

## Les fonctionnaires péruviens sont-ils surpayés ?

*Javier Herrera \**

Au moment où le gouvernement du nouveau président, Alejandro Toledo, se met en place, le Pérou fait face à sa quatrième année consécutive de crise économique. De fait, les tensions sont grandes et les demandes sociales jusque-là contenues se font de plus en plus pressantes alors même que les institutions de Bretton Woods appellent à une gestion prudente des ressources publiques afin de limiter le déficit fiscal hérité de la gestion antérieure.

Comment respecter cette prudence lorsque l'on a comme axes majeurs de programme gouvernemental la lutte contre la pauvreté et la corruption, le relèvement des salaires et l'augmentation de l'emploi et que cette augmentation n'est envisagée, à court terme, qu'en termes d'accroissement des emplois publics ? Comment respecter la promesse de faire face à ces engagements de campagne électorale lorsque, justement, le fond du problème et une partie de sa résolution résident – tant dans l'esprit du nouveau gouvernement que dans celui des meneurs sociaux – dans la création d'emplois publics et dans l'augmentation des salaires de ce secteur. En effet, les trop bas salaires des fonctionnaires ont non seulement été souvent évoqués comme étant l'une des causes de la corruption [Van Rijckeghem, Weder, 1997], mais ils sont aussi désignés dans le cas de certaines catégories de travailleurs publics comme étant les responsables de l'état de paupérisation dans lequel se débat cette partie de la population.

Les hausses des salaires des fonctionnaires promises par l'actuel gouvernement vont-elles corriger une injustice ou bien générer une distorsion par rapport aux travailleurs du secteur privé ayant les mêmes caractéristiques en termes de qualification, d'expérience et être ainsi la source de conflits sociaux à venir ? Quelle que soit la réponse à cette question, ces hausses sont maintenant inévitables car le gouvernement qui se trouve à présent dans la nécessité d'améliorer la qualité de l'administration publique – ne serait-ce que pour être en condition d'atteindre ses objectifs – se doit de concurrencer le secteur privé afin d'attirer des professionnels qualifiés en leur offrant des rémunérations attrayantes. Or, dans ce cas de figure, on pourrait opposer l'argument selon lequel la compétitivité du secteur privé pourrait se voir affectée si les surrémunérations d'un secteur public pléthorique provoquent une hausse généralisée des coûts salariaux. Qu'en est-il dans le cas du Pérou ? Pour

---

\* Économiste IRD, Cipre/Dial-Inci.

mieux cerner ce problème et tenter de répondre aux nombreuses questions qu'il pose, il est crucial de comprendre quels sont les mécanismes actuels d'allocation du travail salarié au Pérou ainsi que de répondre à la question centrale de l'existence ou non d'une « rente » positive (ou négative) liée à l'emploi public.

Dans un premier temps, on dressera un bilan des recompositions du marché du travail et des évolutions des rémunérations et de l'emploi public et privé au Pérou et, dans un deuxième temps, on examinera la question de la surrémunération des fonctionnaires. Une brève revue de la littérature sur la « surrémunération » des fonctionnaires dans les pays en développement permettra de préciser le cadre analytique de l'étude et de mettre en perspective les résultats de nos estimations dans le cas du Pérou. Ensuite, seront présentées les données de base de notre analyse, en particulier les différences des niveaux moyens des rémunérations entre les travailleurs urbains du secteur public et ceux du secteur privé; information qui a été souvent considérée comme des éléments qui, *prima facie*, appuient la thèse de la surrémunération. Ces premières conclusions seront mises en regard avec les résultats péruviens obtenus de l'estimation d'une fonction de gains dans laquelle on maintient constants les divers facteurs qui déterminent les revenus. Une attention particulière sera accordée aux différences de qualifications, de genre et d'expérience de travail. L'approche est essentiellement microéconomique et l'étude proposée tient compte des possibles biais de sélection suivant la ligne des travaux précédents [Stelcner, Van der Gaag, Vijverberg, 1988, 1989]. L'enquête auprès des ménages (Enaho) réalisée par l'Institut national de statistique et informatique (Inei) du Pérou au troisième trimestre de l'année 2000 fournit le support empirique de l'analyse présentée. Cette enquête est centrée sur les questions de l'emploi portant sur un échantillon de près de 12 000 ménages et 35 000 individus et est particulièrement riche en informations pertinentes pour notre étude.

## L'évolution du marché du travail au Pérou

Au cours de trois dernières décennies, le marché du travail a connu de profondes transformations qui sont le fruit de changements structurels de la société et de réformes de la régulation publique du marché du travail.

L'émergence d'une classe moyenne a été intimement liée à la modernisation de l'appareil de l'État et à l'accroissement de son importance dans l'ensemble de l'économie. L'effort d'industrialisation par substitution d'importations impulsé par l'État dans les années soixante et soixante-dix ainsi que l'extension du système éducatif ont changé, en l'espace d'une génération, la composition de la force du travail, en particulier celle des fonctionnaires. Ces derniers sont maintenant plus éduqués, plus urbains et surtout réputés mieux payés que leurs homologues du secteur privé.

La nouvelle impulsion date du gouvernement clientéliste d'Alan Garcia (1985-1990), lequel accroît fortement l'emploi public ainsi que les salaires. Cette politique qualifiée d'« hétérodoxe » s'avère un échec et, dès 1988, le gouvernement provoque une forte diminution des rémunérations publiques en ne les réajustant pas à l'hyperinflation déclenchée par le financement des énormes déficits publics par émission monétaire. Les fonctionnaires furent ainsi les pre-

miers sacrifiés dans le programme de stabilisation macroéconomique mis en place pour palier cette situation.

Le gouvernement de Fujimori arrivé au pouvoir en 1990 poursuit une politique d'ajustement structurel comportant une forte diminution de l'intervention de l'État dans l'économie. La réduction des dépenses de l'État entraîne alors une importante réduction de l'emploi public, inversant la forte progression intervenue sous le gouvernement populiste précédent. Après avoir augmenté de plus de 130 000 postes entre 1981 et 1987, l'emploi public subit une contraction de près de 40 % au cours de la période 1989-1996. À la suite des privatisations d'entreprises publiques, d'incitations au départ moyennant primes et autres départs moins volontaires, l'État perd 157 000 salariés, dont près de la moitié entre 1990 et 1991. La part de l'emploi public dans la population économiquement active (PEA) est réduite de plus de la moitié, atteignant son plus faible niveau (8 % seulement), en dessous de son chiffre de 1970, avant l'expansion de l'appareil de l'État sous le gouvernement militaire du général Juan Velazco Alvarado (1968-1975) [Verdera, 1994]. L'emploi dans le secteur privé recule légèrement au cours de la récession de 1988-1989, puis s'accroît de façon soutenue durant les années quatre-vingt-dix. L'accroissement de l'emploi concerne presque exclusivement les entreprises formelles de moins de 60 employés ainsi que les professionnels indépendants et les travailleurs informels [Saavedra *et alii*, 1998 : 30]. Pendant que l'emploi public diminue, le gouvernement Fujimori dérégule le marché du travail, ce qui provoque une précarisation de l'emploi tant privé que public. Ainsi dans la capitale, la proportion d'employés stables passe de 65 % en 1989 à 42 % en 1994, puis à 23 % en 1997. Dans le même temps, le taux de syndicalisation s'effondre : de 58 % en 1989, il n'atteint pas 13 % en 1997 [Verdera, 2000 : 25 et 28].

Le tableau ci-après (*figure 1*) montre que l'augmentation de dix points de pourcentage de la part des salariés dans la PEA entre 1985 et 1997 (elle passe de 28 % à 38 %) est presque entièrement due à l'accroissement de l'importance relative des salariés du secteur privé (qui passe de 20 % en 1985 à 29 % en 1997). La proportion des salariés du secteur public dans la PEA, après avoir fortement augmenté pendant le gouvernement d'Alan Garcia, diminue massivement entre 1991 et 1994, puis se stabilise en 1996 et 1997, sous Fujimori, autour des niveaux qui prévalaient en 1985. Le recul de l'emploi public est encore plus marqué dans le secteur urbain où l'on constate même une diminution d'environ six points par rapport à la PEA salariée entre 1991 et 1997. Toutefois, les salariés du secteur public représentent encore un peu plus d'un salarié sur cinq <sup>1</sup>.

La situation au Pérou diffère de celle des autres pays latino-américains où l'emploi public, en pourcentage de la PEA occupée, est en moyenne bien plus important. En effet, dans le cas des 17 pays latino-américains étudiés par Panizza [2000], en moyenne 16 % de la PEA occupée est employée dans le secteur public, effectif représentant 45,6 % de l'emploi formel. L'auteur constate une forte hétérogénéité entre pays ainsi que des évolutions assez contrastées dans le temps. Des pays comme

---

1 On trouvera chez Pagés [1999] et Saavedra et Torero [2000] une analyse des réformes récentes touchant le marché du travail au Pérou.

Figure 1 – Importance des travailleurs du secteur public et privé dans la PEA (%), Pérou 1985-1997

	1985	1991	1994	1996	1997
<b>% salariés</b>					
<b>secteur privé/PEA</b>					
Rural	8,7	8,3	13,4	13	15,1
Urbain	28,3	34,3	34,3	35,1	35,7
Total	20,1	28,2	27	27,9	29,1
<b>% salariés</b>					
<b>secteur public/PEA</b>					
Rural	1,2	6,3	4	3,8	3,7
Urbain	12,5	16,4	13,1	10,4	10,7
Total	7,8	14	9,9	8,2	8,4
<b>% salariés</b>					
<b>publics/total salariés</b>					
Rural	30,6	32,3	27,6	22,9	23,1
Urbain	12,1	43,2	23,0	22,6	19,7
Total	28,0	33,2	26,8	22,7	22,4
<b>% salariés dans PEA</b>					
Rural	9,9	14,6	17,4	16,8	18,8
Urbain	40,8	50,7	47,4	45,5	46,4
Total	27,9	42,2	36,9	36,1	37,5

Source : enquêtes Enniv, estimations élaborées par Saavedra [1999 : 16] et nos calculs.

Ces pourcentages portent sur l'ensemble de travailleurs, hommes et femmes.

la Bolivie, le Panamá, le Costa Rica, le Honduras et le Venezuela ont connu de fortes diminutions de la part de l'emploi public dans l'emploi total (la plus dramatique étant celle de la Bolivie qui passe de 21 % à 12 % entre 1990 et 1997) [*ibidem*].

L'évolution divergente des rémunérations des salariés des cadres du secteur privé et des travailleurs du secteur public a été telle que l'on peut supposer que la « rente » est devenue probablement négative, tout du moins pour les travailleurs les plus qualifiés. Dans quelle mesure ces faits sont-ils corroborés par les données microéconomiques des enquêtes Enaho? Comparées à la progression observée dans le secteur informel, les rémunérations du secteur public progressent bien moins que celles des microentrepreneurs et prennent l'avantage sur celles des indépendants travaillant pour leur compte<sup>2</sup> (*figure 2*). Ces indices indirects seront confrontés plus avant avec les différences observées au niveau des rémunérations.

La figure 3 permet d'apprécier les caractéristiques des travailleurs du secteur public par rapport à celles du secteur privé. Rappelons qu'il s'agit uniquement des salariés urbains de sexe masculin. On constate qu'en moyenne ceux du secteur

2 En réalité, la diminution la plus forte des revenus des fonctionnaires a eu lieu entre 1988 et 1990, sous le gouvernement d'Alan Garcia, avant le « Fujichoc » [Verdera, 1997].

Figure 2 – Évolution des rémunérations du secteur privé et public, Pérou 1990-1999

Années	Secteur privé formel		Secteur public	Secteur informel	
	salariés cadres	salariés ouvriers		indépendants	micro-entrepreneurs
1990	100	100	100	100	100
1991	105,8	115,4	76,3	111,1	90,9
1992	108,9	113,3	95,4	94,5	113
1993	126,8	110,3	88,5	103,2	94,9
1994	152,6	127,7	106,7	102,6	111,5
1995	147,9	117,9	120,4	100,5	120,2
1996	147,4	111,3	107,4	103,9	125,7
1997	149,5	110,3	139,1	89,5	188,9
1998	156,3	108,2	122,8	90,3	224,9
1999	161,8	106,4			

Source: FMI [2000], *Country Report*, n° 01/51. Peru, selected issues.

Figure 3 – Différences des rémunérations et caractéristiques des salariés urbains de sexe masculin du secteur public et privé, Pérou 2000

	Secteur public	Secteur privé formel
<b>Rémunération moyenne (soles/heure)</b>		
Ensemble des travailleurs	7,2	5,6
Travailleurs avec seulement niveau éducation primaire	4,3	3,2
Travailleurs avec seulement niveau éducation secondaire	5,4	3,9
Travailleurs avec niveau éducation universitaire	8,2	10,5
% avec éducation primaire ou sans éducation	6,2	15,3
% avec éducation secondaire	27,2	57,9
% avec éducation supérieure	66,7	26,8
Âge moyen	38,1	32,5
Années d'études	12,5	9,3
Années d'expérience professionnelle potentielle	21,2	17,9
Années d'ancienneté	10	4
% avec accords collectifs régulant les conditions du travail et les rémunérations	18,3	34
% mariés ou concubins	74,7	54
% précaires	16,1	64,6
% sans syndicat dans l'entreprise/organisme	62,9	92
% chefs de ménage	80,5	69
% migrants ruraux	5,5	8,4
Taille de l'échantillon	1 183	3 213

Note: les femmes représentent 41,7 % des effectifs du secteur public et 29,2 % du secteur privé.

Source: nos calculs à partir de l'enquête Enaho 2000, 3<sup>e</sup> trimestre.

public reçoivent une rémunération de 29 % supérieure à celle des travailleurs du secteur privé, ce qui impliquerait l'existence d'une « prime » pour le secteur public. Cependant, le tableau nous met aussi en garde contre une conclusion hâtive dans ce sens car la plupart des caractéristiques jouant un rôle dans la détermination des rémunérations sont différentes entre les deux secteurs. Décomposant ce résultat selon le niveau d'éducation, il ressort que les travailleurs avec faibles qualifications sont mieux payés dans le secteur public que dans le secteur privé tandis que ceux ayant fait des études supérieures reçoivent plutôt une rémunération inférieure à celle des travailleurs ayant le même niveau de diplôme dans le secteur privé. D'autres caractéristiques différencient les travailleurs des deux secteurs : ceux du secteur public sont, par rapport à ceux du secteur privé, en moyenne plus âgés, ont plus d'années d'études et d'expérience professionnelle, plus d'ancienneté, vivent davantage en couple, sont plus souvent chef de ménage et sont moins nombreux à avoir résidé auparavant en milieu rural. En plus de la proportion soumise à des accords collectifs, la protection de l'emploi est un des autres traits les distinguant de ceux du secteur privé : le secteur public se différencie encore par sa faible représentation des contrats précaires et par une plus forte présence des syndicats sur les lieux de travail.

La comparaison des niveaux moyens de rémunération est illustrative mais trompeuse car les différences constatées peuvent être dues au fait que les caractéristiques moyennes des travailleurs du secteur public sont différentes de celles du secteur privé. Une constante dans la plupart des pays en développement réside dans le fait que l'on y trouve une plus forte proportion de travailleurs plus qualifiés et diplômés que dans le secteur privé. On peut donc se demander si les écarts constatés demeurent une fois que l'on tient compte des différences des niveaux d'éducation, d'expérience professionnelle et de toutes les autres caractéristiques qui ont un impact sur les gains des travailleurs. Afin d'apprécier la réalité et l'ampleur des différences du niveau des rémunérations entre les travailleurs du secteur public et du secteur privé, il est nécessaire de mener une analyse économétrique multivariée incluant ces caractéristiques.

## Revue de la littérature

Il existe peu d'études empiriques sur les différentiels de rémunération entre le secteur public et le secteur privé dans les pays en développement et la plupart datent de la fin des années quatre-vingt et du début des années quatre-vingt-dix<sup>3</sup>. Ces études portent sur la Tanzanie [Lindauer, Sabot, 1983], le Chili [Corbo, Stelcner, 1983], la Côte-d'Ivoire [Van der Gaag, Vijverberg, 1988], le Pérou [Stelcner, Van der Gaag, Vijverberg, 1988], le Costa Rica [Gindlin, 1991], Haïti [Terrell, 1993], l'Éthiopie [Mengistae, Taye, 1998; Krishnan, 2000].

---

3 L'étude des écarts de salaires entre le secteur public et celui du privé est plus fréquente quand il s'agit des pays membres de l'OCDE. Dans cette perspective, voir les travaux de Dustmann et Van Soest [1998] pour l'Allemagne, celui de Hartog et Oosterbeek [1993] pour les Pays-Bas, ceux de Mueller [1998] et de Shapiro et Stelcner [1989] pour le Canada, celui de Lassibille [1998] pour l'Espagne et celui réalisé par Kanellopoulos [1997] pour la Grèce. Rees et Anup [1995] ont traité le cas du Royaume-Uni et Miller [1996] celui des États-Unis.

Figure 4 – Différentiels des salaires publics et privés

	Hommes		Femmes	
	Formel + informel	Formel	Formel + informel	Formel
Bolivie	-0,173*	-0,135*	0,013*	-0,062
Brésil	0,021	0,365*	-0,077*	0,241*
Costa Rica	0,171*	0,143*	0,47*	0,209*
Chili	-0,025	0,022	0,167*	0,103*
Colombie	0,163*	0,182*	0,266*	0,257*
Équateur	0,301*	0,189*	0,259*	0,135
Salvador	0,267*	0,199*	0,67*	0,415*
Guatemala	-0,045	-0,136	0,396*	0,242*
Honduras	0,014	-0,101	0,602*	0,172*
Mexico	0,110*	0,007	0,233*	0,11*
Nicaragua	-0,022	-0,09	0,022	-0,127
Panama	0,114*	-0,127*	0,488*	0,134
Paraguay	0,108	-0,024	0,279	0,019
Pérou	0,049	-0,043	0,105*	0,054
République dominicaine	-0,368*	-0,319*	0,231	-0,008
Uruguay	-0,015	-0,138*	-0,036	-0,215*
Venezuela	-0,001*	-0,04*	0,267*	0,068*

\* Le coefficient est significatif à 1 % dans la plupart des régressions. Il s'agit de moyennes des coefficients estimés pour plusieurs années d'enquête.

Source : Panizza [2000 : 23].

Le premier travail portant sur le Pérou a été réalisé par Stelcner *et alii* à partir de l'enquête LSMS de 1985-1986. Le champ de l'étude portait sur un échantillon total de 1734 salariés urbains de sexe masculin dont 1267 dans le secteur privé et les 467 restants dans le secteur public. Les auteurs estimaient l'équation de gains d'abord par la méthode de moindres carrés ordinaires (MCO) et constataient que le revenu prédit pour les salariés du secteur public était supérieur à celui du secteur privé (soit en logarithmes 1,896 et 1,791 respectivement). Leur contribution à l'analyse de l'existence d'une rente en faveur des fonctionnaires a été de montrer que la prise en compte des biais de sélection avait d'importantes implications. En effet, en considérant la probabilité de sélection dans l'équation de gains, les conclusions initiales ne sont plus valables : le secteur privé apparaît comme bénéficiaire d'une importante surrémunération par rapport au secteur public et ces différences de rémunération (1,0154 et 1,649 respectivement) sont statistiquement significatives [Stelcner *et alii*, 1988].

L'intérêt s'est porté récemment sur les disparités des salaires en Amérique latine<sup>4</sup> et une étude transversale a été réalisée par Panizza [2000] pour le cas de

4 Behrman, Birdsall et Székely [2000].

17 pays latino-américains, dont le Pérou<sup>5</sup>. Le propos ici n'est pas de passer en revue chacune de ces études<sup>6</sup>, mais de retenir des éléments qui puissent être comparés à nos estimations pour le cas péruvien.

Les résultats obtenus par Panizza montrent une très forte hétérogénéité de situations dans les divers pays étudiés; les différentiels des salaires allant de -37 % en République dominicaine à +30 % en Équateur en incluant le secteur informel dans l'univers étudié. En se limitant au secteur formel, un plus grand nombre de pays présente un écart de salaires défavorable au secteur public. Dans le cas du Pérou, cet écart est estimé à -4,3 % en moyenne d'après les enquêtes Enniv de 1985-1986, 1991, 1994, 1996 et 1997. Il faut noter que l'auteur s'abstient d'effectuer les corrections du biais de sélection sous le prétexte que les simulations avec des estimations par MCO se sont avérées robustes face à une ample variation des valeurs du biais de sélection [Panizza, 2000 : 11].

### Les données et le modèle: le cas du Pérou

Les données de notre étude proviennent de l'enquête auprès des ménages (Enaho) réalisée par l'Institut national de statistique et informatique (Inei) du Pérou au troisième trimestre de l'année 2000. Cette enquête, qui porte essentiellement sur les questions d'emploi, traite un échantillon de près de 12 000 ménages et 51 700 individus; elle est particulièrement riche en informations pertinentes pour notre étude. Dans notre étude, seuls ont été pris en considération les travailleurs salariés urbains de sexe masculin<sup>7</sup>, ensemble qui correspond à peu près aux travailleurs du secteur formel (les travailleurs indépendants, les patrons, les travailleurs familiaux non rémunérés et les domestiques ont ainsi été exclus). La raison de l'exclusion des travailleurs informels tient à la qualité de l'information sur les revenus de cette catégorie de travailleurs. En effet, les revenus déclarés sont contaminés par le fait que la consommation intermédiaire n'est pas correctement prise en compte de même que le profil temporel des revenus des informels n'est pas investigué dans les enquêtes Enaho. Avec ces restrictions, l'échantillon se réduit à 4 396 individus dont 3 213 sont des salariés du secteur privé tandis que les 1 183 restants sont rémunérés par le secteur public.

L'existence ou non d'une prime perçue par les travailleurs du secteur public doit être appréciée en considérant l'ensemble des rémunérations et non seulement les salaires directs. Ainsi, on inclut le paiement en nature, en défalquant les diverses déductions (« *descuentos de ley por Essalud* », « *sistemas de pensiones* », etc.). On considère aussi les diverses primes et bonifications perçues par les salariés. Les rémunérations seront exprimées en termes horaires en les divisant par le nombre total d'heures travaillées. On ne prendra en compte que les revenus de l'activité princi-

5 Une étude transversale pour sept pays africains francophones (Burkina Faso, Cameroun, Côte-d'Ivoire, Guinée, Mali, Sénégal et Madagascar) dans la même veine avait été réalisée par Lachaud [1994].

6 Se référer aux articles de Van der Gaag, Stelcner et Vijverberg [1989], Panizza [2000] et Mengistae [2000] pour les travaux les plus récents.

7 Bien que la question de la discrimination sexuelle ne soit pas traitée ici, on présentera à titre comparatif les résultats des régressions pour les salariés urbains de sexe féminin.



paie (un nombre non négligeable de fonctionnaires qui se considèrent mal payés à une activité secondaire dans le secteur privé, informel pour la plupart).

### Le modèle économétrique

L'équation de gains estimée est une version modifiée du modèle mincerien du capital humain. Nos régressions suivent d'assez près les modèles proposés pour le Pérou par Stelcner, Van der Gaag, Vijverberg [1988] et par Panizza [2000] dans le but de comparer leurs résultats aux nôtres. Les revenus du travail dépendent, d'une part, des dotations du capital humain (mesuré par le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle et autres qualifications techniques) et dépendent, d'autre part, du rendement de ces différents facteurs. La fonction de gains estimée peut donc être décomposée en deux facteurs: ceux relevant de la dotation du capital humain et ceux appartenant au rendement de ces facteurs. Les premiers donneraient lieu à des différences « légitimes » tandis que les différences dans les rendements constitueraient les preuves a priori de l'existence d'une sorte de « rente » pour l'un des deux groupes de travailleurs. Cette approche a également été utilisée dans d'autres travaux afin de mesurer l'impact des syndicats et la discrimination ethnique et sexuelle sur les différences de salaire. Dans l'estimation économétrique, on suivra l'approche standard qui consiste à utiliser des variables « muettes » (variables qui valent 1 dans le cas où la condition est remplie et 0 autrement).

On considérera également l'impact de la discrimination ethnique telle que l'on peut la saisir au travers du fait d'avoir précédemment résidé dans le milieu rural. Le niveau des rémunérations peut aussi s'expliquer par la protection des syndicats et par le type de contrat. Les travailleurs sous statuts précaires auront, toutes choses égales par ailleurs, vraisemblablement une moindre rémunération.

Les revenus horaires de l'individu  $i$  ( $Y_i$ ) sont expliqués par un vecteur  $X_i$  de variables mesurant la dotation de capital humain et par un vecteur  $Z_i$  décrivant quelques caractéristiques socioéconomiques tandis que l'écart entre les salaires<sup>8</sup> publics et privés est mesuré par une variable indicatrice « public » (égale à 1 si le travailleur est dans le secteur public et égale à 0 s'il est dans le secteur privé). Dans une première approche, la rente se reflétera uniquement dans la constante de la régression tandis que l'impact des autres caractéristiques liées à la productivité ou à l'emploi est supposé identique pour le secteur privé et le secteur public [Panizza, 2000 : 9]. On introduira par la suite des interactions afin de tenir compte des différences provenant des disparités dans le rendement des différents niveaux d'éducation. Des tests de significativité seront effectués afin de valider ou non les effets d'interaction.

Les modèles estimés sont:

$$Y_i = bX_i + cZ_i + P_i + u_i \quad (1)$$

Et avec interactions :

$$Y_i = bX_i + cZ_i + P_i + b'X_i * P_i + u_i \quad (2)$$

8 On utilisera indistinctement le terme « salaire », « revenus » et « rémunérations » pour désigner les gains monétaires et non monétaires du travail principal.

Plus précisément, les vecteurs  $X_i$  et  $Z_i$  incluent :

- l'âge,
- les années d'éducation (ou des variables indicatrices selon le niveau d'études),
- l'expérience de travail,
- l'expérience de travail au carré afin de tenir compte de la courbure du profil expérience/rémunérations,
- les années d'ancienneté,
- l'appartenance à un syndicat,
- la précarité du contrat de travail,
- un « marqueur » ethnique (migrant rural).

L'appartenance à un syndicat est une variable qui aidera à préciser la source des rentes bien que le sens de la causalité soit difficile à établir. Les syndicats existent surtout dans les grandes entreprises qui ont des bénéficiaires importants de sorte que l'on peut considérer qu'ils ont pour seul effet d'obliger ces entreprises à partager les rentes d'une situation oligopolistique et ne constituent pas l'origine même des rentes pour les travailleurs.

La discrimination sexuelle peut se traduire non seulement par un effet significatif de la variable « sexe » dans la régression mais peut aussi impliquer de moindres rendements aux attributs productifs du travailleur, affectant ainsi l'ensemble de ces paramètres. On estimera séparément une équation de gains pour les salariés hommes et une autre pour les femmes, de sorte que l'on puisse comparer nos résultats avec ceux antérieurement obtenus par Stelcner *et alii* [1988] et par Panizza [2000].

### Les biais de sélection

Dans l'analyse économétrique de l'existence ou non d'une rente perçue par les fonctionnaires, on est confronté potentiellement à deux sources de biais. La première a trait au processus de sélection tandis que la seconde porte sur les caractéristiques non observées. En effet, l'échantillon des travailleurs salariés dont on analyse les différentiels de rémunérations n'est pas de nature aléatoire. Il s'agit d'une population « autosélectionnée » dans le sens où seuls les individus pour lesquels le salaire de réservation<sup>9</sup> est inférieur aux salaires offerts vont participer au marché du travail. Si les facteurs déterminant la participation au marché du travail sont corrélés avec les facteurs déterminant les rémunérations, alors les estimations par MCO seront biaisées. Les coefficients de la régression censés refléter uniquement l'impact des variables explicatives sur les salaires vont dans ce cas être contaminés par l'effet « participation ». L'exemple type est celui des individus éduqués dont le salaire de réservation est inférieur au salaire offert tandis qu'il est supérieur dans le cas des individus peu éduqués. En fin de compte, l'échantillon observé de travailleurs se compose d'une plus grande proportion de travailleurs éduqués, ce

---

<sup>9</sup> On entend par là la rémunération en dessous de laquelle le travailleur n'est pas disposé à offrir sa force de travail.

qui conduit à sous-estimer le lien entre niveau d'éducation et salaires pour l'ensemble de la population [Filmer, Lindauer, 2001 : 8]. De la même façon, il existe certaines caractéristiques non observables et omises du modèle qui peuvent être corrélées avec les variables incluses dans la régression estimée. Ne pas corriger ces biais potentiels peut impliquer l'attribution du différentiel de salaires en tant que rente des fonctionnaires alors qu'il peut être simplement le rendement de l'attribut non observé du travailleur [*ibidem*].

Van der Gaag, Stelcner et Vijverberg [1989] et Stelcner, Van der Gaag et Vijverberg [1988] ont montré que l'estimation du différentiel des rémunérations entre le secteur public et le secteur privé par la méthode de MCO peut conduire à des résultats biaisés. En prenant en compte le biais de sélection, les auteurs cités constatent, dans les cas de la Côte-d'Ivoire, que le montant de la rente diminue et, plus grave encore dans le cas du Pérou, que le sens des écarts peut être inversé (l'estimation par MCO donne un écart de rémunération favorable au secteur public alors qu'en considérant le biais de sélection, cet écart est plutôt favorable au secteur privé).

Afin de corriger ces biais de sélection, on adoptera la méthodologie en deux étapes présentée par Heckman, qui propose d'estimer d'abord un modèle probit expliquant le choix du secteur (privé/public) et ensuite d'utiliser les résultats de cette régression (l'inverse du ratio de Mills) dans la seconde régression expliquant les salaires afin de corriger d'éventuels biais. En réalité, afin de gagner en efficacité, on estimera simultanément les deux équations par la méthode de maximum de vraisemblance<sup>10</sup>. Parmi les variables explicatives de la probabilité d'être un employé du secteur public, on inclut l'âge, le niveau d'éducation, indicatrice pour les individus vivant en couple, indicatrices d'éducation secondaire et d'éducation supérieure, indicatrices capitales départementales et villes secondaires, taille du ménage et nombre d'enfants de moins de 10 ans.

Un autre type de biais peut être dû à l'hétérogénéité non observée des individus, laquelle aurait un impact direct sur leurs salaires (habileté cachée ou non mesurable). En incluant la variable « ancienneté », on espère réduire ce type de biais, en particulier celui lié aux qualifications propres à l'entreprise. Le patron est en général peu désireux de se séparer de travailleurs qui ont acquis une compétence spécifique propre au processus de production de l'entreprise car les nouveaux travailleurs privés d'expérience ont de ce fait une productivité moindre<sup>11</sup>.

La variable  $I^*$  est un indice qui décrit le processus de sélection du travailleur entre le secteur privé et le secteur public selon que cet indice adopte une valeur positive ou négative. Il dépendra lui-même d'un vecteur  $S$  qui contient les variables que détermine le processus de sélection. Le point critique ici est celui de

10 Dans ce travail préliminaire, il n'est pas tenu compte d'autres processus de sélection sous-jacents, à savoir la décision de participer ou non au marché du travail (choix pertinent pour les femmes et les étudiants), le choix entre le secteur formel et informel. Lachaud [1994], suivant le travail de Terrell [1993], considère un traitement simultané de deux biais de sélection. L'hypothèse implicite est que notre modélisation du choix public/privé corrige au moins partiellement ces autres biais.

11 Certaines entreprises peuvent payer une surrémunération afin que les travailleurs accroissent leur productivité. Compte tenu des coûts de supervision, ce salaire « d'efficacité » qui apparaît comme une « rente » pour le travailleur peut donc résulter d'une stratégie délibérée des entreprises afin d'accroître leur rentabilité.

l'identification du modèle. Il s'agit de trouver un ensemble de variables qui explique la probabilité d'être dans le secteur public mais qui n'affecte pas les facteurs liés à la productivité (variables contenues dans le vecteur X).

## Les résultats

On présente dans le tableau ci-contre (*figure 5*) les résultats des estimations de diverses spécifications de l'équation de gains avec et sans correction du biais de sélection. L'existence d'un différentiel de salaire en faveur ou en défaveur du secteur public se lit dans la valeur du coefficient de la variable « public » indicatrice du secteur d'emploi (=1 si secteur public, = 0 si secteur privé) et dans l'interaction de cette variable avec les autres variables explicatives.

La première colonne affiche les résultats du modèle le plus parcimonieux, sans inclure les facteurs non concurrentiels explicatifs des revenus ni des effets d'interaction entre l'appartenance au secteur public et le rendement de l'éducation supérieure. L'existence d'une rente pour les travailleurs du secteur public doit se traduire par un coefficient significatif et positif de la variable indicatrice au secteur d'emploi (=1 si secteur public). Aucune tentative n'est faite pour corriger les biais éventuels de sélection. Dans cette première estimation (colonne 1), l'appartenance au secteur public ne semble pas avoir un impact significatif sur les revenus. Toutes les autres variables ont les signes attendus d'après la théorie du capital humain. On notera en particulier la forte progression des rendements de l'éducation au passage du niveau secondaire au niveau supérieur.

Dans la deuxième colonne, on introduit les effets d'interaction entre niveaux d'études et secteur public. Il ressort cette fois-ci qu'il existe en moyenne un différentiel négatif (et significatif statistiquement) en défaveur des travailleurs du secteur public d'environ 33 %<sup>12</sup>. L'écart de revenus en défaveur des travailleurs du secteur public est encore plus important pour ceux qui ont plus de dix ans d'études. Cependant, le secteur public rémunère mieux que le secteur privé chaque année supplémentaire d'études, comme le montre le coefficient positif et significatif de la variable d'interaction entre secteur public et nombre d'années d'études. Ainsi, un travailleur qui cumule plus de six ans d'études (correspondant au niveau secondaire) peut compenser en quelque sorte la plus faible rémunération du secteur public par rapport au secteur privé. Cependant, s'il dépasse le niveau secondaire, alors il se trouvera plus mal loti que ses homologues du secteur privé. Il semblerait que les travailleurs peu qualifiés bénéficient d'une sorte de « protection » bienveillante de l'État alors que ceux qui ont les plus hautes qualifications reçoivent, à caractéristiques semblables, une moindre rémunération, résultat que l'on trouve aussi dans d'autres pays où l'État absorbe une proportion importante de la population économiquement active.

Dans la colonne trois, on constate que le fait d'être un migrant rural a un impact fortement négatif sur les gains et pourrait refléter une forme de discrimination ethnique. L'absence de syndicats a également une forte incidence négative sur les

---

12 L'impact relatif d'une variable indicatrice dans une régression semi-logarithmique est égal à l'exponentiel du coefficient moins 1 [Filmer, Lindauer, 2000 : 5].

Figure 5 – Fonctions de gains : salariés urbains de sexe masculin, Pérou 2000

Variable dépendante : log du salaire horaire hommes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Secteur public	0,025 (0,80)	-0,285 (2,21)*	-0,593 (3,84)**	0,023 (0,73)	-0,285 (2,21)*	-0,587 (3,81)**
Âge	0,048 (8,71)**	0,047 (8,47)**	0,039 (6,04)**	0,045 (7,47)**	0,044 (7,27)**	0,036 (5,28)**
Âge au carré	-0,000 (6,71)**	-0,000 (6,51)**	-0,000 (4,72)**	-0,000 (5,46)**	-0,000 (5,30)**	-0,000 (4,00)**
Ancienneté dans l'occupation principale	0,015 (7,02)**	0,014 (6,83)**	0,010 (4,10)**	0,015 (7,00)**	0,014 (6,82)**	0,010 (4,14)**
Années d'études	0,056 (12,26)**	0,051 (10,44)**	0,036 (6,17)**	0,055 (11,74)**	0,050 (10,05)**	0,036 (6,01)**
Années d'études* secteur public		0,045 (3,30)**	0,061 (3,78)**		0,044 (3,29)**	0,061 (3,77)**
Plus de 10 ans d'études	0,270 (7,42)**	0,341 (7,87)**	0,349 (7,18)**	0,250 (6,13)**	0,321 (6,91)**	0,331 (6,43)**
Plus de 10 ans d'études* secteur public		-0,382 (4,31)**	-0,485 (4,28)**		-0,381 (4,31)**	-0,485 (4,30)**
Migrant rural			-0,188 (4,08)**			-0,189 (4,11)**
Pas de syndicats			-0,143 (3,43)**			-0,142 (3,42)**
Contrat précaire			-0,463 (13,35)**			-0,460 (13,20)**
Constante	-0,440 (4,53)**	-0,387 (3,94)**	0,416 (3,25)**	-0,258 (1,32)	-0,206 (1,07)	0,576 (2,79)**
R <sup>2</sup>	0,27	0,27	0,35			
Observations	4215	4215	2924	12 140	12 140	10 850

Les variables explicatives de la sélection sont: individus vivant en couple, indicatrices d'éducation secondaire et d'éducation supérieure, indicatrices capitales départementales et villes secondaires, taille du ménage et nombre d'enfants de moins de 10 ans.

Les équations (4) à (6) ont été estimées par la méthode de Heckman et les équations (1) à (3) par MCO.

Les équations de sélection ne figurent pas dans la présentation des résultats.

Statistiques robustes z entre parenthèses.

\* significatif à 5 %; \*\* significatif à 1 %.

revenus. Enfin, la variable la plus importante de par son impact négatif sur les salaires est la situation de précarité dans les relations de travail (cette variable indicatrice vaut 1 quand il y a absence de contrat, dans le cas d'un contrat d'apprentissage ou d'un programme de formation professionnelle destiné aux jeunes, dans le cas de travail sous une période probatoire, ainsi qu'en cas de location de service).

Figure 6 – Fonctions de gains : salariés urbains de sexe féminin, Pérou 2000

<b>Variable dépendante: log du salaire horaire femmes</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
Secteur public	0,163 (3,61)**	-0,437 (1,93)	-0,634 (2,39)*	0,171 (3,85)**	-0,563 (2,70)**	-0,700 (2,77)**
Âge	0,051 (5,47)**	0,048 (5,21)**	0,033 (3,13)**	0,058 (6,36)**	0,056 (6,05)**	0,039 (3,69)**
Âge au carré	-0,001 (4,27)**	-0,000 (4,03)**	-0,000 (1,88)	-0,001 (4,75)**	-0,001 (4,42)**	-0,000 (2,13)*
Ancienneté dans l'occupation principale	0,019 (5,96)**	0,019 (5,95)**	0,005 (1,38)	0,017 (5,39)**	0,016 (5,29)**	0,003 (0,85)
Années d'études	0,079 (9,11)**	0,065 (7,23)**	0,053 (5,27)**	0,052 (5,51)**	0,035 (3,50)**	0,028 (2,57)*
Années d'études* secteur public		0,081 (3,55)**	0,075 (2,81)**		0,097 (4,59)**	0,085 (3,34)**
Plus de 10 ans d'études	0,113 (1,97)*	0,245 (3,59)**	0,229 (2,99)**	-0,250 (3,05)**	-0,107 (1,26)	-0,137 (1,31)
Plus de 10 ans d'études* secteur public		-0,606 (4,56)**	-0,571 (3,64)**		-0,703 (5,55)**	-0,633 (4,08)**
Migrant rural			-0,106 (1,64)			-0,090 (1,38)
Pas de syndicats			-0,122 (1,89)			-0,125 (2,13)*
Contrat précaire			-0,545 (9,31)**			-0,532 (9,19)**
Constante	-0,867 (5,39)**	-0,743 (4,48)**	0,168 (0,79)	0,455 (1,85)	0,648 (2,67)**	1,606 (5,07)**
R <sup>2</sup>	0,31	0,32	0,38			
Observations	2 050	2 050	1 452	12 637	12 637	12 039

Les variables explicatives de la sélection sont : individus vivant en couple, indicatrices d'éducation secondaire et d'éducation supérieure, indicatrices capitales départementales et villes secondaires, taille du ménage et nombre d'enfants de moins de 10 ans.

Les équations (4) à (6) ont été estimées par la méthode de Heckman et les équations (1) à (3) par MCO.

Les résultats des équations de sélection ne figurent pas dans la présentation.

Statistiques robustes z entre parenthèses.

\* significatif à 5 % ; \*\* significatif à 1 %.

L'écart des revenus devient encore plus défavorable pour les travailleurs du secteur public lorsqu'on considère dans la régression ces variables liées à la discrimination ethnique et à la protection du travail.

Dans quelle mesure les résultats que l'on vient de commenter sont-ils dus à la non-prise en compte des possibles biais de sélection ? Les résultats présentés dans

les colonnes 4, 5 et 6 répondent en partie à cette question. Les équations des gains, ainsi que les équations qui expliquent la probabilité de sélection ont été estimées simultanément de façon à obtenir des paramètres sans biais.

Contrairement aux résultats précédemment obtenus par Stelcner *et alii* pour le cas du Pérou, on n'observe pas d'impact d'un quelconque biais de sélection sur les estimations des écarts de revenus entre le secteur public et le secteur privé et ce quelle que soit la spécification du modèle estimé.

Dans le tableau ci-contre (*figure 6*), on présente les résultats des régressions pour les travailleurs urbains de sexe féminin. On pourrait supposer a priori que l'existence d'une grille de salaires dans la fonction publique implique un moindre différentiel vis-à-vis du secteur privé en défaveur des femmes. Cependant, il n'en est rien. Les écarts de rémunérations, dans le cas de la spécification la plus complète du modèle, sont encore plus importants que pour ces collègues masculins et en particulier les plus qualifiés.

\*

La diminution de la part des salariés du secteur public par rapport au total des salariés et la baisse de leurs rémunérations en relation à celles du secteur privé ainsi que la précarisation du statut de beaucoup d'entre eux<sup>13</sup> n'ont fait qu'aggraver la situation déjà fragile de la plupart des travailleurs du secteur public. L'hyperinflation et les faibles augmentations accordées par l'État ont dégradé fortement les revenus des travailleurs du secteur public par rapport à ceux du secteur privé qui a profité des retombés de la croissance entre 1993 et 1997, avant qu'ils ne stagnent lors de la crise économique qui sévit encore en 2000. Nos résultats montrent que, pour des travailleurs ayant les mêmes caractéristiques et considérant les déterminants du choix entre les secteurs public et privé, les écarts des rémunérations sont défavorables aux travailleurs du secteur public. Cette conclusion doit être nuancée lorsqu'on désagrège par niveaux de qualification: il existe un certain nombre d'éléments, certes fragiles, indiquant que les travailleurs les plus diplômés sont pénalisés par un écart négatif par rapport à leurs homologues du secteur privé tandis que ceux ayant un faible niveau d'éducation parviennent à au moins égaler la rémunération des travailleurs du secteur privé. L'hypothèse du rôle « directeur » des salaires fixés par l'État sur l'ensemble des salaires et par conséquent les craintes relatives aux effets négatifs de la régulation étatique du marché du travail sur la compétitivité des entreprises du secteur privé ne trouvent pas un appui solide dans nos résultats, tout du moins dans le court terme. Mise à part la stabilité du travail, malgré tout aléatoire dans un pays comme le Pérou où les fonctionnaires sont facilement remerciés, nos résultats ne peuvent expliquer les raisons pour lesquelles les jeunes diplômés se pressent pour entrer dans une fonction publique qui leur offre si peu d'avenir à long terme. Parmi les explications possibles, on peut retenir celle qui donnerait à cette fonction publique un rôle « initiatique » et qui ferait d'elle un

---

13 Le récent rapport rendu public en juillet 2001 de la « Comisión multisectorial encargada de estudiar la situación del personal de la administración pública central D.S. n° 004-2001-TR » attire fortement l'attention sur ce phénomène.

tremplin. Il est vraisemblable, en effet, que certains employés qualifiés recherchent des postes dans la haute administration afin de parfaire leur apprentissage et de se constituer un réseau de relations qui leur permettra par la suite de réussir dans le secteur privé. Enfin, d'autres avantages non pécuniaires qui n'ont pas été pris en compte (la sécurité de l'emploi, une moindre pression et cadences de travail, des bénéfices sociaux, l'éthique du service public, etc.) peuvent compenser ces écarts négatifs vis-à-vis des salariés du secteur privé. Après une décennie de dérégulation du marché du travail entreprise par le gouvernement du président Fujimori couplée à la perte de poids des syndicats, la fonction publique offre un havre de stabilité dans l'emploi et un minimum de protection contre des conditions de travail de plus en plus dures dans le secteur privé. Ces avantages ne sont, par ailleurs, pas propres au cas du Pérou; on les retrouve avec insistance en tant que facteurs attractifs de la fonction publique des pays en développement.

## BIBLIOGRAPHIE

- BEHRMAN J., BIRDSALL N., SZÉKELY M. [2000], « Economic Reform and Wage Differentials in Latin America », *IADB*, octobre, R-435.
- CORBO V., STELCNER M. [1983], « Earning Determination and Labor Markets: Gran Santiago », *Journal of Development Economics*, 12: 251-266.
- DUSTMANN Ch., VAN SOEST A. [1998], « Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany », *European-Economic-Review*, 42 (8): 1417-1441.
- FILMER D., LINDAUER D. [2001], *Does Indonesia Have a « Low Pay » Civil Service?*, World Bank, mimeo.
- GINDLING Th. [1991], « Labor Market Segmentation and the Determination of Wages in the Public, Private-Formal, and Informal Sectors in San José, Costa Rica », *Economic Development and Cultural Change*, 13: 585-605.
- GYOURKO J., TRACY J. [1988], « An Analysis of Public- and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status », *Journal of Labor Economics*, 6 (2): 229-53.
- HARTOG J., OOSTERBEEK H. [1993], « Public and Private Sector Wages in the Netherlands », *European-Economic-Review*, 37 (1): 97-114.
- HOU J. [1993], « Public-Private Wage Comparison: a Case Study of Taiwan », *Journal of Asian Economics*, 4 (2): 347-62.
- KANELLOPOULOS C. [1997], « Public-Private Wage Differentials in Greece », *Applied Economics*, 29 (8): 1023-32.
- KING E. [1990], « Does Education Pays in the Labor Market? The Labor Force Participation, Occupation, and Earnings of Peruvian Women », *LSMS*, 67.
- KRISHNAN P. [2000], *Public Sector Pay and Private Sector Wage Premiums: Testing Alternative Models of Wage Determination*, Oxford, St. Anthony's Collegue, CSAE working paper, n° 2000-7.
- LACHAUD J.-P. [1994], « Les écarts de salaires entre les secteurs public et privé en Afrique francophone: analyse comparative », *Économie et Prévision*, 116: 89-118
- LASSBILLE G. [1998], « Wage Gaps between the Public and Private Sectors in Spain », *Economics of Education Review*, 17 (1): 83-92.
- LINDAUER D., SABOT R. [1983], « The Public-Private Wage Differential in a Poor Urban Economy », *Journal of Development Economics*, 12: 137-152.
- LINDAUER D. [1991], « Government Pay and Employment Policy: a Parallel Market in Labor », in M. Roemer, C. Jones (eds), *Markets in Developing Countries: Parallel, Fragmented, and Black*, San Francisco, ICS Press: 75-87.
- MENGISTAE T. [1998], *Wage Rates and Job Queues: Does the Public Sector Overpay in Ethiopia?*, Oxford, St. Anthony's Collegue, CSAE working paper, n° 98-20.



- MILLER M. [1996], « The Public-Private Pay Debate: What Do the Data Show? », *Monthly Labor Review*, 119 (5): 18-29.
- MUELLER R. [1998], « Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions », *Economics Letters*, 60 (2): 229-35.
- NEWMAN J. [1988], « Labor Market Activity in Côte d'Ivoire and Peru », *LSMS*, 36.
- PAGÉS C. [1999], « Apertura, reforma y mercado de trabajo. La experiencia de una década de cambios estructurales en el Perú », *IADB*, may 2000, R-397.
- PANIZZA U. [1999], *Why Do Lazy People Make More Money? The Strange Case of the Public Sector Wage Premium*, IADB working paper, n° 403.
- PANIZZA U. [2000], *The Public Sector Premium and the Gender Gap in Latin America- Evidence for the 1980s and 1990s*, IADB working paper, n° 431.
- REES H., ANUP S. [1995], « Public-Private Sector Wage Differential in the U.K. », *Manchester School of Economic and Social Studies*, 63 (1): 52-68.
- SAAVEDRA J. *et alii* [1998], *Empleo, productividad e ingresos. Perú 1990-1996*, OIT, documento de trabajo, n° 67.
- SAAVEDRA J. [1999], *La dinámica del mercado de trabajo en el Perú antes y después de las reformas estructurales*, Cepal, Serie Reformas Económicas, n° 27.
- SAAVEDRA J., TORERO M. [2000], « Labor Market Reforms and their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: the Case of Peru », *IADB*, may 2000, R-394.
- SHAPIRO D., STELCNER M. [1989], « Canadian Public-Private Sector Earnings Differentials, 1970-1980 », *Industrial Relations*, 28 (1): 72-81.
- STELCNER M., VAN DER GAAG J., VIJVERBERG W. [1988], « Public-Private Sector Wage Differentials in Peru, 1985-1986 », *LSMS*, n° 41.
- TERRELL K. [1993], « Public-Private Wage Differentials in Haiti: Do Public Servants Earn a Rent? », *Journal of Development Economics*, 42 (2): 293-314.
- VAN DER GAAG J., STELCNER M., VIJVERBERG W. [1989], « Public-Private Sector Wage Comparisons and Moonlighting in Developing Countries: Evidence from Côte d'Ivoire and Peru », *LSMS*, n° 52.
- VAN OPHEM H. [1993], « A Modified Switching Regression Model for Earnings Differentials between the Public and Private Sectors in the Netherlands », *The Review of Economics and Statistics*, LXXV (2).
- VAN RIJCKEGHEM C., WEDER B. [1997], *Corruption and the Rate of Temptation — Do Low Wages in the Civil Service Cause Corruption*, FMI working paper, n° 73.
- VERDERA F. [1994], *El mercado de trabajo de Lima, estructura y evolución 1970-1990*, IEP.
- VERDERA F. [1997], *Mercado de trabajo, reforma laboral y creación de empleo: Perú, 1990-1995*, IEP.
- VERDERA F. [2000], *Cambios en el modelo de relaciones laborales en el Perú, 1970-1996*, JCAS-IEP occasional paper, n° 5.