoires et origines (TeO) de l'Ined, portant sur un échantillon de 8 200 descendants d'immigrés.

[2] Ene Jones E. (2014), « Discrimination à l'embauche des jeunes en Île-de-France : un diplôme plus élevé compense-t-il une origine maghrébine ? », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 173-188 ; Pierné G. (2013), « Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: Results from a field experiment in the Paris area », *IZA Journal of Labor Economics*, 2:4, août.

[3] L'Horty Y. (2016), *Les discriminations dans l'accès à l'emploi public*, Rapport au Premier ministre, Paris, La Documentation française, juillet.

CHAPITRE 2

ESTIMATION DES GAINS MACROÉCONOMIQUES LIÉS À UNE RÉDUCTION DES DISCRIMINATIONS

Ce chapitre cherche à mesurer le manque à gagner lié aux écarts inexpliqués mis en évidence précédemment. Pour ce faire, on estime les gains qui pourraient résulter d'une réduction de ces écarts, considérés comme des réserves de croissance jusqu'ici inutilisées.

Les discriminations représentent une perte pour les entreprises et ont un coût pour l'économie dans son ensemble (niveau du PIB, conséquences sur les finances publiques). Elles aboutissent à l'exclusion du marché du travail d'une partie de la population en âge de travailler[1], à une désincitation à accumuler du capital humain[2] et à une mauvaise allocation de la main-d'œuvre[3]. En l'absence de discriminations, la quantité de richesses produites devrait donc être plus importante.

On illustre dans un premier temps en quoi une réduction des discriminations conduit à des « gains » au niveau collectif et au niveau de l'entreprise. Dans un second temps, on présente la démarche retenue pour estimer les gains liés à une réduction des discriminations, en décrivant les quatre scénarios définis.

On évalue enfin, dans la situation française en 2016, les effets à attendre de la réduction de ces écarts, sur le niveau du PIB et sur les finances publiques.

---

[1] Havet N. et Sofer C. (2002), « Les nouvelles théories économiques de la discrimination »,*op. cit* ; Thévenon O., Ali N., Adema W. et Salvi del Pero A. (2012), « Effects of reducing gender gaps in education and labour force participation on economic growth in the OECD », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n° 138, décembre.

[2] Bosquet C., Combes P.-P. et García-Peñalosa C. (2014), « Pourquoi les femmes occupent-elles moins de postes à responsabilité ? Une analyse des promotions universitaires en économie », *op. cit*.

[3] Hsieh C.T., Hurst E., Jones C. et Klenow P. (2013), « The allocation of talent and U.S. economic growth », *op. cit*.

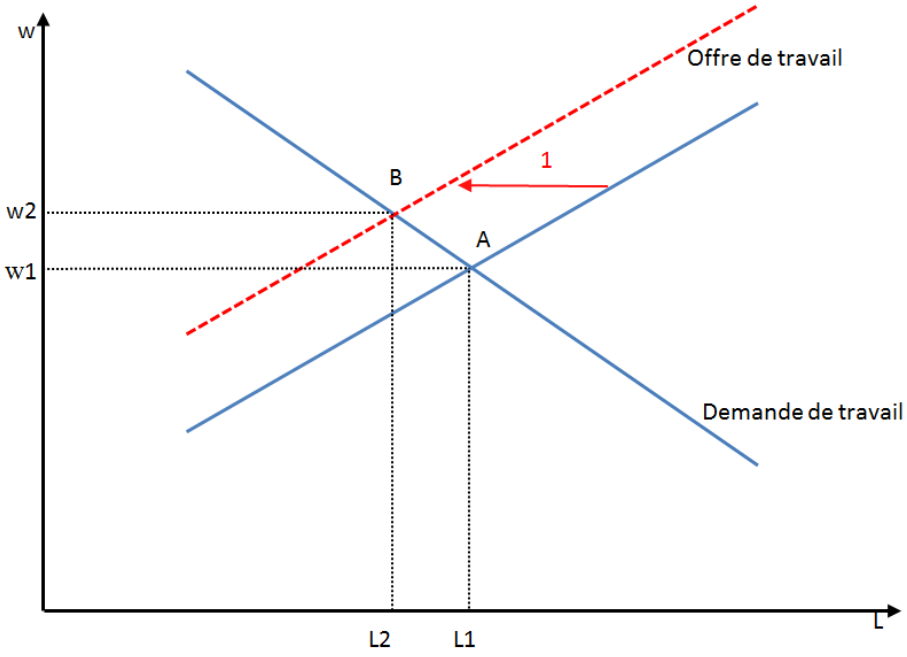
1. Quels gains attendre d'une réduction des discriminations ? Une illustration

1.1. La discrimination sur le marché du travail : une source de perte collective

La discrimination sur le marché du travail peut être représentée par différents mécanismes qui conduisent tous à une perte collective.

Une première approche simple consiste à supposer que la discrimination sur le marché du travail revient à se priver d'une certaine partie de la population en âge de travailler en refusant de considérer les personnes de ce groupe comme travailleurs potentiels. En supposant que l'offre de travail des discriminés et celle des non-discriminés n'interagissent pas, ceci a pour effet mécanique de réduire l'offre de travail *(voir flèche 1 du graphique 11)*. Cette baisse de la courbe d'offre de travail va exercer une pression à la hausse sur les salaires et par conséquent augmenter le coût du travail (passage du point A, salaire w1, au point B avec un salaire w2>w1 sur le graphique 11).

Graphique 11 – Offre et demande de travail

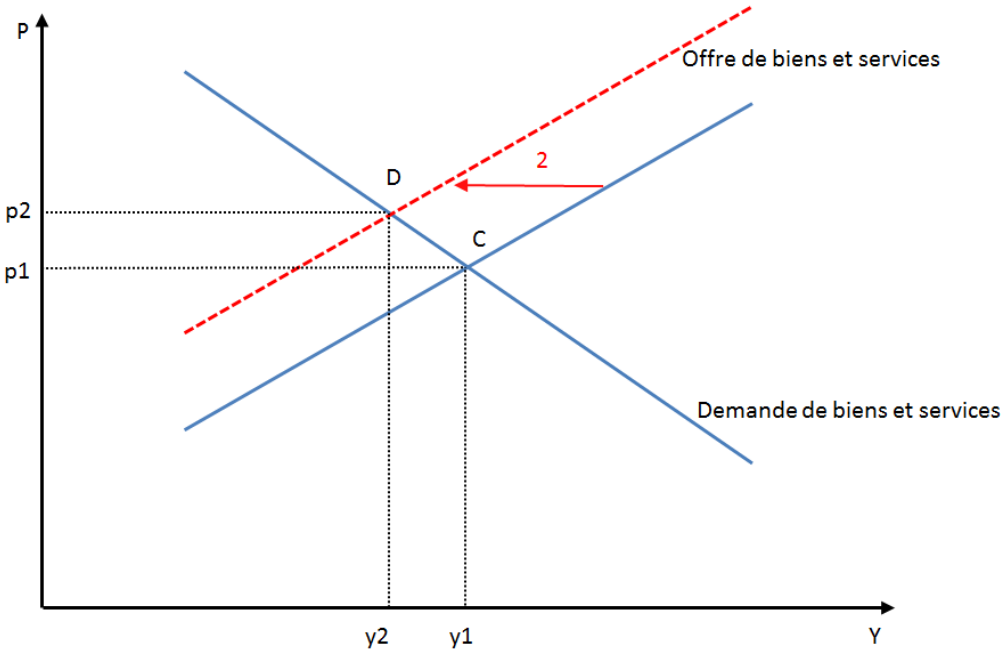


Source : France Stratégie

En retour, le coût de production des biens et services va augmenter, ce qui va déplacer la courbe d'offre de biens et services vers la gauche *(voir flèche 2 du*

graphique 12) et réduire le niveau de production d'équilibre en passant du point C au point D sur le graphique 12. Ces déplacements sur les marchés du travail et des biens et services aboutissent à un point d'équilibre où l'emploi est moindre mais mieux rémunéré (gain pour les non-discriminés) et où le niveau de production est plus faible (perte collective).

Graphique 12 – Offre et demande de biens et services



Source : France Stratégie

Dans une seconde approche, nous pouvons considérer une forme de discrimination qui empêche une catégorie de la population d'avoir accès à certains métiers malgré une compétence adéquate. Cette population se replierait sur d'autres métiers. Un marché du travail à deux catégories (qualifiés et peu qualifiés) permet de mettre en évidence les mécanismes. Cette approche conduit à un résultat similaire au cas précédent.

Réduire à compétence égale l'accès d'une catégorie de la population à certains métiers qualifiés entraînera une baisse de l'offre de travail qualifié : les travailleurs qualifiés seront mieux rémunérés (hausse du coût du travail qualifié). Parallèlement, l'offre de travail peu qualifié deviendra plus importante : les travailleurs peu qualifiés seront moins bien rémunérés. De ces distorsions en matière de coût du travail découleront une baisse de la production du bien de qualité supérieure et une hausse

de la production du bien de qualité inférieure. *In fine*, cette situation générera une perte collective.

1.2. Le gâchis des talents, un coût pour la société et les entreprises

Comme nous venons de le voir, les discriminations entraînent une sous-utilisation des individus qualifiés et peu qualifiés, elle-même à l'origine de perte pour l'économie. À ce gâchis de qualifications[1] s'ajoute un deuxième effet étudié plus récemment dans la littérature économique, celui d'un gâchis de potentiel individuel[2].

Le raisonnement peut être décomposé en plusieurs étapes. On considère une économie où la productivité d'un travailleur dépend des caractéristiques du poste en lui-même d'une part, d'un facteur de talent individuel propre au travailleur d'autre part. On considère ensuite que les individus ont un potentiel[3] plus ou moins élevé, mais qu'au sein de chaque catégorie de la population, la distribution de ces potentiels est en revanche identique. Sous cette hypothèse d'égale distribution des talents au sein de chaque catégorie de la population, l'existence de barrières à l'entrée à des postes élevés a un coût pour l'économie. En réalité, la discrimination empêche les individus à fort potentiel d'atteindre les postes les plus élevés qui se trouvent être occupés par des individus non discriminés moins talentueux. Ceci a un coût pour la société dans son ensemble car l'effet du talent (en niveau) est plus important lorsqu'il s'exerce à un poste élevé.

Certains chercheurs ont appliqué un modèle de ce type à des données américaines : ils estiment que la baisse des discriminations aux États-Unis, en entraînant une meilleure allocation des *talents*, est à l'origine de 20 % de la croissance du PIB par habitant sur une période de cinquante ans (de 1960 à 2008)[4].

D'autres[5] appliquent le même raisonnement pour l'accès des femmes au poste de chef d'entreprise. S'appuyant sur un modèle développé par Robert Lucas, qui inclut une hypothèse sur la distribution des talents individuels, ils mesurent l'effet d'une substitution des hommes par les femmes. La disparition des barrières à l'entrée aux postes de direction fait sortir les hommes les moins talentueux au profit des femmes.

---

[1] Dont le coût a été mesuré en partie pour les résidents de ZUS. Voir Martin V. et Naves M.-C. (2015), *op. cit.*

[2] La littérature utilise aussi le terme de « talents ».

[3] Teignier D. et Cuberes M. (2014), « Aggregate costs of gender gaps in the labor market: A quantitative estimate », *UB Economics Working Papers*, 2014/308.

[4] Hsieh C.T., Hurst E, Jones C. et Klenow P. (2013), *op. cit*.

[5] Teignier D. et Cuberes M. (2014), *op. cit.*

Cette substitution aboutirait à une augmentation de 12 % de la productivité moyenne des pays européens (de 10 % dans le cas de la France).

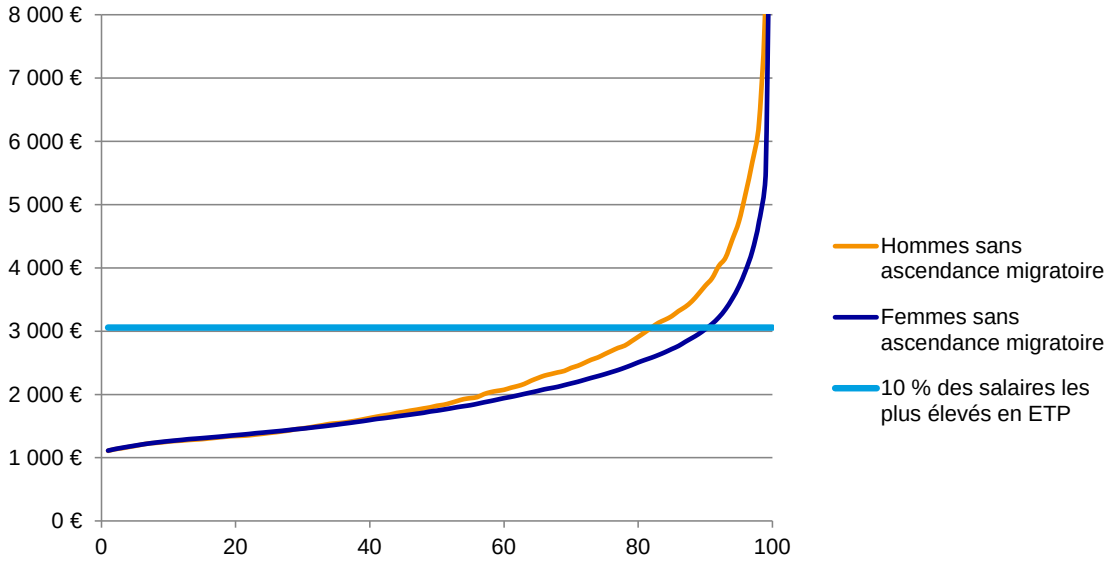
Dans ce schéma, l'élargissement du recrutement aux femmes a un effet positif sur la qualité moyenne du chef d'entreprise. Plus généralement, à l'échelle d'une entreprise, il existe un gain à recruter des individus discriminés. Supposons que les hauts cadres recrutés par les entreprises correspondent aux 10 % des salariés de 25 à 59 ans les mieux payés et que, par ailleurs, l'ordonnancement des salaires au sein d'une catégorie particulière d'individus correspond à celui des potentiels (principe de la parade de Pen). Dans ces conditions, si l'on suppose que la distribution des potentiels est la même quelle que soit la catégorie d'individus considérée, alors, à niveau de salaire donné, l'individu appartenant à une catégorie discriminée se révélera plus talentueux qu'un individu de la catégorie non discriminée (puisque les individus discriminés sont par hypothèse sous-représentés au sein du dernier décile de salaire).

Nous proposons une simulation simple de cet effet en utilisant les données de l'enquête Emploi de l'Insee. À partir de cette source, nous mesurons au sein des individus faisant partie des 10 % des salariés les mieux rémunérés de l'économie le rang moyen des individus de chaque catégorie (par sexe, origine et tranche d'âge). Par exemple, comme l'illustre le graphique 13, le rang minimal pour atteindre les 10 % des postes les mieux rémunérés est plus élevé pour les femmes (89,8) que pour les hommes (81,4) de 40 à 54 ans sans ascendance migratoire.

Pour notre chiffrage, nous calculons le rang moyen, toutes catégories confondues, des individus situés dans les 10 % des salariés les mieux rémunérés. Il ressort à 91 pour les hommes et à 95 pour les femmes. À partir de ce résultat, nous pouvons calculer le gain pour les entreprises à ne pas discriminer. Nous comparons une entreprise qui ne recruterait, parmi les 10 % des salariés les mieux payés, que des hommes et une entreprise qui recruterait des hommes et des femmes dans les mêmes proportions. Le gain pour la seconde entreprise provient du potentiel plus élevé chez les individus recrutés. En prenant l'hypothèse envisagée dans la littérature économique sur la distribution des talents[1], nous estimons que l'entreprise qui recrute à parité a un gain de 7 % par rapport à l'entreprise qui ne recrute que des hommes.

[1] Les talents sont représentés par une loi de Pareto qui implique qu'un petit nombre d'individus dispose d'un niveau de potentiel élevé. Comme Lucas, Teigner et Cuberes, nous retenons une loi de paramètre 4. Ainsi les individus situés au-dessus de n'importe quel individu « i » dans la distribution des potentiels ont toujours en moyenne un potentiel 33 % plus élevé que « i ». Voir annexe 3 pour une présentation détaillée de la méthode.

Graphique 13 – Rang nécessaire pour faire partie des 10 % des salaires les plus élevés en équivalent temps plein (ETP)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 40 à 54 ans.

Lecture : le rang minimal dans la distribution des salaires en équivalent temps plein, pour faire partie des 10 % des salariés les mieux rémunérés de l'économie française est de 81,4 pour les hommes sans ascendance migratoire.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

2. Quels gains macroéconomiques attendre d'une réduction des discriminations ? Une estimation

2.1. Comment estimer les gains ?

On définit dans un premier temps plusieurs scénarios de réduction des phénomènes discriminatoires, selon que l'on donne une signification plus ou moins extensive à ce terme. On précise ensuite, pour chaque scénario, la cible que l'on se fixe en matière de réduction des écarts de situation inexpliqués. On présente enfin la méthodologie retenue pour estimer les gains macroéconomiques induits.

2.1.1. Quatre scénarios

Les écarts de situation entre catégories de population sont de nature multiple *(voir chapitre 1)* : des écarts inexpliqués, liés pour partie à des phénomènes de discrimination, existent en termes de salaires, de taux d'emploi, de part des emplois à taux plein au sein des emplois salariés (part qui joue sur le volume horaire de travail par salarié) et de niveau d'éducation. Ces quatre types d'écarts sont autant de sources de gains pour l'économie si l'on parvient à les réduire.

On évalue les gains cumulés de ces quatre effets en distinguant *quatre scénarios*, du plus restrictif au plus extensif *(voir tableau 10)*.

- *Le scénario 1* ne considère que l'effet positif à attendre d'un meilleur accès aux postes qualifiés, conduisant à une réduction des écarts de salaire entre catégories (à niveau d'éducation, accès à l'emploi et nombre d'heures travaillées inchangés).
- *Le scénario 2* y ajoute l'effet d'un plus grand accès à l'emploi des catégories discriminées. Dans la mesure où l'on considère que les écarts inexpliqués de niveau de salaire et de taux d'emploi entre catégories de population sont aujourd'hui pour l'essentiel imputables à des phénomènes discriminatoires, ces deux premiers scénarios sont sans doute ceux qui se rapprochent le plus d'une mesure des effets sur l'économie de la discrimination au sens strict du terme, qui renvoie à sa définition juridique.
- *Le scénario 3* ajoute à ces effets celui d'une convergence des durées hebdomadaires du travail. Il bénéficierait plus particulièrement aux femmes ainsi qu'aux hommes d'ascendance africaine, qui occupent aujourd'hui plus fréquemment des emplois à temps partiel. Il reste que les écarts observés en la matière peuvent certes renvoyer dans certains cas à des phénomènes de nature discriminatoire, mais qu'ils sont surtout fortement liés aux comportements d'activité des individus, donc grandement influencés par des normes sociales et culturelles qu'il serait hasardeux d'assimiler entièrement à de la discrimination.
- Enfin, *le scénario 4* évalue l'effet additionnel à attendre d'une convergence des niveaux d'éducation entre populations au niveau du Bac. C'est le scénario qui évalue le coût de l'inégalité des chances au sens le plus large, en réduisant les écarts inexpliqués de réussite éducative, susceptibles d'influencer durablement les trajectoires professionnelles des individus. Il correspond à un scénario de très long terme.

Tableau 10 – Présentation des quatre scénarios du chiffrage macroéconomique selon les effets

Effets	Variables	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Salaire	Accès aux postes qualifiés	Oui	Oui	Oui	Oui
Emploi	Accès à l'emploi	Non	Oui	Oui	Oui
Heures travaillées	Nombre d'heures travaillées	Non	Non	Oui	Oui
Éducation	Niveau d'éducation	Non	Non	Non	Oui

Source : France Stratégie

2.1.2. Les cibles retenues en matière de réduction des écarts inexpliqués

Pour chacune des dimensions potentiellement affectées par des phénomènes de discrimination, (salaire, taux d'emploi, durée du travail, proportion de personnes ayant au moins le baccalauréat), on choisit de réduire les écarts de situation entre catégories de la façon suivante : on ramène la situation des catégories discriminées à la situation moyenne, telle qu'on l'observe pour l'ensemble de la population (c'est-à-dire toutes catégories confondues) sur la période 2005-2014.

Plus précisément, la population est séparée en quatre classes d'âge (25-29, 30-39, 40-54 et 55-59 ans), pour lesquelles on observe, par catégorie, les valeurs moyennes de salaire à rang donné, de taux d'emploi, de nombre d'heures travaillées et de proportion de bacheliers ou de diplômés du supérieur. Les scénarios envisagés consistent à faire converger, pour chaque dimension, les groupes situés en dessous de la moyenne vers les niveaux moyens de leur classe d'âge. Les groupes situés au-dessus de la moyenne restent, quant à eux, au niveau qu'ils ont atteint (sans baisse ni amélioration par rapport à leur situation présente).

Ce choix n'a rien d'évident *a priori*. L'alternative consisterait à annuler purement et simplement, pour chaque dimension, les écarts inexpliqués entre catégories potentiellement discriminées et catégorie de référence. Toutefois, cette alternative, qui semble plus naturelle, présente un triple inconvénient.

D'une part, les écarts inexpliqués sont parfois très importants et leur résorption totale peut paraître excessivement ambitieuse.

D'autre part, la méthode utilisée pour mesurer ces écarts inexpliqués ne garantit pas qu'ils renvoient exclusivement à des phénomènes de nature discriminatoire. Ils peuvent aussi provenir plus simplement de certaines caractéristiques de nature non discriminatoire qui ne sont pas observées par l'appareil statistique. Il ne faut donc pas s'attendre à ce que la disparition des comportements discriminatoires conduise à annuler l'ensemble des écarts inexpliqués identifiés dans ce rapport[1].

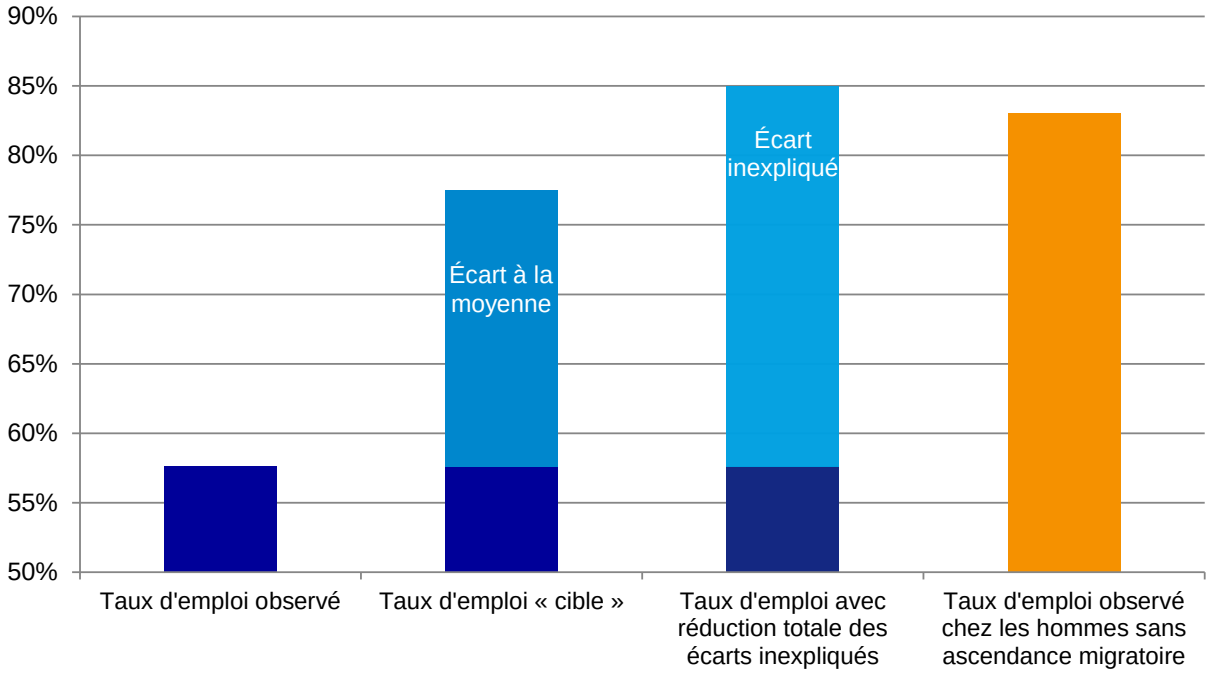
Enfin, quand bien même les écarts inexpliqués renverraient uniquement à des phénomènes discriminatoires, les annuler purement et simplement risquerait de nous conduire à surestimer les gains économiques attendus, si l'on suppose que l'amélioration de la situation des catégories discriminées s'accompagne d'une

[1] On présente toutefois en annexe 9 une variante selon laquelle les caractéristiques d'emploi et d'éducation des personnes discriminées sont identiques à celles des hommes et femmes sans ascendance migratoire.

détérioration de la situation de la catégorie de référence. Outre que cette question n'est pas tranchée dans la littérature disponible, tenir compte d'un « effet de bouclage » de ce type dépasse l'ambition de cette étude et les outils méthodologiques qu'elle mobilise.

Au final, le choix retenu peut être qualifié de prudent. En pratique, pour chaque dimension, le niveau moyen visé pour les groupes discriminés se situe bien systématiquement en deçà du niveau correspondant à une annulation des écarts inexpliqués. Par exemple, pour les femmes âgées de 25 à 29 ans d'ascendance africaine, la cible est très significativement inférieure à une cible de réduction totale des écarts inexpliqués, puisque dans ce dernier cas, leur taux d'emploi serait supérieur à celui des hommes sans ascendance migratoire, en raison notamment de leur niveau d'éducation supérieur à celui des hommes *(voir graphique 14)*.

Graphique 14 – Définition du taux d'emploi « cible »
pour les femmes d'ascendance africaine âgées de 25 à 29 ans



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 29 ans (hors immigrés).

Lecture : le taux d'emploi des femmes d'ascendance africaine est de 57,6 %, le taux cible est de 77,5 %. Après réduction des écarts inexpliqués, le taux serait de 85 %.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

2.1.3. Les méthodes retenues pour estimer les gains

Deux méthodes de chiffrage complémentaires

Nous nous sommes inspirés de deux démarches récentes[1] pour proposer un chiffrage des gains à attendre de la réduction des discriminations en mobilisant deux outils méthodologiques. Simples, ils présentent l'intérêt, lorsqu'on les combine, de fournir des estimations de gains associés à chacun des scénarios.

Le premier outil s'appuie sur un modèle de croissance à trois facteurs : volume horaire de travail, capital humain (assimilé ici au niveau d'éducation de la population en emploi) et capital physique. Ce modèle, une fois calibré, permet de mesurer l'effet d'une réduction entre catégories de population des écarts de taux d'emploi, de durée du travail ou de niveau d'éducation.

Le deuxième outil mobilise les distributions des salaires observées par catégorie. Il permet de mesurer l'effet de la réduction d'écarts salariaux, avant comme après convergence des taux d'emploi, des durées du travail et des niveaux d'éducation.

Méthode 1 : hausse du nombre et de la qualité des emplois

Nous évaluons le manque à gagner lié au fait que les catégories discriminées ont un niveau d'éducation et un taux d'emploi plus faibles. La méthode est assise sur la théorie de la croissance de long terme, selon laquelle le niveau de richesse d'un pays est déterminé par la quantité de travail, de capital humain et de capital physique qu'il est capable de mettre au service de son économie. Dans ce schéma, l'entrée de nouvelles populations dans l'emploi, la hausse de la part des emplois à temps plein dans l'économie, ou encore l'augmentation du niveau d'éducation, ont tous pour effet d'augmenter le stock des *facteurs de production,* donc le niveau de la production nationale.

Pour autant, si une réduction rapide et forte des discriminations entraînait des entrées massives sur le marché du travail, cette augmentation ne se traduirait pas instantanément par une hausse correspondante du PIB. L'effet estimé n'est crédible qu'à moyen terme (voire à long terme pour ce qui concerne l'élévation du niveau d'éducation de toutes les générations).

S'appuyant sur les travaux de l'OCDE (2012)[2], la démarche consiste à estimer une fonction de production décrite par le modèle de Solow augmenté par le capital

[1] Thévenon O., Ali N., Adema W. et Salvi del Pero A. (2012), *op. cit*. ; Hsieh C.T., Hurst E., Jones C. et Klenow P. (2013), *op. cit*.
[2] Thévenon O., Ali N., Adema W. et Salvi del Pero A. (2012), *op. cit*.

humain[1] *(voir annexe 4)*. L'objectif est notamment d'estimer les élasticités de long terme du PIB aux facteurs de production capital et travail, en distinguant pour ce dernier qualité (capital humain) et quantité de travail. Une fois ces élasticités estimées[2], il est possible d'en déduire les effets d'une correction des inégalités en termes de « quantité » et de « qualité » du facteur travail sur le niveau de production. Ces corrections conduisent à une augmentation du niveau d'emploi et d'éducation des catégories de la population, dont l'ampleur correspond aux cibles fixées dans le cadre des scénarios 2 à 4[3].

Méthode 2 : réduction des barrières à l'accès aux postes qualifiés

La deuxième méthode revient sur les gains à attendre d'une réduction des écarts d'accès aux postes qualifiés. Elle repose sur l'utilisation des distributions des salaires en équivalent temps plein observées dans l'enquête Emploi, secteur public et secteur privé confondus, distributions établies par catégorie de population. La catégorie à laquelle appartient un individu est déterminée par son sexe, son âge et son origine géographique.

De chaque distribution nous tirons une *parade de Pen*[4], c'est-à-dire que nous classons tous les individus d'une même catégorie de la personne la moins rémunérée (rang 1) à la personne la mieux rémunérée (rang 100). Dans tous les scénarios, nous faisons converger les parades de Pen de chaque catégorie (parades initiales) vers la parade de Pen observée sur l'ensemble de la population de même tranche d'âge (parades cibles). Cette convergence ne s'applique qu'aux catégories de la population situées sous le niveau cible. Les niveaux de salaire des autres catégories ne sont pas modifiés.

Pour chaque scénario, les différences de niveau d'éducation et de nombre d'heures travaillées entre catégories sont prises en compte dans la détermination des parades initiales et des parades cibles[5]. Le passage de la parade initiale à la parade cible

[1] Mankiw G., Romer D. et Weil D. (1992), « A contribution to the empirics of economic growth », *The Quarterly Journal of Economics,* vol. 107, n° 2, mai, p. 407-437.

[2] On retient des valeurs proches de 1/3, correspondant aux valeurs médianes des travaux recensés *(voir annexe 5)*.

[3] Dans le modèle, le niveau de capital s'ajuste à la nouvelle quantité de travail et de capital humain.

[4] Pen J. (1971), *Income Distribution: Facts, Theories, Policies*, New York: Praeger Publishers.

[5] Pour une catégorie de population donnée, l'effet d'une élévation de son niveau moyen d'éducation sur sa parade de Pen est obtenu en modifiant le poids des individus sondés dans l'enquête Emploi : le poids des individus ayant le Bac ou plus est rehaussé et celui des autres individus est diminué. La parade de Pen tenant compte du nombre d'heures effectivement travaillées est obtenue à partir de la parade de Pen établie sur des salaires en ETP par simple règle de trois (le coefficient d'ajustement

conduit à une augmentation de la masse salariale, dont l'ampleur peut être estimée grâce aux données de l'enquête Emploi[1]. Cette estimation de gain sur la masse salariale est ensuite directement convertie en gain sur le PIB, en supposant que le partage de la valeur ajoutée entre salaires et profits n'est pas modifié par les scénarios de convergence. De sorte qu'une hausse de 1 % de la masse salariale est associée à une hausse de 1 % du PIB.

2.2. Une estimation des gains macroéconomiques liés à la réduction des écarts inexpliqués sur le marché du travail

2.2.1. Effet des différents scénarios de réduction des discriminations sur les niveaux de salaire et d'emploi

Gains sur les niveaux de salaire

Les niveaux de salaire moyen par catégorie de population vont être affectés positivement à trois titres à mesure que l'on passe d'un scénario à l'autre *(voir graphique 15)*.

Dans le scénario 1, on réduit les écarts de salaire entre catégories de population, à taux d'emploi, nombre d'heures travaillées et niveau d'éducation inchangés, c'est-à-dire uniquement au titre d'un amoindrissement des difficultés indues que certaines personnes aujourd'hui en emploi rencontrent pour accéder à des postes à la hauteur de leur talent et dotés de meilleures rémunérations. Dans ce scénario, parmi la moitié des individus en emploi qui voient leur salaire augmenter, 97 % sont des femmes, 88 % sont sans ascendance migratoire, 45 % ont entre 40 et 54 ans[2].

Les gains salariaux individuels moyens par catégorie dans le scénario 2, qui inclut une réduction des écarts de taux d'emploi, sont les mêmes que dans le scénario 1 : simplement, ils concernent plus de personnes puisque les taux d'emploi des catégories aujourd'hui discriminées augmentent.

Les gains salariaux individuels moyens sont rehaussés dans le scénario 3 d'un effet supplémentaire : du fait de la baisse de la part des emplois à temps partiel parmi

rapporte le temps de travail moyen au temps de travail d'un emploi à temps plein). Voir annexe 7 pour une présentation plus détaillée de la méthode.

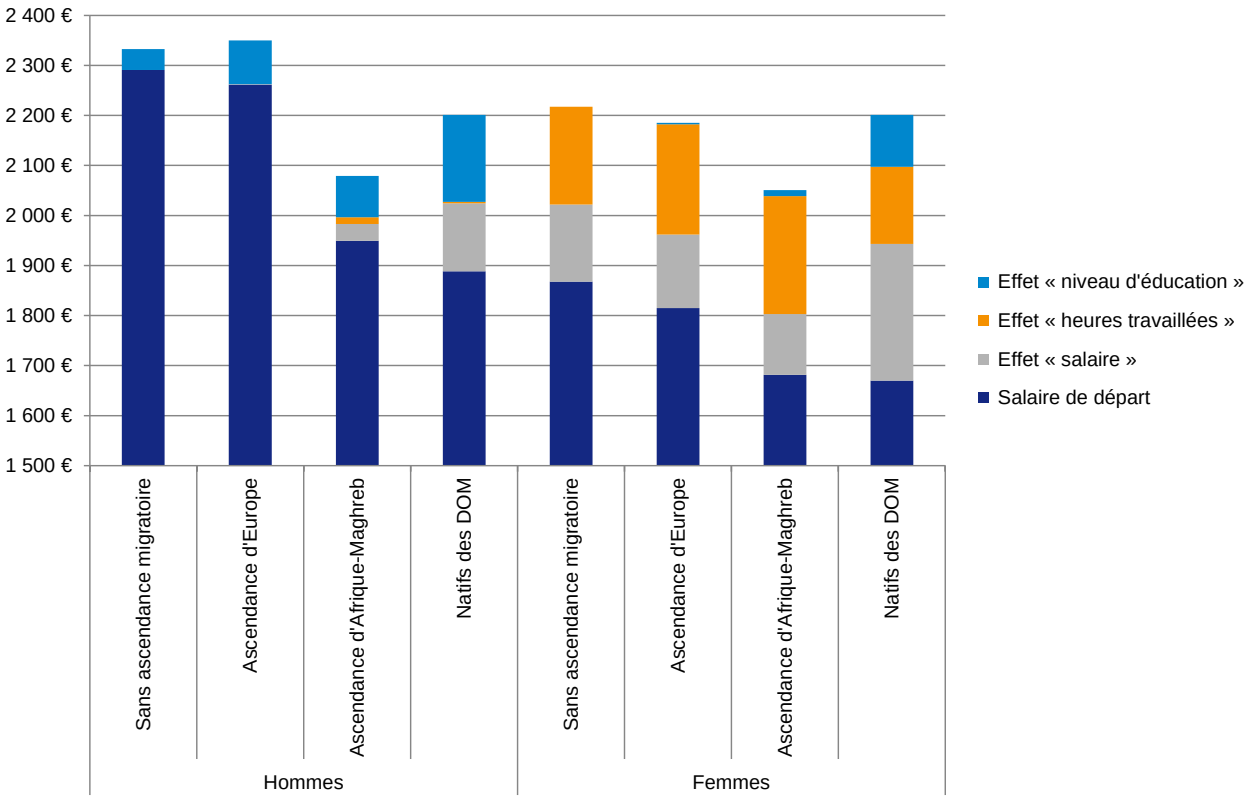
[1] Le niveau absolu de la masse salariale observable dans l'enquête Emploi peut s'écarter du niveau effectif calculé par la comptabilité nationale, si bien que l'on privilégie un calcul en pourcentage de salaires supplémentaires, et non en milliards d'euros.

[2] La répartition des populations est très peu affectée par l'effet « augmentation de la population en emploi », inclus dans les scénarios 2, 3 et 4.

certaines catégories de population, le nombre moyen d'heures travaillées par personne en emploi augmente.

Enfin, les gains salariaux sont rehaussés d'un deuxième effet supplémentaire dans le scénario 4, car l'amélioration du niveau d'éducation de certaines catégories se traduit mécaniquement par un effet de structure favorable sur le niveau moyen des rémunérations. Ce sont principalement les hommes qui bénéficient de ce troisième effet, alors que les femmes bénéficient majoritairement des deux premiers[1].

Graphique 15 – Impact des différents effets sur le niveau de salaire (scénario 4)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : le niveau de salaire initial des hommes sans ascendance migratoire est de 2 291 euros, l'effet éducation est de 42 euros.

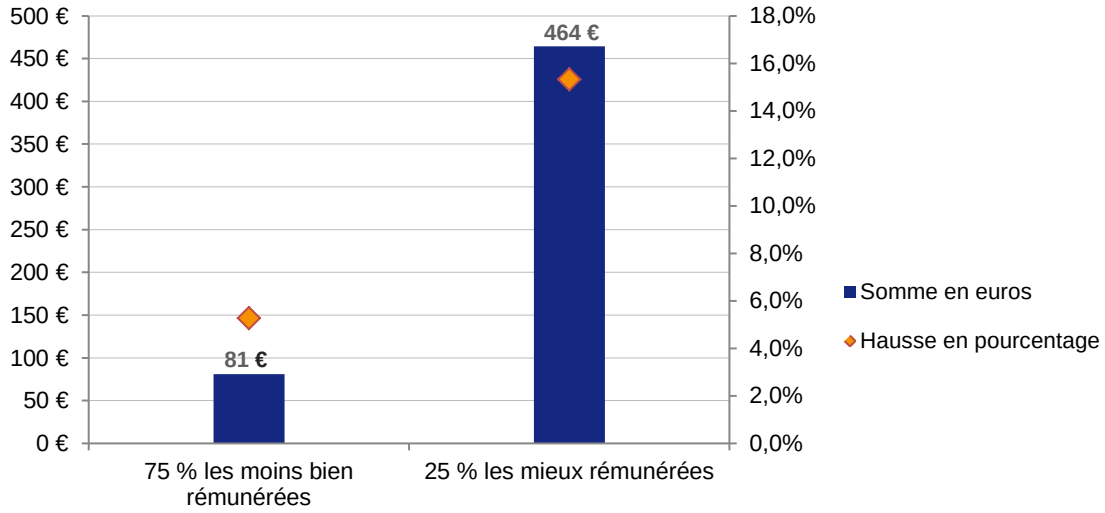
Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

En pratique, les gains salariaux sont avant tout le fait des individus discriminés de rang élevé (haut niveau de potentiel observé), puisque c'est pour ces individus que l'écart à la moyenne à rang donné est le plus fort. Cela concerne souvent des

[1] Voir annexe 8 pour une présentation détaillée des gains salariaux à âge donné.

salariés plutôt âgés. Dans le quartile le plus élevé de la distribution des salaires, la hausse est plus importante non seulement en euros, mais en proportion du salaire de départ *(voir graphique 16)*. Ainsi, en deçà du 75e centile, la hausse du salaire moyen des femmes âgées de 40 à 54 ans sans ascendance migratoire est de 81 euros, soit une hausse de 5 % par rapport au salaire initial. À partir du 75e centile, la hausse est bien supérieure : elle est de 15 %, soit un supplément moyen de salaire de 464 euros.

Graphique 16 – Augmentation du salaire moyen dans le scénario 1 : cas des femmes âgées de 40 à 54 ans sans ascendance migratoire



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 40 à 54 ans (hors immigrés).

Lecture : dans le scénario 1, les 25 % des femmes les mieux rémunérées (au-dessus du 75e centile) voient leur salaire augmenter de 464 euros, soit une hausse de 15 %.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

Gains sur les volumes d'emploi

Le scénario 2 de réduction des écarts de taux d'emploi se traduit *in fine* par une augmentation de 3 % de la population en emploi, soit 608 000 postes supplémentaires. Cet accroissement concerne très majoritairement l'emploi féminin *(voir tableau 11)*. En raison des poids des populations selon l'origine, ces effets concernent principalement la catégorie des femmes sans ascendance migratoire (+ 440 000), mais aussi les descendants d'immigrés d'Afrique et du Maghreb (hommes et femmes) (+ 123 000).

Le scénario 3, qui inclut également une réduction de la part des emplois à temps partiel, se traduit par une augmentation de la durée hebdomadaire du travail de 4,5 %. Il bénéficie quasi exclusivement aux femmes. Pour donner un ordre de

grandeur plus parlant, l'impact sur le volume de travail de cette augmentation de la durée hebdomadaire équivaut à près de 974 000 emplois temps plein.

Tableau 11 – Augmentation du nombre de salariés à temps plein liée aux effets « emploi » et « durée de travail » selon l'origine et le sexe

			Scénario 3	
			Scénario 2	
		Niveau initial	Effet « emploi »	Effet « durée de travail » (en ETP)
Descendants d'immigrés d'Europe	Hommes	621 000	0	0
	Femmes	573 000	41 000	65 000
	Total	1 194 000	41 000	65 000
Descendants d'immigrés d'Afrique-Maghreb	Hommes	270 000	40 000	2 000
	Femmes	253 000	83 000	40 000
	Total	523 000	123 000	43 000
Sans ascendance migratoire	Hommes	9 661 000	0	0
	Femmes	8 888 000	440 000	861 000
	Total	18 549 000	440 000	861 000
Natifs des DOM	Hommes	80 000	1 000	0
	Femmes	74 000	4 000	6 000
	Total	155 000	4 000	6 000
Total	Hommes	10 633 000	41 000	2 000
	Femmes	9 788 000	567 000	972 000
		20 421 000	**608 000**	**974 000**

Note : les données présentées sont arrondies et calculées en moyenne sur la période 2005-2014.

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : après égalisation des taux d'emploi des groupes discriminés avec ceux observés en moyenne dans la population totale, le nombre total de personnes en emploi augmente de 608 000.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

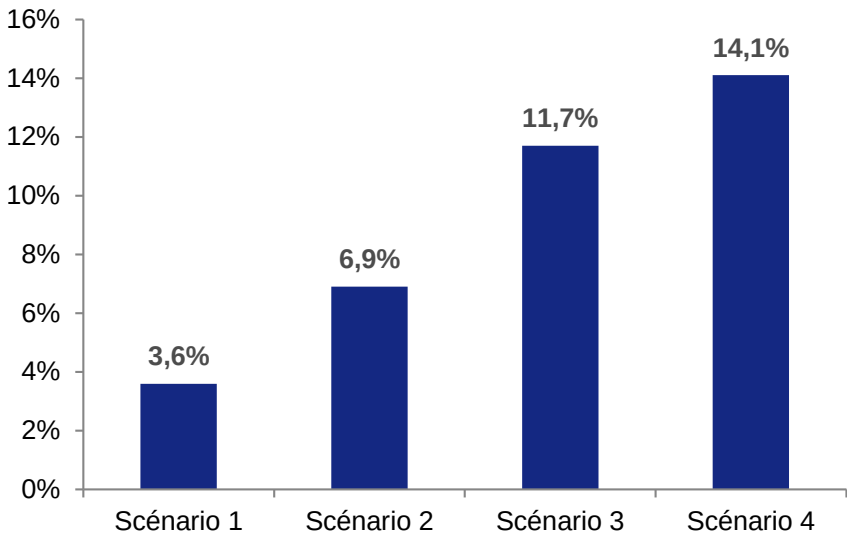
2.2.2. Une estimation des gains en termes de valeur ajoutée de l'économie

L'effet sur le PIB des différents scénarios de réduction des écarts est calculé en combinant les deux outils méthodologiques (modèle de croissance de long terme à trois facteurs de production et parades de Pen). Il ne s'agit pas d'un effet sur le taux de croissance annuel du PIB, mais bien sur le niveau total du PIB, dans les quatre scénarios.

Le graphique 17 présente les gains associés à chaque scénario. La hausse du PIB est comprise entre 3,6 % pour le scénario 1 (soit 80 milliards d'euros sur la base du PIB de 2015) et 14,1 % pour le scénario 4 (soit environ 310 milliards d'euros).

On rappelle que ces scénarios représentent l'effet de la réduction des écarts à la moyenne. La réduction des écarts à la population de référence donne des effets beaucoup plus massifs sur le PIB. Dans le scénario 4, par exemple, le gain d'environ 14 % du PIB représente 55 % de celui lié à la réduction totale des écarts mesurés *(voir annexe 9)*.

Graphique 17 – Impact des quatre scénarios sur le PIB (en pourcentage)



Lecture : dans le scénario 4 qui regroupe l'ensemble des effets (salaire, taux d'emploi, heures travaillées et niveau d'éducation), l'effet sur le PIB est estimé à + 14,1 %.

Source : France Stratégie

Dans l'ensemble des scénarios, ce sont les femmes qui contribuent le plus à la hausse du PIB *(voir tableau 12)*. Dans le scénario 3 par exemple, sur 100 euros de PIB supplémentaire, les femmes contribuent pour 98 euros. Du point de vue de l'origine géographique, les personnes sans ascendance migratoire contribuent majoritairement aux quatre scénarios mais dans des proportions variables. Elles expliquent près de 90 % de la hausse du PIB dans le scénario 1. Les personnes d'autres origines migratoires contribuent en particulier aux scénarios 2 et 4 : sur 100 euros de gain de PIB, elles contribuent à hauteur d'environ 18 euros dans le scénario 2 et de 19 euros dans le scénario 4.

Tableau 12 – Décomposition de l'effet des différents scénarios sur le PIB, par catégorie de la population

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Hommes	1 %	3 %	2 %	17 %
Femmes	99 %	97 %	98 %	83 %
Total	**100 %**	**100 %**	**100 %**	**100 %**
Descendants d'immigrés d'Afrique-Maghreb	3 %	10 %	8 %	9 %
Natifs des DOM	2 %	2 %	1 %	2 %
Descendants d'immigrés d'Europe	6 %	6 %	6 %	8 %
Sans ascendance migratoire	89 %	82 %	85 %	81 %
Total	**100 %**	**100 %**	**100 %**	**100 %**

Champ : individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : dans le scénario 4, 83 % de l'effet sur le PIB est attribuable à la trajectoire professionnelle plus élevée des femmes, contre 17 % à celle des hommes.

Source : calculs France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

2.2.3. Une estimation des gains pour les finances publiques

Nous estimons l'effet des différents scénarios sur les finances publiques. Les variations de PIB induites par la réduction des écarts inexpliqués se traduisent en termes de dépenses et de recettes publiques.

Une manière simple de procéder consiste à utiliser les estimations des élasticités des dépenses et recettes à l'écart de production. Différents organismes (FMI, Commission européenne, OCDE, Direction générale du Trésor) calculent par grand poste ou par sous-secteur des administrations publiques la sensibilité des recettes et dépenses publiques (hors charges d'intérêt de la dette) à l'écart de production, défini comme l'écart entre le niveau de production potentielle et le niveau observé. Selon des méthodes proches[1], tous identifient parmi les dépenses et recettes les mêmes composantes cycliques : du côté des recettes publiques, ces composantes concernent l'impôt sur le revenu, l'impôt sur les sociétés, les cotisations de la sécurité sociale, et les autres prélèvements obligatoires. Du côté des dépenses, il s'agit des

[1] Pour un survol des méthodes et résultats empiriques, voir Mourre G., Astarita C. et Princen S. (2014), « Adjusting the budget balance for the business cycle: The EU methodology », *Economic Papers,* n° 536, European Commission, novembre.

dépenses d'indemnisation du chômage, définies dans les travaux de référence comme étant les seules composantes cycliques au sein des dépenses publiques[1].

Les valeurs des élasticités retenues[2] *(voir encadré 5)* pour les différentes catégories de prélèvements obligatoires et les dépenses d'indemnisation du chômage sont issues des travaux les plus récents de la Commission européenne (Mourre *et al.*, 2014) et de la Direction générale du Trésor (Guyon et Sorbe, 2009). Elles concernent l'impôt sur le revenu (IR), l'impôt sur les sociétés (IR), les cotisations de sécurité sociale (CSS), les autres prélèvements obligatoires (APO) et enfin les dépenses d'indemnisation du chômage (CHO).

Encadré 5 – Élasticités des recettes et dépenses publiques à l'écart de production

Tableau 13 – Valeurs des élasticités des recettes et dépenses publiques à l'écart de production et part

	Impôts sur le revenu	**Impôts sur les sociétés**	Cotisations de sécurité sociale	Autres prélèvements obligatoires	Indemnisations du chômage
Élasticités Commission européenne (2014)	1,86	2,76	0,63	1	–3,23
Élasticités DG Trésor (2009)	1,18	1,59	0,825	1	–3,3
Part (en % du PIB)	3,2	1,6	16,1	8,4	1,7

Lecture : une hausse de 1 point de l'écart de production conduit à une hausse de 1,18 % des recettes de l'impôt sur le revenu. Ces recettes représentent 3,2 % du PIB en 2014.

Source : calculs France Stratégie, d'après Guyon et Sorbe (2009), Mourre et al. *(2014), PLF (2016), Unedic (2016)*

[1] Sur ce point, voir Darby J. et Melitz J. (2008), « Social spending and automatic stabilizers in the OECD », *Economic Policy*, n° 56, octobre ; Boone L. et Gilles C. (2006), « Une évaluation du rôle stabilisateur des revenus de remplacement en France : une évaluation », *Document de travail*, n° 65, Drees, décembre.

[2] Voir notamment Duchêne S. et Lévy D. (2003), « Solde "structurel" et "effort structurel" : un essai d'évaluation de la composante "discrétionnaire" de la politique budgétaire », *Analyses économiques*, n° 18, Direction de la prévision et de l'analyse économique, novembre ; Girouard N. et André C. (2005), « Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 434, juillet ; Bretin E. et Soulignac R. (2009), « Le solde structurel des administrations de sécurité sociale : méthode et évaluation », *Documents de travail de la DGTPE,* n° 12, décembre ; Guyon T. et Sorbe S. (2009), « Solde structurel et effort structurel : vers une décomposition par sous-secteur des administrations publiques », *Documents de travail de la DGTPE*, n° 13, décembre.

Les effets d'un choc du PIB sur respectivement les recettes et dépenses publiques sont mesurés à partir des formules suivantes :

$$\frac{\Delta R}{Y} = \theta ir * \alpha ir * \Delta OG + \theta is * \alpha is * \Delta OG + \theta css * \alpha css * \Delta OG + \theta APO * \alpha APO * \Delta OG \quad (1)$$

$$\frac{\Delta G}{Y} = \theta cho * \alpha cho * \Delta OG \quad (2)$$

Avec *R* et *G*, respectivement les recettes et dépenses publiques primaires, *Y* le PIB, *OG* l'écart de production, θ les élasticités des composantes à l'écart de production, et enfin αi les parts (en pourcentage) dans le PIB des composantes recettes et dépenses *(voir tableau 14)*.

Tableau 14 – Effet d'une hausse de 1 point de l'écart de production sur les recettes et dépenses publiques (en pourcentage du PIB)

	Impôts sur le revenu	Impôts sur les sociétés	Cotisations de sécurité sociale	Autres prélèvements obligatoires	Indemnisations du chômage	Total Recettes	Total Dépenses	Total Solde primaire
Hypothèse Commission européenne	0,06	0,05	0,10	0,08	– 0,06	0,29	– 0,06	0,35
Hypothèse DG Trésor	0,04	0,03	0,13	0,08	– 0,06	0,28	– 0,06	0,35

Lecture : une hausse de 1 point de l'écart de production conduit à accroître de 0,29 % du PIB les recettes publiques et à réduire de 0,06 % du PIB les dépenses publiques (hors charge d'intérêt de la dette). L'effet total sur le solde budgétaire primaire est de + 0,35 % du PIB.

Source : calculs France Stratégie, d'après Guyon et Sorbe (2009), Mourre et al. *(2014), PLF (2016), Unedic (2016)*

Au total, à partir des deux jeux de valeurs d'élasticités et du poids en 2014 des composantes cycliques dans le PIB, une réduction de 1 point de l'écart de production se traduit par une hausse des recettes publiques de 0,29 % du PIB et une diminution des dépenses publiques de 0,06 % du PIB, soit une progression du solde primaire de 0,35 % du PIB.

L'impact des différents scénarios sur les finances publiques est présenté dans le tableau suivant.

Tableau 15 – Impact des différents scénarios sur les finances publiques (en pourcentage du PIB)

	dont effet sur les recettes	***dont effet sur les dépenses***	**Effet total sur le solde public primaire**
Scénario 1 (Effet *salaire)* PIB + 3,6 %	1	– 0,3	1,3
Scénario 2 (Effets *salaire* + *Taux d'emploi)* PIB + 6,9 %	2	– 0,5	2,5
Scénario 3 (Effets *salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées)* PIB + 11,7 %	3,4	– 0,8	4,2
Scénario 4 (Effets *salaire* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées* + *Niveau d'éducation)* PIB + 14,1 %	4,1	– 1	5,1

Lecture : dans le scénario 4, qui comprend l'ensemble des effets (salaire, taux d'emploi, heures travaillées et niveau d'éducation), l'augmentation du PIB de 14,1 % conduit à accroître de 4,1 % les recettes publiques et à réduire de 1,0 % les dépenses. L'effet total sur le solde budgétaire primaire est estimé à + 5,1 %.

Source : calculs France Stratégie, d'après Guyon et Sorbe (2009), Mourre G. et al. *(2014), PLF (2016), Unedic (2016)*

ANNEXES

ANNEXE 1

LETTRE DE MISSION

Le Commissaire général
à la stratégie et à la prospective

Courrier arrivé le : 20/8/15
N° : 867

Liberté • Égalité • Fraternité
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE

Le Ministre du Travail, de l'Emploi,
de la Formation professionnelle
et du Dialogue social

Le Ministre de la Ville,
de la Jeunesse et des Sports

Paris, le 18 AOUT 2015

Monsieur le Commissaire général,

L'existence de discriminations fragilise la cohésion de la société française et remet en cause l'idéal méritocratique qui doit être au cœur de la République. Elle est également source d'inefficacité économique. Malgré les travaux et actions engagés contre les discriminations, le phénomène persiste et demeure -dans le cas de la France- insuffisamment renseigné.

Le 19 mai 2015, dans le prolongement de la présentation des travaux du groupe de dialogue sur la lutte contre les discriminations en entreprise, le Gouvernement a adopté un plan de lutte contre les discriminations à l'embauche et dans l'emploi. Les mesures prises sont structurées autour de quatre axes : la lutte contre les discriminations à l'embauche, la lutte contre les discriminations dans l'emploi, la valorisation des bonnes pratiques et la sensibilisation et l'information des acteurs et du grand public à ces questions.

Dans le cadre de ce quatrième axe, le Gouvernement a décidé de confier à France Stratégie la mission d'évaluer le coût économique des discriminations.

D'un point de vue économique, les discriminations se traduisent par un manque à gagner, tant pour les victimes que pour l'ensemble de la société. Elles représentent également une perte de productivité pour les secteurs et les entreprises qui les pratiquent. Elles entraînent enfin des dépenses supplémentaires pour les pouvoirs publics, les entreprises et les individus. Votre étude prendra en compte l'ensemble de ces dimensions pour évaluer les gains économiques que la société peut attendre d'une lutte efficace contre les discriminations –lutte qui reste avant tout, encore une fois, un impératif politique et de justice sociale.

Dans cette perspective, vous étudierez l'évolution des discriminations en France depuis 25 ans et leurs conséquences économiques. Vous vous concentrerez sur l'effet des discriminations à l'œuvre sur le marché du travail, à l'embauche et en cours de carrière, en différenciant cette analyse en fonction des secteurs et de la taille des entreprises. Vous étudierez les coûts associés, au niveau d'une entreprise comme en termes de coût économique global pour le pays, aux principaux motifs de discriminations reconnus par notre législation depuis la loi du 21 février 2014. Vous éclairerez votre analyse d'éléments de comparaison internationale.

.../...

Monsieur Jean PISANI-FERRY
Commissaire général
France Stratégie
18 rue de Martignac
75007 PARIS

127 RUE DE GRENELLE – 75700 PARIS
TÉLÉPHONE: 01 44 38 38 38

Pour réaliser cette étude, vous procéderez à des auditions d'experts, de responsables associatifs, de chercheurs et d'acteurs publics. Vous pourrez en particulier vous appuyer sur l'Inspection générale des affaires sociales, l'Inspection générale des finances, la direction générale du Trésor, l'Institut national de la statistique et des études économiques, les services statistiques ministériels et les réseaux internationaux des conseilleurs sociaux et économiques qui vous communiqueront les éléments d'information et les études dont ils disposent.

Vous nous rendrez compte de l'avancée de vos travaux en mars 2016 et me présenterez les résultats de cette étude en juin 2016.

Nous vous prions de croire, Monsieur le Commissaire général, à l'assurance de nos sentiments les meilleurs.

François REBSAMEN

Patrick KANNER

ANNEXE 2

COMMENT MESURER LES ÉCARTS INEXPLIQUÉS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL ?

Le champ de l'étude concerne la population non immigrée résidant en France métropolitaine âgée de 25 à 54 ans, soit 22,7 millions de personnes. Cette population est sondée entre 1990 et 2014 dans le cadre de l'enquête Emploi de l'Insee. Pour suivre l'évolution des inégalités sur le marché du travail, nous avons défini quatre sous-périodes : 1990-1996, 1997-2002, 2003-2008 et 2009-2014. Plusieurs variables n'étant pas renseignées sur toutes ces périodes, nous avons dû en réduire certaines dans les estimations. Ainsi, pour les descendants d'immigrés africains ou européens les données sont disponibles depuis 2005, et depuis 2003 pour les résidents en ZUS.

Pour les inégalités d'accès à l'éducation

On modélise, à âge donné (25-29 ans, 30-39 ans, 40-54 ans et 55-59 ans), la probabilité d'être titulaire du Bac ou d'un diplôme du supérieur en fonction de deux caractéristiques observables qui influencent ce taux d'accès : le sexe croisé avec l'origine et la catégorie socioprofessionnelle (PCS) du père en 8 postes. D'autres caractéristiques des individus, telles que le nombre d'enfants, le type de ménage et le lieu de résidence (Île-de-France ou pas) ne sont pas introduites dans le modèle, car elles sont susceptibles d'être elles-mêmes influencées par le fait d'être diplômé (endogénéité).

Pour les inégalités d'accès à l'emploi

Si l'on s'intéresse aux inégalités d'accès à l'emploi selon le sexe et l'origine, on modélise la probabilité d'obtenir un emploi en fonction de différentes caractéristiques observables qui sont censées expliquer ces inégalités (modèle Probit) : le sexe croisé avec l'origine, auquel on ajoute un ensemble de variables dites « de contrôle » : l'âge, le type de ménage, la catégorie socioprofessionnelle (PCS) du père en 8 postes, le diplôme le plus élevé en 11 postes, la résidence en Île-de-France et la

résidence en zone urbaine sensible (ZUS). Les écarts d'accès à l'emploi par rapport à une population de référence qui ne sont pas dus aux variables de contrôle sont qualifiés d'« inexpliqués ». Ils renvoient à la fois à des variables explicatives non observées dans les enquêtes (comme les effets de réseaux ou la nature du poste) et à des phénomènes discriminatoires.

Pour estimer les écarts inexpliqués d'accès à l'emploi d'une population potentiellement discriminée du fait de son sexe et/ou de son origine géographique, on compare le taux d'emploi de la population de référence (les hommes non descendants d'immigrés) avec le taux d'emploi qu'aurait la population discriminée si elle présentait la même structure en termes de variables de contrôle que la population de référence, au vu du modèle estimé. Cette méthode est également appliquée pour étudier les inégalités de taux d'activité, de taux d'emploi, de taux de chômage, d'accès au CDI à temps plein et d'accès au décile supérieur de la distribution des salaires (10 % des salaires les plus élevés).

Pour les écarts de salaire

On estime une équation de salaire en fonction d'un ensemble de variables explicatives : l'année d'observation, le sexe croisé avec l'origine, l'âge, l'âge au carré, l'expérience potentielle (différence entre l'âge au moment de l'enquête et en fin d'études), la catégorie socioprofessionnelle (PCS) en 42 postes, le niveau de diplôme le plus élevé en 11 postes, le nombre d'enfants de moins de 3 ans, la catégorie socioprofessionnelle (PCS) du père en 6 postes, le type de ménage, la taille de l'unité urbaine, la durée du travail, le secteur d'activité de l'entreprise en 4 postes, l'ancienneté dans l'emploi, le statut public ou privé de l'entreprise, le nombre de salariés dans l'entreprise, la résidence en Île-de-France et la résidence en ZUS. On mesure ensuite un écart de salaire marginal, c'est-à-dire toutes choses égales par ailleurs en tenant compte de toutes ces variables explicatives. L'estimation est corrigée pour tenir compte du fait que l'échantillon est constitué des seules personnes en emploi.

Pour les écarts de taux d'emploi des personnes handicapées

En 2011, le module complémentaire à l'enquête Emploi portait sur l'insertion professionnelle des personnes handicapées. Il a été adressé aux personnes en âge de travailler vivant en ménage ordinaire. Les personnes vivant en collectivité, en particulier les personnes handicapées vivant en institutions spécialisées, n'ont pas été interrogées. Nous retenons pour l'analyse des taux d'emploi des personnes en situation de handicap celles qui se déclarent atteintes d'une difficulté depuis la naissance et qui rencontrent au moins une difficulté importante dans certaines

activités de base. La définition retenue est donc plus large que la seule reconnaissance administrative du handicap et elle s'appuie sur la déclaration des personnes. Se restreindre aux personnes atteintes d'une difficulté depuis la naissance permet de comparer des situations de handicap « homogènes », ce qui n'aurait pas été possible en intégrant des handicaps apparus au cours de la carrière (maladie professionnelle par exemple).

Le handicap recouvre ici trois types de difficultés : celles liées au fait d'entendre, de voir et de marcher, celles liées à l'interaction avec l'environnement et celles d'ordre cognitif *(voir tableau ci-dessous)*. La méthode de mesure des écarts inexpliqués de taux d'emploi est la même que pour les autres catégories.

Définition des catégories de handicap

	Catégories de handicap	Difficulté la plus importante dans certaines activités de base
Être atteint d'une difficulté depuis la naissance	*Entendre/voir/ marcher*	1. Voir, même en portant des lunettes 2. Entendre, même en utilisant une prothèse auditive 3. Marcher, monter des marches 4. S'asseoir ou se mettre debout
	Cognitives	5. Se souvenir, se concentrer 6. Communiquer, par exemple comprendre ou être compris
	Interaction avec l'environnement	7. Chercher à prendre ou s'étirer 8. Soulever et porter 9. Se pencher 10. Tenir, saisir ou tourner

Source : France Stratégie, sur la base de l'enquête complémentaire à l'enquête Emploi de 2011 (Insee)

ANNEXE 3

SIMULATION DES GAINS POUR LES ENTREPRISES

Nous évaluons le gain monétaire pour les entreprises à recruter des individus discriminés aujourd'hui. Les gains simulés ici proviennent de la sous-valorisation des potentiels due aux effets de sélection, c'est-à-dire au faible accès aux postes élevés des individus discriminés, à caractéristiques identiques. Les individus discriminés qui réussissent à atteindre tout de même les postes les plus élevés ont – en raison de l'effet de sélection – un potentiel plus important que les individus non discriminés en moyenne. En présence de discriminations, une entreprise qui chercherait à recruter ses cadres dirigeants parmi les individus discriminés ayant passé la sélection serait gagnante. Nous illustrons ce phénomène à l'aide des données de l'enquête Emploi de l'Insee et des hypothèses retenues dans la littérature sur la distribution des potentiels à la naissance.

Nous supposons tout d'abord que les potentiels des individus sont distribués de la même manière dans toutes les catégories de la population. Plus précisément, à la suite de Lucas (1978) et Teignier et Cuberes (2014), nous supposons que les potentiels (les auteurs utilisent le terme de *talents*) sont distribués selon une loi de Pareto. Cette loi est utilisée largement dans la littérature économique pour représenter des phénomènes de concentration de patrimoine, ou de revenus[1]. La fonction de répartition de cette loi s'écrit :

$F(x) = 1 - (x_m/x)^k$ avec $x \geq x_m$

x_m représente le niveau minimum de potentiel, k mesure la dispersion des potentiels (plus k est élevé, plus la distribution est égalitaire). Nous fixons x_m à 100 dans notre simulation. Comme Lucas, Teignier et Cuberes, nous retenons l'hypothèse $k = 4$, qui assure la cohérence (dans le modèle de Lucas) entre la distribution des potentiels

[1] Voir notamment Piketty T. (2001), *Les Hauts Revenus en France au XX^e siècle*, Paris, Grasset.

des individus et la distribution de la taille des entreprises. Cette hypothèse a pour conséquence que les individus situés au-dessus de tout potentiel X_0 ont un potentiel moyen 33 % plus élevé que X_0. En effet, selon la loi de Pareto, $E(X/X>X_0) = k/(k-1)X_0$, avec $k/(k-1) = 1,33$ lorsque $k = 4$. La figure suivante présente la fonction de répartition des potentiels ainsi obtenue.

Fonction de répartition d'une loi de Pareto de paramètres $x_m = 100$, et $k = 4$

Source : France Stratégie

Sous ces hypothèses, le niveau initial de potentiel est de 100, 50 % des individus ont un niveau absolu de potentiel inférieur à 120, 80 % un niveau inférieur à 150. Le niveau de potentiel s'élève fortement dans le haut de la distribution : on observe une différence de 5 % entre le 95^e et le 96^e centile, et une hausse de 20 % entre le 98^e et le 99^e. Au 99^e centile, le niveau absolu de potentiel est d'environ 320.

Pour réaliser notre simulation, nous considérons que les entreprises recrutent leurs cadres dirigeants parmi les 10 % des salariés les mieux rémunérés. Ce seuil correspond en moyenne sur la période 2005-2014 à 3 057 euros (niveau en équivalent temps plein).

Nous considérons que le rang dans la distribution des salaires au sein de chaque catégorie (parades de Pen) correspond au rang de l'individu dans la distribution des potentiels. Nous isolons parmi les 25-59 ans les individus dont le salaire en équivalent temps plein est supérieur à 3 057 euros. Parmi ces salariés, le rang moyen des hommes sans ascendance migratoire est égal 91 et à 95 pour les femmes sans ascendance, ce qui correspond à un niveau de potentiel respectivement de 183 et 214. Une entreprise qui embaucherait à parts égales des hommes et des femmes aurait donc des salariés d'un rang égal à 93, avec un

potentiel de 197. Par rapport à une entreprise n'embauchant que des hommes, le gain est donc de 7 %.

Ce gain est purement microéconomique : il correspond au gain d'une entreprise dans un contexte sociétal de discrimination par goût ou à la Becker (où les employeurs préfèrent subir une perte économique plutôt que d'embaucher des femmes). Ce gain n'est donc pas applicable au niveau macroéconomique. En effet, à mesure que les entreprises embauchent des femmes, le gain marginal à l'embauche d'une femme se réduit.

ANNEXE 4

MODÈLE DE SOLOW AUGMENTÉ

On fait référence au modèle de Solow augmenté pour introduire le capital humain dans la fonction de production dans la lignée de Mankiw *et al.* (1992) et Thévenon *et al.* (2012).

$$Y_t = K_t^{\alpha}(h_t L_t)^{\phi}(A_t L_t)^{1-\alpha-\phi} \Leftrightarrow \frac{Y_t}{A_t L_t} = \frac{K_t^{\alpha}}{(A_t L_t)^{\alpha}} \frac{h_t^{\phi}}{A_t^{\phi}}$$

Y désigne le niveau du PIB, *K* celui du capital physique, *L* le niveau de l'emploi (le nombre de personnes en emploi), *A* la productivité et *h* un facteur caractérisant la « qualité » de la main-d'œuvre liée au niveau d'éducation (capital humain).

L'état d'équilibre de long terme est dérivé en supposant que le capital physique et humain se sont ajustés, à long terme, aux besoins de la main-d'œuvre et de la technologie de sorte que les rapports *K*/A*L** et *h*L*/A*L** ne varient plus ; il en résulte que *Y*/A*L** est aussi constant. *K**, *h*L** et *Y** croissent alors au même taux *n* + *g*, si *n* et *g* désignent respectivement le taux de croissance de l'emploi et celui de la productivité. Quant à *h**, il croît au taux de la productivité *g*. L'équilibre de long terme correspond donc à un régime de croissance équilibrée.

Plus précisément, on peut montrer que l'état d'équilibre correspond au niveau de production *y** = *Y*/A*L** donné par :

$$y^* = \left[\frac{s_K}{n+g+ng+\delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\phi}} \left[\frac{s_H}{n+g+ng+\delta}\right]^{\frac{\phi}{1-\alpha-\phi}} \approx \left[\frac{s_K}{n+g+\delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\phi}} \left[\frac{s_H}{n+g+\delta}\right]^{\frac{\phi}{1-\alpha-\phi}} \quad (1)$$

où s_K et s_H désignent les parts respectives de l'output investies en capital physique et humain et δ le taux de dépréciation du capital (physique ou humain), *n* et *g* étant des taux de croissance, on peut négliger *ng* devant *n* et *g*.

Dans l'état d'équilibre, on a aussi :

$$\frac{K^*}{A^* L^*} = \left[\frac{s_K^{1-\phi} s_H^{\phi}}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\phi}} \quad \text{et} \quad \frac{h^*}{A^*} = \left[\frac{s_K^{\alpha} s_H^{1-\alpha}}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\phi}} \qquad (2)$$

En réécrivant (1) sous la forme :

$$\ln \frac{Y^*}{A^* L^*} = \frac{\alpha}{1-\alpha-\phi} \ln s_K - \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln(n+g+\delta) + \frac{\phi}{1-\alpha-\phi} \ln s_H \qquad (3)$$

et en remplaçant s_H en fonction de s_K et h^*/A^* d'après (2), on trouve :

$$\ln \frac{Y_t^*}{L_t^*} = \gamma \ln A_t^* + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_K + \frac{\varphi}{1-\alpha} \ln \frac{h_t^*}{A_t^*} - \mu \ln(n+g+\delta) \qquad (4)$$

L'équation (4) justifie la spécification de la relation de long terme utilisée pour estimer les élasticités *(voir annexe 5)*.

Les effets d'une augmentation du capital humain

On étudie l'impact de long terme d'une augmentation permanente du ratio h^*/A^* sur le PIB par tête. L'équation (4) donne directement l'augmentation correspondante du PIB par tête : une augmentation de h^*/A^* de 1 % se traduit par une augmentation du PIB par tête de $\frac{\phi}{1-\alpha}$ %.

On peut vérifier par ailleurs que le capital s'ajuste dans des proportions identiques. En effet, en combinant les relations (2) on montre que l'élasticité du stock de capital physique au ratio h^*/A^* est de $\frac{\phi}{1-\alpha}$.

Les effets d'une augmentation du nombre de travailleurs

L'équation (4) établit qu'à niveau de capital humain moyen par tête (h^*) donné, (ou h^*/A^* donné), l'impact d'une augmentation de L sur le PIB par tête (Y/L) est nul, ce qui revient à dire que le PIB total croît dans les mêmes proportions que le nombre de travailleurs (une augmentation de 1 % du nombre de travailleurs se traduit par une augmentation du PIB de 1 %).

ANNEXE 5

ESTIMATION DES ÉLASTICITÉS

1. Estimation des élasticités

On utilise la caractérisation de l'état d'équilibre dérivé du modèle de Solow augmenté :

$$\ln \frac{Y_t^*}{L_t^*} \approx f(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_{Kt} + \frac{\phi}{1-\alpha} \ln \frac{h_t^*}{A_t^*} - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + ng + \delta)$$

pour estimer une relation de co-intégration sous la forme :

$$\ln(\frac{Y_t}{L_t}) = f(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_{Kt} + \frac{\phi}{1-\alpha} \ln h_t - \mu \Delta \ln L_t + Z_t$$

où *f(t)* est une fonction déterministe du temps décrivant l'évolution de la productivité (incluant potentiellement un trend et/ou des ruptures de tendance), s_{kt} est le ratio du capital privé (hors immobilier) sur le PIB réel, h_t est le pourcentage de personnes ayant atteint un niveau d'étude supérieur ou égal au bac parmi les 25-59 ans, et Z_t le résidu de la régression. On attend un coefficient μ positif[1].

Pour valider l'existence d'une cible de long terme, on vérifie que la série des résidus *Z* est stationnaire et que la dynamique dite de court terme décrivant l'évolution de la croissance du PIB intègre bien un mécanisme de rappel vers la cible selon :

$$\Delta \ln Y_t = -\gamma Z_{t-1} + \sum_{j \geq 1} \psi_{1j} \Delta \ln Y_{t-j} + \sum_{j \geq 0} \psi_{2j} \Delta \ln s_{K,t-j} + \sum_{j \geq 0} \psi_{3j} \Delta \ln h_{t-j} + \sum_{j \geq 0} \psi_{4j} \Delta \ln L_{t-j} \Delta \ln L_t + \varepsilon_t$$

avec un coefficient γ significativement positif.

[1] Dans l'étude de l'OCDE, et dans l'estimation sur la période courte réalisée ici, la relation de co-intégration est estimée en faisant intervenir la force de travail *LF* à la place de *L (l'emploi)* :

$$\ln(\frac{Y_t}{LF_t}) = f(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_{Kt} + \frac{\phi}{1-\alpha} \ln h_t - \mu \Delta \ln LF_t + Z_t$$

ce qui peut se justifier en notant que $L = LF(1-u^*)$ et que u^*, le taux de chômage « naturel », peut être supposé constant.

1.1. Résultats de la première équation estimée sur la période 1992-2014

Équation de long terme

$$\ln\left(\frac{Y_t}{LF_t}\right) = \ln y_t = 19{,}7 + 0{,}58\ln(h_t) + 0{,}48\ln(s_{kt}) - 0{,}016\, dummy08 + Z_t$$

où $dummy08$ est une indicatrice qui permet de rendre compte de l'effet de dernière crise[1]. L'équation (4) de l'annexe 4 montre que les élasticités de long terme α du PIB par tête au capital physique et φ du PIB par tête au capital humain se déduisent des coefficients estimés selon les formules : $\alpha = \frac{\theta_1}{1+\theta_1}$ et $\varphi = \frac{\theta_2}{1+\theta_1}$.

On trouve alors θ_1 = 0,48 et θ_2= 0,58.

Dans la spécification précédente, y_t désigne le PIB (en milliards d'euros 2010) rapporté à la population active (15-64 ans) ; h_t est la part dans la population totale des plus de 25 ans ayant au moins le niveau du baccalauréat, s_{kt}, la propension à accumuler du capital physique (capital privé non résidentiel rapporté au PIB en euros 2010).

Équation de court terme

$$\Delta\ln y_t = -0.47 * Z_{t-1} + 0.56^{*} + 0.56 * \Delta\ln h_t + 0.37^{*}\,\Delta\ln s_{kt} + \varepsilon_t$$

1.2. Résultats de la seconde équation estimée sur la période 1970-2014

Équation de long terme

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = 11 + 0.48 * \ln s_{kt} + 0.20 * \ln h_t - 1.09 * \Delta\ln L_t + 0.12^{*} dummy76 + 0.09^{*} dummy94 + Z_t$$

où $dummy76$ (resp. $dummy94$) vaut 1 à partir de 1976 (resp. 1994) et 0 avant. *Y*, s_k et *h* ont la même signification que dans l'estimation 1.

Les élasticités correspondantes ont pour valeur :
α = 0.48/1.48 = 0.32 et ϕ = 0.197/1.48 = 0.13.

Équation de court terme

$$\Delta\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = 0.005 - 0.274 * Z_{t-1} + 0.185 * \Delta\ln s_{kt} + 0.119 * \Delta\ln h_t + 0.334 * \Delta\ln\frac{Y_{t-1}}{L_{t-1}} + 0.175 * \Delta\ln s_{k,t-1} + \varepsilon_t$$

[1] *Dummy08* est une variable prenant la valeur de 1 à partir de 2008 et qui est nulle avant.

2. Valeurs des élasticités dans les travaux recensés

	Élasticité du PIB au capital physique	Élasticité du PIB au capital humain	Élasticité du PIB à l'emploi
Mankiw *et al. (1992)*	0,48	0,23	0,29
Bassanini et Scarpetta (2002)	0,13	0,52	
Arnold *et al.* (2011)	0,22	0,82	
Thévenon *et al*. (2012)	[0,22; 0,32]	[0,22; 0,83]	
France Stratégie (2016)	[0,31; 0,32]	[0,13; 0,39]	[0,29; 0,56]
Boone *et al.* (2014)	0,33	0,33	0,33

Source : France Stratégie

ANNEXE 6

NIVEAUX ET CIBLES RETENUS POUR CHAQUE CATÉGORIE

Description des taux observés et des taux « cible » pour chaque effet par catégorie

		Effets					
		Emploi		Heures travaillées		Taux de bacheliers et de diplômés du supérieur	
	Catégorie	Taux observé	Taux cible	Nombre observé	Nombre cible	Taux observé	Taux cible
25-29 ans	Hommes asc. Europe	81,7 %	81,7 %	39,3	39,3	61,9 %	67,4 %
	Hommes asc. Afrique	63,4 %	77,8 %	36,4	37,4	57,3 %	67,4 %
	Hommes sans asc. migr.	83,0 %	83,0 %	39,4	39,4	65,1%	67,4 %
	Hommes nés DOM	72,1 %	77,8 %	38,4	38,4	64,5 %	67,4 %
	Femmes asc. Europe	76,0 %	77,8 %	35,1	37,4	77,7 %	77,7 %
	Femmes asc. Afrique	57,6 %	77,8 %	34,2	37,4	70,2 %	70,2 %
	Femmes sans asc. migr.	75,4 %	77,8 %	35,4	37,4	79,6 %	79,6 %
	Femmes nées DOM	66,0 %	77,8 %	36,7	37,4	84,2 %	84,2 %
30-39 ans	Hommes asc. Europe	89,5 %	89,5 %	41,6	41,6	51,3 %	61,9 %
	Hommes asc. Afrique	74,4 %	83,4 %	38,3	38,4	51,2 %	61,9 %
	Hommes sans asc. migr.	89,7 %	89,7 %	41,5	41,5	60,9 %	61,9 %
	Hommes nés DOM	83,3 %	83,4 %	38,9	38,9	48,6 %	61,9 %
	Femmes asc. Europe	78,0 %	83,4 %	34,6	38,4	67,9 %	67,9 %
	Femmes asc. Afrique	60,4 %	83,4 %	34,1	38,4	66,6 %	66,6 %
	Femmes sans asc. migr.	78,9 %	83,4 %	35,1	38,4	72,6 %	72,6 %
	Femmes nées DOM	74,3 %	83,4 %	35,6	38,4	61,5 %	61,9 %

		Effets					
		Emploi		Heures travaillées		Taux de bacheliers et de diplômés du supérieur	
	Catégorie	Taux observé	Taux cible	Nombre observé	Nombre cible	Taux observé	Taux cible
40-54 ans	Hommes asc. Europe	87,0 %	87,0 %	41,6	41,6	33,7 %	40,4 %
	Hommes asc. Afrique	74,7 %	84,3 %	39,9	39,9	35,8 %	40,4 %
	Hommes sans asc. migr.	89,2 %	89,2 %	42,3	42,3	38,8 %	40,4 %
	Hommes nés DOM	89,7 %	89,7 %	39,2	39,2	23,1 %	40,4 %
	Femmes asc. Europe	78,8 %	84,3 %	34,6	38,8	44,9 %	44,9 %
	Femmes asc. Afrique	67,8 %	84,3 %	33,2	38,8	40,5 %	40,5%
	Femmes sans asc. migr.	80,3 %	84,3 %	35,1	38,8	48,3 %	48,3 %
	Femmes nées DOM	84,3 %	84,3 %	35,5	38,8	27,7 %	40,4 %
55-59 ans	Hommes asc. Europe	71,4 %	71,4 %	42,1	42,1	35,4 %	35,4 %
	Hommes asc. Afrique	62,1 %	64,1 %	42	42	32,7 %	32,7 %
	Hommes sans asc. migr.	71,4 %	71,4 %	42,2	42,2	37,3 %	37,3 %
	Hommes nés DOM	74,2 %	74,2 %	38	38,6	7,8 %	32,6 %
	Femmes asc. Europe	58,6 %	64,1 %	34,4	38,6	35,8 %	35,8 %
	Femmes asc. Afrique	52,4 %	64,1 %	34	38,6	22,2 %	32,6 %
	Femmes sans asc. migr.	64,0 %	64,1 %	34,7	38,6	38,9 %	38,9 %
	Femmes nées DOM	69,7 %	69,7 %	35,8	38,6	9,7 %	32,6 %

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : les hommes d'ascendance européenne âgés de 55-59 ans ont en moyenne un taux d'emploi de 71,4 %.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

ANNEXE 7

PRÉSENTATION DE LA MÉTHODE 2 ET DE SON ARTICULATION AVEC LA MÉTHODE 1

La méthode 2 permet de chiffrer la réduction des écarts entre distributions de salaire, que nous interprétons comme une réduction des écarts d'accès aux postes les mieux rémunérés. Elle consiste à faire converger les distributions initiales de chaque catégorie vers des distributions cibles. Pour chaque scénario, les distributions initiales et cibles sont corrigées des écarts observés entre catégories sur le temps de travail et le niveau d'éducation.

La méthode 2 permet de calculer l'effet de la réduction d'écart de salaire, d'heures travaillées et de niveau d'éducation sur les salaires perçus par catégorie. Ces effets sont présentés dans le tableau de l'annexe 8. Pour le calcul de l'effet PIB des scénarios 3 et 4, une partie des effets de l'augmentation des heures travaillées et du niveau d'éducation sont déjà comptabilisés dans la méthode 1. Nous avons donc retranché une partie des effets PIB de la méthode 2 afin d'éviter les doubles comptes. Cette annexe présente la manière dont les différents scénarios sont construits dans la méthode 2. Nous illustrons cette méthode et son articulation avec la méthode 1 en prenant l'exemple d'une catégorie « i » dont le nombre d'heures travaillées et le niveau d'éducation sont inférieurs à la moyenne.

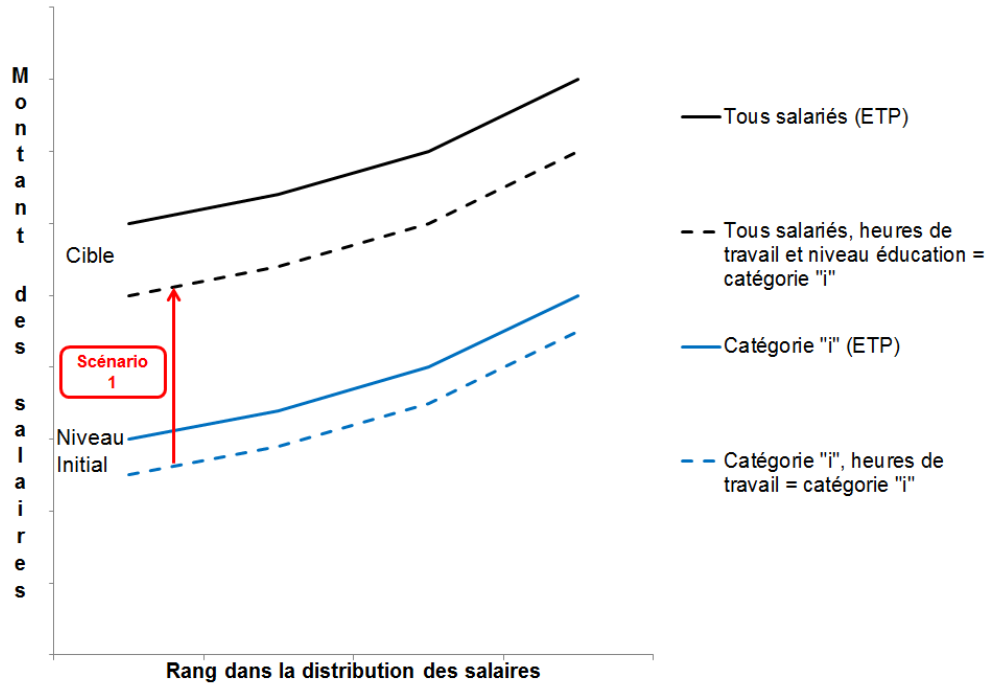
Scénario 1 : convergence des distributions de salaire à taux d'emploi, heures travaillées et niveau d'éducation inchangés

Pour ce premier scénario, le taux d'emploi, le nombre d'heures hebdomadaires et le niveau d'éducation des catégories en dessous de la moyenne ne bougent pas. La distribution initiale correspond à la distribution en équivalent temps plein corrigée du nombre d'heures travaillées dans la catégorie *(voir graphique A)*. La distribution cible est la distribution en équivalent temps plein de la population cible, corrigée des heures travaillées et du niveau d'éducation observés dans la catégorie « i ». Dans

notre exemple, la catégorie « i » est moins éduquée et travaille moins d'heures que la population cible. Dans le cadre du scénario 1, il reste donc *in fine* un écart après réduction des écarts de salaire, qui est lié à ces deux motifs. La réduction de l'écart correspond à la flèche rouge « Scénario 1 » du graphique A.

La *cible* est donc la distribution des salaires de la population cible, si celle-ci avait le niveau d'éducation et d'heures travaillées de la catégorie « i ». Dans notre graphique, la cible est donc la courbe en pointillés noirs (la courbe noire continue correspond à la parade de Pen moyenne en équivalent temps plein). On note que pour une catégorie plus éduquée et avec un nombre d'heures travaillées plus important que la population cible, la courbe cible se trouverait en revanche au-dessus de la courbe noire pleine.

Graphique A – Effet du scénario 1 pour la catégorie « i »



Source : France Stratégie

Scénario 2 : convergence des distributions de salaire, des taux d'emploi, mais pas des heures travaillées, ni des niveaux d'éducation

On considère que le taux d'emploi et les salaires convergent. Les nouveaux entrants sont tirés au hasard dans la distribution des salaires de leur catégorie[1]. Les gains

[1] Cette hypothèse est prudente, elle aboutit à minimiser les écarts trouvés.

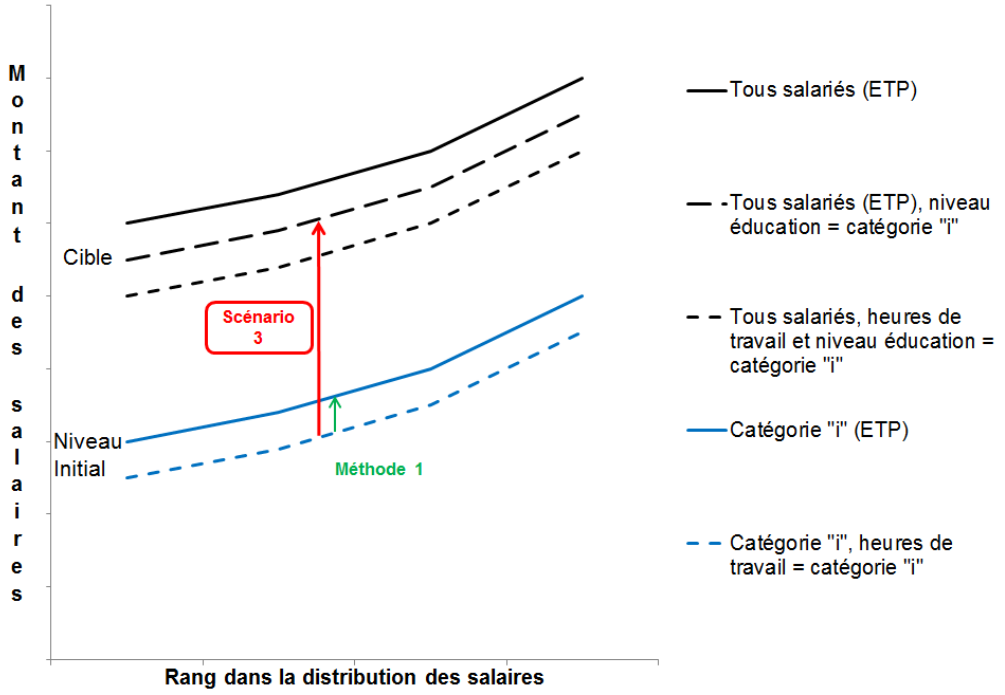
individuels moyens dus à la réduction des écarts de salaire sont les mêmes que dans le scénario 1 (seuls les effectifs en emploi des différentes catégories changent).

Scénario 3 : convergence des distributions de salaire et des heures travaillées, à niveau d'éducation inchangé

Pour ce scénario, les niveaux de salaire et d'heures travaillées convergent vers la cible, mais pas le niveau d'éducation *(voir graphique B)*. La distribution cible est la distribution des salaires à temps plein de la catégorie cible, corrigée de l'écart de salaire dû au niveau d'éducation de la catégorie « i » (pointillés noirs longs). Dans notre exemple, la catégorie « i » est moins éduquée que la moyenne, ce qui empêche une convergence totale des salaires. La distribution initiale est la même que dans les deux précédents scénarios. L'effet du scénario 3 sur les salaires individuels est représenté par la flèche rouge « scénario 3 » du graphique 2.

Pour le calcul de l'effet sur le PIB, il est important de retrancher une partie des effets de la hausse des heures travaillées, déjà comptabilisés dans la méthode 1. Il s'agit de l'effet de l'augmentation du nombre d'heures travaillées sur les salaires de la catégorie « i » *sur le salaire initial de la catégorie* (flèche verte représentant l'écart entre la courbe en pointillés bleus et la courbe bleue).

Graphique B – Effet du scénario 3 pour la catégorie « i »



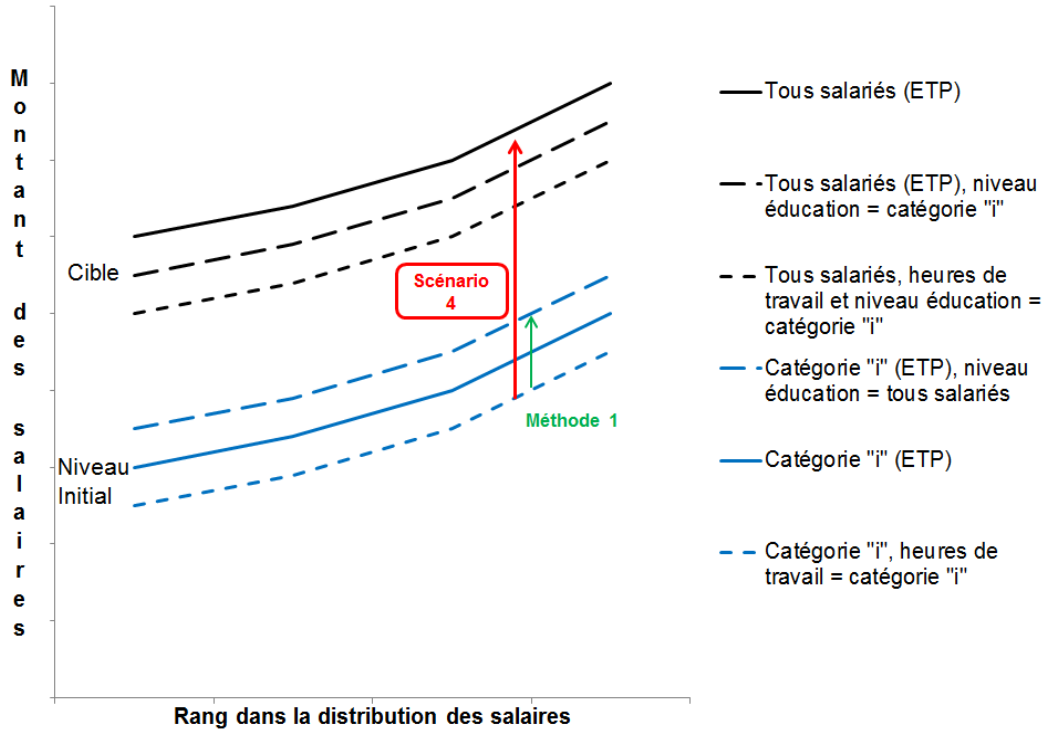
Source : France Stratégie

Scénario 4 : convergence des distributions de salaire, de temps plein et des niveaux d'éducation

Dans ce scénario, les niveaux de salaire, d'heures travaillées et d'éducation convergent vers la cible *(voir graphique C)*. Ici, le niveau initial est la distribution des salaires à temps plein qu'aurait la catégorie « i » si elle avait le niveau d'éducation moyen de la population d'âge équivalent. Dans le présent exemple, le niveau cible est la distribution des salaires moyens à temps plein[1]. L'effet du scénario 4 sur le niveau de salaire est représenté par la flèche rouge.

Pour le calcul de l'effet sur le PIB, il est nécessaire de retrancher l'effet de la hausse du nombre d'heures travaillées et du niveau d'éducation sur le niveau initial de la catégorie « i » (flèche verte).

Graphique C – Effet du scénario 4 pour la catégorie « i »



Source : France Stratégie

[1] On rappelle qu'une catégorie avec un niveau d'éducation supérieur à la moyenne convergerait dans ce scénario vers la courbe « tous salariés (ETP), niveau éducation = catégorie « i » », située au-dessus de la courbe « tous salariés (ETP) ».

ANNEXE 8

GAINS INDIVIDUELS MOYENS DE SALAIRES

Gains individuels moyens de salaires mensuels nets selon la catégorie (en euros)

			Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4	
Âge	**Catégorie**	**Salaire initial moyen**	**Effet *Salaire***	**Effet *Heures travaillées***	**Effet *Niveau d'éducation***		**Salaire moyen scénario 4**
25-29 ans	Femmes asc. Europe	1 585 €	99 €	106 €	-		1 790 €
	Femmes asc. Afrique	1 544 €	57 €	150 €	6 €		1 757 €
	Femmes nées DOM	1 604 €	173 €	32 €	-		1 809 €
	Femmes sans asc. migr.	1 629 €	76 €	95 €	-		1 800 €
	Hommes asc. Europe	1 782 €	-	-	50 €		1 832 €
	Hommes asc. Afrique	1 704 €	-	43 €	66 €		1 813 €
	Hommes né DOM	1 628 €	105 €	-	24 €		1 757 €
	Hommes sans asc. migr.	1 796 €	-	-	34 €		1 830 €
30-39 ans	Femmes asc. Europe	1 758 €	107 €	205 €	-		2 070 €
	Femmes asc. Afrique	1 690 €	145 €	229 €	3 €		2 067 €
	Femmes nées DOM	1 731 €	170 €	149 €	16 €		2 066 €
	Femmes sans asc. migr.	1 799 €	132 €	179 €	-		2 110 €
	Hommes asc. Europe	2 149 €	-	-	126 €		2 275 €
	Hommes asc. Afrique	1 889 €	61 €	4 €	101 €		2 055 €
	Hommes né DOM	1 773 €	201 €	-	81 €		2 055 €
	Hommes sans asc. migr.	2 144 €	-	-	41 €		2 185 €

			Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Âge	**Catégorie**	**Salaire initial moyen**	**Effet *Salaire***	**Effet *Heures travaillées***	**Effet *Niveau d'éducation***	**Salaire moyen scénario 4**
40-54 ans	Femmes asc. Europe	1 872 €	169 €	250 €	-	2 291 €
	Femmes asc. Afrique	1 796 €	128 €	328 €	24 €	2 276 €
	Femmes nées DOM	1 642 €	351 €	186 €	98 €	2 277 €
	Femmes sans asc. migr.	1 925 €	181 €	219 €	-	2 325 €
	Hommes asc. Europe	2 331 €	2 €	-	88 €	2 421 €
	Hommes asc. Afrique	2 214 €	23 €	-	75 €	2 312 €
	Hommes nés DOM	2 028 €	72 €	-	247 €	2 347 €
	Hommes sans asc. migr.	2 424 €	-	-	53 €	2 477 €
55-59 ans	Femmes asc. Europe	1 970 €	201 €	259 €	22 €	2 452 €
	Femmes asc. Afrique	1 634 €	429 €	278 €	111 €	2 452 €
	Femmes nées DOM	1 743 €	240 €	150 €	434 €	2 567 €
	Femmes sans asc. migr.	2 037 €	184 €	243 €	-	2 464 €
	Hommes asc. Europe	2 710 €	2 €	-	30 €	2 742 €
	Hommes asc. Afrique	2 829 €	46 €	-	12 €	2 887 €
	Hommes nés DOM	1 898 €	255 €	28 €	322 €	2 503 €
	Hommes sans asc. migr.	2 633 €	-	-	6 €	2 639 €

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : le salaire mensuel initial d'une femme née dans les DOM âgée de 30 à 39 ans est en moyenne de 1 731 euros. Après réduction des écarts d'heures travaillés, son salaire est rehaussé de 149 euros.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

ANNEXE 9

SCÉNARIOS AVEC CIBLE DE RÉDUCTION TOTALE DES ÉCARTS OBSERVÉS

Cette annexe présente les effets de la réduction totale des écarts observés entre les caractéristiques d'emploi et d'éducation (salaires, taux d'emploi, durée hebdomadaire du travail, et pourcentage de la population ayant au moins le baccalauréat) des hommes et des femmes sans ascendance migratoire, individus les plus favorisés, et celles des personnes discriminées.

Cibles et variations de l'emploi, de la durée du travail et du niveau d'éducation

On suppose que les individus discriminés présentent par classe d'âge le même taux d'emploi, la même durée hebdomadaire du travail et enfin le même pourcentage de titulaires d'un diplôme de niveau baccalauréat ou plus que les individus les plus favorisés. Les cibles liées à l'emploi et aux salaires sont celles observées chez les hommes (sans ascendance migratoire), la cible liée à l'éducation est celle des femmes (sans ascendance migratoire). En effet, les femmes présentent des niveaux d'éducation supérieurs à ceux des hommes et les hommes des niveaux d'emploi et de salaire supérieurs à ceux des femmes.

Tableau A – Cibles par classe d'âge

	25-29 ans	30-39 ans	40-54 ans	55-59 ans
Taux d'emploi	83 %	89,7 %	89,2 %	67,6 %
Durée hebdomadaire du travail (en heures)	39,4	41,4	42,3	42,3
Ayant au moins le baccalauréat	73,6 %	67,1 %	44,7 %	34,2 %

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : le taux d'emploi cible des personnes âgées de 25 à 29 ans est de 83 %.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

Faire converger les taux d'emploi, les durées hebdomadaires du travail et les pourcentages des personnes ayant au moins le niveau du baccalauréat des catégories discriminées vers ceux des personnes sans ascendance migratoire conduit à accroître de respectivement 6,4 % le nombre de personnes en emploi, 9 % le nombre de personnes en équivalent temps plein et enfin 9,1 % le nombre de personnes ayant au moins le baccalauréat.

Tableau B – Variation du nombre de personnes en emploi, à temps plein, et ayant le baccalauréat ou plus

	Emploi	Durée du travail	Éducation
Variation (en %)	6,4 %	9 %	9,1 %
Variations (en unité)	1 299 000	1 948 400	1 132 500
dont hommes	74 000	36 900	1 028 500
dont femmes	1 225 000	1 911 500	104 000

Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

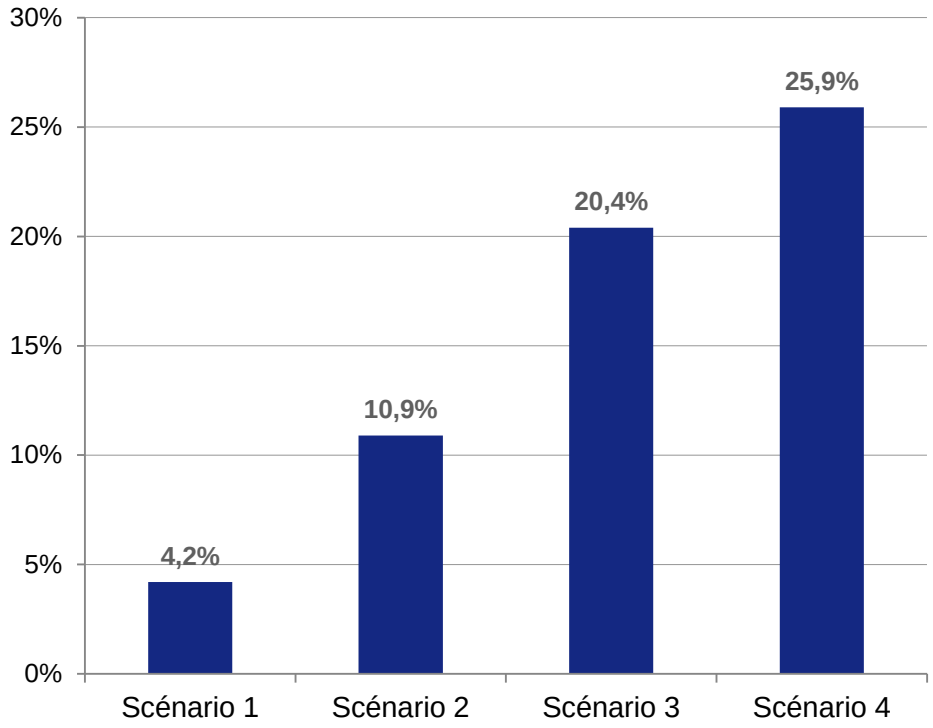
Lecture : élever le taux d'emploi des personnes discriminées à celui des hommes sans ascendance migratoire conduit à augmenter de 6,4 % le nombre de personnes en emploi.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

Résultats

L'égalisation des caractéristiques d'emploi et d'éducation des individus discriminés avec celles des individus de référence conduirait à un effet total de + 26 % environ (scénario 4) sur le PIB *(voir graphique A)*. L'effet total sur les salaires moyens (graphique B) est le plus élevé parmi les femmes natives des DOM, il est estimé à + 30 % environ, et le moins élevé parmi les hommes sans ascendance migratoire (+ 5 %). Enfin, selon ces estimations, l'effet sur les recettes publiques est évalué à + 7,5 % du PIB environ *(voir tableau C)* et à – 1,8 % du PIB sur les dépenses publiques (hors charges d'intérêt de la dette). L'impact global sur le solde budgétaire primaire est ainsi estimé à + 9,3 % du PIB.

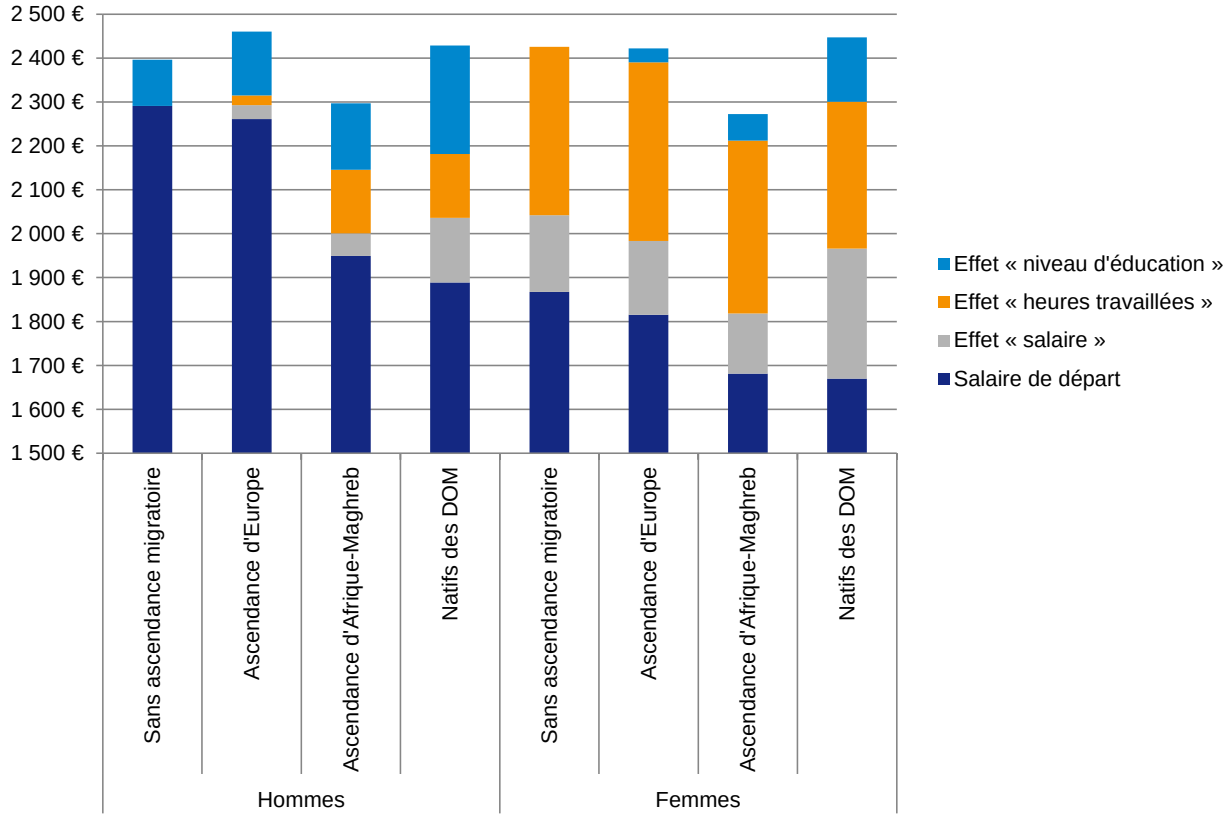
Graphique A – Hausse du PIB selon les scénarios (en pourcentage)



Lecture : selon le scénario 4, le PIB augmenterait de 25,9 %.

Source : France Stratégie

Graphique B – Impact des différents effets sur le niveau de salaire (scénario 4)



Champ : France métropolitaine, individus âgés de 25 à 59 ans (hors immigrés).

Lecture : le niveau de salaire initial des femmes natives des Dom est de 1 670 euros, l'effet éducation est de 146 euros.

Source : France Stratégie, sur la base des enquêtes Emploi 2005-2014 (Insee)

Tableau C – Impact des différents scénarios sur les finances publiques (en pourcentage du PIB)

	Dont effet sur les recettes	Dont effet sur les dépenses	Effet total sur le solde budgétaire primaire
Scénario 1 Effet *Salaires* PIB + 4,2 %	1,2	– 0,3	1,5
Scénario 2 Effets *Salaires* + *Taux d'emploi* PIB + 10,9 %	3,1	– 0,8	3,9
Scénario 3 Effets *Salaires* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées* PIB + 20,1 %	5,9	– 1,4	7,5
Scénario 4 Effets *Salaires* + *Taux d'emploi* + *Heures travaillées* + *Niveau d'éducation* PIB + 25,9 %	7,5	– 1,8	9,3

Lecture : dans le scénario 4, qui comprend l'ensemble des effets (salaire, emploi, heures travaillées et niveau d'éducation), l'augmentation du PIB de 25,9 % conduit à accroître de 7,5 % les recettes et à réduire de 1,8 % les dépenses publiques. L'effet total sur le solde budgétaire primaire est estimé à + 9,3 %.

Source : calculs France Stratégie, d'après Guyon et Sorbe (2009), Mourre G. et al. *(2014), PLF (2016), Unedic (2016)*

BIBLIOGRAPHIE

Aeberhardt R., Coudin É. et Rathelot R. (2010), « Les écarts de taux d'emploi selon l'origine des parents : comment varient-ils avec l'âge et le diplôme ? », in *France, portrait social*, coll. « Insee Références », novembre, p. 149-166.

Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J. et Rathelot R. (2010), « L'emploi et les salaires des enfants d'immigrés », *Économie et Statistique*, n° 433-434.

Aeberhardt R. et Rathelot R. (2013), « Les différences liées à l'origine nationale sur le marché du travail français », *Revue économique*, vol. 28, p. 43-71.

Aeberhardt R., Rathelot R. et Safi M. (2015), « Les difficultés scolaires et professionnelles des jeunes issus de l'immigration : effet de l'origine ou effets géographiques ? », *Population*, vol. 70, p. 599-635.

Akerlof G. et Kranton R. (2011), *Identity Economics, How our Identities Shape our Work, Wages, and Well-Being*, Princeton University Press.

Algan Y., Dustmann C., Glitz A. et Manning A. (2011), « The economic situation of first and second-generation immigrants in France, Germany and the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 120, n° 542, février, p. F4-F30.

Algava E. (2016), « Dans quels contextes les comportements sexistes au travail sont-ils le plus fréquent ? », *Dares Analyses*, n° 046, septembre.

Amrous N., Bahroumi N. et Biausque V. (2013), « L'accès à l'emploi des personnes handicapées en 2011 », *Dares Analyses*, n° 066, octobre.

Antecol H., Jong A. et Steinberg M. (2008), « The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting, human capital, and discrimination », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 61, n° 4, juillet, p. 518-543.

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

Arrow K. (1972), « Models of job discrimination », in Pascal A. (dir.), *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Book, p. 83-102.

Badgett M.V.L. (1995), « The wage effects of sexual orientation discrimination » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 48, n° 4, juillet, p. 726-739.

Barnay T., Ben Halima M., Duguet E., Lanfranchi J. et Le Clainche C. (2015), « La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts maladie », *Économie et Statistique*, n° 475-476, p. 157-186.

Beauchemin C., Hamel C. et Simon P. (dir.) (2016), *Trajectoires et origines. Enquête sur la diversité des populations en France*, Ined Éditions, janvier, p. 120.

Bechichi N., Bouvier G., Brinbaum Y. et Lê J. (2016), « Maîtrise de la langue et emploi des immigrés : quels lien ? », in *Emploi, chômage, revenus du travail*, coll. « Insee Références », juillet, p. 35-47.

Beck F., Cavalin C. et Maillochon F. (dir.) (2010), *Violences et santé en France. État des lieux*, Drees, Coll. « Études et statistiques », Paris, La Documentation française.

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

Belorgey J.-M. (1999), *Lutter contre les discriminations*, rapport à la ministre de l'Emploi et de la Solidarité, Paris, La Documentation française, mars.

Bertrand M. (2010), « New perspectives on gender », in Ashenfelter O. et Card D. (Eds). *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b, chapitre 17, p. 1543-1590.

Bertrand M. et Duflo E. (2016), « Field experiments on discrimination », *NBER Working Papers*, n° 22014, février.

Boone L. et Gilles C. (2006), « Une évaluation du rôle stabilisateur des revenus de remplacement en France : une évaluation », *Document de travail*, n° 65, Drees, décembre.

Bosquet C., Combes P.-P. et Garcia-Peñalosa C. (2014), « Pourquoi les femmes occupent-elles moins de postes à responsabilité ? Une analyse des promotions universitaires en économie », *Liepp Policy Brief*, n° 14, octobre.

Bouvier G. et Jugnot S. (2014), « Les personnes ayant des problèmes de santé ou de handicap sont plus nombreuses que les autres à faire part de comportements stigmatisants », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 189-214.

Bouvier G. et Niel X. (2010), « Les discriminations liées au handicap et à la santé », *Insee Première*, n° 1308, juillet.

Bozio A., Dormont B. et García-Peñalosa C. (2014), « Réduire les inégalités de salaires entre femmes et hommes », *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, n° 17, octobre.

Breda T. (2014), « Les délégués syndicaux sont-ils discriminés ? », *Revue économique*, vol. 65, p. 841-880.

Breda T. (2015), *Féminisation et performances économiques et sociales des entreprises*, Rapport IPP n° 12, Institut des politiques publiques, décembre.

Bretin E. et Soulignac R. (2009), « Le solde structurel des administrations de sécurité sociale : méthode et évaluation », *Documents de travail de la DGTPE,* n° 12, décembre.

Brinbaum Y., Moguérou L. et Primon J.-L. (2012), « Les enfants d'immigrés ont des parcours scolaires différenciés selon leur origine migratoire », in *Immigrés et descendants d'immigrés en France*, coll. « Insee Références », octobre, p. 43-59.

Bruneau C., Dherbécourt C., Flamand J. et Gilles C. (2016), « Marché du travail : un long chemin vers l'égalité », *La Note d'analyse*, France Stratégie, n° 42, février.

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

Cédiey E., Foroni F. et Garner H. (2008), « Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes Français(es) peu qualifié(e)s. Une enquête nationale par tests de discrimination ou *testing* », *Premières synthèses*, n° 06.3, Dares, février.

Centre d'analyse stratégique (2007), « Le *testing*, une méthode expérimentale de mesure des discriminations à l'embauche », *La Note de veille*, n° 48, mars.

Chamkhi A. et Toutlemonde F. (2015), « Ségrégation professionnelle et écarts de salaires femmes-hommes », *Dares Analyses*, n° 082, novembre.

Combes P.-P., Decreuse B., Laouénan M. et Trannoy A. (2016), « Customer discrimination and employment outcomes: Theory and evidence from the French labor market » *Journal of Labor Economics*, vol. 34, n° 1, Part 1, p. 107-160.

Commission européenne (2007), *Lutte contre la discrimination multiple : pratiques, politiques et lois*, rapport de la Direction générale de l'emploi et des affaires sociales, Luxembourg, Office des publications de l'Union européenne, novembre.

Coudin É. et Souletie A. (2016), « Obésité et marché du travail : les impacts de la corpulence sur l'emploi et le salaire », *Économie et Statistique*, n° 486-487, p. 79-102.

Couppié T. et Epiphane D. (2006), « La ségrégation des hommes et des femmes dans les métiers : entre héritage scolaire et construction sur le marché du travail », *Formation Emploi*, n° 93, p. 11-27.

Couppié T., Giret J.-F et Moullet S. (2010), « Lieu de résidence et discrimination salariale : le cas des jeunes habitant dans une zone urbaine sensible », *Économie et Statistique*, n° 433-434, janvier, p. 47-70.

Crenshaw K. (1989), « Demarginalizing the intersection of race and sex: A black feminist critique of antidiscrimination doctrine, feminist theory and antiracist politics », *University of Chicago Legal Forum*, vol. 1989 (1), article 8.

Darby J. et Melitz J. (2008), « Social spending and automatic stabilizers in the OECD », *Economic Policy*, n° 56, octobre.

Datta Gupta N., Poulsen A. et Villeval M.-C. (2013), « Gender matching and competitiveness: Experimental evidence », *Economic Inquiry*, vol. 51(1), Western Economic Association International, p. 816-835.

Défenseur des droits (2016), *Rapport annuel d'activité – 2015*, janvier.

Défenseur des Droits-DGAFP (2015), « Écarts de rémunérations entre les femmes et les hommes dans la fonction publique : sous le prisme des inégalités de genre », Synthèse des travaux de recherche réalisés dans le cadre de l'appel à projet commun Défenseur des Droits-DGAFP, inscrit dans le protocole d'accord du 8 mars 2013 relatif à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes dans la fonction publique, mars.

Drydakis N. (2015), « Sexual orientation discrimination in the United Kingdom's labour market: A field experiment », *Human Relations*, vol. 68, n° 11, p. 1769-1796.

Duchêne S. et Lévy D. (2003), « Solde "structurel" et "effort structurel" : un essai d'évaluation de la composante "discrétionnaire" de la politique budgétaire », *Analyses économiques*, n° 18, Direction de la prévision et de l'analyse économique, novembre.

Ene Jones E. (2014), « Discrimination à l'embauche des jeunes en Île-de-France : un diplôme plus élevé compense-t-il une origine maghrébine ? », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 173-188.

Gadrey, J. (2016), « L'égalité peut aussi être justifiée par d'autres arguments que la seule égalité », Observatoire des inégalités, 8 mars.

Garner-Moyer H. (2003), « Discrimination et emploi : une revue de la littérature », *Document d'études*, n° 5, Dares.

Girouard N. et André C. (2005), « Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 434, juillet.

Guyon T. et Sorbe S. (2009), « Solde structurel et effort structurel : vers une décomposition par sous-secteur des administrations publiques », *Documents de travail de la DGTPE*, n° 13, décembre.

Havet N. et Sofer C. (2002), « Les nouvelles théories économiques de la discrimination », *Travail, genre et sociétés*, n° 7, p. 83-115.

Heinek G. (2009), « Sexual orientation and earnings: Evidence from the ISSP », *Applied Economics Letters*, 16, septembre, p. 1351-1354.

Héran F. (2002), « Les recherches sur l'immigration et l'insertion : avancées, débats, perspectives », in *Immigration, marché du travail, intégration*, Commissariat général du plan, Paris, La Documentation française, octobre.

Hsieh C.T., Hurst E., Jones C. et Klenow P. (2013), « The allocation of talent and U.S. economic growth », *NBER Working Papers*, n° 18693, janvier.

Inan C. (2014), « Les facteurs de risques psychosociaux en France et en Europe. Une comparaison à travers l'enquête européenne sur les conditions de travail », *Dares Analyses,* n° 100, décembre.

Insee, (2013), n° 464-465-466, Introduction à la revue *Économie et Statistique*.

Jugnot S. (2012), « L'accès à l'emploi à la sortie du système éducatif des descendants d'immigrés », in *Immigrés et descendants d'immigrés en France*, coll. « Insee Références », octobre, p. 61-75.

Kleven H.J., Landais C. et Søgaard J.E. (2015), « Children and gender inequality: Evidence from Denmark » *mimeo*, mars.

L'Horty Y. (2016), *Les discriminations dans l'accès à l'emploi public*, Rapport au Premier ministre, Paris, La Documentation française, juillet.

Lang K. et Lehmann J.-Y. K. (2011), « Racial discrimination in the labour market: Theory and empirics », *NBER Working Papers*, n° 17450, septembre.

Larribeau S., Masclet D. et Peterle E. (2013), « Que nous apprend l'économie expérimentale des différences homme-femme sur le marché du travail ? » *Revue française d'économie*, vol. 28, p. 121-154.

Larribeau S., Masclet D. et Peterle E. (2013), « Une mesure expérimentale de la discrimination homme-femme à l'embauche », *Revue d'économie politique*, vol. 123, p. 333-351.

Laurent T. et Mihoubi F. (2013), « Orientation sexuelle et écart de salaire sur le marché du travail français : une identification indirecte », *Économie et Statistique*, n° 464-465-466, avril, p. 97-134.

Mankiw G., Romer D. et Weil D. (1992), « A contribution to the empirics of economic growth », *The Quarterly Journal of Economics,* vol. 107, n° 2, mai, p. 407-437.

Martin V. et Naves M.-C. (2015), *Talents gâchés*, Éditions de l'Aube.

Meurs D. et Ponthieux S. (2006), « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ?, *Économie et Statistique*, vol. 398/1.

Minni C. (2012), « Les disparités sur le marché du travail entre les femmes et les hommes : une analyse sur longue période », *Dares Analyses*, n° 015, mars.

Minni C. (2015), « Femmes et hommes sur le marché du travail. Les disparités se réduisent mais les emplois occupés restent très différents », *Dares Analyses*, n° 017, mars.

Mourre G., Astarita C. et Princen S. (2014), « Adjusting the budget balance for the business cycle: The EU methodology », *Economic Papers,* n° 536, European Commission, novembre.

OIT (2016), 9e baromètre du Défenseur des droits et de l'Organisation internationale du travail (OIT).

Pen J. (1971), *Income Distribution: Facts, Theories, Policies*, New York: Praeger Publishers.

Pierné G. (2013), « Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: Results from a field experiment in the Paris area », *IZA Journal of Labor Economics*, 2:4, août.

Piketty T. (2001), *Les Hauts Revenus en France au XX^e siècle*, Paris, Grasset.

Plug E. et Berkhout P. (2004), « Effects of sexual preferences on earnings in the Netherlands », *Journal of Population Economics*, vol. 17, n° 1, février, p. 117-31.

Rapport de l'ECRI sur la France du 1er mars 2016.

Sciberras J.-C. (2015), *Rapport de synthèse des travaux du groupe de dialogue inter-partenaires sur la lutte contre les discriminations en entreprise*, mai.

Sénac, R. (2016), « L'égalité n'a pas à être « performante » », Observatoire des inégalités, 29 janvier.

Sénat (2014), *La lutte contre les discriminations : de l'incantation à l'action*, Rapport d'information, n° 94.

Teignier D. et Cuberes M. (2014), « Aggregate costs of gender gaps in the labor market: A quantitative estimate », *UB Economics Working Papers*, 2014/308.

Thévenon O., Ali N., Adema W. et Salvi del Pero A. (2012), « Effects of reducing gender gaps in education and labour force participation on economic growth in the OECD », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n° 138, décembre.

Valat E. (2016), « Inégalités d'accès à l'emploi selon l'origine immigrée et réseaux de relations : que nous enseignent les recherches récentes ? », *Revue d'économie politique*, vol. 126, p. 213-256.

Valfort M.-A. (2015), *Discriminations religieuses à l'embauche : une réalité*, Institut Montaigne, octobre.

Zeitoun C. (2016), « Les salaires moindres des femmes ? C'est l'arbre qui cache la forêt ! », *Journal du CNRS*, 28 avril.

REMERCIEMENTS

Nous remercions Sébastien Roux (Insee) et Olivier Thévenon (OCDE) pour leurs remarques émises lors du séminaire interne du 25 mai 2016 et leur patiente relecture du rapport.

Nous sommes également redevables à Anne Epaulard (université Paris-Dauphine et France Stratégie), Laurent Gobillon (PSE), Thierry Laurent (université d'Evry-Val-d'Essonne), Christine Le Clainche (université Lille 2), Boris Le Hir (France Stratégie), Virginie Martin (Kedge Business School, Think Tank Different), Claude Mathieu (université Paris-Est-Créteil-Val-de-Marne et France Stratégie) et Ferhat Mihoubi (université Paris-Est-Créteil-Val-de-Marne) de leurs suggestions fécondes.

Enfin, nous remercions Julien Dahan, stagiaire au département Société et politiques sociales (SPS), pour ses contributions et son travail de documentation, ainsi que toute l'équipe de France Stratégie pour son soutien au long de cette mission.



Directeur de la publication
Jean Pisani-Ferry, commissaire général
Directeur de la rédaction
Fabrice Lenglart, commissaire général adjoint
Secrétaires de rédaction
Olivier de Broca, Sylvie Chasseloup
Contact presse
Jean-Michel Roullé, directeur du service Édition/Communication/Événements
01 42 75 61 37, jean-michel.roulle@strategie.gouv.fr

TÉLÉCHARGEZ LE RAPPORT
"LE COÛT ÉCONOMIQUE DES DISCRIMINATIONS"

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :

www.strategie.gouv.fr

francestrategie

@Strategie_Gouv

FRANCE STRATÉGIE

Liberté • Égalité • Fraternité
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE
Premier ministre

Commissariat général
à la stratégie
et à la prospective

France Stratégie a pour mission d'éclairer les choix collectifs. Son action repose sur quatre métiers : évaluer les politiques publiques ; anticiper les mutations à venir dans les domaines économiques, sociétaux ou techniques ; débattre avec les experts et les acteurs français et internationaux ; proposer des recommandations aux pouvoirs publics nationaux, territoriaux et européens. Pour enrichir ses analyses et affiner ses propositions France Stratégie s'attache à dialoguer avec les partenaires sociaux et la société civile. France Stratégie mise sur la transversalité en animant un réseau de huit organismes aux compétences spécialisées.

FRANCE STRATÉGIE - 18, RUE DE MARTIGNAC - 75700 PARIS SP 07 - TÉL. 01 42 75 60 00