

Géographie du chômage des personnes d'origine africaine : Une discrimination vis-à-vis des emplois en contact avec la clientèle ?*

Laurence Bouvard
Greqam-Idep, Aix-Marseille Université

Bruno Decreuse
Greqam-Idep, Aix-Marseille Université

Benoit Schmutz
Greqam, Aix-Marseille Université

Pierre Philippe Combes
Greqam-Idep, Aix-Marseille Université

Morgane Laouéan
Greqam, Aix-Marseille Université

Alain Trannoy
Greqam-Idep, EHESS

Résumé

Il est relativement connu que le différentiel de taux de chômage entre personnes d'origine africaine et personnes d'origine française n'a fait que croître au cours des trente dernières années. Nous mettons en évidence que ce différentiel de chômage est considérablement plus fort dans les grandes villes que dans les petites, phénomène qui s'est amplifié au cours du temps. Nous présentons une explication plausible de ce résultat en liaison avec des dysfonctionnements du marché de travail. Les hypothèses que nous testons empiriquement sont les suivantes : 1) les personnes d'origine africaine sont victimes de discrimination sur le marché du travail dans les emplois dits « en contact avec la clientèle » ; 2) la rente foncière s'est accrue, ce qui a contribué à éliminer les emplois sans contact des grandes agglomérations urbaines. En conséquence, la proportion d'emplois discriminés a relativement augmenté dans les grandes agglomérations. Si l'on accepte l'idée que les personnes d'origine africaine sont restées dans les grandes agglomérations pour des raisons liées à leurs préférences ou au marché du logement, hypothèse que nous testons dans l'article suivant du numéro de la revue, nous avons mis en évidence un phénomène de mésallocation spatiale des individus d'origine africaine au niveau national puisque qu'il leur aurait été relativement plus facile de trouver un travail non discriminé dans les petites agglomérations. Nous mobilisons les enquêtes Formation Qualification Professionnelle, Emploi et Conditions de Travail ainsi que les recensements pour mener à bien ce travail empirique.

Abstract

It is well-known that the unemployment rate differential between people of foreign and French origins has increased over the past decades. This statement must be completed by two key features. First, the unemployment rate differential is considerably higher in large cities than in small ones. Second, this geographic dualism has been magnified over time. This paper documents these two facts and offers a credible interpretation that relies on market failures on local labour markets. The hypotheses we test are the following ones. 1) People of foreign origin are mostly discriminated against in jobs which imply a face-to-face interaction with the customers. 2) Jobs that do not imply such an interaction have been swept out of big cities because of the increase in land prices; the proportion of discrimination-prone jobs in urban areas has increased accordingly. If we buy the idea that foreign populations were stuck in large cities due to biased preferences or reasons linked to the housing market (an hypothesis we test in the companion paper we publish in this issue of the journal), we shed light on a spatial mismatch for foreign population at the national level. It would have been easier for them to find a non-discriminated job in smaller cities. Our empirical work is based on national labor surveys (FQP and CdT) and the French census.

*Nous remercions l'INSEE de nous avoir permis de consulter les bases de données FQP et CdT au niveau zone d'emploi. Nous remercions Pierre-Henri Bono, Arnaud Lefranc, Olivier Monso, Marie Obidzinski, ainsi que les participants au séminaire Fourgeaud et deux rapporteurs pour leur aide à différentes étapes du travail et pour leurs commentaires sur ce travail. Cette étude bénéficie d'un soutien du Conseil Régional PACA et de la DARES qui ne sont en rien engagés par la teneur de cet article.

1 Introduction

Notre projet de recherche s'intéresse à la situation économique des individus originaire du continent africain (en particulier, des personnes d'origine maghrébine) sur le territoire français. Nous essayons de mesurer l'impact des discriminations sur les marchés du travail et du logement sur les biographies (statut et mobilité en matière de travail, de localisation et de type de résidence) des individus de cette origine. Les imperfections sur le marché du travail et du logement peuvent avoir des effets multiplicatifs. Bien loin de se neutraliser, elles peuvent se renforcer mutuellement.

La théorie existante et ses vérifications empiriques se focalisent essentiellement sur des phénomènes de mésallocation *au sein des agglomérations*. L'idée selon laquelle les individus des minorités ethniques connaissent des taux de chômage importants car ils résident à l'écart des zones d'emploi n'est pas neuve. On la doit à Kain (1968) qui parle ainsi d'inadéquation spatiale entre les travailleurs et les emplois disponibles. Cette idée a été appliquée avec succès au cas des travailleurs noirs aux Etats-Unis. Bien souvent, ces individus résident au centre des grandes villes américaines, alors que les emplois sont situés en banlieue. De nombreux travaux ont ainsi montré que les coûts de déplacement (monétaires et non-monétaires) induits par cette situation jouent un rôle important dans le taux de chômage élevé des travailleurs noirs (voir les synthèses d'Ihlandfeldt et Sjoquist, 1998, et de Gobillon, Selod et Zénou, 2007). D'autres recherches portant sur la France ont mis en avant l'impact de la ségrégation urbaine sur le risque chômage individuel (voir, en particulier, Gobillon et Selod, 2007, et Gobillon, Magnac et Selod, 2007), mais ils ne portent pas sur la population africaine spécifiquement.

Notre travail, s'il se rattache à ce courant de recherches, présente trois originalités majeures. Sur un plan conceptuel, nous mettons en avant un phénomène d'inadéquation spatiale qui prend place à l'échelon national et non à l'échelon local. De plus, nous mettons en parallèle les imperfections simultanées sur les marchés du travail et du logement. Sur un plan factuel, nous procédons à un premier test empirique en nous focalisant sur l'impact de cette mésallocation sur la vie de la population d'origine africaine résidant en France.

Il est relativement connu que le différentiel de taux de chômage entre personnes d'origine africaine et personnes d'origine française n'a fait que croître au cours des trente dernières années. Nous mettons en évidence que ce différentiel de chômage est considérablement plus fort dans les grandes villes que dans les petites et que ce phénomène s'est amplifié au cours des dernières décennies. Nous présentons une explication plausible de ce résultat en liaison avec des dysfonctionnements du marché de travail et du logement. Les hypothèses que nous testons empiriquement sont les suivantes : 1) les personnes d'origine africaine sont victimes de discrimination sur le marché du travail dans les emplois dits « en contact avec la clientèle » ; 2) la rente foncière s'est accrue de manière homothétique dans les grandes et les petites agglomérations et a contribué à éliminer les emplois sans contact des grandes agglomérations urbaines. En conséquence, la proportion d'emplois discriminés a relativement augmenté dans les grandes agglomérations ; 3) du fait de difficultés d'accès au marché du travail, de spécificités familiales et d'une possible discrimination sur le marché locatif privé, le logement en parc social constitue souvent le seul recours pour une personne d'origine africaine. Comme le parc social est beaucoup plus représenté dans les grandes agglomérations, les individus d'origine étrangère sont restés dans les grandes agglomérations alors qu'il leur aurait été relativement plus facile de trouver un travail non discriminé dans les petites agglomérations.

Ce scénario est difficile à tester car il présente une triple dimension: temporelle, spatiale et lié à l'origine des individus. Pour y parvenir, il faudrait un panel long auquel nous n'avons pas accès. A défaut, nous mobilisons plusieurs enquêtes : l'enquête sur la Formation et la qualification professionnelle (FQP), l'enquête Emploi (EE) et son enquête complémentaire Conditions de Travail

(CdT), l'enquête Logement (EL) ainsi que les recensements de la Population (RP). Dans ce travail centré sur l'étude du marché du travail complété par l'article suivant du numéro de la revue (Bouvard et al., 2008) focalisé sur l'étude du marché du logement, nous présentons les premiers éléments d'un puzzle qui confirment ou infirment selon les cas les différents éléments constitutifs de cette hypothèse. Dans cet article, nous raisonnons à logement donné alors que dans le suivant nous raisonnons à emploi donné. L'impossibilité d'avoir recours à des données de panel oblige d'avoir recours à ce genre de procédé qui comporte des écueils. Compte tenu de l'ampleur de la vérification empirique à mener, le lecteur ne peut s'attendre dans le format de deux articles à des conclusions définitives et péremptoires, d'autant que chaque élément de la thèse nécessiterait qu'on lui consacre un article à lui seul. Nous procédons en quelque sorte à un premier galop d'essai qui peut ouvrir un débat que nous espérons fécond et qui incitera d'autres chercheurs à nous rejoindre dans cette tâche difficile dont l'enjeu de politique économique et sociale est tout simplement considérable.

Nous cherchons dans la mesure du possible à éviter le débat sur les statistiques ethniques. Nous essayons de travailler avec les données de la statistique publique telles qu'elles existent¹ et tout indique qu'elles nous permettent déjà de détecter des phénomènes qui pourraient bien s'interpréter comme des phénomènes de discrimination. Cette étude, visant à mesurer l'impact des discriminations sur les marchés du logement et du travail, cherche moins à isoler des groupes « d'immigrés » au sens donné par l'INSEE, à savoir « nés à l'étranger de nationalité étrangère », que des groupes de personnes susceptibles de pâtir de ces phénomènes de discrimination. Ces personnes seront qualifiées dans l'article - de manière réductrice, certes - « d'étrangers » même si elles ont la nationalité française. De même, les personnes ayant une origine africaine seront distinguées des autres « étrangers » et désignées sous le terme d' « Africains » sans autre forme de procès. Il n'est pas toujours possible d'affiner avec la même précision cette définition selon la source statistique (FQP, EE, CdT, EL, recensement). Aussi, la définition des populations étrangères est précisément décrite pour chaque source statistique en Annexe du second article (Bouvard et al. 2008).

Le présent article comprend cinq sections qui s'attachent chacune à décrire un aspect particulier du scénario global envisagé pour ce qui concerne le marché du travail. La section 2 décrit l'évolution du différentiel de chômage en défaveur des Africains selon la taille de la ville. A l'aide des données du recensement, nous montrons que le taux de chômage relatif des Africains augmente avec la taille de la ville. Cette relation est devenue de plus en plus marquée au fil des recensements, conduisant à des écarts de taux de chômage très importants entre Africains et Français dans les grandes agglomérations (près de 20 points dans les grandes agglomérations hors Paris). A ce titre, elle renvoie au travail précurseur d'Harris et Todaro (1970) -- voir Khan (2007) pour une présentation synthétique des extensions de ce modèle. Ce travail est souvent cité pour justifier le surchômage des grandes villes comme une conséquence de leur magnétisme. Les salaires y sont plus élevés qu'ailleurs, ce qui attire des flux de population élevés et maintient un taux de chômage frictionnel important². Sous l'hypothèse que les Africains sont plus souvent des arrivants que le reste de la population, il est ainsi possible d'expliquer naturellement leur surexposition au chômage. Ce scénario, aussi crédible soit-il, n'est pas celui que nous testons. Pour nous en abstraire, les faits stylisés présentés en section 2, qui utilisent les données du recensement et de l'enquête emploi, ne concernent pour l'essentiel que des individus présents lors du recensement précédent et ne pouvant donc plus être considérés comme des arrivants.

¹ Nous espérons que l'on nous fera grâce du problème des erreurs de mesures sur les variables d'origine « ethnique » car il serait de relative mauvaise foi d'accabler les chercheurs qui s'aventurent dans ce domaine sur les possibilités de biais que les données offrent alors que la société française à l'issue d'un débat démocratique a choisi délibérément de ne pas donner aux chercheurs les moyens de faire toute la lumière sur les canaux de transmission de discrimination.

² Harris et Todaro (1970) étaient initialement préoccupés par un phénomène spécifique aux pays en développement : la concomitance d'un exode rural massif et d'un chômage urbain élevé. Ils proposent une explication selon laquelle les décisions de migrations entraînent à l'équilibre l'égalité entre les salaires anticipés dans les villes et dans les zones rurales. Ces salaires anticipés sont corrigés des taux de chômage spécifiques à chaque zone. Vishwanath (1991) propose une extension avec du chômage explicitement frictionnel.

La section 3 se concentre sur la sous-représentation des Africains dans les emplois au contact de la clientèle. Nous mobilisons les enquêtes FQP et CDT. Cette sous-représentation est davantage marquée pour les employés du secteur privé que pour les employés du secteur public (où elle est nulle). Elle est absente pour les individus à leur compte (où l'on observe une sur-représentation des Africains dans les activités au contact de la clientèle). Ces faits constituent de premiers éléments en faveur de la thèse selon laquelle les Africains sont discriminés dans les emplois au contact de la clientèle.

La section 4 présente une analyse économétrique de l'impact de la discrimination sur le taux de chômage des Africains. A partir de considérations théoriques, nous montrons comment distinguer l'effet de la discrimination sectorielle à la Becker, de celui de la discrimination opérée par les employeurs dans l'ensemble de l'économie et de celui de préférences ethniques biaisées en faveur d'emplois sans contact avec la clientèle³. Nous montrons ainsi que le différentiel de chômage en défaveur des Africains de la zone d'emploi dépend positivement de l'interaction entre la proportion de Français et d'emplois au contact de la clientèle dans la zone⁴.

La section 5 étudie la façon dont les deux forces discriminantes mises en évidence dans la section précédente, la proportion d'emplois au contact de la clientèle et la proportion de Français, se modifient en fonction de la localisation. La proportion d'emplois au contact de la clientèle augmente avec la taille de l'agglomération ; cette relation s'est renforcée au cours du temps. Dans le même temps, la proportion de Français diminue avec la taille de la ville. Deux forces opposées sont donc à l'œuvre. D'un côté, le pool des emplois potentiellement discriminants a singulièrement crû dans les grandes villes. D'un autre côté, la mixité ethnique à l'œuvre dans les grandes villes a restreint le potentiel de discrimination de ces emplois. La section 6 conclue et s'interroge sur la mobilité des personnes d'origine africaine.

2 Un différentiel de chômage croissant avec la taille de la ville et qui s'amplifie au cours du temps

Dans cette section, nous examinons la trajectoire du taux de chômage relatif⁵ des Africains en fonction de la taille de l'agglomération (plus précisément la taille de l'unité urbaine au sens de l'INSEE, TUU) en mobilisant les données des différents recensements, depuis celui de 1968 jusqu'à celui de 1990⁶. Nous mettons en exergue deux principaux résultats. D'une part, le taux de chômage relatif des Africains augmente avec la taille de l'agglomération. Ramené en points de chômage, le différentiel se creuse avec la taille de l'agglomération. D'autre part, le taux de chômage relatif des Africains s'est accru graduellement au cours des dernières décennies et ce, pour toutes les tailles d'agglomération. Le différentiel en défaveur des Africains était de moins d'un point en 1968 dans les zones rurales comme dans les grandes agglomérations hors Ile-de-France. Il est de 20 points en 1990 dans les grandes agglomérations hors Ile-de-France et de moins de 8 points en zone rurale.

³ Nous complétons ainsi le travail d'Aeberhardt et al. (2007). Ils utilisent également les données de l'enquête FQP et proposent une décomposition de l'écart de salaire et de l'écart de probabilité d'emploi entre Français et Africains de seconde génération.

⁴ La discrimination dans les emplois au contact de la clientèle renvoie à la discrimination indirecte par le biais des consommateurs (voir Becker, 1971, et Borjas et Bronars, 1989). Il n'est pas aisé de distinguer empiriquement ce type de discrimination de la discrimination pure des employeurs. Holzer et Ihlanfeldt (1998) montrent sur données américaines que la composition ethnique des consommateurs affecte les comportements d'embauche des employeurs. Nous proposons une méthode différente que nous appliquons à des données françaises.

⁵ Il faut noter que les campagnes ont changé d'une façon radicale. Alors qu'elles étaient vouées encore de façon essentielle à l'agriculture dans les années 60, elles sont devenues dans bon nombre de cas des zones dortoirs en périphérie des agglomérations. Mais ce phénomène joue autant pour les Africains que pour les Français de souche. C'est pour cela que ce qui nous intéresse est avant tout le taux de chômage relatif.

⁶ Pour 1999, nous n'avons pas accès aux données croisées TUU et nationalité, considérées comme une « donnée sensible ». Nous avons également procédé à ce type de recherche à partir de l'enquête Emploi sur la période 1990-2005, ce qui confirme complètement l'ampleur de l'écart dont il est fait état ici.

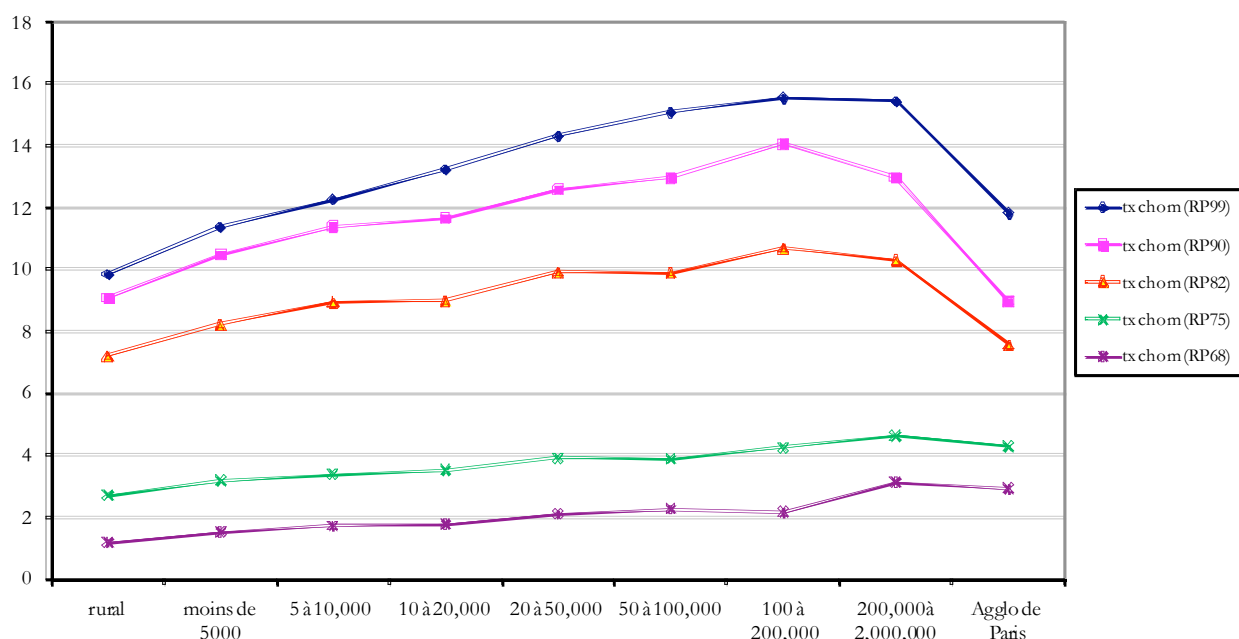
2.1 La courbe en cloche du taux de chômage selon la taille de la ville

Nous commençons par qualifier géographiquement le chômage et ses évolutions. La Figure 2.1 présente l'évolution du taux de chômage par taille d'unité urbaine (TUU) au fil des recensements. Deux phénomènes se distinguent nettement.

D'une part, à chaque recensement, le taux de chômage suit une trajectoire en cloche avec la TUU. La bosse s'accroît au cours du temps, de sorte que le chômage est nettement en retrait dans l'agglomération parisienne par rapport aux grandes villes de 200 000 à 2 000 000 d'habitants. Pour le recensement de 1999, le taux de chômage dans l'agglomération parisienne est similaire à celui des communes de 5000 à 10 000 habitants. Dans une perspective d'économie géographique, on peut expliquer cette courbe en cloche de la façon suivante. Sa partie droite repose sur l'idée que les zones denses améliorent l'appariement entre firmes et travailleurs, les opportunités d'emploi étant à la fois plus fréquentes et ayant plus de chances de correspondre aux caractéristiques des travailleurs. Le chômage décroît alors avec la taille de l'unité urbaine. En ce qui concerne la partie gauche, il faut plutôt faire appel à un argument de mobilité spatiale des employés, et donc d'offre de travail. Les employés anticipent les opportunités réduites d'emploi (en termes de nombre mais aussi de salaires associés) et le manque d'aménités culturelles et de loisirs des zones les moins denses. Ils n'y migrent donc pas, ce qui réduit d'autant le taux de chômage.

D'autre part, le taux de chômage augmente au fur et à mesure des recensements dans toutes les TUU. Il oscille ainsi entre 10% dans les communes rurales et près de 16% dans les grandes agglomérations hors Paris dans le recensement de 1999.

Figure 2.1 : Taux de chômage global aux différents recensements selon la taille d'unité urbaine



Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

2.2 Le taux de chômage relatif des Africains croît avec la taille de la ville

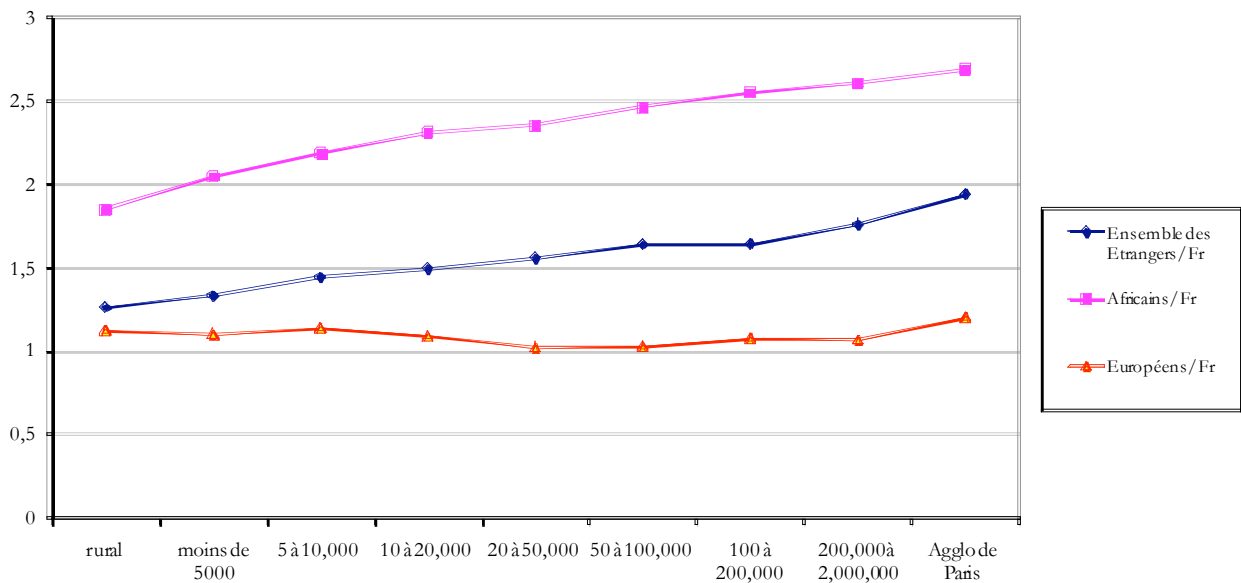
Rentrons maintenant dans la problématique du différentiel de chômage entre individus d'origine africaine (c'est-à-dire de première ou seconde génération) et des Français de souche (voir

l'annexe A.5 du second article dans cette revue, Bouvard et al, 2008, pour des précisions sur nos définitions de nationalité dans les différents recensements) en fonction de la taille de l'agglomération pour les données du recensement de 1990. Nous nous restreignons aux personnes présentes sur le territoire national au recensement précédent. En effet, les personnes qui viennent d'arriver peuvent avoir plus de mal à s'intégrer sur le marché du travail par manque de réseaux et de méconnaissance des codes sociaux. Des écarts de taux de chômage entre personnes présentes depuis le dernier recensement sont le signe d'une situation durable. C'est pour cela que tous les autres graphiques de cette section sont établis en se restreignant à cette catégorie de la population.

Nous examinons tour à tour deux indicateurs qui singularisent les performances relatives en terme d'emploi : le taux de chômage relatif et le différentiel de taux de chômage. Le premier indicateur stigmatise le mode de partage du chômage entre différents groupes démographiques. Le second en évalue les conséquences concrètes en termes d'écart de probabilité d'accès à l'emploi.

La Figure 2.2 représente le taux de chômage relatif des Africains en fonction de la TUU. Nous comparons cette trajectoire à celles du taux de chômage relatif de l'ensemble des étrangers et du taux de chômage relatif des étrangers européens. Nous observons que le taux de chômage relatif des Africains augmente régulièrement avec la TUU en 1999. Le mode de partage du chômage est donc de plus en plus défavorable aux Africains à mesure que la taille de l'agglomération augmente. En revanche, les européens ne semblent souffrir d'aucune décote sur le marché du travail et ce, quelle que soit la taille de l'agglomération. Des graphiques non reproduits ici indiquent que les autres catégories d'étrangers -- asiatiques et moyen-orientaux -- sont vis-à-vis du chômage dans une situation intermédiaire entre les européens et les Africains.

Figure 2.2 : Taux de chômage relatif selon la taille d'unité urbaine au recensement 1990

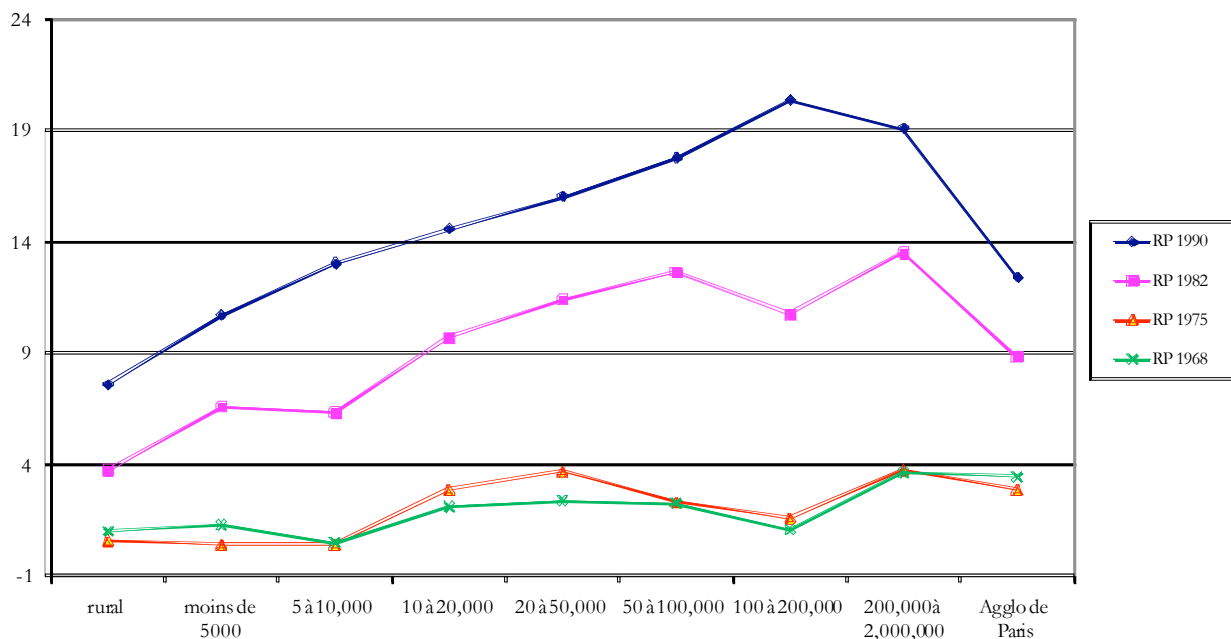


Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Champ : population restreinte aux individus déjà présents au recensement précédent

La Figure 2.3 examine les conséquences de ce mode de partage du chômage selon la TUU en termes de points de chômage. On voit nettement que le différentiel s'accroît avec la taille de l'agglomération, partant de 8 points dans les zones rurales pour atteindre près de 20 points dans les grandes villes. L'unité urbaine de Paris échappe à ce constat d'ensemble en raison d'un taux de chômage global nettement plus faible que dans les autres grandes villes de France, ce que nous avons déjà observé sur la figure 2.1.

Figure 2.3 : Ecart en points de taux de chômage selon la taille d'unité urbaine en 1990



Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Champ : population restreinte aux individus déjà présents au recensement précédent

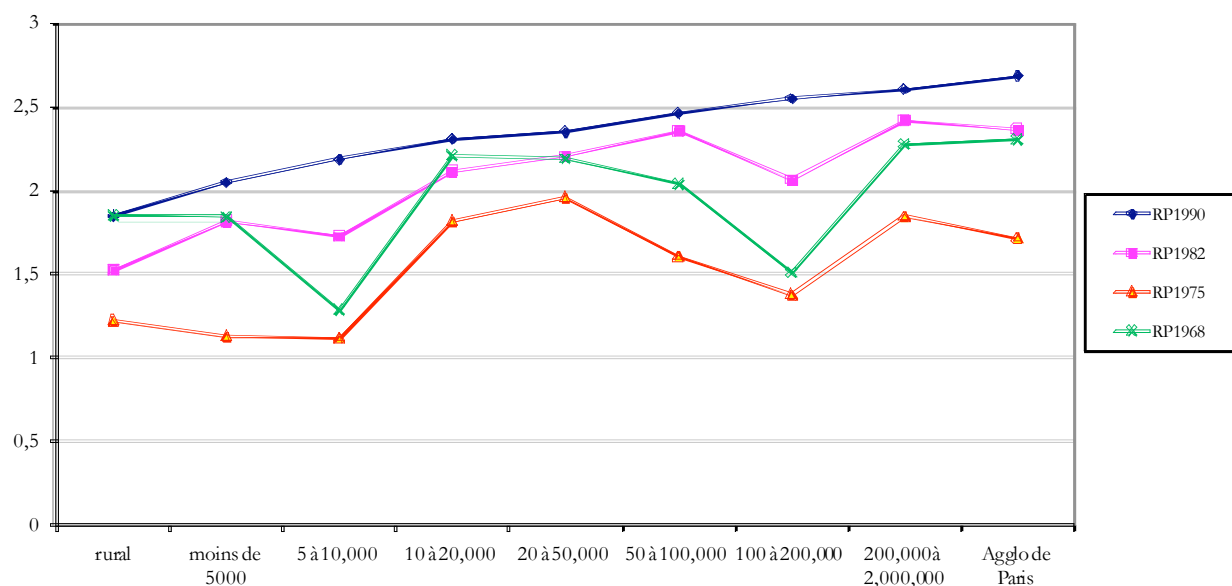
2.3 Les écarts de taux de chômage relatif ont augmenté au cours du temps

Nous examinons maintenant l'évolution de la relation entre différentiel de taux de chômage et taille de l'agglomération. Nous comparons à cette fin les données issues des différents recensements. La Figure 2.4 représente le taux de chômage relatif des Africains en fonction de la TUU à différentes dates. Deux phénomènes paraissent flagrants.

D'une part, le mode de partage du chômage est devenu de plus en plus défavorable aux Africains et ce, pour toutes les TUU. La situation relative des Africains s'améliore en fait entre 1968 et 1975, puis se détériore inexorablement par la suite.

D'autre part, la relation croissante entre taux de chômage relatif et TUU s'est renforcée au cours du temps. Cette relation était déjà globalement présente en 1968 et 1975, mais plus faible en niveau et, surtout, beaucoup plus volatile.

Figure 2.4 : Taux de chômage des Africains par rapport à celui des Français selon la taille d'unité urbaine

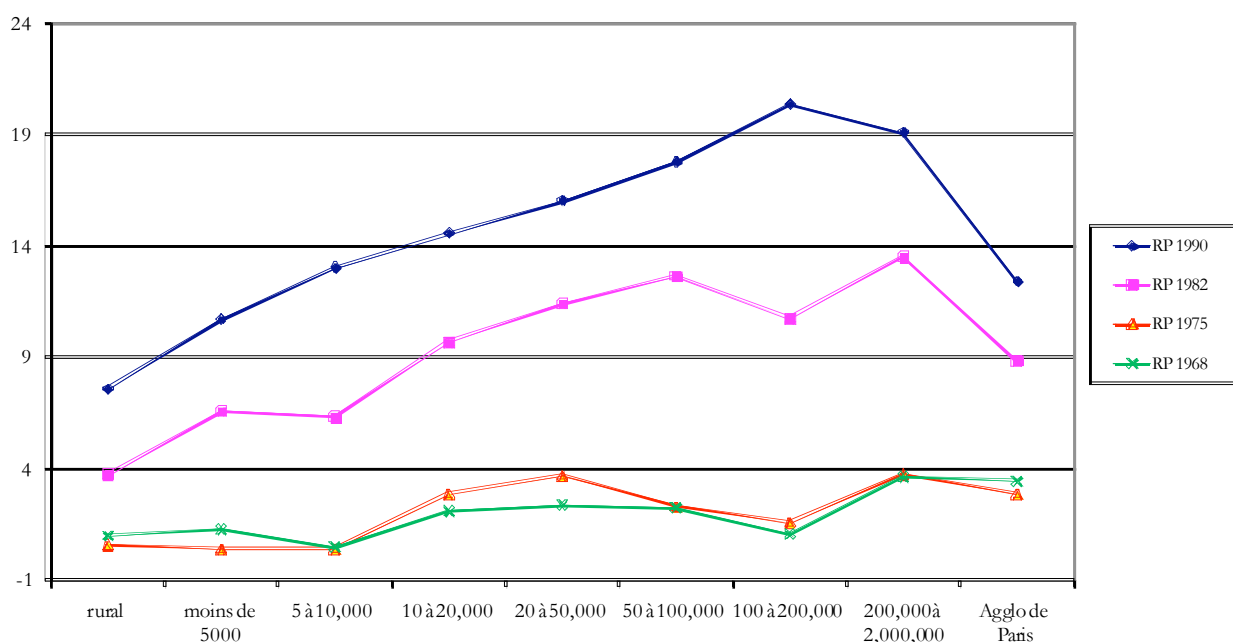


Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Champ : population restreinte aux individus déjà présents au recensement précédent

La Figure 2.5 représente les conséquences de cette évolution du mode de partage du chômage selon la TUU sur le différentiel d'accès concret à l'emploi. Conformément au graphique précédent, l'écart de taux de chômage augmente au fil des recensements pour toutes les TUU. De plus, la relation croissante entre écart de taux de chômage et TUU s'affirme au cours du temps. La spécificité parisienne se révèle au recensement de 1982, puis se renforce au recensement suivant.

Figure 2.5 : Ecart en points de taux de chômage des Africains selon la taille d'unité urbaine

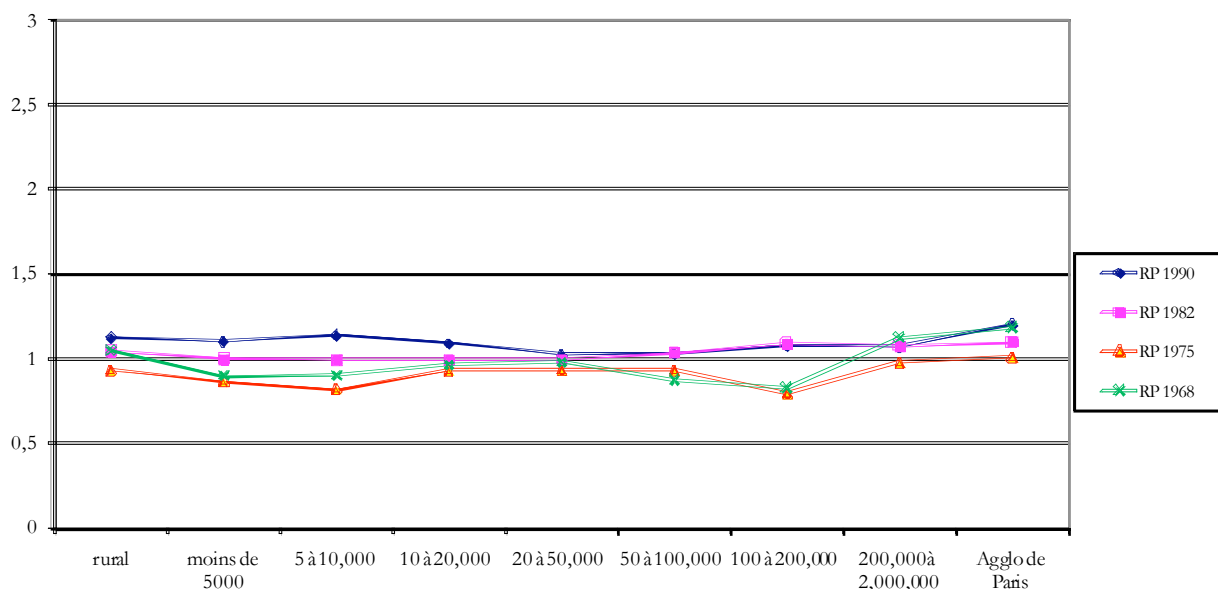


Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Champ : population restreinte aux individus déjà présents au recensement précédent

La Figure 2.6 pour les européens et des figures similaires pour les autres nationalités (disponibles sur demande) montrent que les développements précédents ne sont valables que pour les Africains.

Figure 2.6 : Taux de chômage des Européens par rapport à celui des Français selon la taille d'unité urbaine



Source: Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Champ : population restreinte aux individus déjà présents au recensement précédent

2.4 Discussion

Nous avons établi deux constats. D'une part, il existe une relation croissante entre le taux de chômage relatif des Africains et la TUU. D'autre part, cette relation s'est renforcée au cours du temps, pour conduire à des différentiels ethniques de taux de chômage spectaculaires dans les grandes villes. La mobilisation de l'EE 2005 livre les mêmes faits bruts, écarts de 7 points dans les communes rurales, de 28 points dans les villes de 50 000 à 100 000 habitants et de 15 points dans l'agglomération parisienne. Comment expliquer ces deux constats ?

Différentes explications peuvent être mobilisées avant d'en venir à notre scénario global. D'abord, la structure de qualification par diplôme, par ancienneté, par secteur d'activité, par PCS et par date d'arrivée de la population africaine peut différer selon la TUU et aurait évolué plus défavorablement dans les grandes villes que dans les petites. Par exemple, une partie de l'immigration maghrébine à Paris est ancienne, en particulier celle d'origine algérienne, d'occupation largement ouvrière et donc touchée par la diminution de l'emploi industriel lors des trente dernières années. Alors qu'à la campagne, il pourrait s'agir plus de maghrébins d'origine marocaine, de spécialisation agricole et d'arrivée plus récente. Cette objection est en partie valable. Néanmoins, rappelons que nous ne retenons que des personnes déjà présentes au précédent recensement, ce qui élimine par définition du champ d'observation les nouveaux arrivants. En outre, des investigations complémentaires toujours sur données du recensement montrent qu'il n'y a pas de différence de structure d'âge ni de niveau de diplôme entre les Africains des zones peu denses et

ceux des zones denses⁷. En revanche, des différences de niveau d'éducation s'accusent au bénéfice des grandes villes pour la population d'origine française. Par ailleurs, le fait de mener un raisonnement en termes de chômage relatif nous permet de contrôler les différences de secteur d'activité selon la TUU (différences qui concernent aussi bien les Français que les Africains).

Ensuite, il peut y avoir une mésallocation locale spatiale à l'intérieur des agglomérations, croissante avec la taille de l'agglomération. Néanmoins, on s'attendrait à ce que ce phénomène ne se manifeste que dans les grandes agglomérations. Il est difficile de penser qu'un tel phénomène se manifeste avec beaucoup de vigueur dans une agglomération de moins de 100 000 habitants. Pourtant, le différentiel de taux de chômage pour les Africains est déjà de 18 points dans les villes de 50 000 à 100 000 habitants alors qu'il n'est que de 8 points dans les communes rurales. Et on ne peut passer sous silence qu'en écart de points de chômage, la région parisienne est en retrait alors même que c'est l'agglomération pour laquelle cette thèse de la mésallocation spatiale locale est la plus pertinente⁸.

Ici, nous inscrivons le phénomène de discrimination ethnique et ses évolutions dans la territorialisation des activités productives. Des éléments liés à l'évolution de la demande de travail retiennent davantage notre attention que des éléments liés à l'offre de travail. On peut songer au fait que certaines TUU ont subi des chocs idiosyncrasiques qui se sont répercutés d'une manière différentielle sur les Africains en raison, par exemple, d'une spécialisation de ceux-ci dans les secteurs affectés par ces chocs défavorables. Par exemple, les vagues successives de restructuration industrielle avec leur cohorte de réduction d'emplois ont clairement impacté d'une manière défavorable les immigrés habitant les grandes villes industrielles. Des pics momentanés de chômage relatifs sont donc compréhensibles dans celles-ci. Nous essayons donc de tester la thèse suivante, qui cherche à expliquer la *persistance* sur le long terme de ce phénomène de chômage de masse dans les grandes villes et, à première vue, semble traduire des opportunités d'arbitrage sur le marché de l'emploi. Les Africains sont discriminés dans les emplois au contact de la clientèle ; la proportion des emplois de ce type augmente avec la taille de la ville ; cette relation s'est renforcée au cours du temps. La question restant est de savoir pourquoi sur le long terme les immigrés ou leurs descendants n'ont pas cherché ou n'ont pas pu se relocaliser dans des villes où la demande de travail était plus soutenue. Nous proposons dans l'article compagnon de celui-ci (Bouvard et al. 2008) une explication fondée sur les imperfections du marché du logement : les Africains sont peu mobiles géographiquement parce qu'ils sont discriminés dans le secteur privé du logement et donc fixés dans les HLM qui sont eux-mêmes surreprésentés dans les grandes villes.

3 Une discrimination différentielle dans les emplois en contact avec la clientèle dans le secteur privé

Dans cette section, nous étayons l'argument selon lequel les individus d'origine africaine sont susceptibles d'être discriminés dans les emplois au contact de la clientèle. Nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous rappelons les enseignements des théories de la discrimination et ceux des expériences de *testing* effectuées en France. Deuxièmement, nous diagnostiquons à l'aide des données de deux enquêtes distinctes la sous-représentation des individus d'origine africaine dans les emplois au contact de la clientèle, principalement dans le secteur privé et non dans le secteur public.

⁷ Nos tableaux ne distinguent pas selon le sexe. Nous avons procédé à des investigations complémentaires qui révèlent que les faits stylisés majeurs mis en évidence pour la population dans son ensemble sont vérifiés pour chaque sexe pris séparément.

⁸ La région parisienne bénéficie toutefois d'un meilleur réseau de transport que les autres agglomérations, et les marchés du travail locaux sont plus denses qu'ailleurs.

3.1 Les théories de la discrimination et les enquêtes françaises de *testing*

Nous évoquons ici brièvement les théories de la discrimination, puis examinons une expérience de *testing* conduite en France sur les emplois au contact de la clientèle. Pourquoi les individus d'origine africaine seraient-ils discriminés dans les emplois au contact de la clientèle ? Il est d'usage de distinguer trois types de discrimination possibles sur le marché du travail : la discrimination par les goûts qui émane des employeurs, celle qui émane de ceux des consommateurs, et enfin la discrimination statistique.

Le concept de discrimination par les goûts est dû à Becker (1957, 1971). Becker part du principe que tout individu peut avoir une aversion particulière à l'endroit d'un groupe démographique observable. Deux cas de figure doivent être envisagés.

On parle de discrimination pure lorsqu'elle émane de l'employeur ou de ses salariés. L'employeur sous-valorise alors systématiquement la performance productive des individus du groupe discriminé. Comme l'explique Becker, ce type de discrimination est peu susceptible de survivre dans un contexte concurrentiel puisque des employeurs sans préjugés bénéficient alors d'une main-d'œuvre bon marché ce qui leur donne un avantage concurrentiel. La discrimination pure qui émane des employeurs ne peut donc perdurer que dans des secteurs d'activité où la concurrence est faussée. En particulier, les travaux de Black (1995) étendent le modèle dans un cadre de recherche d'emploi et montrent qu'en situation d'information imparfaite sur le marché du travail, la discrimination pure peut perdurer.

On parle de discrimination indirecte lorsqu'elle résulte des goûts des consommateurs. Ce type de discrimination apparaît lorsque les consommateurs valorisent un bien en fonction des caractéristiques non-productives de celui qui le vend. C'est le serveur que l'on ne veut pas voir, le vendeur que l'on refuse d'écouter, le plombier que l'on n'appelle pas. Dès lors, la productivité en valeur des travailleurs varie en fonction du goût pour la discrimination de la clientèle. L'employeur ne fait qu'avaliser ces préférences et propose rationnellement des contrats de moins bonne qualité aux individus discriminés. Cet argument présente deux avantages de notre point de vue. D'une part, il s'applique de fait au secteur des emplois au contact de la clientèle. D'autre part, la discrimination des consommateurs peut perdurer dans un contexte concurrentiel.

Le concept de discrimination statistique est dû à Phelps (1972), Arrow (1972) et Akerlof (1976). La discrimination statistique part du principe que l'employeur se sert d'un trait particulier non productif mais corrélé en moyenne à la performance productive pour évaluer la qualité d'un candidat à l'embauche. Les individus qui possèdent ce trait sont alors discriminés au sens où le rendement apparent de leurs caractéristiques observables est plus faible que celui des autres individus.

Il est difficile de quantifier les phénomènes de discrimination. Les données d'enquête qui n'ont pas été profilées pour l'étude de ce type de phénomène posent en effet un problème conséquent, à savoir l'hétérogénéité inobservée. Un groupe démographique peut paraître discriminé au vu du rendement apparent des caractéristiques observables de ses membres. Mais ces mêmes individus peuvent partager une caractéristique observable par l'employeur (mais inobservable pour le statisticien), particulièrement néfaste à la performance productive. Cela peut être par exemple la maîtrise de la langue ou la méconnaissance de certains traits culturels de la clientèle. Le sous-rendement des caractéristiques observables s'explique alors et ne permet pas de prouver l'existence d'un phénomène de discrimination.

Les études d'audit par couple (ou "*testing*") permettent le contrôle des caractéristiques individuelles des candidats à l'embauche. Dans ces expériences contrôlées, le statisticien choisit des candidats testeurs aussi identiques que possible, à part la caractéristique sur laquelle porte la discrimination, et les soumet à des situations de marché bien identifiées. Il peut s'agir d'accès au logement, à l'emploi, aux lieux de socialisation ... La comparaison des performances des différents candidats permet de mettre en exergue un éventuel phénomène de discrimination (voir la synthèse de Petit, 2003, pour davantage de détails sur ces études).

Les expériences de "testing" faites en France attestent de formes de discrimination mais la catégorie d'emploi en contact avec la clientèle n'est pas clairement répertoriée. L'enquête dont la thématique est la plus proche de notre sujet est celle du Bureau International du Travail (Cediey et Foroni, 2007). Dans cette enquête, les candidats testeurs sont tous de nationalité française, relèvent tous de la population qualifiée et sont de souche française ou de la deuxième génération issue de l'immigration. Le principal problème de cette enquête est qu'elle ne distingue pas particulièrement les emplois en contact des emplois sans contact avec la clientèle. Les emplois considérés sont groupés en trois ensembles :

- les emplois en hôtellerie-restauration : serveurs, hôtesse, cuisiniers...
- les emplois de la vente et du commerce : vendeurs, représentants auprès des particuliers
- les autres domaines : emplois des transports, des services aux entreprises ou aux collectivités, du bâtiment et des travaux publics, gestion et administration, services à la personne, accueil, secrétariat ...

Le troisième groupe pourrait être celui qui rassemble les métiers sans contact, sauf que les métiers dans le secrétariat et l'accueil sont inclus.

Sans surprise, il y a peu de différences entre les emplois des trois catégories : dans l'hôtellerie-restauration, lorsque l'employeur a effectué un choix, celui-ci s'est traduit plus de 4 fois sur 5 en faveur du candidat majoritaire. Dans la vente et le commerce et dans les autres domaines testés, lorsque l'employeur a effectué un choix, celui-ci s'est fait 3 fois sur 4 en faveur du candidat majoritaire.

Ainsi, on ne peut pas dire que l'enquête du BIT prouve vraiment qu'il y a plus de discrimination pour les emplois en contact car elle ne se focalise pas sur ce type d'emplois. On remarque simplement que les employeurs du secteur de l'hôtellerie-restauration discriminent légèrement plus que les employeurs des deux autres secteurs.

3.2 Quelques faits stylisés à partir des enquêtes FQP et CDT

Nous commençons par montrer, à l'aide des données des Enquêtes FQP et CdT, que les individus d'origine africaine sont sous-représentés dans les emplois au contact de la clientèle. Cette sous-représentation est aussi marquée pour l'ensemble de la population concernée que pour le sous-groupe des employés et des ouvriers. Elle apparaît plus importante dans le secteur privé que dans le secteur public et elle est inexistante pour les individus qui ont choisi de travailler à leur compte. Ces différents résultats suggèrent que les Africains sont davantage discriminés qu'ils ne choisissent volontairement d'éviter les contacts avec la clientèle.

3.2.1 Champ - Les individus considérés

Nous utilisons les enquêtes FQP et CdT qui offrent l'intérêt de demander directement aux individus interrogés s'ils occupent un emploi en contact avec le public.

Formulation de la question dans l'enquête FQP

La question s'intitule ainsi : « Êtes-vous en contact direct avec le public ? ». La réponse est de nature déclarative. Il est utile de connaître les instructions aux enquêteurs concernant cette variable :

« Il s'agit des personnes extérieures à l'établissement, usagers, patients, voyageurs, clients. Le contact peut s'effectuer directement ou par téléphone. De nombreux postes de travail nécessitent des contacts extérieurs à l'entreprise. Pour qu'il y ait un effet sur le travail, sujet qui nous intéresse, il faut que le rapport avec le public soit suffisamment fréquent. En cas d'hésitation de l'enquêté, vous considérerez qu'une personne est dans ce cas si le contact avec le public est un élément important de son travail. »

Seuls les individus qui travaillent actuellement ou qui ont arrêté de travailler il y a moins de 5 ans répondent à la question. Ainsi, sortent de l'échantillon les étudiants, les chômeurs de longue durée, les retraités qui sont sortis de la vie active il y a plus de 5 ans. Le classement des professions selon l'intensité du contact avec le public est clairement conforme à l'intuition.

Tableau 3.1 : Classement des PCS à 2 chiffres selon le pourcentage (%) de personnes en contact avec le public

PCS à 2 chiffres	% Contact
55 Employé de commerce	94,7%
22 Commerçant et assimilé	94,6%
21 Artisan	93,4%
43 Profession intermédiaire de la santé et du travail social	93,1%
31 Profession libérale	92,9%
42 Professeur des écoles, instituteur et profession assimilée	91,6%
44 Clergé, religieux	90,9%
34 Professeur, profession scientifique	85,8%
64 Chauffeur	78,7%
53 Agent de surveillance	78,5%
52 Employé civil et agent de service de la fonction publique	77,2%
23 Chef d'entreprise de 10 salariés ou plus	75,4%
56 Personnel des services directs aux particuliers	71,5%
46 Profession intermédiaire administrative et commerciale des entreprises	71,0%
35 Profession de l'information, des arts et des spectacles	70,0%
45 Profession intermédiaire administrative de la fonction publique	66,4%
54 Employé administratif d'entreprise	62,8%
63 Ouvrier qualifié de type artisanal	58,0%
37 Cadre administratif et commercial d'entreprise	55,4%
00 Inconnue	54,5%
33 Cadre de la fonction publique	49,5%
48 Contremaître, agent de maîtrise	46,1%
38 Ingénieur et cadre technique d'entreprise	45,6%
68 Ouvrier non qualifié de type artisanal	41,6%
47 Technicien	41,1%
65 Ouvrier qualifié de la manutention, du magasinage et du transport	36,9%
13 Agriculteur sur grande exploitation	28,7%
12 Agriculteur sur moyenne exploitation	25,6%
69 Ouvrier agricole et assimilé	20,9%
11 Agriculteur sur petite exploitation	19,9%
62 Ouvrier qualifié de type industriel	17,8%
67 Ouvrier non qualifié de type industriel	13,3%

Source: FQP 2003, calcul des auteurs.

Formulation de la question dans l'enquête CDT

Pour CDT, les individus répondent à la question : « *Votre emploi suscite-il un contact en face à face avec le public ?* ». Un emploi est considéré comme en contact si l'individu répond : « toujours » ou « souvent » (deux des modalités possibles, les autres étant « rarement » ou « jamais »). On exclut le contact par téléphone. Il faut également noter que cette enquête ne concerne que les personnes actives au moment de l'enquête. Enfin, un problème spécifique de cette enquête doit être mentionné : moins de 10 % des individus renseignent la nationalité d'au moins un de leurs parents⁹. Pour cette raison, les individus qui ne renseignent ni la nationalité du père, ni celle de la mère sont retirés de l'échantillon.

Tableau 3.2 : Proportion d'employés/ouvriers par origine

FQP	Français	Africains	Européens	DOM-TOM	Reste
Employés /ouvriers	12952	1063	1436	248	1447
En proportion de la population	51,7	72,7	61,1	70,3	61,2
CDT					
Employés /ouvriers	655	417	398	66	62
En proportion de la population	51,3	72,8	61,1	61,7	66,7

Source : FQP et CDT, Insee, calcul des auteurs

Lecture : Parmi les individus d'origine africaine, 72,7 % sont employés/ouvriers dans l'enquête FQP, et 72,8 % dans l'enquête Cdt.

Le Tableau 3.2 montre que les individus d'origine africaine occupent plus fréquemment que les individus d'origine française un poste d'employé ou d'ouvrier. Le différentiel est d'environ 20 points dans les enquêtes, soit un taux 50 % plus élevé pour les individus d'origine africaine. Ce constat n'est guère étonnant dans la mesure où le capital humain des individus d'origine africaine est plus faible que la moyenne. Il est nécessaire de tenir compte de ce différentiel lorsque l'on tente de comparer l'exposition à la clientèle des groupes démographiques. Il est en effet vraisemblable que le contact avec la clientèle diffère selon le niveau hiérarchique du poste. C'est pourquoi par la suite nous nous concentrons sur la population des individus employés ou ouvriers.

Remarquons que les individus originaires des DOM-TOM occupent des emplois relativement similaires en termes de niveau de qualification à ceux des individus d'origine africaine. Ce constat est intéressant, car il permet ensuite de comparer dans de bonnes conditions le degré d'exposition à la clientèle de ces deux groupes. Notons qu'à l'inverse les emplois dans les DOM-TOM n'ont pas été considérés, les possibles effets de discrimination pouvant les affecter étant vraisemblablement différents de ceux de métropole.

3.2.2 Résultats

Dans un premier temps, nous avons calculé la proportion d'emplois en contact par origine selon chacune des deux enquêtes. Comme les résultats sont très proches, nous avons groupé les résultats pour les deux enquêtes pour augmenter le nombre d'observations et, donc, la précision statistique. Le groupe de référence est constitué par les Français.

Les tableaux suivants décrivent la répartition des emplois en fonction du type d'emploi et de l'origine géographique des individus. Le Tableau 3.3 fournit la proportion des individus au contact de la clientèle parmi les employés et ouvriers dans les différents groupes démographiques. Cette proportion est significativement plus faible pour les individus d'origine africaine : 13 points de

⁹ Les individus qui sont sélectionnés pour répondre aux questions de l'enquête CDT ne sont pas tous au premier rang d'interrogation et ne doivent donc pas forcément renseigner la nationalité de leurs parents (voir Annexe de l'article suivant).

moins que le groupe de référence. L'écart se réduit fortement pour les Africains de nationalité française et ceux issus de la deuxième génération. L'écart n'est plus significatif pour les personnes de seconde génération ce qui peut suggérer que le phénomène de moindre embauche est liée à des différences d'ordre culturel qui tendent à s'estomper dans le temps (cf. Lefranc, 2008, pour une étude spécifique sur l'emploi des individus de seconde génération). Par exemple, dans les métiers de la vente, la connaissance intime de la langue est indispensable pour comprendre finement les réticences d'un acheteur du groupe majoritaire et pour lui opposer une argumentation qui fasse mouche. Une maîtrise imparfaite de la langue ou des codes sociaux du groupe majoritaire représente un véritable handicap productif dans certains des métiers en contact avec la clientèle que nous n'observons pas.

Ce que nous interprétons comme une discrimination peut tout simplement s'avérer relever d'une déficience productive indétectable dans les données disponibles.

Cette intuition est renforcée par la comparaison du groupe de référence au groupe originaire des DOM-TOM. Les individus originaires des DOM-TOM sont plus en contact avec la clientèle que les individus du groupe de référence bien que la différence ne soit pas significative. Ce constat suggère que les phénomènes de discrimination dans les emplois au contact de la clientèle ne sont pas liés à une caractéristique d'apparence physique mais plutôt à des marqueurs culturels.

Tableau 3.3 : Proportion d'employés/ouvriers en contact par origine

FQP+CDT	Français	Africains				Euro.	DOM-TOM	Reste
		Total	Nat. Fr.	1e gen.	2e gen.			
Employés /ouvriers	13503	1477	816	1132	345	1826	314	1493
- En contact	59,7	46,9	52,9	43,6	57,7	52,9	62,4	51,70
(éc.-type)	(0.42)	(1.3)	(1.75)	(1.47)	(2.66)	(1.17)	(2.73)	(1.29)

Source : FQP et CDT, Insee, calcul des auteurs

Le Tableau 3.3 ne permet donc pas en soi de comprendre pourquoi les individus d'origine africaine sont sous-représentés dans les emplois au contact de la clientèle. Certes, ces individus peuvent souffrir de discrimination dans ce type d'emploi. Mais des facteurs d'offre de travail peuvent conduire à un résultat similaire. Ainsi, on ne peut exclure a priori que les individus d'origine africaine sont moins compétents que les autres dans ces types d'emplois ou que leurs préférences les conduisent vers d'autres carrières.

Le Tableau 3.4 indique toutefois que le différentiel de contact avec la clientèle en faveur du groupe de référence est beaucoup plus important dans le secteur privé que dans le secteur public. Le secteur privé accorde une proportion plus importante d'emplois en contact aux employés français (de métropole et des DOM-TOM) qu'aux autres groupes d'individus, ce qui n'est pas le cas du secteur public.

Il est donc difficile de penser que les Africains présentent une maladresse particulière par rapport à ce type d'emploi qui serait en quelque sorte liée à leur origine.

Tableau 3.4 : Proportion d'employés/ouvriers en contact selon le secteur public/privé

FQP+CDT	Français	Africains				Euro.	DOM-TOM	Reste
		Total	Nat. Fr.	1e gen.	2e gen.			
Employés/ouvriers en contact	8066	692	432	493	199	966	196	774
- Dans le secteur public (éc.-type)	70,6 (0.77)	61,7 (2.98)	66,0 (3.43)	58,4 (2.77)	73,0 (4.68)	63,0 (2.67)	69,6 (3.96)	67,4 (2.66)
- Dans le secteur privé (éc.-type)	56,0 (0.49)	43,5 (1.42)	49,0 (2.00)	40,3 (1.61)	54,1 (2.98)	50,7 (1.29)	57,0 (3.7)	47,7 (1.45)

Source : FQP et CDT, Insee, calcul des auteurs

Lecture : Parmi les employés/ouvriers d'origine africaine qui occupent un emploi dans le secteur public, 61,7 % sont en contact.

Il reste à vérifier si la sous-représentation des Africains dans les emplois en contact dans le secteur privé est liée à leurs préférences. Pour cela, il est utile d'examiner les types d'emploi qu'occupent les personnes africaines lorsqu'elles ont un statut d'indépendant. Cela permet d'éliminer l'influence de l'employeur dans le choix du type de travail. L'influence de la clientèle ne peut cependant pas être totalement exclue mais elle n'est plus médiée par l'employeur.

Les individus à leur compte regroupent des agriculteurs, artisans, commerçants, industriels, professions libérales, gérants majoritaires de SARL ou de EARL, gérants libres ou en location gérance, etc. Les proportions d'emplois en contact sont plus fortes que pour les salariés et ceci pour les 5 groupes. Le caractère même de ce type d'emplois peut impliquer plus de contact avec le public.

Le Tableau 3.5 montre ainsi que les indépendants d'origine africaine sont significativement plus au contact de la clientèle que les individus du groupe de référence. Cela ne milite pas pour l'existence de préférences différentes de leur part pour des emplois en contact. Les indépendants issus des DOM-TOM sont retirés car trop peu nombreux pour pouvoir être comparés aux autres groupes.

Tableau 3.5 : Proportion d'indépendants en contact

FQP+CDT	Français	Africains				Euro.	Reste
		Total	Nat. Fr.	1e gen.	2e gen.		
Indépendants	2293	114	65	90	NS	240	190
- En contact (éc.-type)	72,3 (0.93)	96,5 (1.72)	96,9 (2.14)	96,7 (1.89)	- -	86,2 (2.22)	84,2 (2.65)

Source : FQP et CDT, Insee, calcul des auteurs

4 Causes et conséquences de la discrimination dans les emplois au contact de la clientèle

Cette section s'intéresse aux causes et aux conséquences de la discrimination des Africains dans les emplois au contact de la clientèle. Pour ce qui concerne les causes, nous distinguons comme c'est l'usage la discrimination directe des employeurs de celle qui provient des goûts de la clientèle. Nous autorisons également un biais de préférences, ou d'aptitudes, selon l'origine. Pour ce qui concerne les conséquences, nous essayons de mesurer l'impact de cette discrimination sur le risque chômage des Africains. Nous procédons en deux temps. En premier lieu, nous présentons quelques éléments théoriques permettant de mieux éclairer la façon dont les trois types d'effets interagissent dans la détermination du chômage des africains. Dans un deuxième temps, nous testons les prédictions obtenues sur des données de taux de chômage au niveau des zones d'emploi.

4.1 Quelques éléments théoriques

La théorie sectorielle de la discrimination de Becker permet de comprendre pourquoi des individus d'un groupe donné peuvent être sous-représentés dans un secteur d'activité particulier. Toutefois, cette théorie ne constitue pas directement une théorie du sous-emploi des individus discriminés. En effet, les individus discriminés dans un secteur particulier reportent leur offre de travail vers les autres secteurs dans lesquels ils sont surreprésentés. La théorie explique ainsi davantage l'hétérogénéité de la composition démographique sectorielle que l'hétérogénéité globale des opportunités d'emploi.

Cependant, cette vision optimiste du marché du travail fait abstraction des entorses à la concurrence et notamment à la libre-entrée des entreprises. Or, les imperfections de la concurrence à l'œuvre sur le marché du travail et sur le marché des biens brident la demande de travail et engendrent du chômage. Qu'advient-il de la théorie sectorielle de la discrimination dans un contexte macroéconomique marqué par le sous-emploi ? Peut-on distinguer la discrimination pure des employeurs de la discrimination indirecte qui reflète les goûts des consommateurs ?

Les travaux de Black (1995), Bowlus et Eckstein (2002), Rosen (2003), et Lang et al. (2005) ont montré que la discrimination pure pouvait subsister sur un marché du travail caractérisé par du chômage d'appariement. Deux hypothèses sont nécessaires à cette fin. D'une part, l'existence de coûts d'entrée dissuade la concurrence et garantit la pérennité des frictions sur le marché du travail. D'autre part, la proportion d'employeurs discriminant parmi les entrants est exogène¹⁰. Ces deux hypothèses garantissent l'absence d'un très grand nombre d'employeurs potentiels dénués de préjugés pouvant à tout moment envahir le marché, évinçant ainsi les employeurs discriminants. Les frictions d'appariement se traduisent alors par un pouvoir de monopsonne local pour les employeurs, pouvoir qu'ils peuvent utiliser pour discriminer.

Nous proposons de compléter ces travaux afin d'isoler les deux sources standards de discrimination, la discrimination pure des employeurs et la discrimination indirecte des consommateurs, ainsi que les effets de préférences ou d'aptitudes intrinsèques des populations. Nous présentons un modèle théorique caractérisé par des frictions d'appariement, de la discrimination sectorielle en raison des goûts des consommateurs, de la discrimination multisectorielle des employeurs, et des coûts de participation spécifiques à chaque secteur..

Le modèle est statique. Il y a deux types d'individus, les Français et les Africains et deux secteurs indicés par $i = 1, 2$. La population totale est normalisée à un, dont n Français et $1 - n$ Africains. Tous les individus sont initialement à la recherche d'un emploi. Les emplois du secteur 1 sont sans contact avec la clientèle, alors que les emplois du secteur 2 impliquent un contact avec la clientèle. Il y a au total v emplois disponibles, dont une proportion p dans le secteur 2.

Emplois vacants et postes disponibles se rencontrent au gré d'une fonction d'appariement. Le nombre total de rencontres vaut $m(v)$, où m est la fonction d'appariement. Elle est strictement croissante en v , avec $m(0) = 0$ et $\lim_{v \rightarrow +\infty} m(v) = 1$.

Ces rencontres sont réparties de manière équiprobable entre Français et Africains d'une part, et postes du secteur 1 et du secteur 2 d'autre part. Les individus ont des préférences ou des aptitudes spécifiques vis-à-vis des emplois disponibles. La distribution de ces préférences ou aptitudes peut différer d'un groupe à un autre, reflétant des biais ethniques vis-à-vis des deux types d'emploi. On suppose ainsi que la proportion ϕ_1^A des Africains accepte un emploi offert dans le secteur 1, alors qu'une proportion ϕ_2^A accepte un emploi offert dans le secteur 2. Pour les Français, les proportions sont respectivement ϕ_1^F et ϕ_2^F . Toutes ces proportions peuvent aussi s'interpréter comme des fractions de population aptes à occuper les emplois en question. Les deux interprétations, préférences et aptitudes, ont ceci de commun qu'elles cernent des spécificités de l'offre de travail.

¹⁰ Black (1995) propose une extension où cette proportion est endogène. Cette extension repose sur l'hétérogénéité des coûts d'entrée. Dans tous les cas, il y a une limite ad hoc à l'entrée de concurrents dénués de préjugés.

Par suite, si l'écart $\left[(\phi_2^F - \phi_1^F) - (\phi_2^A - \phi_1^A) \right] > 0$, cela témoigne d'une préférence ou aptitude *relative* des Français dans les emplois en contact vis-à-vis des Africains, alors que la simple différence $(\phi_2^A - \phi_1^A) > 0$ atteste d'une préférence ou aptitude *absolue* des Africains.

Les Africains n'ont pas de préjugés de consommation, alors que certains Français éprouvent une aversion pour les Africains. On distingue la désutilité qui naît du fait d'entrer en contact avec un employé africain durant l'acte de consommation de la désutilité qui naît du fait d'embaucher un travailleur africain. Ainsi, une proportion α_c des Français éprouve une désutilité lorsqu'ils achètent un bien produit par le secteur 2 vendu par un africain, alors qu'une proportion α_e des employeurs ne souhaite pas embaucher un travailleur africain. Les deux proportions sont vraisemblablement liées, mais il est utile de les distinguer, d'une part, parce qu'elles pourraient avoir des implications de politique économique différentes, d'autre part, parce qu'un de nos buts ici est d'essayer de déterminer si l'on peut empiriquement les identifier séparément.

Lorsqu'un Africain rencontre un employeur discriminant, sa candidature est rejetée. On suppose que la distribution ethnique des employeurs reflète la distribution ethnique dans la population générale. Par conséquent, la probabilité de souffrir de discrimination pure vaut $\alpha_e n$. Cependant, un emploi dans le secteur 2 peut conduire à la discrimination en raison des goûts de la clientèle. La probabilité que les clients refusent d'être au contact d'un Africain est alors $\alpha_c n$.

Cette présentation fait abstraction de la détermination des salaires et des profits. On fait implicitement l'hypothèse du partage de surplus entre employeur et salarié. Le surplus est donc négatif dans les cas suivants : (i) employeur discriminant, (ii) consommateurs discriminants, (iii) travailleur qui ne peut/veut accepter une proposition d'emploi. Le modèle se concentre ainsi sur des phénomènes de discrimination particulièrement durs puisqu'ils conduisent au rejet des candidatures des Africains. Le modèle pourrait s'accommoder aisément de situations de discrimination salariale, qui renverraient à des cas où la discrimination minorerait le surplus créé par l'appariement, mais pas au point où le surplus deviendrait négatif.

Les taux de chômage des Français et des Africains valent ainsi

$$u^F = 1 - \left[(1-p)m(v)\phi_1^F + pm(v)\phi_2^F \right] \quad (1)$$

$$u^A = 1 - \left[(1-p)m(v)\phi_1^A(1-\alpha_e n) + pm(v)\phi_2^A(1-\alpha_e n)(1-\alpha_c n) \right] \quad (2)$$

Les Français ne sont pas discriminés. Leur taux de chômage reflète la disponibilité globale des emplois et leurs préférences/aptitudes sectorielles. En revanche, les Africains peuvent être discriminés, ce qui grève leur probabilité d'emploi et augmente par suite leur taux de chômage, directement par le fait des employeurs dans les deux secteurs, et par le biais de la discrimination des consommateurs dans le secteur 2.

Le différentiel de taux de chômage en défaveur des Africains vaut $\Delta u = u^A - u^F$:

$$\Delta u = m(v) \left[(1-p)\phi_1^F + p\phi_2^F - (1-p)\phi_1^A(1-\alpha_e n) - p\phi_2^A(1-\alpha_e n)(1-\alpha_c n) \right] \quad (3)$$

Il est utile d'examiner ce modèle dans le cas particulier où il n'y a pas de discrimination, c.a.d $\alpha_e = \alpha_c = 0$. On obtient

$$\Delta u = m(v) \left[(1-p)\phi_1^F + p\phi_2^F - (1-p)\phi_1^A - p\phi_2^A \right] \quad (4)$$

Dans ce cas, à préférences et aptitudes identiques, les Français et les Africains ont la même probabilité de recevoir une offre d'emploi. Tout différentiel de chômage ne s'explique que par des

choix d'occupation en moyenne différents. Ainsi, dans un contexte de chômage frictionnel, l'hétérogénéité des préférences ou aptitudes sectorielles est susceptible d'engendrer une relation entre la composition des emplois et le différentiel de chômage en défaveur des Africains.

Formellement,

$$\frac{\partial \Delta u}{\partial p} = m(v) \left[(\phi_2^F - \phi_1^F) - (\phi_2^A - \phi_1^A) \right] \quad (5)$$

Prédiction 1. Supposons $\alpha_e = \alpha_c = 0$.

(i) Le différentiel de chômage en défaveur des Africains est invariant à la proportion de Français dans la population.

(ii) Le différentiel de chômage augmente avec la proportion des emplois en contact lorsque les Français ont une préférence ou aptitude relative dans les emplois au contact vis-à-vis des Africains.

Le taux de chômage différentiel des Africains peut donc augmenter avec la proportion p d'emplois au contact de la clientèle en l'absence de discrimination. C'est ce qui se produit lorsque les Français acceptent relativement plus facilement un emploi au contact de la clientèle qu'un emploi sans contact que les Africains. Autrement dit, il est possible d'expliquer à la fois la sous-représentation des Africains dans les emplois au contact de la clientèle et leur surexposition au risque chômage à partir de leurs comportements d'offre de travail sectorielle. Une différence dans les préférences ou aptitudes constitue donc une raison alternative à la discrimination dans l'explication de ces phénomènes. Cependant, en l'absence de discrimination, le différentiel de chômage ne dépend pas de la proportion de Français.

Maintenant, supposons que seuls les employeurs éprouvent de la réticence envers les Africains, soit $\alpha_e > 0$ mais $\alpha_c = 0$. Le différentiel de taux de chômage s'écrit

$$\Delta u = m(v) \left[(1-p)\phi_1^F + p\phi_2^F - (1-p)\phi_1^A(1-\alpha_e n) - p\phi_2^A(1-\alpha_e n) \right] \quad (6)$$

Ce différentiel de chômage dépend maintenant de la proportion de Français.

Formellement,

$$\frac{\partial \Delta u}{\partial n} = m(v) \alpha_e \left[(1-p)\phi_1^A + p\phi_2^A \right] > 0 \quad (7)$$

Cet impact varie avec la proportion d'emplois en contact avec la clientèle.

L'effet marginal de la proportion d'emplois en contact vaut

$$\frac{\partial \Delta u}{\partial p} = m(v) \left[(\phi_2^F - \phi_1^F) - (\phi_2^A - \phi_1^A) + \alpha_e n (\phi_2^A - \phi_1^A) \right] \quad (8)$$

Comme dans le cas précédent, cet effet est conditionnel aux préférences ou aptitudes relatives des Africains vis-à-vis des deux types d'emplois par rapport à celles des Français. L'effet est positif lorsque les Français ont une préférence relative pour les emplois en contact, et les Africains une préférence absolue pour de tels emplois. En outre, l'effet est positif lorsque $\phi_2^A - \phi_1^A = \phi_2^F - \phi_1^F$, c'est-à-dire lorsque les Français et les Africains ont des préférences ou aptitudes *absolues* identiques.

L'effet croisé de la proportion de Français et d'emplois en contact avec la clientèle vaut aussi

$$\frac{\partial^2 \Delta u}{\partial n \partial p} = m(v) \alpha_e \left[\phi_2^A - \phi_1^A \right] \quad (9)$$

Son signe est positif si et seulement si les Africains ont une préférence ou aptitude absolue pour les emplois en contact. Ces différents résultats sont consignés dans une seconde prédiction.

Prédiction 2. Supposons $\alpha_c = 0$ et $\alpha_e > 0$

(i) Le différentiel de chômage en défaveur des Africains croît avec la proportion de Français dans la population.

(ii) Le différentiel de chômage augmente avec la proportion des emplois en contact lorsque les Français ont une préférence ou aptitudes relative dans les emplois au contact vis-à-vis des Africains, et lorsque les Africains ont une préférence ou aptitude absolue pour de tels emplois.

(iii) L'effet croisé de la proportion d'emplois au contact de la clientèle et de la proportion de français sur le différentiel de chômage est positif si et seulement si les Africains ont une préférence ou aptitude absolue pour les emplois en contact avec la clientèle.

Toute augmentation de la proportion de Français se traduit par une augmentation des emplois discriminants offerts. La probabilité d'accéder à l'emploi diminue pour un Africain, ce qui se traduit par un accroissement du risque de chômage. En outre, l'impact de la proportion de français est conditionnel à la proportion des emplois en contact avec la clientèle. Le signe de cet effet croisé est celui des préférences absolues des africains pour le secteur en contact avec la clientèle. Ainsi, il ne peut être positif que si les Africains ont une préférence ou aptitude absolue pour les emplois en contact avec la clientèle. En l'absence de telles préférences ou aptitudes sectorielles, l'effet croisé est nul ou négatif.

Finalement, considérons le cas symétrique où les consommateurs Français éprouvent à leur tour une réticence envers les Africains sans que les employeurs en manifestent une, soit $\alpha_c = 0$ et $\alpha_e > 0$. On obtient

$$\Delta u = m(v) \left[(1-p) \phi_1^F + p \phi_2^F - (1-p) \phi_1^A - p \phi_2^A (1 - \alpha_c n) \right] \quad (10)$$

On a alors

$$\frac{\partial \Delta u}{\partial n} = m(v) p \alpha_c \phi_2^A > 0 \quad (11)$$

Là encore, cet impact varie avec la proportion d'emplois en contact avec la clientèle mais l'effet croisé de la proportion de Français et d'emplois en contact avec la clientèle est désormais toujours positif :

$$\frac{\partial^2 \Delta u}{\partial n \partial p} = m(v) \alpha_c \phi_2^A > 0 \quad (12)$$

On peut calculer de même

$$\frac{\partial \Delta u}{\partial p} = m(v) \left[\phi_2^F - \phi_1^F - (\phi_2^A - \phi_1^A) + \alpha_c \phi_2^A \right] \quad (13)$$

Comme dans les cas précédents, cet effet dépend des préférences ou aptitudes relatives des Africains vis-à-vis des deux secteurs par rapport à celles des Français. Mais, comme dans le cas de la discrimination des employeurs, l'effet est toujours positif lorsque $\phi_2^F - \phi_1^F = \phi_2^A - \phi_1^A$.

Cela nous conduit à la prédiction 3.

Prédiction 3. *Supposons $\alpha_e = 0$ et $\alpha_c > 0$*

- (i) *Le différentiel de chômage en défaveur des Africains croît avec la proportion de Français dans la population.*
- (ii) *Le différentiel de chômage augmente avec la proportion des emplois en contact sauf si les Africains ont une préférence ou aptitude relative dans les emplois au contact vis-à-vis des Français.*
- (iii) *L'effet croisé de la proportion d'emplois au contact de la clientèle et de la proportion de français sur le différentiel de chômage est positif quelque soit les préférences ou aptitudes relatives des employés.*

Le différentiel de taux de chômage augmente à nouveau avec la proportion de Français, qui constitue le réservoir de consommateurs rétifs au contact d'un employé africain. Les prédictions 2 et 3 délivrent un message commun. L'effet de la composition ethnique sur le différentiel de taux de chômage est spécifique aux phénomènes de discrimination et permet donc de distinguer la discrimination de l'effet de préférences ou aptitudes sectorielles ethnique.

La comparaison des prédictions 2 (iii) et 3 (iii) propose en outre une méthode pour distinguer la discrimination des employeurs de la discrimination par les goûts des consommateurs. En effet, dans le cas de la discrimination induite par les goûts des consommateurs, l'effet croisé de la proportion d'emplois au contact de la clientèle et de la proportion de français sur le différentiel de chômage est positif, cela sans faire d'hypothèse particulière. En revanche, cet effet croisé dépend de l'existence de préférences sectorielles dans le cas de la discrimination des employeurs. Mais sous l'hypothèse plausible que les Africains n'ont pas de préférences ou aptitudes particulières envers les emplois au contact de la clientèle, il est négatif.

4.2 Tests économétriques

Cette sous-section poursuit deux objectifs. D'une part, il s'agit de détecter la présence éventuelle de phénomènes de discrimination dont pourraient souffrir les Africains, et en particulier de les distinguer de différences ethniques de préférences ou d'aptitude entre les emplois. D'autre part, il s'agit de distinguer autant que possible les phénomènes de discrimination pure et de discrimination indirecte qui participent de la sous-représentation des Africains dans les emplois au contact de la clientèle. Nous nous servons à cette fin du modèle théorique présenté en sous-section précédente, modèle dont nous testons les principales prédictions.

Considérer simplement les 9 classes de taille d'unités urbaines utilisées dans les graphiques précédentes ne nous conduirait pas à un nombre d'observations suffisant permettant d'estimer correctement les effets de l'espace sur les phénomènes de discrimination. Nous préférons donc utiliser les données du Recensement (99) pour calculer le taux de chômage des Français et celui des Africains pour chaque zone d'emploi. Il existe 341 zones d'emploi couvrant complètement la France continentale, ce qui permet un découpage géographique assez fin. De plus, et contrairement à d'autres découpages plus administratifs, les frontières des zones d'emploi ont été déterminées de

façon à faire coïncider résidence et emploi. Les effets de débordement devraient ainsi être limités et une zone d'emploi constitue un marché local du travail cohérent. Pour ces raisons, la plupart des études empiriques en économie géographique sur la France utilisent désormais ce découpage (voir Combes et al., 2008).

Conformément à la stratégie empirique suivie dans la section 2, nous calculons l'écart de taux de chômage entre Africains et Français dans chaque zone d'emploi. Nous construisons tout d'abord la proportion de Français de naissance dans la zone d'emploi directement à partir du recensement de la population. La variable de pourcentage d'emplois en contact avec la clientèle ne peut malheureusement pas provenir directement de l'enquête FQP car celle-ci n'est pas représentative au niveau de la zone d'emploi et ne comporte pas assez d'observations. Ainsi, nous calculons tout d'abord les parts de la population employée dans chaque occupation (au niveau de la PCS 2) et dans chaque zone d'emploi grâce au recensement de 1999. Les parts de chacune des PCS 2 employées dans une activité au contact avec la clientèle au niveau national proviennent quant à elles de l'enquête FQP (voir Tableau 3.1). En posant une hypothèse d'indépendance à la zone d'emploi de cette fraction, nous obtenons les emplois en contact dans la zone d'emploi en faisant la somme des produits terme à terme des deux séries. Les deux proportions de français et emploi en contact sont finalement multipliées pour appréhender leur effet croisé.

Nous régressons l'écart de taux de chômage entre Africains et Français séparément sur chacune de ces trois explicatives en contrôlant ou pas par certaines caractéristiques de la population locale qui pourraient affecter les taux de chômage, notamment l'âge et le fait de détenir un diplôme. Les résultats sont reportés dans les Tableaux 4.1 sur l'ensemble de la population et 4.2 pour les hommes exclusivement.

La proportion de français n'a pas d'effet significatif, dans aucune des régressions. Cela tendrait à signifier que les différences de chômage entre Français et Africains ne dépendent pas de cette variable et notamment qu'il n'y aurait pas de discrimination, pure ou indirecte (prédiction 1). Cependant, comme le montre notre modèle, la variable croisée ne devrait alors pas non plus avoir d'effet, ce qui n'est pas le cas dans nos données. Il s'agit même de celle qui a le plus fort pouvoir explicatif.¹¹ Nous attribuons donc plutôt ce manque de significativité la proportion de français à un manque d'observations ou à une trop faible variabilité entre zones.

A l'inverse, la proportion d'emplois en contact avec la clientèle à un effet positif, significatif quand on se restreint aux hommes. Selon les prédictions de notre modèle, cela peut provenir soit de préférences ou aptitudes plus fortes des français par rapport aux africains pour les emplois en contact (prédiction 1), soit d'un phénomène de discrimination de la part des employeurs ou des consommateurs (prédictions 2 et 3). Pour trancher entre ces deux explications, il nous faut en venir à l'effet de la variable croisée.

Que l'on travaille sur la population entière ou seulement sur les hommes, le produit de la proportion de français et d'emplois en contact avec la clientèle a toujours un effet positif significatif. Comme dit plus haut, c'est aussi cette variable qui a le plus fort pouvoir explicatif. Elle est robuste à la considération de certaines caractéristiques d'âge et de diplôme des populations locales. Cela nous conduit à conclure que c'est la prédiction 3 de notre modèle qui est la mieux validée, à savoir que le différentiel des taux de chômage au détriment des Africains est mieux expliqué par une discrimination en fonction des goûts de la clientèle que par une discrimination pure ou par un manque d'appétence ou de compétence des Africains pour les emplois en contact avec la clientèle. En effet, en présence de discrimination pure sans discrimination des consommateurs, l'effet devrait être négatif si l'on admet que les Africains ont de moindres préférences ou aptitudes pour les emplois en contact à la clientèle (prédiction 2) ou nul s'ils sont indifférents. Seules de meilleures préférences ou aptitudes des Africains pour les emplois en contact en présence de discrimination pure pourraient expliquer cet effet positif. Cela dit, nos résultats n'infirmes pas le fait que la discrimination des

¹¹ Notons que les R^2 sont peu élevés. Cela est dû au fait que nous travaillons sur une variable dépendante en différence dont la variabilité est par essence plus difficile à expliquer. Alternativement, régresser le taux de chômage des Africains sur celui des français accompagné des mêmes autres explicatives accroît fortement le pouvoir explicatif du modèle qui est supérieur à 0.3 mais s'éloigne de nos prédictions strictes et accroît les risques d'endogénéité.

consommateurs s'accompagne de discrimination pure et un biais de préférence ou d'aptitudes des Africains en faveur des emplois sans contact avec la clientèle.

Tableau 4.1 : Test de la prédiction 2 vs prédiction 3 – écart de taux de chômage sur l'ensemble de la Population

Variable dépendante : taux de chômage des Africains - taux de chômage des Français						
Modèles	1	2	3	4	5	6
%Français (éc.-type)	0,131 (0,103)			0,157 (0,14)		
%Contact (éc.-type)		0,175 (0,117)			0,214* (0,12)	
Variable d'interaction : %FrançaisX%Contact (éc.-type)			0,29** (0,126)			0,30** (0,128)
Contrôles sur les zones d'emploi						
Age moyen				X	X	X
Diplôme				X	X	X
R_	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02
N	341	341	341	341	341	341
significatif à :	*: 10%	** : 5%	*** : 1%			

Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Tableau 4.2 : Test de la prédiction 2 vs prédiction 3 – écart de taux de chômage sur la population masculine

Variable dépendante : taux de chômage des hommes africains - taux de chômage des hommes français						
Modèles	1	2	3	4	5	6
%Français (éc.-type)	-0,06 (0,117)			0,182 (0,153)		
%Contact (éc.-type)		0,53*** (0,128)			0,504*** (0,132)	
Variable d'interaction : %FrançaisX %Contact (éc.-type)			0,56** (0,139)			0,62*** (0,139)
Contrôles sur les zones d'emploi						
Age moyen des hommes				X	X	X
Diplôme				X	X	X
R^2	0,01	0,05	0,05	0,02	0,06	0,08
N	341	341	341	341	341	341
significatif à :	*: 10%	** : 5%	*** : 1%			

Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Nous avons vu dans la section 2 que la relation croissante entre le différentiel de taux de chômage au détriment des Africains et la taille de l'unité urbaine s'est renforcée au cours du temps. Selon nos estimations, quatre facteurs peuvent être tenus potentiellement responsables de ces évolutions : les deux variables d'intérêt, proportion de français et d'emplois avec contact avec la clientèle, et les deux paramètres qui leur sont associés. Soit ces paramètres ont changé reflétant des modifications sous-jacentes des mœurs ou des compétences relatives des Français et des Africains ; cette hypothèse est intéressante, mais les données permettant de la falsifier nous manquent. Soit ce sont les distributions par zone d'emploi des variables de proportion de français et d'emploi en contact avec la clientèle qui ont changé, modifiant ainsi le potentiel de discrimination selon la géographie. Nous examinons maintenant cette seconde hypothèse.

5. Evolution de l'intensité des forces de discrimination

Nous venons de mettre en évidence deux forces discriminantes, la proportion d'emplois au contact de la clientèle et la proportion de Français. A priori ces deux forces n'ont pas de raison d'avoir la même intensité quelque soit la localisation. Nous allons montrer que la proportion d'emplois au contact de la clientèle augmente avec la taille de l'agglomération; que cette relation s'est renforcée au cours du temps, et que la proportion de Français diminue avec la taille de la ville. Comme le montre notre modèle théorique, deux forces opposées sont donc à l'œuvre. D'un côté, le 'pool' des emplois potentiellement discriminants a singulièrement crû dans les grandes villes. D'un autre côté, la mixité ethnique à l'œuvre dans les grandes villes a restreint le potentiel de discrimination de ces emplois.

Comme les estimations économétriques ont été établies au niveau de la zone d'emploi, nous continuons à raisonner à ce niveau géographique dans cette section. Etant donné que la densité de la zone d'emploi est généralement l'indicateur retenu dans les études empiriques en économie géographique (voir Combes et al. 2008), c'est elle que nous considérons comme l'indicateur de taille de la zone d'emploi ici. Nous continuons sur l'hypothèse que la discrimination dans une zone donnée dépend de deux facteurs, le taux d'emploi en contact dans la zone d'emploi et la part des Français dans la population de la zone. Nous étudions tour à tour l'évolution temporelle du profil de ces deux variables en fonction de la densité de l'année considérée.

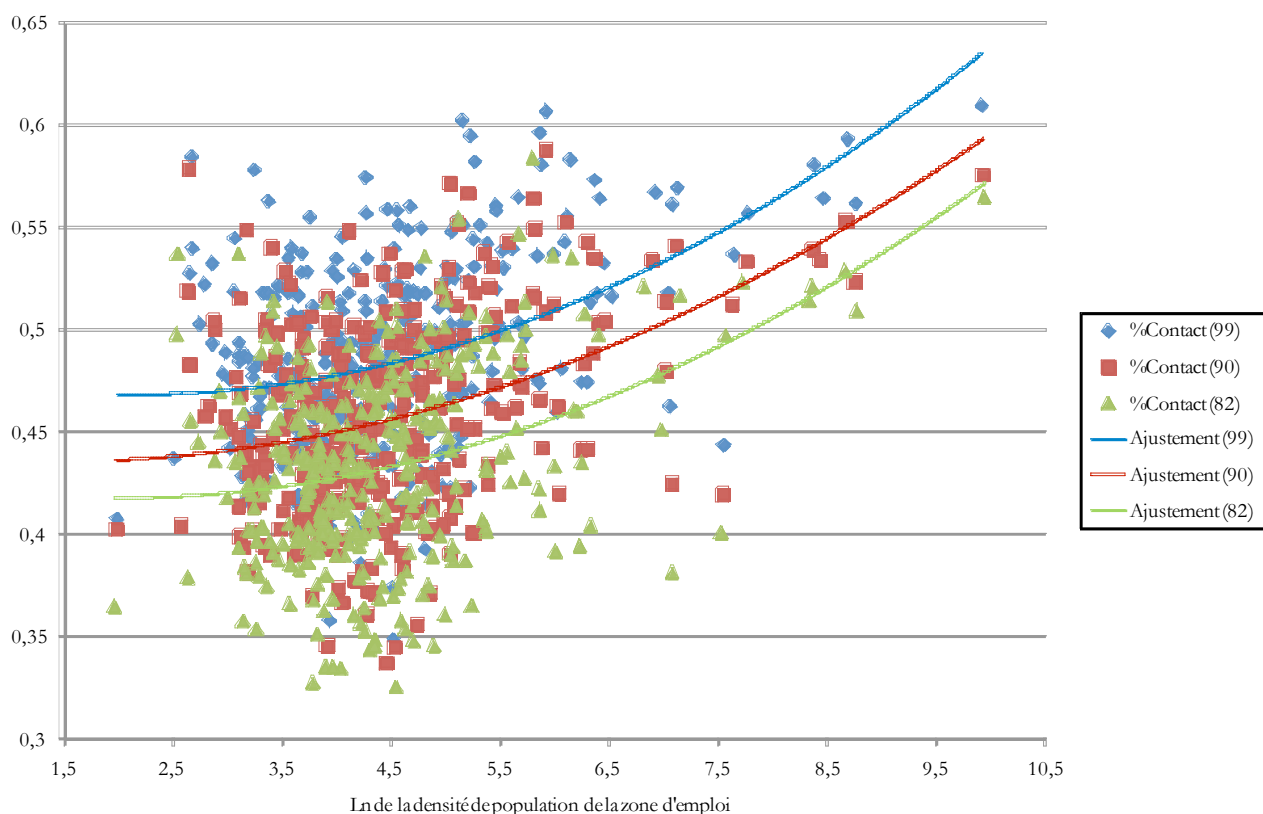
5.1 Evolution du profil d'emploi en contact selon la densité de la zone d'emploi : une tendance à la concentration dans les grandes villes

Le graphique 5.1 établit deux faits saillants.

D'une part, il y a une relation croissante entre la densité de population d'une zone d'emploi donnée et la proportion d'emplois au contact de la clientèle dans la même zone. Cette relation apparaît valable pour les différentes vagues de recensement 1982, 1990, 1999¹². D'autre part, la relation devient significativement de plus en plus croissante si l'on compare l'année initiale 1982 et l'année terminale 1999. On peut conclure sans ambiguïté que les emplois en contact augmentent tout en se concentrant relativement de plus en plus dans les grandes villes. Nous revenons dans le dernier paragraphe de cette dernière section sur les explications possibles d'un tel phénomène.

¹² Il est difficile de remonter avant 1982, en raison du changement de définition des PCS intervenu à l'époque.

Figure 5.1 : Evolution du taux d'emploi en contact selon la densité de population de la zone d'emploi (non pondéré)



Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Tableau 5.1 : Régression de la proportion d'emplois en contact sur la densité des zones d'emplois

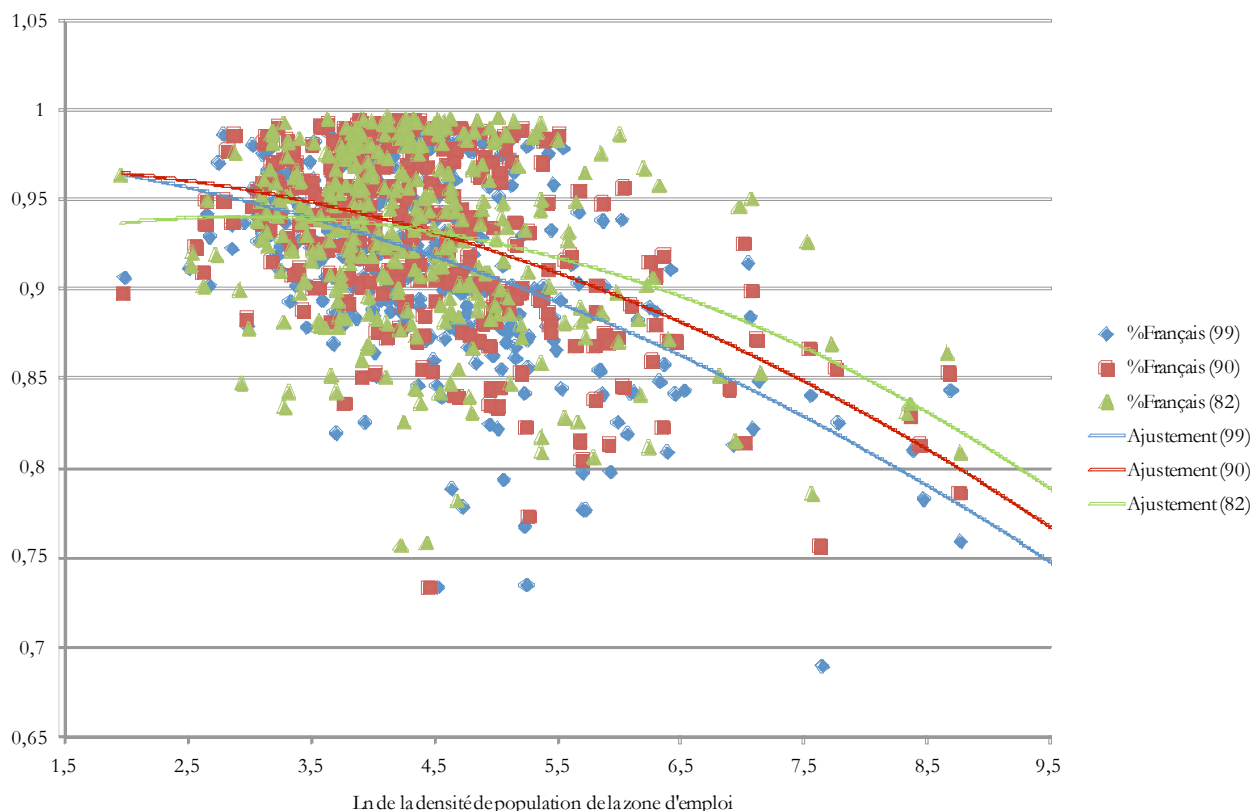
Variables	Variable dépendante = Proportion d'emplois en contact					
	RP 1999		RP 1990		RP 1982	
Ln densité	0,0171***	-0,0117	0,000123	-0,00616	-0,000158	-0,00944
(éc.-type)	(0,00221)	(0,0114)	(0,00241)	(0,0117)	(0,00239)	(0,0118)
Ln densité _		0,00276**		0,00218**		0,00241**
(éc.-type)		(0,00107)		(0,00110)		(0,00111)
Constante	0,41***	0,481***	0,457***	0,440***	0,436***	0,427***
(éc.-type)	(0,101)	(0,0291)	(0,0111)	(0,0299)	(0,0110)	(0,0303)
R	0,15	0,17	0,00	0,15	0,00	0,13
significatif à :	* : 10%		** : 5%		*** : 1%	

Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

5.2 Evolution du profil de la proportion de Français selon la densité de la zone d'emploi : une tendance à la concentration en campagne

Le graphique ci-dessous établit que la part des Français décroît avec la zone d'emploi. Là aussi, c'est une relation parabolique qui ajuste le mieux les données. Le mouvement va ici dans le sens inverse, on peut détecter une tendance statistiquement significative à la concentration des Français dans les zones rurales. Cependant, cette tendance s'affaiblit au cours du temps.

Figure 5.2 : Evolution de la proportion de Français par zone d'emploi



Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Tableau 5.2 : Régression de la proportion de Français sur la densité des zones d'emplois

Variables	Variable dépendante = Proportion de Français de naissance					
	RP 1999		RP 1990		RP 1982	
Ln densité	-0,0267***	-0,00425	-0,0234***	0,00393	-0,0164***	0,0210*
(éc.-type)	(0,00230)	(0,0118)	(0,00209)	(0,0109)	(0,00234)	(0,0124)
Ln densité _		-0,00214*		-0,00263*		-0,00355**
(éc.-type)		(0,00112)		(0,00102)		(0,00116)
Constante	1,036***	0,9814***	1,035***	0,9772***	1,0027***	0,909***
(éc.-type)	(0,0106)	(0,0304)	(0,00959)	(0,0279)	(0,0108)	(0,0317)
R	0,28	0,29	0,27	0,28	0,13	0,14

significatif à : * : 10% ** : 5% *** : 1%

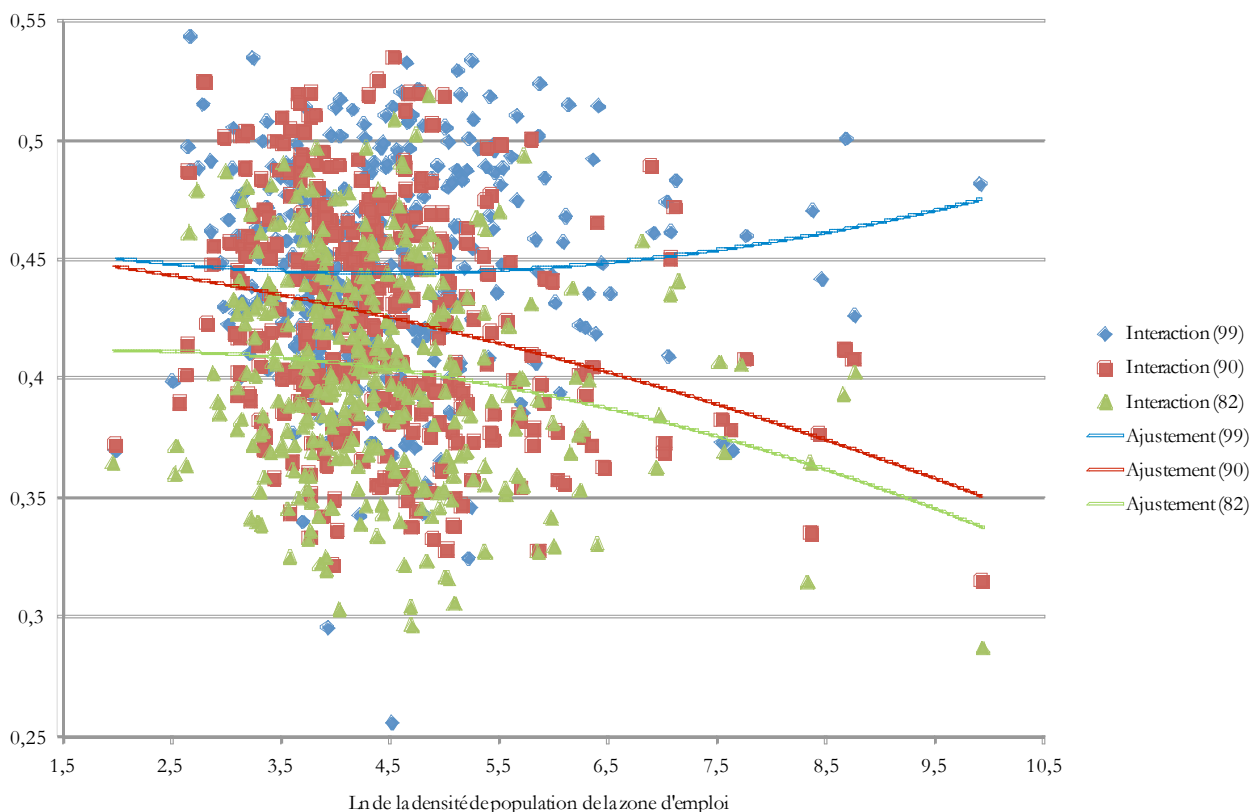
Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

5.3 Evolution du profil de la force de discrimination selon la densité de la zone d'emploi

Il est assez rare de rencontrer deux mouvements qui s'opposent à la fois dans l'espace et le temps. Le % d'emplois en contact est plus élevé dans les grandes villes mais le % de Français est plus faible dans celles-ci. Le % d'emplois en contact a progressé plus vite dans les grandes villes mais le % de Français a aussi régressé plus vite dans celles-ci. L'évolution de la résultante des deux forces n'est pas évidente à anticiper a priori. Le profil de l'interaction à travers le produit des deux forces est retracé dans le graphique 5.3. La relation qui approche le mieux les données est une relation parabolique négative pour 1982 et 1990 et une relation parabolique positive pour 1999. Ces constats doivent être fortement nuancés par le manque de significativité des coefficients des régressions. Toutefois, si l'on accepte d'énoncer une hypothèse, celle qui sourd des données serait celle d'un équilibre des forces l'année terminale, alors que cela n'était pas le cas auparavant, la force

de discrimination semblant légèrement plus forte dans les zones rurales que dans les grandes agglomérations. Ainsi l'évolution de cette force de discrimination aurait été plus défavorable dans les grandes villes qu'en zone rurale et cela peut contribuer à expliquer que le différentiel de taux de chômage au détriment des Africains ait augmenté plus défavorablement dans les grandes villes que dans les petites.

Figure 5.3 : Evolution de la variable d'interaction = %FrançaisX%Contact



Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Tableau 5.3 : Régression de la proportion %FrançaisX%Contact sur la densité des zones d'emplois

Variables	Variable dépendante = %FrançaisX%Contact					
	RP 1999		RP 1990		RP 1982	
Ln densité	0,00171	-0,00916	-0,0109***	-0,00406	-0,00745***	0,00439
(éc.-type)	(0,00219)	(0,0114)	(0,0023)	(0,0121)	(0,00224)	(0,00119)
Ln densité_		0,00103		-0,000674		-0,00115
(éc.-type)		(0,00107)		(0,00113)		(0,00111)
Constante	0,438***	0,465***	0,474***	0,458***	0,437***	0,408***
(éc.-type)	(0,0101)	(0,0291)	(0,0110)	(0,0309)	(0,0103)	(0,0304)
R_	0,0018	0,0044	0,062	0,064	0,032	0,029

significatif à : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Source : Recensement de la population Insee mis à disposition par le CMH, calcul des auteurs.

Il reste à s'interroger sur les raisons qui ont présidé à la concentration des emplois en contact dans les grandes villes. Nous n'évoquerons pas les raisons qui peuvent expliquer que la proportion

des Français baisse dans les grandes villes car elle est endogène à un certain nombre de phénomènes auxquels nous nous intéressons ici. En revanche, nous pouvons espérer que la concentration des emplois en contact soit largement le produit de transformations de la géographie de l'appareil productif et, à ce titre soit plus exogène par rapport à l'ensemble du scénario esquissé dans cette recherche.

5.4 Un élément d'explication à la croissance plus rapide des emplois en contact en général

La croissance de la part des emplois en contact avec la clientèle au niveau national peut s'expliquer à la fois en faisant appel à des arguments d'économie industrielle et d'économie de la croissance. L'importance de plus en plus grande de secteurs gouvernés par une concurrence imparfaite (biens différenciés) semble bien attestée. En concurrence monopolistique, le profit réalisé sur le client marginal est positif, d'où la place importante du « front office » (les équipes de ventes, marketing, service après-vente) dans ces entreprises pour accroître la part de marché. Le fait que de plus en plus d'entreprises ont un secteur en contact avec la clientèle développé semble donc assez naturel. L'argument de théorie de la croissance repose sur l'idée que le progrès technique a plus affecté les activités du « back office » (production, logistique, stocks, comptabilité, gestion des ressources humaines) que celles du front office. Le back office utilise plus de capital que le front office (machines pour la production, NTIC pour l'administration et la comptabilité etc.). Le progrès technique, en rendant le capital plus productif, permet donc d'y économiser plus de travail. L'effet du progrès technique demeure faible dans le secteur front office qui est intensif en travail. En conséquence, dans chaque entreprise, la part en emploi du back office diminue sous l'effet d'un progrès technique plus vigoureux.

5.5 Un élément d'explication à la décroissance plus rapide des emplois sans contact dans les grandes villes

Les emplois peu exposés à la clientèle, comme le révèle le classement des professions selon le pourcentage d'emplois en contact (Tableau 3.1), sont surtout le fait d'emplois typiques du secteur secondaire. Comme le montre l'économie géographique (voir Combes et al., 2008), l'augmentation du coût relatif du foncier par rapport au salaire mis en lumière par le Graphique 5.4 a certainement poussé les établissements industriels intensifs en foncier et subissant des coûts aux échanges faibles à délocaliser leur activité vers les zones moins denses. Il est, en effet, bien documenté que les coûts de transport ont fortement baissé pendant la période, de 38 % en moyenne en France entre 1978 et 1998, selon Combes et Lafourcade (2005).

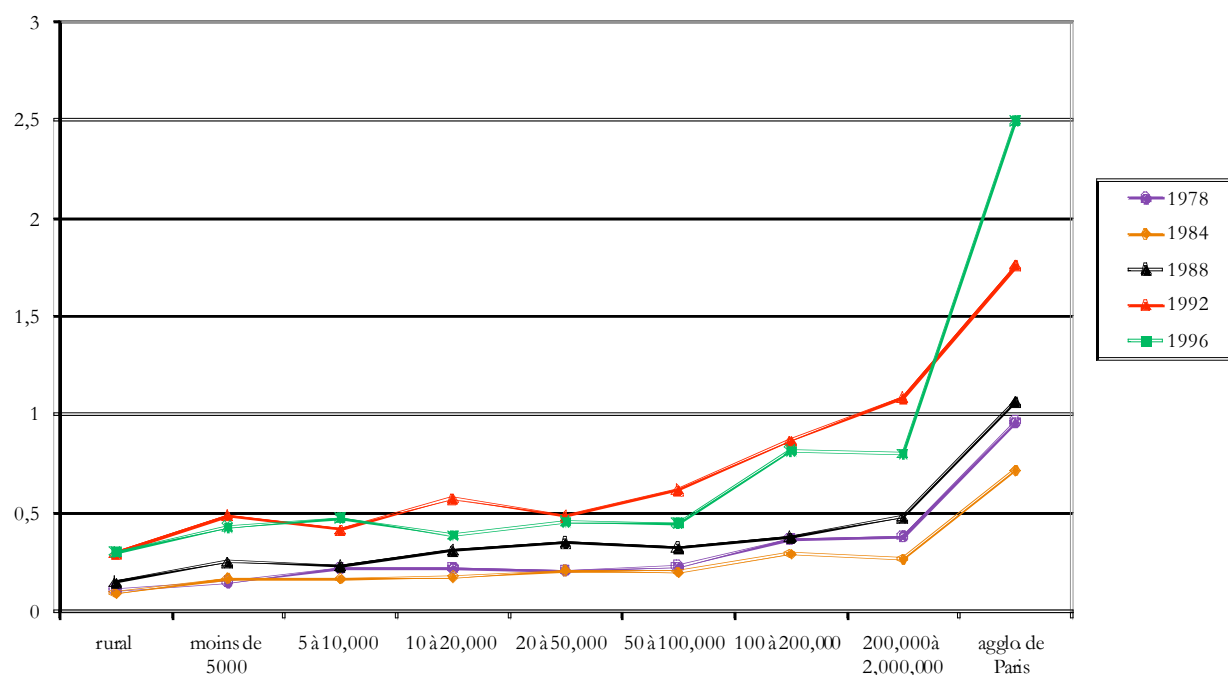
Evidemment ce phénomène ne se serait pas produit si on avait observé un phénomène de rattrapage des prix du foncier dans les petites villes vers le niveau constaté dans les grandes agglomérations¹³. Le Graphique 5.5 permet de constater qu'il n'en a rien été et que la croissance du prix relatif du foncier par rapport au coût du travail matérialisé par le niveau du SMIC a été quasiment homothétique sur longue période sur l'ensemble du territoire (le mouvement se poursuit d'ailleurs depuis 1996, contrairement à une opinion couramment répandue)¹⁴.

Cette augmentation du prix du foncier sur l'ensemble du territoire participe, en outre, de l'augmentation du poids relatif des services à l'échelon national. Ces activités, moins consommatrices d'espace, ont été relativement peu pénalisées. Bien entendu, d'autres facteurs contribuent à l'augmentation du poids des services.

¹³ Malheureusement, l'Enquête Logement, permettant d'évaluer ces prix au niveau national ou par taille d'unité urbaine, que nous mobilisons dans Bouvard et al. (2008), ne nous permet pas de reconstituer ceux-ci pour les zones d'emploi et, par conséquent, de raisonner à ce niveau. C'est pourquoi nous revenons ici à la notion d'unité urbaine.

¹⁴ Pour les deux graphiques 5.4 et 5.5, les prix courants sont ramenés au smic de l'année afin d'avoir un prix réel du foncier comparable entre années.

Figure 5.4 : Prix de 10m² de terrain à bâtir ramené au SMIC par taille d'unité urbaine



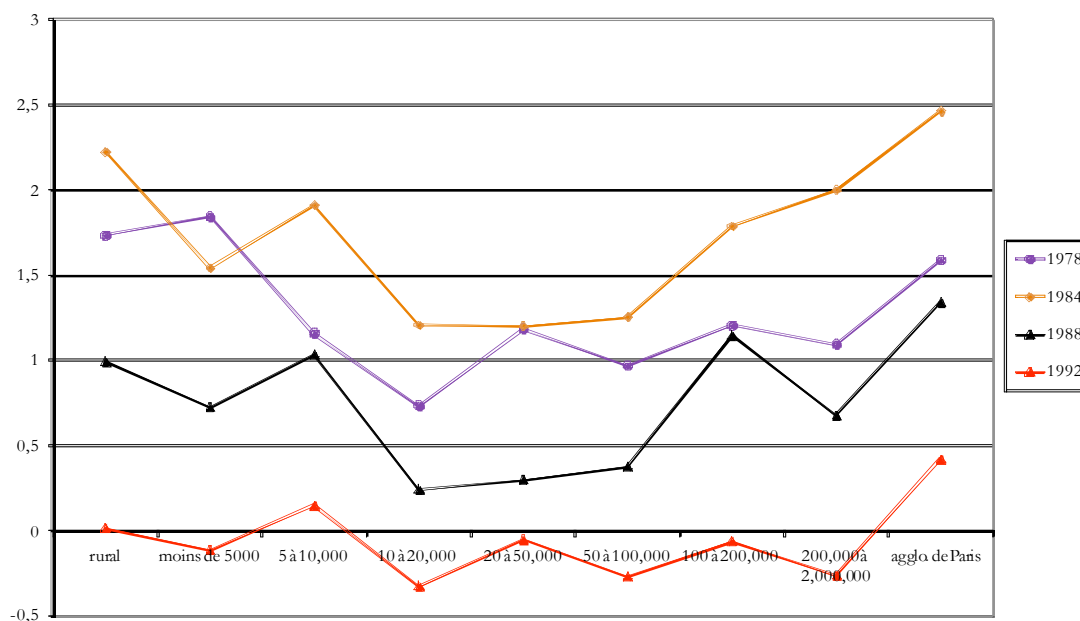
Source : Insee, Enquêtes Nationales Logement 1978, 1984, 1988, 1992, 1996

Champ : Parmi les propriétaires récents, les ménages premiers propriétaires ayant acheté récemment le terrain avant de faire construire

Lecture : Chaque point correspond à la valeur : Prix en t / SMIC en t.

Acheter 10 m² de terrain à bâtir dans une agglomération de plus de 200.000 hab. (hors agglomération parisienne) coûtait en moyenne l'équivalent de plus d'un mois de SMIC en 1992, contre moins d'un demi-mois de SMIC en 1988

Figure 5.5: Profil de croissance du prix relatif du foncier (10m² de terrain à bâtir) relativement au SMIC par taille d'unité urbaine jusqu'en 1996



Source : Insee, Enquêtes Nationales Logement 1978, 1984, 1988, 1992, 1996

Champ : Parmi les propriétaires récents, les ménages premiers propriétaires ayant acheté récemment le terrain avant de faire construire

Lecture : Chaque point correspond à la valeur : $(\text{Prix en 1996} / \text{SMIC en 1996} - \text{Prix en t} / \text{SMIC en t}) / ((\text{Prix en t} / \text{SMIC en t})$.

Le prix, en équivalent-SMIC de l'année, de 10 m² de terrain à bâtir, n'a pas augmenté de façon monotone à travers les différents types d'agglomérations urbaines. Par exemple, entre 1988 et 1996, il a augmenté de 100% en milieu rural, de 30% dans les petites agglomérations urbaines (de 10 à 100.000 hab.) et de 130% en agglomération parisienne.

6. Conclusion

L'Italie doit faire face à un problème de chômage différentiel élevé dans le Mezzogiorno, l'Allemagne a un problème de nature identique avec les territoires de l'ex-Allemagne de l'Est. La France, quant à elle, a laissé s'accumuler au fil des ans des poches de chômage différentiels, en particulier dans les grandes villes de province, qui concernent des personnes qui, de près ou de loin, ont une ascendance étrangère et plus particulièrement africaine. Ce problème a des résonances économiques, sociales, culturelles et politiques qu'il serait vain de vouloir nier. Il pose un défi majeur à la société française et cet article tente très modestement d'essayer d'explorer une piste de recherche qui était apparue jusqu'alors plutôt négligée.

Le différentiel des taux de chômage selon la taille de la ville cache-t-il des différences de nature individuelle (formation, ancienneté, famille) ou des différences dans la structure du marché de l'emploi ? Si nous n'avons pas creusé dans la première direction, ce qui appelle clairement un complément de notre part, nous avons pu mettre en évidence des différences qui, sans être considérables, sont malgré tout importantes dans le taux d'emploi en contact avec la clientèle selon la densité de la zone d'emploi considérée. Ces différences sont susceptibles d'expliquer que les étrangers éprouvent plus de mal à s'insérer sur le marché du travail dans les grandes agglomérations où la proportion d'emplois pouvant faire l'objet de discrimination est plus élevée. Ce phénomène est toutefois partiellement compensé par le fait que la proportion de la population d'origine française, celle qui discrimine, est plus faible dans les grandes agglomérations. Donc il n'est pas sûr qu'au total, un phénomène de discrimination différentiel sur le marché du travail permette d'expliquer ce différentiel de chômage. En revanche, il peut permettre d'expliquer que le marché du travail se soit

relativement plus détérioré pour les personnes d'origine étrangère dans les grandes villes que dans les petites, au cours des 25 dernières années, puisqu'alors que le gradient spatial des emplois en contact avec la clientèle s'est accentué alors que celui de la part de français est resté relativement stable.

Si l'on y réfléchit bien, historiquement, les vagues d'immigration de travail dans notre pays ont toujours eu pour vocation d'occuper un emploi sans contact : bâtiment, cuisines des restaurants, chaînes de montage de l'industrie automobile, ramassage des ordures ménagères, travaux agricoles. Un changement brutal se serait opéré dans les années 80 où la proportion d'emplois sans contact a baissé rapidement et, plus encore, dans les grandes villes. Ce changement, nous ne l'avons pas encore suffisamment documenté mais nous conjecturons qu'il s'est bien opéré. Les emplois en contact demandent une plus grande acclimatation culturelle au pays d'accueil qui ne se réalise pas en un jour. Un décalage se serait produit entre la vitesse d'ajustement de l'appareil productif qui a été très rapide et celle de la force de travail d'origine étrangère. Ce décalage a eu d'autant plus de mal à se résorber qu'il a été complètement ignoré par les pouvoirs publics. Nous voyons un élément d'optimisme pour l'avenir cependant : la seconde génération semble moins ou pas discriminée dans les emplois en contact et le décalage pourrait ainsi se résorber progressivement. Encore faut-il prêter une attention toute particulière aux régulations en cours sur le marché du logement.

En effet, jusqu'ici, le raisonnement a totalement évacué la question de la mobilité des personnes d'origine africaine. Si elles étaient mobiles spatialement, la discrimination sur le marché du travail, ou ce qui y ressemble dans les emplois en contact avec la clientèle, mise en évidence dans les sections précédentes, ne devrait pas avoir tellement d'influence à long terme sur le différentiel du taux de chômage. Par le jeu de la mobilité résidentielle, les Africains se concentreraient dans les zones les plus favorables pour eux en terme d'emploi, à savoir celles pour lesquelles le taux d'emploi en contact est relativement faible. La thèse selon laquelle la discrimination sur le marché du travail a une influence différentielle sur les taux de chômage locaux ne tient que si une argumentation et des évidences empiriques étayent un relatif immobilisme spatial des personnes d'origine africaine. C'est à cette tâche que nous nous attelons dans l'article qui suit (Bouvard et al 2008).

Références

- R. Aeberhardt, D. Fougère, J. Pouget et R. Rathelot [2007] : *Wages and employment of French workers with African origins*, IZA DP No 2898.
- G. Akerlof [1976] : *The Economics of caste and of the rat race and other woeful tales*, **Quarterly Journal of Economics**, 90 (4), pp. 599-617.
- K. Arrow [1972] : **The theory of discrimination**, Discrimination in labor markets, in O. A. Ashenfelter & A. Reeds (eds.), Princeton University Press, pp. 3-33.
- G. Becker [1957] : **The Economics of discrimination**, Chicago University Press, Chicago. Reprint 1971.
- BIT [2007] : *Les discriminations à raison de 'l'origine' dans les embauches en France : une enquête nationale par tests de discrimination*, Bureau International du Travail.
- D. Black [1995] : *Discrimination in an equilibrium search model*, **Journal of Labor Economics**, 13 (2), pp. 309-333.
- G. Borjas et S. Bronars [1989] : *Consumer discrimination and self-employment*, **Journal of Political Economy**, 97 (3), pp. 581-605.

- L. Bouvard, P-P. Combes, B. Decreuse, M. Laouénan, B. Schmutz et A. Trannoy [2008] : *Géographie du chômage des personnes d'origine africaine : pourquoi une si faible mobilité résidentielle ?*, **Revue Française d'économie**, ce numéro.
- A. Bowlus et Z. Eckstein [2002] : *Discrimination and skill differences in an equilibrium search model*, **International Economic Review**, 43 (4), pp. 1309-1345.
- E. Cediey et F. Foroni [2007] : *Les discriminations à raison de « l'origine » dans les embauches en France : une enquête nationale par tests de discrimination selon la méthode du BIT*.
- P-P. Combes et M. Lafourcade [2005] : *Transport Costs: Measures, Determinants, and Regional Policy Implications for France*, **Journal of Economic Geography**, 5, 319-349.
- P-P. Combes, T. Mayer et J-F. Thisse [2008] : **Economic Geography**, Princeton University Press, Princeton.
- L. Gobillon et H. Selod [2007] : *Les déterminants locaux du chômage en région parisienne*, **Economie et Prévision**, 180-181, pp.19-38.
- L. Gobillon et H. Selod [2007] : *The effect of segregation and spatial mismatch on unemployment: evidence from France*, INRA-LEA Working Paper No 0702.
- L. Gobillon, T. Magnac et H. Selod [2007] : *The effect of location on finding a job in the Paris region*, CEPR Working Paper No 6 199.
- L. Gobillon, H. Selod et Y. Zénou [2007] : *The mechanisms of spatial mismatch*, **Urban Studies**, 44, 2401-2427.
- Haute Autorité de Lutte contre les Discriminations et pour l'Egalité, [2006], *Résultats des tests de discrimination - Logement et Emploi. Dossier de presse*.
- J.R. Harris et M. Todaro [1970] : *Migration, unemployment and development: a two sector analysis*, **American Economic Review**, 60 (1), 126-142.
- H. Holzer et R. Ihlanfeldt [1998] : *Customer discrimination and employment outcomes for minority workers*, **Quarterly Journal of Economics**, 113 (3), pp. 835-867.
- K. Ihlanfeldt et D. Sjoquist, [1998] : *The spatial mismatch hypothesis: a review of recent studies and their implications for welfare reform*, **Housing Policy Debate**, 9, 849-892.
- J. Kain [1968] : *Housing segregation, Negro employment, and metropolitan decentralization*, **Quarterly Journal of Economics**, 82, pp. 32-59.
- A. Khan [2007] : **The Harris-Todaro hypothesis**, in J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman (eds.), *The new Palgrave: a dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan.
- K. Lang, M. Manove et W. Dickens [2005] : *Racial discrimination in labor markets with posted wage offers*, **American Economic Review**, 95 (4), 1327-1340.
- A. Lefranc [2008] : *Unequal opportunities and ethnic origin: the labor market outcomes of second generation immigrants in France*, Thema.

P. Petit [2003], *Comment évaluer la discrimination à l'embauche ?*, **Revue Française d'Economie**, 17 (3), pp. 55-87.

E. Phelps [1972] : *The statistical theory of racism and sexism*, **American Economic Review**, 62 (4), pp. 659-661.

Loi n°2001-1066 du 16 novembre 2001 relative à la lutte contre les discriminations, [2001], République Française.

A. Rosen [2003] : *Search, bargaining, and employer discrimination*, **Journal of Labor Economics**, 21 (4), pp. 807-830.

T. Vishwanath [1991] : *Information flow, job search and migration*, **Journal of Development Economics**, 36 (2), pp. 313-335.