

Application d'une nouvelle mesure de la discrimination salariale à la situation suisse

LAURENT DONZÉ*

1. INTRODUCTION

Il est de coutume de mesurer la discrimination salariale qu'il pourrait exister entre deux groupes d'individus selon une méthodologie développée dans les années 1970 par OAXACA (1973). Bien que quelques développements ultérieurs aient été apportés à la méthode, elle souffre pourtant de plusieurs inconvénients majeurs. En particulier, si la méthode offre une estimation ponctuelle de l'étendue de la discrimination elle ne fournit pas la possibilité de tester statistiquement cette discrimination. La méthode de SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996) que nous proposons d'exposer et d'appliquer à la situation suisse va remédier à ces défauts.

Il existe à ce jour de nombreuses études traitant de la discrimination salariale sur le marché suisse. Citons entre autres par exemple les contributions récentes de AHMAD, FLUCKIGER et SILBER (1996), BONJOUR (1997), BONJOUR et GERFIN (1995, 1997), DIEKMANN et ENGELHARDT (1994), HENNEBERGER et SOUSA-POZA (1998), FERRO LUZZI et SILBER (1998). Ces recherches font cependant toutes appel à la mesure traditionnelle de la discrimination. Dans le cadre d'un mandat de recherche de l'OFS et consacré à la structure des salaires suisses en 1994, nous avons quant à nous mis en œuvre la nouvelle méthode. Les résultats que nous livrons ci-après sont issus de cette étude.

2. LA MESURE TRADITIONNELLE DE LA DISCRIMINATION SALARIALE

Le principe de la méthode d'OAXACA (1973) est simple. Ayant constaté une différence de salaire entre deux groupes d'individus, l'étape suivante consiste à analyser cette différence. Pour ce faire, on va procéder à la décomposition de la différence de salaire entre les deux groupes en différentes composantes dont l'une sera assimilée à la partie discriminatoire. Désignons par h le groupe à haut salaire et par b le groupe à bas salaire. On suspecte une discrimination en faveur du groupe h . Soient w_h et w_b le salaire (ou le taux de salaire) des individus respectivement du groupe h et b . On définit le différentiel de salaire G_{hb} comme:

* Centre de recherches conjoncturelles de l'Ecole polytechnique fédérale de Zurich (KOF/ETHZ).
Courriel: laurent.donze@kof.gess.ethz.ch. URL: <http://www.dplanet.ch/users/ldonze/>.

$$G_{hb} := \frac{w_h - w_b}{w_b} = \frac{w_h}{w_b} - 1. \quad (1)$$

En l'absence de discrimination, G_{hb} reflétera uniquement des différences de productivités relatives. Définissons ces différences par

$$Q_{hb} := \frac{w_h^0 - w_b^0}{w_b^0} = \frac{w_h^0}{w_b^0} - 1, \quad (2)$$

où l'indice ⁰ dénote l'absence de discrimination sur le marché. On peut alors aisément définir le coefficient de discrimination par

$$D_{hb} := \frac{(G_{hb} + 1) - (Q_{hb} + 1)}{(Q_{hb} + 1)} = \frac{w_h/w_s - w_h^0/w_s^0}{w_h^0/w_s^0}. \quad (3)$$

La décomposition – du logarithme du différentiel – du salaire s'écrit alors comme

$$\ln(G_{hb} + 1) = \ln(D_{hb} + 1) + \ln(Q_{hb} + 1). \quad (4)$$

D'autre part, on peut poser les équations de régression suivantes:

$$\begin{aligned} \ln(w_h) &= x'_h \beta_h + \varepsilon_h, \\ \ln(w_b) &= x'_b \beta_b + \varepsilon_b. \end{aligned} \quad (5)$$

où x' est un vecteur de caractéristiques – déterminées en général par la théorie du capital humain et des conditions ad hoc –, β est le vecteur des coefficients à estimer – qui exprime en général la structure des salaires – et ε est un terme d'erreur normalement distribué. Soient en outre $\overline{\ln(w)}$, la moyenne des logarithmes des salaires – moyenne géométrique des salaires –, $\bar{x}'$ le vecteur des moyennes des régresseurs et $\hat{\beta}$ le vecteur des paramètres estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. On a:

$$\begin{aligned} \overline{\ln(w_h)} &= \bar{x}'_h \hat{\beta}_h, \\ \overline{\ln(w_b)} &= \bar{x}'_b \hat{\beta}_b. \end{aligned} \quad (6)$$

Nous obtenons enfin la décomposition désirée. En effet, il vient:

$$\begin{aligned} \overline{\ln(G_{hb} + 1)} &= \overline{\ln(w_h)} - \overline{\ln(w_b)} \\ &= \bar{x}'_h \hat{\beta}_h - \bar{x}'_b \hat{\beta}_b \\ &= (\bar{x}'_h - \bar{x}'_b) \hat{\beta}_h + \bar{x}'_b (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_b), \end{aligned} \quad (7)$$

ou de manière alternative

$$\overline{\ln(G_{hb} + 1)} = (\bar{x}'_h - \bar{x}'_b)\hat{\beta}_b + \bar{x}'_h(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_b). \quad (8)$$

La première composante du côté droit de l'équation (7) représente la portion de la différence de salaire due à des différences de dotation dans les caractéristiques des deux groupes évaluées avec la structure des salaires du groupe h . Le deuxième terme de (7) est la différence de salaires reçus par les deux groupes pour la même dotation de caractéristique. Ce dernier terme est la part de la différence de salaire découlant d'une attitude discriminatoire du marché. Un raisonnement analogue peut être tenu pour (8). Notons qu'on peut formuler d'autres décompositions. Des auteurs spécifient par exemple encore un terme d'interaction.

Dans leur critique de cette décomposition, SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996) soulèvent les points suivants. D'abord, est-il juste d'évaluer la discrimination à partir d'une différence de salaires moyens? Il pourrait être raisonnable de penser que la discrimination varie selon la répartition des salaires. BONJOUR et GERFIN (1997) traitent en particulier de ce thème. On peut également s'interroger sur l'opportunité d'utiliser un modèle de régression classique tant il est vrai que d'autres problèmes liés par exemple à la structure des données font généralement leur apparition et nous obligent à reconsidérer la méthode d'estimation des équations salariales.

Un problème bien connu de cette décomposition est l'«index number problem». On remarque sans peine que la décomposition conduit à deux spécifications distinctes – équations (7) et (8) – suivant que l'on prend le groupe h ou le groupe b comme référence. La conséquence est que l'estimation de la discrimination peut varier fortement d'une formulation à l'autre. Cette ambiguïté de la mesure a été soulevée par plusieurs chercheurs (COTTON, 1988, NEUMARK, 1988, REIMERS, 1983, OAXACA et RANSOM, 1994). Les développements apportés consistent à écrire la décomposition selon l'expression

$$\overline{\ln(w_h)} - \overline{\ln(w_b)} = (\bar{x}'_h - \bar{x}'_b)\beta^* + \bar{x}'_h(\hat{\beta}_h - \beta^*) + \bar{x}'_b(\beta^* - \hat{\beta}_b) \quad (9)$$

où β^* est la structure du salaire non discriminatoire. Ce coefficient est inconnu et doit être estimé. On prendra

$$\beta^* = \Omega\hat{\beta}_h + (I - \Omega)\hat{\beta}_b, \quad (10)$$

avec $\Omega = (X'_h X)^{-1} X'_h X'_h$, une matrice de pondération.

Cependant, ces corrections tendent plutôt de placer de manière plus ou moins arbitraire la structure du salaire non discriminatoire entre les structures des deux groupes plutôt que d'essayer de l'estimer directement.

Finalement, la critique majeure faite par SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996) est celle-ci. La discrimination salariale estimée selon la méthode traditionnelle pourrait tout aussi

bien être due à des pratiques discriminatoires que simplement être la résultante d'un facteur d'erreurs. Il n'y a aucun moyen de différencier ces deux sources du coefficient de discrimination calculé, un test statistique adéquat faisant défaut.

3. LA METHODE DE SHRESTHA ET SAKELLARIOU

L'idée de SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996) est de traiter le salaire non discriminatoire comme une variable non observable mais qui peut néanmoins être estimée. D'abord, on va naturellement supposer que ce salaire dépend de différentes caractéristiques, entre autres celles proposées par la théorie du capital humain. On va écrire le – logarithme du – salaire non discriminatoire d'équilibre w^* comme une combinaison linéaire de ces caractéristiques, à savoir

$$\ln(w^*) = X\beta. \quad (11)$$

On peut d'un autre côté, en s'inspirant de ZELLNER (1970), poser les équations suivantes

$$\ln(w_h) = d_h \ln(w^*) + \varepsilon_h = d_h X_h \beta + \varepsilon_h \quad (12)$$

$$\ln(w_b) = d_b \ln(w^*) + \varepsilon_b = d_b X_b \beta + \varepsilon_b \quad (13)$$

où ε_h et ε_b sont des termes d'erreurs normalement distribués de moyennes égales à zéro et de variances égales respectivement à σ_h^2 et σ_b^2 . Ce modèle nous dit que le salaire observé est égal au salaire non discriminatoire multiplié par le coefficient d plus un terme d'erreurs qui doit saisir les caractéristiques spécifiques du travailleur qui ne sont pas dans le vecteur des caractéristiques explicitement intégrées au modèle. La discrimination apparaît cette fois dans les facteurs d_h et d_b .

L'hypothèse de non-discrimination peut alors être testée en posant

$$H_0 : d_h = d_b \quad H_1 : d_h > d_b. \quad (14)$$

Les décompositions données en (7) et (8) dépendent des valeurs observées des moyennes des caractéristiques. La discrimination calculée dépendra de l'échantillon utilisé pour l'estimation. Pour éviter ce problème, on écrira le différentiel de salaire comme

$$\begin{aligned} E[\ln(w_h(X)) - \ln(w_b(X))] &= (d_h - d_b)X\beta \\ &= (d_h - d_b) \ln(w^*(X)). \end{aligned} \quad (15)$$

Le pourcentage de la discrimination salariale est donné par $100(d_h - d_b)$, qui est indépendant des caractéristiques X du capital humain.

Ce modèle a un problème d'identification qu'on résout en posant $d_h = 1$. En outre, on

peut facilement calculer la fonction de vraisemblance de ce modèle et en estimer les paramètres. En réécrivant les équations (12) et (13) comme

$$y_1 = Z_1\beta + u_1 \quad \text{et} \quad y_2 = dZ_2\beta + u_2 \quad (16)$$

où y_1 et y_2 sont les variables dépendantes du modèle relatives aux groupes 1 et 2, Z_1 et Z_2 sont les régresseurs et si l'on compte n_1 observations du groupe 1 et n_2 du groupe 2, on trouve le logarithme de la fonction de vraisemblance (sans un terme constant sans importance)

$$\ln L = -\frac{n_1}{2} \ln(\sigma_1^2) - \frac{n_2}{2} \ln(\sigma_2^2) - \frac{(y_1 - Z_1\beta)'(y_1 - Z_1\beta)}{2\sigma_1^2} - \frac{(y_2 - dZ_2\beta)'(y_2 - dZ_2\beta)}{2\sigma_2^2}. \quad (17)$$

La maximisation de cette fonction par des techniques numériques nous donne les valeurs des paramètres du modèle. On peut tester la discrimination en calculant le t-ratio suivant

$$t_{obs} = \frac{(1 - d)}{\sigma_d} \quad (18)$$

où σ_d est l'écart-type de d .

4. UNE APPLICATION A LA SITUATION SUISSE

Nous avons estimé la mesure de la discrimination salariale sur la base des données de l'enquête 1994 sur la structure des salaires suisses. Nous utilisons le modèle classique de capital humain suivant

$$LMBLOU = \beta_0 + \beta_1 AUSBIIJ + \beta_2 EXP + \beta_3 EXP^2 + \beta_4 LMAST \quad (19)$$

avec $LMBLOU = \ln(MBLOU)$; $LMAST = \ln(MAST)$; $EXP = ALTER - AUSBIIJ - 6.5$; $MBLOU$ est le salaire mensuel brut; $MAST$ est le nombre d'heures de travail mensuelles standardisées; $ALTER$ est l'âge; $AUSBIIJ$ sont les années de formation; EXP sont les années d'expériences professionnelles. La variable $AUSBIIJ$ est construite de manière ad hoc à partir de la variable $AUSBILD$ qui est le degré de formation obtenu. Les données sont pondérées par – la racine carrée de – la variable $GEWICHT$ construite par l'OFS.

Les résultats obtenus sont résumés dans le Tableau N°1. Ils mettent en évidence qu'il existe une discrimination significative en faveur de l'homme tant de manière globale que par secteurs d'activité. Selon la mesure de SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996), on mon-

tre en effet que la discrimination atteint quelque 2.25 % pour l'ensemble de l'économie. Celle-ci est de quelque 1.67 % si l'on considère uniquement le secteur privé. Quoique nettement plus faible dans le secteur public, elle reste avec 0.56 % néanmoins significative également là.

5. CONCLUSION

Au terme de cet exposé, il nous semble utile de souligner les points suivants. En premier lieu et du point de vue pratique, nous avons mis en évidence les lacunes de la mesure traditionnelle. Celle-ci s'avère en particulier impossible à tester statistiquement. La mesure de SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996) présentée y remédie. D'autre part, au niveau empirique, nous avons été à même d'apporter une première contribution à l'analyse de la discrimination salariale suisse selon cette nouvelle mesure. Nous y avons découvert une discrimination positive et significative en faveur de l'homme ce qui confirme les études précédentes effectuées en la matière.

Tableau N° 1: Mesure de la discrimination salariale selon Shrestha et Sakellariou sur le marché suisse en 1994

	Homme / Femme		Homme du secteur privé / Femme du secteur privé		Homme du secteur public / Femme du secteur public	
	Coefficients	Ecart-types	Coefficients	Ecart-types	Coefficients	Ecart-types
Constante	1.7242290	0.0023530	1.6155228	0.0026077	1.5700558	0.0054773
<i>AUSBIJ</i>	0.1019170	0.0000757	0.1060136	0.0000869	0.0596966	0.0001248
<i>EXP</i>	0.0338920	0.0000629	0.0344991	0.0000710	0.0331758	0.0001298
<i>EXP</i> ²	-0.0005080	1.22680 ^{E-6}	-0.0005210	1.38220 ^{E-6}	-0.0005310	2.61980 ^{E-6}
<i>LMAST</i>	1.0331106	0.0003946	1.0402244	0.0004293	1.1849667	0.0009479
<i>d</i>	0.9774301	0.0000507	0.9832916	0.0000574	0.9943714	0.0001044
σ_h^2	0.4395502	0.0002857	0.5232127	0.0004100	0.0562523	0.0000977
σ_b^2	0.4662784	0.0005036	0.4811688	0.0005513	0.0389231	0.0001304
Nbr. obs.	442549		381877		60672	
100(1 - <i>d</i>)	2.2569000		1.6708429		0.5628000	
<i>t</i> _{obs}	445.3389		290.86819		53.9069	

REFERENCES

- AHMAD, Z., Y. FLÜCKIGER et J. SILBER (1996), *Analyse économique des causes des inégalités salariales entre hommes et femmes en Suisse*, Rapport scientifique final, PNR 35: Femmes, droit et société.
- BONJOUR, D. (1997), *Lohndiskriminierung in der Schweiz. Eine ökonometrische Untersuchung*, Bern, Stuttgart, Wien.
- BONJOUR, D. et M. GERFIN (1995), "Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonometrische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung: Kommentar", *Revue suisse d'économie politique et de statistique*, 4(1), 701–710.
- BONJOUR, D. et M. GERFIN (1997), *The Unequal Distribution of Unequal Pay – An Empirical Analysis of the Gender Wage Gap in Switzerland*, Diskussionschriften 97–2, Volkswirtschaftliches Institut der Universität Bern.
- COTTON, J. (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials", *Review of Economics and Statistics*, 70, 236–43.
- DIEKMANN, A. et H. ENGELHARDT (1994), "Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonometrische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung", *Revue suisse d'économie politique et de statistique*, 131(1), 57–83.
- FERRO LUZZI, G. et J. SILBER (1998), "On gender differences in wages in Switzerland", *International Journal of Manpower*, 19(7), 475–485.
- HENNEBERGER, F., K. OBERHOLZER et S. ZAJITSCHKE (1997), *Lohndiskriminierung und Arbeitsbewertung. Ein Beitrag zur Gleichstellungsdiskussion in der Schweiz*, Basel und Frankfurt am Main.
- HENNEBERGER, F. et A. SOUSA-POZA (1998), *Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen in der Schweiz. Neueste Schätzungen mit den Mikrodaten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung von 1995 und 1997*, Nr. 52 der Reihe Diskussionspapiere des Forschungsinstituts für Arbeit und Arbeitsrecht an der Universität St. Gallen.
- NEUMARK, D. (1988), "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *The Journal of Human Resources*, XXIII, 3, 279–295.
- OAXACA, R. L. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- OAXACA, R. L. et M. R. RANSOM (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, 5–21.
- REIMERS, C. W. (1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *Review of Economics and Statistics*, 65, 570–9.
- SHRESTHA, K. et C. SAKELLARIOU (1996), "Wage discrimination: a statistical test", *Applied Economics Letters*, 3, 649–651.
- ZELLNER, A. (1970), "Estimation of Regression Relationships Containing Unobservable Independent Variables", *International Economic Review*, 11(3).

RESUME

Dans un premier temps, nous présentons la mesure traditionnelle d'OAXACA (1973) de la discrimination salariale. Nous soulignons ses défauts. Puis nous décrivons la méthode que propose SHRESTHA et SAKELLARIOU (1996). Cette dernière est appliquée aux données de l'enquête 1994 sur la structure des salaires suisses. Une discrimination significative en faveur de l'homme est découverte tant de manière globale que séparément dans le secteur privé ou public.

SUMMARY

First, we present the OAXACA's (1973) traditional measure of the wage discrimination. We mention the shortcomings. Then, we describe the method proposed by SHRESTHA and SAKELLARIOU (1996). The later is applied to the survey 1994 on the Swiss wage structure. A significant discrimination in favour to the male is shown as well for the whole economy as for the private or public sector.

ZUSAMMENFASSUNG

In erster Linie stellen wir die traditionelle Methode zur Messung der Lohndiskriminierung gemäss OAXACA (1973) vor. Wir heben seine Mängel hervor. Dann beschreiben wir die von SHRESTHA und SAKELLARIOU (1996) vorgeschlagene Methode und wenden diese auf die Daten der Umfrage zur schweizerischen Lohnstruktur von 1994 an. Das Ergebnis zeigt eine signifikante Lohndiskriminierung zugunsten der Männer, sowohl für die Gesamtwirtschaft wie auch getrennt für den öffentlichen und privaten Sektor.