



**HAL**  
open science

# Mesurer la discrimination salariale? Une critique radicale de la décomposition de Oaxaca-Blinder

Christophe Brochier

► **To cite this version:**

Christophe Brochier. Mesurer la discrimination salariale? Une critique radicale de la décomposition de Oaxaca-Blinder. *Bulletin de Méthodologie Sociologique / Bulletin of Sociological Methodology*, 2020. halshs-02467654

**HAL Id: halshs-02467654**

**<https://shs.hal.science/halshs-02467654>**

Submitted on 5 Feb 2020

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Mesurer la discrimination salariale ? Une critique radicale de la décomposition de Oaxaca-Blinder

**Christophe Brochier<sup>1</sup>**

*Résumé : Ce texte propose une critique radicale de la décomposition de Oaxaca-Blinder appliquée aux inégalités salariales. Cette méthode décompose un écart salarial entre deux groupes entre une part « expliquée » par les différences de compétences et une part « inexpliquée » appelée effets de la discrimination. On montre ici, en les passant en revue, que des critiques techniques nombreuses minent la prétention de la méthode à pouvoir chiffrer la discrimination. Le problème principal est cependant l'utilisation d'hypothèses contrefactuelles irréalistes. Le texte conclut donc qu'il faut renoncer à chiffrer la discrimination salariale par cette méthode et qu'il est sans doute préférable d'étudier la discrimination par d'autres voies.*

*Mots clefs : décomposition salariale ; Oaxaca-Blinder ; économie du travail ; sociologie de la discrimination.*

La procédure dite de Oaxaca-Blinder (O-B) est une méthode de décomposition de la différence de salaire entre un groupe favorisé et un groupe défavorisé (ou supposé discriminé) dans le cadre d'une analyse par régression. Alan Blinder (1973) et Ronald Oaxaca (1973) ont, à la même date, popularisé deux formalisations différentes reposant sur les mêmes principes : décomposer l'écart salarial entre une partie venant des effets des caractéristiques sociales différentes (en moyenne) des membres des deux groupes et une autre venant des effets du traitement par les employeurs de ces caractéristiques. Nous discuterons dans ce texte la version proposée par Alan Blinder qui est la plus facilement exposable et sans doute la plus utilisée. L'intérêt de cette méthode est de permettre de dépasser le simple constat de différences brutes de salaires entre membres de groupes différents (hommes/femmes, blancs/non blancs, nationaux/immigrés, etc.). Un écart salarial notable peut en effet s'expliquer par le fait que les membres de chacun des groupes n'ont pas en moyenne les mêmes caractéristiques sociales (niveaux d'éducation, expériences, etc.), mais aussi par le fait que les membres de l'un des groupes sont régulièrement lésés au moment de

---

<sup>1</sup>Université Paris 8, laboratoire CREDA-Paris3, IHEAL. Adresse postale : département AES, Université Paris 8, 2 rue de la liberté, 93526 Saint-Denis. L'auteur remercie les évaluateurs du BMS pour leurs critiques et leurs propositions qui ont conduit à des modifications importantes de ce texte. La recherche à l'origine de cet article n'a reçu aucun financement (The author received no financial support for the research, and/or publication of this article) et l'auteur assure n'être en conflit d'intérêt sur aucun des aspects concernant ce document (The Author declares no potential conflicts of interest with respect to the research, authorship, and/or publication of this article).

l'embauche, de la fixation des salaires ou des promotions. Jusqu'aux années 1970, il était difficile pour les sociologues et les économistes du travail de proposer des analyses quantitatives séparant de façon crédible et fiable les deux aspects. La décomposition O-B, apparue au moment de la généralisation des analyses par régression en sciences sociales, a permis de montrer que les différences de dotation en compétences ne pouvaient pas rendre compte à elles seules des écarts salariaux (notamment entre hommes et femmes et noirs et blancs aux Etats-Unis) et en même temps de chiffrer la part des écarts non expliquée et donc attribuable au moins en grande partie à des traitements discriminatoires. La méthode a donc été régulièrement utilisée afin de « prouver » l'existence de discriminations en les chiffrant, montrant ainsi généralement l'existence d'un problème social de grande ampleur<sup>2</sup>. De là, la très large diffusion de la méthode en économie et sociologie du travail, mais aussi en économie de la santé, en sociologie des inégalités scolaires, etc., pour mesurer des écarts entre groupes mais aussi entre pays ou époques<sup>3</sup>. En sociologie des discriminations la méthode de Blinder ou certains de ses raffinements ont désormais acquis un statut quasiment paradigmatique (National Council, 2004), notamment en raison des implications directement politiques des résultats.

La large diffusion de la décomposition O-B implique cependant, à notre sens, un redoublement des précautions dans l'usage, qui devrait se fonder sur une réflexion de ses limites et de ses possibilités pour décrire la réalité sociale. De nombreux problèmes techniques ont en effet été relevés par les spécialistes et ils conduisent les praticiens rigoureux à adopter une certaine prudence vis-à-vis de la valeur des chiffres produits en matière de discrimination. Le but de cet article est cependant d'aller plus loin et de proposer une critique radicale de la méthode nous amenant à conclure que cette dernière doit être purement et simplement abandonnée en économie et en sociologie des discriminations. Après avoir présenté la logique et les antécédents de la méthode, nous passerons rapidement en revue quelques problèmes techniques régulièrement relevés par les spécialistes sans chercher à être exhaustif<sup>4</sup>. L'évocation de ces problèmes nous conduira à remettre en question la possibilité de fournir des évaluations quantitatives fiables et durables de la discrimination par décomposition O-B. Nous approfondirons ensuite la critique en contestant la validité de la logique de fond qui soutient la méthode. Notre argument principal reposera sur un examen des hypothèses contrefactuelles impliquées dès l'origine : La décomposition O-B, comme les techniques de standardisation qui l'ont précédée, est fondée sur le calcul des salaires que les membres du groupe défavorisé auraient *si la discrimination n'existait pas*. Or, comme nous le montrerons, une évaluation réaliste de ces valeurs est impossible. Ce problème a été en partie abordé par les praticiens de l'étude des discriminations qui ont proposé des solutions partielles, mais le problème de fond demeure : la décomposition O-B repose sur des hypothèses irréalistes pour la détermination du contrefactuel, ce qui nous amènera à discuter le

---

<sup>2</sup> Au Brésil, par exemple, où la « question raciale » occupe une place centrale dans les sciences sociales, la décomposition O-B joue depuis le début des années 1980 un rôle essentiel pour affirmer que les noirs et les métis sont victimes d'un racisme systématique dans le monde du travail en particulier dans les régions du Sud (voir : Silva 1980, Lovell, 1994).

<sup>3</sup> On trouvera dans Maillard & Boutchenik (2018) une description détaillée des principaux développements techniques de la méthode y compris dans des modèles non linéaires. Une idée de la variété des thématiques et des usages associés peut être obtenue en consultant par exemple : Etilé (2014), Champagne, Pailhé et Solaz (2015), Sharaf & Shoukry, (2016), Vilchez (2013).

<sup>4</sup> Ce texte est le produit d'un ensemble plus vaste de recherches portant sur l'évolution des principes et des méthodes de l'étude des relations raciales aux Etats-Unis et au Brésil. Nous insistons sur le fait que notre propos ici n'est pas de proposer une synthèse de tous les développements de la méthode de Oaxaca-Blinder, pas plus qu'un examen exhaustif des cas pour lesquels elle a été appliquée. Nous nous bornerons à rappeler quelques problèmes de description de la réalité sociale impliqués par les méthodes de calculs des auteurs concernés.

statut de la contrefactualité dans la sociologie et l'économie des discriminations. Notre suggestion finale, rejoignant des analyses récentes faites par d'autres spécialistes, sera que les efforts consacrés par les spécialistes à produire des évaluations chiffrées de la discrimination pourraient être utilement transférés vers d'autres manières d'étudier les inégalités.

### **Logique, intérêt et méthode de la décomposition O-B**

L'étude quantitative de la discrimination raciale sur le marché du travail qui a commencé dans les années 1940 au Etats-Unis (Palmer, 1947) se heurtait au problème d'isoler la part du traitement discriminatoire dans la façon dont les noirs (ou plus généralement les « non blancs ») étaient traités sur le marché du travail. Concernant les rémunérations, une part importante des différences de salaires s'expliquait en effet de façon évidente par le fait que les noirs étaient moins scolarisés, qu'ils vivaient dans les régions rurales et qu'ils étaient peu formés au travail industriel. Mesurer des écarts bruts ne pouvait permettre d'atteindre l'un des buts des économistes et des sociologues du travail : évaluer la part de la discrimination proprement raciale. Edward Palmer en 1947 avait donc proposé, pour comparer les effets différenciés du chômage, une méthode d'évaluation par standardisation empruntée aux travaux de Yule et d'une manière générale aux logiques de la démographie. Ainsi, pour comparer des taux, il est possible de standardiser les caractéristiques de deux populations. Afin de déterminer dans quelle mesure le chômage élevé des noirs était dû à la discrimination et pas à leur inadéquation vis-à-vis de la demande, Palmer avait calculé le taux de chômage théorique que l'on pouvait attendre pour des noirs ayant les mêmes caractéristiques sociales que les blancs de son échantillon. Plus précisément, il construit un tableau, croisant pour les noirs et les blancs 8 catégories occupationnelles avec les variables maladie, sexe et âge. Il applique ensuite les taux de chômage des noirs à une population qui aurait les mêmes caractéristiques que celles des blancs. Le taux obtenu est de 12 points supérieur à celui réel des blancs. Son raisonnement est que si les noirs avaient les caractéristiques sociales des blancs, leur taux de chômage diminuerait à peine et resterait très supérieur à celui des blancs. Les 12 points sont pour lui une mesure de la discrimination (bien que probablement grossie d'autres facteurs inconnus). Palmer n'utilisait pas d'équation de régression, méthode encore peu diffusée à l'époque et les variables qu'il avait retenues étaient celles qui étaient disponibles. Il ne proposait pas de théorie de la formation des salaires et ne se préoccupait pas de la précision de son modèle. Ainsi le chiffre de 12 points était plus une forme de dénonciation qu'une valeur véritablement descriptive. En 1952, le sociologue Ralph Turner, dans un article souvent cité, se fonde sur la même logique pour essayer de dégager la part du déficit éducationnel des « non blancs » dans l'écart salarial avec les blancs. Il calcule les effectifs théoriques qu'auraient les noirs à plusieurs niveaux d'éducation et pour plusieurs niveaux d'emplois en standardisant leur taux d'embauche au niveau de la population totale. Il oppose donc la réalité mesurée par les recensements à un calcul fondé sur l'hypothèse de taux d'embauche des noirs similaires à ceux de l'ensemble de la population (noirs et blancs réunis, donc). Turner est tout à fait conscient que le fait de ne prendre en compte qu'une seule variable explicative et de subsumer tous les autres facteurs possibles sous le label de la discrimination est problématique. Mais il signale que les analyses quantitatives autorisent des vérifications et des calculs nouveaux et qu'elles permettent de se concentrer sur des points centraux des phénomènes d'inégalités. En d'autres termes, pourrait-on dire, elles aident à s'éloigner des conclusions impressionnistes.

Dans les années 1950 et 1960, de nombreuses autres études très comparables par la logique employée concernent d'autres différences mesurées sur d'autres groupes, comme les écarts

salariaux entre populations du Sud et du Nord des Etats-Unis (par exemple : Fuchs & Perlman, 1960) ou entre secteurs industriels syndiqués ou non (par exemple : Maher, 1956, Lurie, 1961). A chaque fois, deux variables sont prises en compte et des évaluations théoriques sont calculées en standardisant les taux du groupe défavorisé au niveau du groupe favorisé ou au niveau de l'ensemble. A partir de la fin des années des années 1960, des méthodes plus sophistiquées se généralisent et permettent de tenir compte de plusieurs variables. Duncan (1969) dans un article célèbre, étudie les facteurs influençant les revenus chez les noirs et les blancs. A partir d'une *path analysis* décrivant un schéma causal complexe, il calcule dans quelle mesure la pauvreté des noirs reculerait si on pouvait éliminer tel ou tel handicap social les affectant (comme le niveau scolaire), c'est-à-dire qu'il hausse les caractéristiques sociales retenues des noirs au niveau des blancs pour calculer des variations de revenus. Pour Duncan, ce raisonnement contrefactuel est justifié dans la mesure où son texte cherche des pistes d'intervention pour les politiques publiques. Sa discussion méthodologique ne va pas au-delà. Sur un autre sujet, Scully (1969) fait, lui, usage d'une équation de régression pour étudier les différences de salaire par région. Une variable *dummy* pour la région lui permet d'évaluer l'effet de la localisation, mais il utilise donc la même équation pour tous les cas, ce qui l'empêche de comprendre vraiment les différences régionales. Il faut en fait attendre l'article de Althaus et Wigler de 1972, pour disposer d'une décomposition fondée sur la différence de deux équations salariales. Leur démonstration est la suivante. Si l'on considère deux équations de régressions salariales (l'une W pour les « whites », l'autre N pour les « non whites ») mobilisant n variables indépendantes, les moyennes pour chaque groupe sont données respectivement par :

$$Y_w = b_{0w} + b_{iw} X_{iw}$$

et

$$Y_N = b_{0N} + b_{iN} X_{iN}$$

Alors, la différence des moyennes  $Y_w - Y_N$  peut s'écrire :

$$(b_{0w} - b_{0N}) + \sum X_{iw} (b_{iw} - b_{iN}) + \sum b_{iN} (X_{iw} - X_{iN})$$

soit : C + B + A

Althaus et Wigler interprètent A comme la valeur par laquelle la différence des moyennes Y serait diminuée (*ou augmentée*) en augmentant la moyenne des dotations des noirs au niveau de celle des blancs. Ils ne considèrent donc pas comme automatique la diminution de l'écart salarial à la suite d'une amélioration des compétences des noirs. A l'origine de cette idée, Turner (1952) avait déjà signalé qu'il existe certainement une discrimination latente : des employeurs discriminaient sans doute plus de noirs si ces derniers étaient assez qualifiés pour se présenter à l'embauche. Par ailleurs les dotations des blancs et la façon dont le marché valorise les compétences de chaque groupe sont sans doute dépendants des dotations des noirs également, c'est-à-dire que l'ensemble fait probablement système.

Le segment B est ensuite interprété comme la variation de la différence des moyennes si les coefficients des noirs se hissaient au niveau de ceux des blancs (c'est-à-dire si le marché rémunérait les qualités de la même façon en prenant le groupe favorisé comme norme).

Le segment C est pour sa part d'une interprétation difficile : peut-être une mesure de la discrimination vécue par les noirs. Mais les auteurs sont conscients du fait que le segment B peut lui aussi être un indicateur de la discrimination, et que dans les deux cas demeure le problème des facteurs non mesurés. Par ailleurs, les variables de l'équation peuvent elle-même être dépendantes d'une discrimination passée ou être très fortement liées à la race ou entre elles.

Enfin, Althausser et Wigler signalent justement que les valeurs de C dépendent de la façon dont on a fixé l'ordonnée à l'origine pour chaque équation, qui est en partie arbitraire car sans rapport obligatoire avec des situations réelles.

En 1973, Alan Blinder reformule la même décomposition sans citer ses prédécesseurs, de la manière suivante : Si pour deux groupes l'un privilégié par de hauts revenus (high), l'autre sans doute discriminé et affichant de plus bas revenus (low), on peut écrire le logarithme du salaire de chaque individu  $i$  sous la forme :

$$y_i = \beta_0 + \sum \beta_i x_i + u_i$$

( $x_i$  étant  $n$  variables mesurant des caractéristiques sociales des individus influençant le salaire et  $u_i$  un terme d'aléa), alors, par manipulation algébrique, la différence des moyennes  $Y_H - Y_L$  peut s'écrire de la façon simplifiée suivante :

$$\left[ \sum \beta^H (X^H - X^L) \right] + \left[ \sum X^L (\beta^H - \beta^L) \right] + [\beta_0^H - \beta_0^L]$$

soit: [E] + [C] + [U]

L'auteur propose l'interprétation suivante : le segment E serait « l'avantage en dotation possédé par le groupe à hauts salaires, évalué par l'équation salariale de ce groupe ». Le segment C serait : « la différence entre la façon dont l'équation des hauts salaires valorise les caractéristiques du groupe à bas salaires et la façon dont l'équation des bas salaires l'évalue en fait ». Le segment U n'est pas interprété par Blinder, qui est plus prudent encore que ses prédécesseurs. Jones et Kelley (1984) l'ont cependant, dans une logique proche de celle de Althausser et Wigler, appelé le « coût de l'appartenance de groupe ».

Pour être plus clair, E mesurerait la part de l'avantage salarial des privilégiés qu'ils doivent à leurs meilleures caractéristiques sociales (en moyenne), C serait la part qu'ils doivent au traitement privilégié que leur assure le marché. Ce que Blinder appelle discrimination est en fait tout ce qui ne relève pas des différences de dotation (le segment E), donc : C+U. Mesurer la discrimination reviendrait à chiffrer précisément C+U ou par soustraction, simplement E.

## Quelques critiques techniques

En même temps que se diffusait l'usage de la méthode, des réserves et des propositions d'améliorations ont été faites par statisticiens et économistes en particulier. Nous en ferons ici un relevé rapide, destiné non pas à exposer tous les développements possibles mais à montrer que les résultats des décompositions sont toujours entachés de doutes concernant leur précision<sup>5</sup>.

### *Le segment U*

Faite en citant Althausser et Wigler ou non, la plus ancienne critique technique adressée à la décomposition a consisté dans les années 1980 à questionner le sens du segment U. Jones et Kelley (1984) ont montré que les valeurs des  $\beta_0$  varient selon le groupe qui est pris comme référence. On peut en effet tout aussi bien écrire la décomposition de Blinder de la façon suivante :

$$\left[ \sum \beta^L (X^H - X^L) \right] + \left[ \sum X^H (\beta^H - \beta^L) \right] + [\beta_0^H - \beta_0^L]$$

<sup>5</sup> Nous renvoyons à Beblo et alli (2003), Fortin (2010) et Chassonery-Zaïgouche (2014) pour des exposés techniques plus complets des problèmes évoqués.

La valeur de U est alors modifiée. Il en va de même si l'on change la façon dont les variables sont mesurées. Le paramètre  $\beta_0$  représente, rappelons-le, la valeur de Y pour  $X=0$ , qui est dans une certaine mesure arbitraire. Si la somme C+U reste bien constante, la valeur relative de chacun des termes est en revanche changeante et donc non pertinente. Le problème est aggravé dans le cas de variables *dummy*. En principe l'une des catégories que la variable qualitative peut prendre est choisie comme référence, mais le choix peut entraîner des résultats différents et des distorsions (Fortin, 2010). Les critiques sur le « problème de l'identification » de Jones et Kelley ont reçu des éléments de réponse par Oaxaca et Ransom (1999), Gardeazabal et Ugidos (2004), Yun (2008) et Fortin (2010). Les propositions (que nous ne détaillerons pas ici) reposent sur l'idée de standardiser les coefficients pour contrer l'effet de la catégorie omise prise en référence.

### *Un terme d'interaction ?*

Comme Althausser et Wigler, Jones et Kelley ont également soulevé l'intérêt qu'il y a à ajouter un autre terme à l'équation de Blinder qui rendrait compte de l'interaction entre les différences de dotation et le traitement. Ce terme diminuerait le segment E de l'équation de Blinder et indiquerait le revenu qu'auraient les discriminés s'ils avaient les mêmes caractéristiques que les privilégiés, ajouté à l'effet qu'aurait ce changement s'il entraînait une augmentation de revenus seulement pour les privilégiés, soit :

$$\sum (\beta^H - \beta^L) (X^H - X^L)$$

Jones et Kelley proposent donc une autre forme de décomposition qui serait :

$$[(\beta_0^H + \sum \beta^H X^L) - \beta_0^L + \sum (\beta^L X^L)] + [\sum \beta^L (X^H - X^L)] + [\sum (\beta^H - \beta^L) (X^H - X^L)]$$

Soit par convention ici :

$$D \qquad \qquad \qquad + \qquad F \qquad \qquad \qquad + \qquad I$$

avec :

D = différence non expliquée (soit la discrimination)

F= les effets des différences de caractéristiques mais pondérées avec le coefficient bas

I= interaction.

Le problème est cependant qu'il n'y a pas d'accord chez les spécialistes sur la nécessité ou non d'ajouter un terme d'interaction, alors même que la « discrimination » chiffrée n'est pas la même selon une méthode ou l'autre.

### *La sensibilité vis-à-vis de la spécification des équations de gain*

Si l'on revient, en amont, à des questions préalables à la forme de la décomposition, le premier problème, évident, dont étaient parfaitement conscients Blinder et les chercheurs de sa génération, est que la validité de la quantification de la discrimination dépend de la qualité et de la précision des équations de régression détaillant les revenus. La discrimination étant défini dans la formule E+C+U comme un résidu, sa mesure dépend de la qualité de la spécification et du niveau d'erreur. Le terme E, qui est le plus important, est ainsi très sensible à la précision des coefficients du groupe privilégié. Par ailleurs, plus la part expliquée augmente, plus la « discrimination » diminue. Butler (1982) a fait remarquer avec raison que les travaux qui

utilisent la décomposition O-B regardent essentiellement la demande de travail et le font d'une manière en général incomplète. Les caractéristiques des firmes, des produits et des marchés ne sont pas suffisamment prises en compte. Selon lui, une évaluation plus réaliste de la demande abaisserait considérablement la partie « inexpliquée » des décompositions. Meurs et Ponthieux (2006) ont ainsi montré pour un cas précis que lorsque on ajoute des variables de contrôle concernant les types d'emploi et de contrat à une équation inspirée de Mincer et qui mobilise les variables les plus habituelles du capital humain, la part non expliquée des écarts peut être divisée par trois. La qualité du chiffrage de la discrimination est donc bornée par la précision de la description du rôle des facteurs déterminant des salaires. Le problème le plus évident, bien connu mais toujours mal résolu est la très insuffisante appréciation des qualités et des potentialités fournies par l'école aux individus (et que ne peut mesurer la durée déclarée passée à l'école). L'utilisation de proxy, comme celle permettant de tenir compte de la formation ou de la motivation a tendance à augmenter le résidu inexpliqué (Swafflied, 2000). Les problèmes de spécifications s'étendent d'ailleurs au problème de linéarité (Fortin, 2010, Duvivier, Lanfranchi et Narcy, 2015) souvent écartés par les utilisateurs.

Il va de soi également que l'offre de travail est envisagée de manière insatisfaisante en général par les utilisateurs. Polachek dès 1975 a montré que la mesure de l'écart inexpliqué entre les salaires des hommes et des femmes ignore la façon dont les femmes abordent le marché du travail. Ainsi on ne peut supposer un même système de génération des revenus pour les deux sexes si les femmes réalisent l'essentiel des tâches de soin des enfants. Les variables statut marital et nombre d'enfants n'ont ainsi pas les mêmes effets pour les deux groupes. Cela signifie que les hommes et les femmes ne peuvent être supposés avoir les mêmes objectifs et les mêmes contraintes sur le marché du travail quand les individus étudiés vivent en famille. Le principe de Polachek peut être étendu à d'autres situations de comparaisons entre groupes pour lesquelles s'applique la décomposition O-B. Ainsi, comparer la situation des noirs et des blancs aux Etats-Unis n'a de sens que pour des groupes dont les individus auraient (en moyenne) les mêmes rapports avec le monde du travail et subiraient les mêmes contraintes des rôles sociaux hors marché. Ce n'est pas le cas pour toutes les études américaines décrivant par exemple le marché du travail aux époques où les effets de la ségrégation étaient encore vifs. En termes statistiques, la critique de Polachek revient à remettre en cause la signification de la différence de coefficients dans la part inexpliquée.

### *L'enracinement de la discrimination*

Un problème proche concerne le rôle préalable de la discrimination dans l'accès à des niveaux donnés de capital humain ou de position sociale. Turner en 1952 avait déjà parfaitement noté que les situations d'emplois comme l'acquisition des compétences peuvent dans un pays comme les Etats-Unis être structurellement affectées par une accumulation de discriminations passées : « Il est probable qu'à l'origine de la plupart des inégalités se trouve une discrimination », note-t-il (Turner, 1952, p. 241). Pour des raisons pratiques il écartait cependant l'objection en notant que « la mesure de la discrimination totale de cette manière devient virtuellement dépourvue de sens ». Les objectifs des économètres s'étant faits plus ambitieux en un demi siècle, de nombreux spécialistes des discriminations pointent désormais la nécessité de tenir compte du rôle de la discrimination accumulée dans les variations d'un groupe à l'autre des différentes variables prises en compte (par exemple : Jones 2014, Chassonery-Zaïgouche, 2014). Ainsi, la possibilité de se former, comme d'obtenir de l'expérience, de vieillir ou d'être en bonne santé peut être affectée par la discrimination. Chaque fois que l'on contrôle une variable (comme la CSP, ou le niveau du

poste par exemple) on masque les inégalités d'accès. Beblo et ses collaborateurs (Beblo et alli, 2003b) en concluent que les termes « discrimination », « part expliquée » et « part non expliquée » sont d'un usage inapproprié pour interpréter la décomposition O-B. En ce sens, la « discrimination » chiffrée peut être toujours inférieure aux effets structurels de la discrimination réelle, mais dans le même temps, affectant les dotations de compétences, les discriminations cumulées et intégrées dans le fonctionnement des institutions et des territoires, augmentent probablement les effets de retrait volontaire des discriminés de la compétition.

### *Les différences entre les deux équations de gain*

L'utilisation d'une équation différente pour chaque groupe ne résout pas la question de déterminer toutes les différences existant dans la réalité entre la façon dont les membres des deux groupes interagissent avec le marché du travail. Pour que la décomposition des différences soit faite rigoureusement, les échantillons doivent pouvoir être véritablement comparables. Or, comme l'a relevé Emilia Jones (2014) : 1) les distributions des caractéristiques inobservables ont peu de chance d'être identiques entre les deux groupes ; 2) des biais de sélection existent à coup sûr avec des échantillons d'enquêtes et ces biais sont probablement différents d'un groupe à l'autre. Il faut ajouter à cela : 3) qu'une partie des comparaisons ne sont pas pertinentes car elles se font « hors support » et 4) que la dispersion des salaires n'est sans doute pas la même dans les deux groupes au cours du temps (notamment dans le cas des comparaisons hommes/femmes).

(1) Le problème des variables inobservables est particulièrement difficile à affronter car, par définition, on ne sait pas ou on sait mal identifier ces variables et les mesurer. On peut présenter la difficulté de cette manière (Maillard & Boutchenik, 2018) : Par comparaison au modèle expérimental, la discrimination ne peut être assimilée à l'inexpliqué que si l'on contrôle parfaitement toutes les variables causales. Dans le cas de la décomposition O-B, il faudrait que les caractéristiques inobservées soient les mêmes entre les deux groupes (ou qu'elles soient rendues par les mêmes variables mesurées de la même façon). Or, des variables portant le même nom peuvent ne pas mesurer la même chose (par exemple la formation scolaire entre blancs et noirs ou d'un pays à l'autre). Par ailleurs, si une variable inobservée prend des valeurs différentes entre les deux groupes pour les mêmes valeurs des caractéristiques observées, la mesure de la discrimination sera faussée. Il faut en fait que la relation entre les variables observées et inobservées soit la même dans chaque groupe, ce qui est loin d'être toujours vérifié ou même vérifiable.

(2) Les problèmes de sélection ont reçu une attention soutenue de la part des spécialistes en raison de leur complexité. Ils découlent tous du fait qu'en général les échantillons étudiés ne sont pas produits par un tirage aléatoire sur la population totale. Les équations salariales sont calculées pour les gens qui travaillent, ce qui obscurcit les différentes formes de sélection et d'auto sélection qui organisent la constitution de l'échantillon, en particulier quand on compare les hommes et les femmes. Il faut donc faire intervenir dans les équations un terme de sélection probabiliste. En général, le problème est affronté à partir de la méthode de Heckman (1979) qui traite la sélection comme un problème de variable omise et utilise une procédure à deux étapes avec une première équation donnant la propension à travailler. La méthode de Heckman a reçu diverses critiques recensées par Puhani (2000). D'autres méthodes et variantes existent mais elles présentent l'inconvénient de produire des résultats différents (Neuman & Oaxaca, 2004).

(3) La question du hors support relève également des problèmes de comparabilité des échantillons des deux groupes (Ñopo, 2008) : le groupe privilégié peut présenter chez certains de

ses membres des combinaisons de caractéristiques absentes dans l'autre, et vice-versa. Cela est d'autant plus vraisemblable que les deux groupes sont fortement différents, ce qui peut donc mener à des comparaisons sans relevance empirique (« hors support »). Une solution est de procéder à une analyse par *matching* permettant d'écarter les individus n'ayant pas de jumeaux. De cette manière Nopo a calculé pour le Pérou que la prise en compte des seuls individus appariables dans les deux groupes (donc on éliminant les sujets hors support) fait chuter de 2 à 5 points de pourcentage la part non expliquée de l'écart entre le salaire moyen des hommes et celui des femmes. L'inconvénient de son raisonnement est de ne pouvoir appliquer le *matching* que sur un nombre réduit de variables.

(4) Le dernier aspect régulièrement envisagé des problèmes de comparabilité concerne les inégalités de dispersion probables des salaires entre les deux groupes (à des dates différentes). L'une des solutions les plus courantes (Juhn, Murphy, Pierce, 1991) repose sur la prise en compte du segment  $(u_H - u_L)$ , c'est-à-dire la différence entre les deux termes d'aléas, qui représente les différences entre les variables inobservées et qui disparaît quand on raisonne sur les moyennes. L'idée est alors de remplacer les segments C et U dans la décomposition par un terme prenant en compte l'écart type des résidus. Cette méthode permet donc d'envisager l'évolution de l'écart salarial en fonction des changements de prix des compétences inobservées, mais elle repose sur certaines hypothèses techniques critiquables (Myeong-Su, 2009).

### **Comment calculer les salaires dans l'hypothèse d'une absence de discrimination ?**

Les points critiques évoqués jusqu'à maintenant nous conduisent logiquement à douter de l'exactitude des mesures de la discrimination que peut produire la décomposition O-B classique, ou même ses variantes. Mais un problème plus grave que les précédents questionne en effet le bien fondé lui-même de la méthode : la décomposition O-B se fonde sur une comparaison entre une situation réelle calculée et une situation imaginaire virtuellement incalculable (la société sans discrimination). Ainsi le segment E correspond à une situation imaginaire dans laquelle il n'y aurait pas de discrimination, ce qui permettrait de faire apparaître l'effet des dotations relatives en capital humain. Les coefficients des deux équations seraient les mêmes et la différence entre les deux équations donnerait donc :

$$\beta^H X^H - \beta^H X^L$$

soit :  $\beta^H (X^H - X^L)$

Le segment C correspond à situation imaginaire dans laquelle les privilégiés verraient leurs caractéristiques sociales réduites au niveau de l'autre groupe, ce qui laisserait apparaître l'effet du traitement inégal. La différence des deux équations donnerait donc :

$$\beta^H X^L - \beta^L X^L$$

soit :  $X^L (\beta^H - \beta^L)$

Dans l'interprétation habituelle de la décomposition, on considère que l'équation salariale peut être calculée dans la situation hypothétique d'absence de discrimination, car les salariés qui cesseraient d'être discriminés verraient leurs capacités valorisés par les mêmes coefficients que les favorisés (Maillard & Boutchenik, 2018). Mais on peut tout aussi bien en douter et plusieurs méthodologues ont contesté que les équations calculées en situation de discrimination puissent servir pour décrire une situation sans discrimination, en particulier Reimers (1983) et Cotton (1988). La solution de Cotton est de calculer une équation sans discrimination reposant sur les principes suivants : (1) comme chez Blinder en l'absence de discrimination les noirs et les blancs

seraient parfaitement substituables par les employeurs, ce qui signifie que seules leurs qualifications auraient un effet. Cela signifie que tout se passerait comme si la couleur de peau n'avait aucune signification sociale et n'était corrélée à aucune caractéristique intéressant les employeurs ; il n'y aurait donc pas de racisme statistique et les qualifications seraient également connaissables et prises en compte indépendamment de la couleur de peau. L'hypothèse de la parfaite substituabilité est cependant peu réaliste. Elle impose de traduire l'égalité des coefficients pour les deux groupes en une situation sans discrimination alors que dans les faits, on ne sait pas réellement comment les qualités des individus sont valorisées par le marché. (2) En l'absence de discrimination, la structure du marché serait une recombinaison des forces actives en situation de discrimination. En termes statistiques, cela signifie que les coefficients de la nouvelle équation seraient une fonction linéaire des coefficients des équations précédentes. (3) La structure non discriminatoire ressemblerait plus à celle affectant les blancs qu'à celle affectant les noirs. Donc les pondérations qui permettraient de calculer les nouveaux coefficients à partir des anciens favoriseraient les coefficients des blancs. (4) On peut fixer ces pondérations de façon semi arbitraire en les alignant sur les proportions respectives de noirs et de blancs dans la force de travail : soit 90 % de blancs et 10 % de noirs (d'où des pondérations de 0,9 et 0,1). Reimers accepte les mêmes hypothèses mais tranche arbitrairement pour une pondération de 0,5. Le caractère fortement subjectif du choix des hypothèses du modèle Cotton-Reimers interdit d'y voir une solution au problème de l'absence de situation de contrôle. Cette difficulté a été reconnue par Oaxaca et Ransom (1994) qui ont montré que des méthodes de pondération différentes aboutissent à des résultats différents. Leur solution repose alors sur une méthode de « pooling » développée préalablement au sujet des effets du syndicalisme (Oaxaca et Ransom, 1988). L'absence d'un groupe de contrôle valable pour mesurer les effets du syndicalisme sur les revenus rejoint en effet la problématique de la discrimination considérée comme un traitement. On peut donc selon les auteurs trouver une solution commune en opérant une régression sur un échantillon mixte (syndicalisés ou non, homme et femmes, ou bien noirs et blancs). Mais cette solution ne résout pas le dilemme de fond. En effet, les auteurs stipulent que la discrimination est supposée cesser « d'un coup ». Cela signifie que l'on ne tient pas compte de ses effets accumulés et, comme ils le reconnaissent, que le calcul ne prétend pas décrire ce qui se passerait si la discrimination n'avait jamais existé. Le « d'un coup » en question est à l'évidence une transcription peu réaliste d'une manipulation statistique. L'échantillon mixte reste composé de gens qui ont des revenus produits par un système qui a accumulé diverses formes de comportements discriminatoires et contre discriminatoire et où la situation des uns est liée à celle des autres. La solution de Oaxaca et Ransom ne résout donc pas le problème d'absence de groupe de contrôle valable pour la mise en évidence d'un effet chiffrable de la discrimination.

La thèse que nous soutenons dans cet article est qu'il n'est pas possible de calculer les salaires théoriques qu'auraient les membres du groupe défavorisés s'ils n'étaient plus traités de façon discriminatoire ni de calculer leur gain en cas de plein développement de leurs compétences. La raison apparaît clairement quand on cesse d'isoler la formation des salaires du reste du fonctionnement de la société. La société étant un système donc les éléments sont affectés d'interactions innombrables, il n'est pas possible d'anticiper les conséquences d'un fonctionnement sans discrimination ou sans inégalités de dotations sur les revenus et encore moins de les chiffrer. Dans le cas de la discrimination raciale américaine, le traitement privilégié des blancs n'existe et n'a de sens que par rapport à celui, défavorable des noirs. Il se concrétise dans une société dont l'un des moules initiaux est la société de caste, la ségrégation, le démultiplication des préjugés, etc. Si la couleur ne produisait pas d'effet et n'en avait pas produit auparavant, toute la société serait changée et on ne serait pas en fait aux Etats-Unis. L'hypothèse

sous-jacente de Blinder du « toute chose constante par ailleurs » est intenable. Il en va bien évidemment de même pour la seconde hypothèse permettant de regarder ce qui se passerait si les blancs avaient les caractéristiques des noirs. Elle suppose que la discrimination existe mais qu'en fait elle n'aurait historiquement pas produit d'effet. Les blancs et les noirs ayant dans cette configuration en moyenne les mêmes caractéristiques, choisir des blancs ou des noirs reviendrait à tirer des façon aléatoire des éléments d'une même population dans laquelle la couleur n'a pas d'effet sur les situations sociales. Cette expérience de pensée est infondée et néglige les caractéristiques systémique de la situation réelle : caractéristiques et discrimination sont intimement liés et dépendant de l'histoire et de la géographie. On ne peut les séparer ni imaginer ce qui se passerait si l'un des éléments n'existait pas. Les mêmes critiques peuvent être faites, avec sans doute plus de vigueur encore, pour la comparaison entre les revenus des femmes et ceux des hommes dans des sociétés où la formation de la famille et la division du travail se sont toujours fondés sur la séparation des rôles entre les sexes. En termes économétriques, si la discrimination n'existait pas, les équations servant à déterminer les salaires ne seraient plus les mêmes ainsi que les salaires, les caractéristiques des deux groupes et un grand nombre d'autres paramètres sociaux. La condition *ceteris paribus* ne tient pas : la partie gauche de l'équivalence est calculée dans le monde réel, la partie droite dans un monde imaginaire dont on ne connaît pas et dont on ne peut pas connaître les paramètres.

### **Le statut de la contrefactualité**

Le statut de la contrefactualité se révèle donc assez obscur quand on entre dans le domaine de la sociologie ou de l'économie des discriminations. Dans d'autres branches de l'économie, comme l'étude des politiques publiques, à l'inverse, les chercheurs déploient des efforts importants pour s'assurer d'hypothèses réalistes permettant de constituer des groupes ayant les caractéristiques minimales de « groupes de contrôle » (Givord 2014). De même, ils distinguent bien la situation après traitement, de la situation avant traitement, et de celle sans traitement : ce qui se serait passé sans traitement, ou projet ou politique n'est pas la simple continuation de la situation préalable (Delarue & Cochet, 2011).

L'autre discipline des sciences humaines dans laquelle la contrefactualité a occasionné des débats fournis et utiles est l'histoire. La profusion des raisonnements contrefactuels y a entraîné des controverses qui sont encore loin d'être achevées (Evans, 2004, Drouet et alli, 2012) et dont l'examen même rapide, peut nous aider à mieux poser les problèmes. L'un des éléments récurrent des ces débats est la nécessité d'éviter de fonder des conclusions causales sur des hypothèses très improbables et donc, à plus forte raison d'éviter les situations absurdes ou « miraculeuses » (Tetlock, *et alli* 2006). En histoire économique, Gerschenkron (1967) a souligné l'importance de raisonner sur des périodes courtes pour des situations à paramètres bien maîtrisés. Gould (1969) a signalé le risque de faire des hypothèses sur une situation en absence de traitement (par exemple la révolution industrielle) alors même que ce que l'on veut calculer (les revenus) joue sur l'évolution des situations. Tucker (1999) a insisté sur la nécessité calculer avec précision ce qui doit changer ou rester constant dans les effets de la situation contrefactuelle. De même, Tetlock et Belkin (1996) ont mis en avant l'importance de la règle de « réécriture minimale » et la nécessité d'expériences de pensée plausibles. Ainsi les contrefactuels aux conséquences systémiques de grandes ampleurs « sont non plausibles par leur nature même » (Evans, 2004, p. 104) et parfaitement inappropriées aux exigences de calcul.

Dans le domaine de la sociologie des inégalités de revenus, de façon assez étonnante, on ne trouve pas d'équivalent à ces discussions méthodologiques. La situation contrefactuelle est simplement le produit de calculs faits avec les données disponibles et n'est pas déterminée avec un souci convaincant de vraisemblance, alors même que l'objectif est en général de produire des mesures utiles. Dans l'idée des pionniers comme Duncan ou Palmer, le raisonnement était justifié par l'idée d'intervention publique. L'arrière plan était constitué par un corps de mesures à prévoir pour améliorer l'éducation des noirs ou diminuer l'animosité raciale entre groupes par exemple. Mais ces mesures n'étaient pas spécifiées et leurs résultats pas véritablement envisagés. Or les situations de disparition des inégalités de traitement ou de conditions ne peuvent se produire du jour au lendemain et sont forcément solidaires d'autres éléments de contexte tout aussi mouvants. Pour pouvoir chiffrer réellement la discrimination, il faudrait pouvoir comparer un échantillon témoin de H et L non soumis à la discrimination avec un autre échantillon parfaitement comparable (constitué par tirage aléatoire dans la même population) soumis à discrimination, ce qui, bien sûr n'est pas possible. Contrairement à ce que posent beaucoup d'utilisateurs (Chen, *et alli*, 2007), la décomposition O-B ne repose donc pas sur la comparaison entre une observation et une simulation. Le segment E n'est pas une simulation d'une réalité possible : il est obtenu avec les données des équations de gains disponibles qui sont simplement réarrangées. Les segments C, U et E de Blinder reçoivent en fait une signification purement conventionnelle : Si l'on admet par convention que les salaires sont produits par un jeu de rendements différentiels de dotations différentes, alors par convention le rôle des rendements et le rôle des dotations sont estimés par la décomposition O-B. La plupart des utilisateurs considèrent en fait implicitement ou explicitement (Bourguignon *et alli*, 2008) que la décomposition est d'une nature « purement statistique », c'est-à-dire qu'elle ne repose pas sur une description plausible d'une situation chiffrable. La question se pose donc : à quel titre cette décomposition permet-elle de produire des estimations ?

### **Mesurer l'effet des discriminations salariales ?**

La décomposition O-B s'est développée, comme on l'a vu, dans un contexte intellectuel appelant à disposer de méthodes permettant, sur des données démographiques, de : 1) prouver que les écarts salariaux (entre noirs et blancs ou hommes et femmes) ne s'expliquaient pas seulement par un manque de formation, 2) de chiffrer la « discrimination » quitte à rassembler sous ce terme tout ce qui n'était pas « expliqué ». Un demi-siècle après les premières tentatives de décomposition, il semble important de tirer les conséquences des deux faits exposés dans cet article :

1-les problèmes techniques de la décomposition sont ni nombreux et si difficile à dépasser que les mesures produites sont toujours critiquables ; 2- Les mesures produites sont toujours « fausses » et insatisfaisantes dans la mesure où elles reposent sur des contrefactuels irréalistes.

La conclusion que nous proposons est donc de *renoncer à chiffrer* la discrimination salariale entre un groupe favorisé et un groupe défavorisé, par la décomposition O-B, si l'on veut accorder au résultat le statut de mesure même approximativement exacte. Cela ne signifie pas que la décomposition O-B soit parfaitement inutile. Utilisée dans le sens de Turner (1952), comme on l'a vu, elle présente toujours l'avantage d'insister sur un rôle limité des dotations en compétences. De même, elle représente un moyen d'interroger les données. Les comparaisons internationales (par exemple Beblo et ali. 2003b) montrent des résultats de décomposition très différents d'un pays à l'autre ce qui présente l'avantage de dégager des questions spécifiques dans chaque cas. Des décompositions effectuées par quantiles peuvent aussi autoriser à saisir des

spécificités des données collectées (Meurs & Ponthieux, art. cit.). Il en va de même des décompositions faites variable par variable qui, en dépit de leur difficile application (Maillard & Boutchenik, 2018), peuvent apporter des éclairages sur les données. En d'autres termes, comme d'autres méthodes de traitement des données, la méthode O-B est utile pour permettre des questionnements nouveaux ou plus raffinés. Le risque est en revanche de continuer à l'utiliser dans le but d'obtenir une mesure fiable de la discrimination permettant de tirer des conclusions précises sur le fonctionnement du monde du travail ou les politiques de corrections des inégalités à prendre.

Face au constat de la fragilité des mesures obtenues par décomposition O-B, certains spécialistes de l'économie de la discrimination (Cassonery-Zaïgouche, 2014), que nous rejoignons ici, ont proposé de se reporter plutôt des moyens qualitatifs de description des discriminations. Ainsi, les expériences de « testing », par courrier ou par entretiens conduites avec des couples de sujets choisis avec précision permettent de mieux comprendre comment opèrent certaines pratiques discriminatoires (Riach & Rich, 1991). Elles présentent l'intérêt de faire comprendre dans des situations réelles qui discrimine, qui est discriminé, pourquoi et comment. L'inconvénient est bien sûr la difficulté à généraliser, mais les études qualitatives peuvent, mieux que les chiffres globaux, nous éclairer sur les principes de variation des phénomènes de discrimination. Un autre axe important souligné par Heckman (1998) est de mieux comprendre les écarts de compétences, en cessant de se focaliser sur la discrimination des candidats ou des salariés. Il est ainsi évident dans le cas américain que l'une des raisons déterminantes de l'écart de revenus entre « groupes raciaux » est la faiblesse de la formation des non blancs ainsi que les comportements de retrait et d'autocensure qu'elle entraîne. Dans ce domaine, les études ethnographiques peuvent utilement compléter les travaux quantitatifs en montrant par exemple comment se construisent les inégalités scolaires entre quartier, famille et institutions (Brochier, 2009).

Notre but n'est cependant pas ici de proposer un plan de travail aux sociologues et aux économistes de la discrimination. Nous avons essentiellement voulu insister sur la nécessité de renoncer à calculer une mesure globale de la discrimination en utilisant les raisonnements du type de ceux de Blinder et Oaxaca. Continuer à utiliser la décomposition O-B pour mesurer la discrimination revient, selon nous, à mobiliser des hypothèses lourdes et peu plausibles et ne fait que renforcer le fétichisme du chiffre au lieu d'améliorer notre connaissance des mécanismes sociaux réels. Nous suggérons qu'une partie des efforts de chiffrage serait mieux employés à interroger par d'autres méthodes les phénomènes d'inégalités et de discrimination, notamment en développant le dialogue, encore très limité, entre les enquêtes qualitatives et les enquêtes quantitatives.

## Références

- Althausen R. & Wigler M. (1972). Standardization and component analysis. *Sociological methods and research*, 1, (1) : 97-135.
- Beblo M., Beninger M., Heinze D., *et alli.* (2003). Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progressions. *European commission- Employment and social affairs project* : final report.
- Beblo M., Beninger M., Heinze D., Laisney F. (2003b). Measuring selectivity corrected gender wage gaps. *Center for European Economical Research, Discussion paper n° 03-74.*

- Blinder A. (1973). Wage discrimination : reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8, (4) : 436-455.
- Bourguignon F., Ferreira F., Leite, P. (2008). Beyond Oaxaca-Blinder. Accounting for differences in household income distributions. *The Journal of Economic Inequality*, 6, (2) : 117-148.
- Brochier C. (2009). *Les collégiens des favelas, vie de quartier et quotidien scolaire à Rio de Janeiro*, Paris, Editions de l'IHEAL.
- Butler R. (1982). Estimating wage discrimination in labour markets. *The Journal of Human Resources*, 17, (4) : 606-621.
- Champagne D., Pailhé A., Solaz A. (2015). Le temps domestique parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolution en 25 ans. *Economie et statistique*, 478, (1) : 209-242.
- Chassonery-Zaïgouche C. (2014). Do experiments alter economists ? A historical perspective based on the measurement of market discrimination. (non publié) *AFSE meeting*, Lyon.
- Chen Y., Demurger S., Fournier M. (2007). « Différentiels salariaux, segmentation et discrimination à l'égard des femmes sur le marché du travail chinois. *Document de travail du GATE* 07-13.
- Cotton, J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70, 2, 236-43.
- Delarue J. & Cochet H. (2011). Propositions méthodologiques pour l'évaluation des projets de développement agricole : l'évaluation systémique d'impact. *Economie rurale*, (323) : 36-54.
- Drouet, I. Dupouy S., Jeanpierre L., Nicodème N. (2012). Contrefactuels en histoire : du mot au mode d'emploi. Le moment de la *new economic history*. *Labyrinthe*, 39, 2, 81-112.
- Duncan O. (1969). Inheritance of poverty or inheritance of race ? In : P. Moynihan (ed.), *Understanding poverty*. New York : Basic Books.
- Duvivier C., Lanfranchi J., Narcy M. (2015). Les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de trois versants de la fonction publique. <hal-01292147>
- Etile F. (2014). Education policies and health inequalities : evidence from changes in the distribution of body mass index in France, 1981-2003. *Economics & Human Biology* 13 : 46-65.
- Evans R. (2004). *Altered pasts*, Waltham : Brandeis University Press.
- Fortin N., Lemieux T., Firpo S. (2010). Decomposition methods in economics. *NBER Working Paper* n°16045.
- Fuchs R. & Perlman R. (1960). Recent trends in southern wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 42, (3), 292-300.
- Gardeazabal J. & Ugidos A. (2004). More on identification in detailed wage decomposition. *Review of Economics and Statistics*, 86 : 165-179.
- Gerschenkron A. (1967). The discipline and I. *The Journal of Economic History*, 27, (4) : 443-459.
- Givord P. (2014). Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Economie et prévision*, 204-205, (1) : 1-28.
- Gould J. D. (1969). Hypothetical history. *The Economic History Review*, 22, (2) : 195-207.
- Heckman J. (1998). Detecting discrimination. *The Journal of Economic Perspectives*, 12, (2) : 101-116.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 : 153-163.
- Jones E. (2014). Discriminations, lieu de résidence et marché du travail. *Thèse en sciences économiques*, Université Paris Est.
- Jones F. L. & Kelley J. (1984). Decomposing differences between groups. *Sociological Methods and Research*, 12, (3) : 323-343.
- Juhn, C., Murphy K., Pierce B. (1991). Accounting for the slowdown in blacks-whites convergence. In : Koster, M. H., *Workers and their jobs*, AEI Press : 107-143.
- Lovell P. (1994). Race, gender and development in Brazil. *Latin American Research Review* 26, (3) : 7-35.
- Lurie M. (1961). The effect of unionization on wages in the transit industry. *Journal of Political Economics*, 69, (6) : 558-572.
- Maher J. (1956). Non union wage differentials. *The American Economic Review*, 46, (3) : 336-352.

- Maillard S., Boutchenik B. (2018). Méthodes économétriques de décomposition des inégalités. De la théorie à la pratique. *Treizième journée de méthodologie statistique de l'INSEE*, 12-14 juin 2018, paris.
- Myeong-Su Y. (2009). Wage differentials, discrimination and inequality : a cautionary note on the Juhn, Murphy and Pierce decomposition method. *Scottish Journal of Political Economics*, 56, (1) : 114-122.
- National Council (2004), *Mesuring racial discrimination*, Washington DC : The National Academy Press.
- Neuman S. & Oaxaca R. (2004). Wage decompositions with selectivity-corrected wage equation : a methodological note. *Journal of Economics Inequality*, 2, (1) : 3-10.
- Ñopo H. (2008). Matching as a decomposition tool. *Review of Economics and Statistics*, 90 : 290-94
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differences in urban labor markets. *International Economics Review*, 14, (3) : 693-701.
- Oaxaca R. & Ransom M. (1999). Identification in detailed wage decompositions. *Review of Economics and Statistics*, 81 : 154-57.
- Oaxaca R. & Ransom M. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61 : 5-21.
- Oaxaca R. & Ransom M. (1988). Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers. *Journal of Labor Research*, 9, (2) : 139-148.
- Palmer, E. (1947). Discrimination in urban employment. *American Journal of Sociology*, 52, (4) : 357-361.
- Polachek S. (1975). Potential biases in measuring male-female discrimination. *The Journal of Human Resources*, 10, (2) : 205-229.
- Ponthieux D. & Meurs S. (2006). L'écart des salaires entre les hommes et les femmes peut-il encore baisser ? *Economie et statistique*, (398-399) : 99-129.
- Puhani P. (2000). The correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14, (1), pp. 53-68.
- Reimers, C. (1983). Labor market discrimination against hispanic and black men. *Review of Economics and Statistics*, 65, (4) : 570-579.
- Riach P.A. & Rich J. (1991). Measuring discrimination by direct experimental methods : seeking gunsmoke. *Journal of Post-Keynesian Economics*, 14, (2) : 143-150.
- Scully G. (1969). Wage differentials : a cross section analysis. *The American Economic Review*, 59, (5) : 757-773.
- Sharaf M. & Shoukry A. (2016). Regional inequality in child malnutrition in Egypt, Jordan and Yemen : A Blinder-Oaxaca decomposition analysis. *Health Economics Review*, 6, (1) : 23.  
doi : 10.1186/s13561-016-0097-3.
- Silva, N. V. (1980). O preço da cor. Diferenciais raciais na distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico* (10) : 21-44.
- Swafflied J. (2000). Gender, mobility, experience and wages. CEP *Discussion paper*, dp0457.
- Tetlock P. & Belkin, A. (1996), *Counterfactuals thought experiments in world politics*, Princeton University Press.
- Tetlock P. et al. (2006). *Unmaking the west. "What if ? " scenarios that rewrite world history*. Ann Arbor : University of Michigan Press.
- Tucker A. (1999). Review of Fergusson "Virtual History". *History and Theory*, 38, (2), 254-76.
- Turner R. (1952). Foci of discrimination in the employment of non whites. *American Journal of Sociology*, 58, (3) : 247-256
- Vilchez J. (2013). Valuing tourist destination : An Oaxaca-Blinder approach. *International Journal of Tourism Research*, 15, (5) : 417-429.
- Yun M.-S. (2008). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, 43 : 766-772.