

# ECONOMÍA

Revista del Departamento de Economía  
Pontificia Universidad Católica del Perú

volumen XXIV N° 47 junio 2001

# Contenido

## ARTÍCULOS

- Las políticas económicas del régimen de Fujimori: ¿un retorno al pasado?  
ROSEMARY THORP, GRACIELA ZEVALLOS 9
- ¿Los funcionarios peruanos están sobre-pagados?  
JAVIER HERRERA 43
- El modelo centro-periferia en los Andes  
EFRAÍN GONZALES DE OLARTE, CECILIA LÉVANO DE ROSSI 69
- La pobreza es multidimensional: un ensayo de clasificación  
JAVIER IGUÍÑIZ ECHEVERRÍA 91

## RESEÑAS

- El Financiamiento Informal en el Perú.* ALVARADO J., F. PORTOCARRERO, C. TRIVELLI, E. GONZALES, F. GALARZA y H. VENERO  
FLOR DE ESPERANZA BLANCO HAUCHECOME 129

# ¿Los funcionarios peruanos están sobre-pagados?<sup>1</sup>

Javier Herrera<sup>2</sup>  
IRD-INEI

## RESUMEN

Se analiza la existencia de una sobre remuneración de los trabajadores del sector público peruano con relación a los del sector privado, a partir de un análisis de la encuesta ENAHO, la última disponible en materia de empleo. Después de constatar que una comparación de los niveles promedio de ingresos daban una amplia diferencia en favor de los asalariados del sector público, se pone en evidencia que estas diferencias se debían mayormente a las características particulares de los trabajadores de este sector; en promedio de mayor edad y más calificados que sus homólogos del sector privado. El análisis econométrico efectuado confirma los resultados obtenidos para el Perú con la encuesta LSMS de 1985/86 por Stelcner, Van der Gaag y Vijverberg en 1988. Los asalariados del sector público reciben una remuneración inferior a los trabajadores del sector privado teniendo las mismas características. Otros factores que intervienen en la determinación de los ingresos se presentan teniendo tanta o mayor importancia que la de pertenecer al sector público, y están mas bien relacionados con la discriminación étnica y a la protección en el empleo.

**Palabras clave:** América Latina, Perú, diferencias salariales públicas-privadas, funcionarios, sesgo de selección.

**E**n momentos que el Presidente Alejandro Toledo asume su mandato, el Perú encaraba su cuarto año consecutivo de crisis económica. En efecto, las tensiones son grandes y las demandas sociales, hasta entonces contenidas, se hacen cada vez más atingentes, mientras que las instituciones de Bretton Woods llaman a una gestión prudente de los recursos públicos con el propósito de limitar el déficit fiscal heredado de la administración anterior.

¿Cómo respetar esta prudencia cuando se tiene como ejes fundamentales del programa de gobierno la lucha contra la pobreza y la corrupción,

---

1 Traducción Efraín Gonzales de Olarte.

2 GIS DIAL/Institut de Recherche pour le Développement (IRD) 4, rue d'Enghien 75010 Paris, herrera@dial.prd.fr.

el aumento de salarios y el incremento del empleo, aun cuando solo se avizore en el corto plazo aumentos en el empleo público? Cómo respetar las promesas de hacer frente a sus compromisos de la campaña electoral cuando justamente una parte del problema y una parte de su solución residen —tanto en el espíritu del nuevo gobierno como de los líderes de los movimientos sociales— en la creación de empleos públicos y el aumento de los salarios en este sector. En efecto, los muy bajos salarios de los funcionarios han sido evocados como una de las causas de la corrupción,<sup>3</sup> pero han sido señalados también como los responsables del estado de pauperización en que se debate esta población, es el caso de ciertas categorías de trabajadores públicos.

¿Las alzas de salarios de los funcionarios, prometidas por el actual gobierno, van a corregir una injusticia? o ¿van a generar una distorsión con respecto a los trabajadores del sector privado que tienen las mismas características en términos de calificación, experiencia y convertirse así en causas futuras de conflictos sociales? Cualquiera que sea la respuesta a esta pregunta, las alzas son inevitables, pues el gobierno que necesita mejorar la calidad de la administración pública —aunque solo sea para estar en condición de alcanzar sus objetivos— debe competir con el sector privado con el fin de atraer profesionales calificados al ofrecerles remuneraciones atractivas. Aunque, en este caso, se podría plantear el argumento según el cual la competitividad del sector privado podría afectarse si las sobreremuneraciones de un sector público plétórico provocara un alza generalizada de costos salariales. Para entender mejor este problema y tratar de responder a las numerosas cuestiones que plantea, es crucial comprender cuáles son los mecanismos actuales de asignación del trabajo asalariado en el Perú, así como responder a la cuestión central sobre la existencia, o no, de una «renta» positiva (o negativa) relacionada con el empleo público.

En un primer momento realizaremos un balance de las recomposiciones del mercado de trabajo, y las evoluciones de las remuneraciones y el empleo público y privado en el Perú. En segundo lugar, examinaremos la cuestión de la sobre remuneración de los funcionarios. Una breve revisión de la literatura acerca de la *sobre remuneración* de los funcionarios en los países en vías de desarrollo permitirá de precisar el cuadro analíti-

---

3 Van Rijckeghem y Weder (1997).

co del estudio y poner en perspectiva los resultados de nuestras estimaciones para el caso peruano. Enseguida, presentaremos los datos de base, en particular las diferencias de niveles promedio de remuneraciones entre los trabajadores urbanos del sector público y los del sector privado. Esta información ha sido a menudo considerada como elementos que *prima facie* apoyan la tesis de la sobre remuneración. Estas primeras conclusiones serán confrontadas con los resultados obtenidos en el Perú, de la estimación de una función de ganancias en la cual se mantienen constantes los diversos factores que determinan los ingresos. Daremos una atención particular a las diferencias de calificación, de género y de experiencia en el trabajo. La aproximación es esencialmente microeconómica y el estudio propuesto tiene en cuenta posibles sesgos de selección, siguiendo la línea de trabajos precedentes (Stelcner, Van der Gaag y Vijverberg 1998, 1999). La encuesta de hogares (ENAHO) realizada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) del Perú, en el tercer trimestre del año 2000, constituye la base empírica del análisis presentado. Dicha encuesta está focalizada en las cuestiones de empleo, sobre una muestra de 12,000 hogares y 51,700 individuos y es, particularmente, rica en información pertinente para el estudio.

## **1. La evolución del mercado de trabajo en el Perú**

En el curso de las tres últimas décadas, el mercado de trabajo ha tenido profundas transformaciones que han sido el fruto de cambios estructurales de la sociedad y de reformas de la regulación pública del mercado de trabajo.

La emergencia de una clase media ha estado íntimamente ligada a la modernización del aparato estatal y al incremento de su importancia en el conjunto de la economía. El esfuerzo de industrialización por sustitución de importaciones impulsado por el Estado en los años sesenta y setenta, así como la extensión del sistema educativo han cambiado la composición de la fuerza de trabajo en el lapso de una generación, en particular la de los funcionarios. Estos son hoy más educados, más urbanos y sobre todo con reputación de estar mejor pagados que sus homólogos del sector privado.

El nuevo impulso data del gobierno clientelista de Alan García (1985-1990), el cual incrementó fuertemente el empleo público y los salarios. Esta política denominada «heterodoxa» fracasó y, desde 1988, el gobierno provocó una fuerte disminución de las remuneraciones públicas no re-

ajustándolas en función de la hiperinflación generada por el financiamiento de enormes déficit públicos con emisión monetaria. Los funcionarios fueron, en consecuencia, los primeros sacrificados del programa de estabilización macroeconómica puesto en marcha para paliar dicha situación.

El Gobierno de Fujimori, una vez en el poder en 1990, siguió una política de ajuste estructural que comportó una fuerte disminución de la intervención estatal en la economía. La reducción del gasto público conllevó una importante reducción del empleo público, revirtiendo la tendencia del gobierno populista precedente. Después de haber aumentado en más de 130 mil puestos entre 1981 y 1987, el empleo público sufrió una contracción de cerca del 40% durante el periodo 1989-1996. Como consecuencia de las privatizaciones de empresas públicas, las invitaciones al retiro mediante primas y otras despedidas menos voluntarias, el Estado perdió 157 mil asalariados, la mitad entre 1990 y 1991. La participación del empleo público en la población económicamente activa (PEA) se redujo más de la mitad, alcanzando su más bajo nivel (8% solamente), por debajo del nivel de 1970, antes de la expansión del aparato estatal, durante el gobierno militar del general Juan Velasco Alvarado (1968-1975) (Verdera 1994). El empleo en el sector privado retrocedió ligeramente durante la recesión de 1988-1989, después creció de manera sostenida durante la década de los noventa. El crecimiento del empleo concernió casi exclusivamente a las empresas formales de menos de 60 empleados, así como a los profesionales independientes y los trabajadores informales (Saavedra *et al.* 1998: 30). Mientras que el empleo público disminuía, el gobierno de Fujimori desreglaba el mercado de trabajo, lo que provocó precarización del empleo privado y público. Así, en la capital, la proporción de empleados estables pasó de 65% en 1989 a 42% en 1994, luego a 23% en 1997. Al mismo tiempo, la tasa de sindicalización cayó de 58% en 1989 a ni siquiera 13% en 1997 (Verdera 2000: 25 y 28).

En el cuadro 1 se muestra que el aumento de diez puntos porcentuales de los asalariados en la PEA, entre 1985 y 1997 (pasó de 28% a 38%) se debió casi enteramente al crecimiento de la importancia relativa de los asalariados del sector privado —pasó de 20% en 1985 a 29% en 1997—. La proporción de los asalariados del sector público en la PEA, después de haber aumentado fuertemente durante el gobierno de Alan García disminuyó masivamente entre 1991 y 1994, luego se estabilizó en 1996 y 1997 bajo el gobierno de Fujimori, alrededor de los niveles existentes en 1985. El retroceso del empleo público es mucho más marcado en el sector urbano, donde inclusive se constata una disminución

de alrededor de 6 puntos en relación con la PEA asalariada entre 1991 y 1997. Sin embargo, los asalariados del sector público representan todavía un poco más de un asalariado de cada cinco.<sup>4</sup>

**Cuadro 1**  
**Importancia de los trabajadores del sector público y privado en la PEA (%) Perú 1985-1997**

	1985	1991	1994	1996	1997
<b>% Asalariados sector privado/PEA</b>					
Rural	8,7	8,3	13,4	13	15,1
Urbano	28,3	34,3	34,3	35,1	35,7
Total	20,1	28,2	27,0	27,9	29,1
<b>% Asalariados sector público/PEA</b>					
Rural	1,2	6,3	4,0	3,8	3,7
Urbano	12,5	16,4	13,1	10,4	10,7
Total	7,8	14	9,9	8,2	8,4
<b>%Asalariados públicos /total asalariados</b>					
Rural	30,6	32,3	27,6	22,9	23,1
Urbano	12,1	43,2	23,0	22,6	19,7
Total	28,0	33,2	26,8	22,7	22,4
<b>% Asalariados en la PEA</b>					
Rural	9,9	14,6	17,4	16,8	18,8
Urbana	40,8	50,7	47,4	45,5	46,4
Total	27,9	42,2	36,9	36,1	37,5

Fuente: Encuestas ENNIV, estimaciones elaboradas por Saavedra (1999: 16) y nuestros cálculos. Estos porcentajes están calculados sobre el conjunto de trabajadores, hombres y mujeres.

La situación en el Perú difiere de otros países latinoamericanos donde el empleo público, en porcentaje de la PEA ocupada, es en promedio más importante. En efecto, en el caso de 17 países latinoamericanos estudiados por Panizza (2000), en promedio 16% de la PEA ocupada está em-

4 En Pagés (1999) y Saavedra y Torero (2000) se encontrará un análisis de las reformas recientes, relacionadas con el mercado de trabajo en el Perú.

pleada en el sector público, representando 45, 6% del empleo formal. El autor constata una fuerte heterogeneidad entre países así como evoluciones bastante contrastadas en el tiempo. Países como Bolivia, Panamá, Costa Rica, Honduras y Venezuela han tenido fuertes disminuciones de la parte de empleo público en el empleo total —siendo la más dramática la de Bolivia que pasó de 21% a 12% entre 1990 y 1997—.

La evolución divergente de las remuneraciones de los salarios de los funcionarios del sector privado y de los trabajadores del sector público ha sido tal que se puede suponer que la «renta» se ha vuelto negativa, por lo menos para los trabajadores más calificados. ¿En qué medida estos hechos son corroborados por los datos microeconómicos de las encuestas de ENAHO? Comparados con la evolución observada en el sector informal, las remuneraciones del sector público evolucionan menos bien que aquellas de los microempresarios y tienen ventaja sobre la de los independientes trabajando por cuenta propia<sup>5</sup> (véase el cuadro 2). Estos índices indirectos serán confrontados luego con las diferencias observadas al nivel de remuneraciones.

**Cuadro 2**  
**Evolución de las remuneraciones del sector privado y público:**  
**Perú 1990-1999**

Año	Sector privado formal		Sector público	Sector informal	
	asalariados empleados	asalariados obreros		independientes	microempresarios
1990	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1991	105,8	115,4	76,3	111,1	90,9
1992	108,9	113,3	95,4	94,5	113,0
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			

Fuente: FMI (2000): Country Report 01/51. Peru, selected issues.

5 En realidad la disminución más fuerte de los ingresos de funcionarios tuvo lugar entre 1988 y 1990, durante el gobierno de Alan García, antes del «fujishock» (Verdera 1997).



El cuadro 3 permite apreciar las características de los trabajadores del sector público con relación a los del sector privado. Recordemos que se trata únicamente de asalariados urbanos de sexo masculino. Se constata que, en promedio, los del sector público reciben una remuneración de 29% superior a la de los trabajadores del sector privado, lo que implicaría la existencia de una *prima* para el sector público. Sin embargo, el cuadro nos advierte contra una conclusión apresurada en este sentido, ya que la mayor parte de características que juegan un papel en la determinación de las remuneraciones son diferentes entre los dos sectores. Al descomponer el resultado según niveles de educación aparece que los trabajadores con débiles calificaciones están mejor pagados en el sector público que en el privado, mientras que aquellos que tienen estudios superiores reciben más bien remuneraciones inferiores a los trabajadores que tienen el mismo nivel de diploma en el sector privado. Otras características que diferencian a los trabajadores de los dos sectores: los del sector público tienen, en promedio, más edad que los del sector privado; tienen más años de estudios y experiencia profesional, más antigüedad, son casados o convivientes, son generalmente jefes de familia y han residido menos en el campo anteriormente. Además de la proporción de trabajadores con acuerdos colectivos, la protección del empleo es otro de los rasgos que los distinguen de los trabajadores del sector privado, el sector público se diferencia todavía por una menor proporción de contratos precarios y por una más fuerte presencia de sindicatos en los centros de trabajo.

**Cuadro 3**  
**Diferencias de las remuneraciones y características de los**  
**asalariados urbanos masculinos del sector público y privado,**  
**Perú-2000**

Remuneración promedio (soles/hora)	Sector público	Sector privado formal
Total trabajadores	7,2	5,6
Trabajadores con solamente educación primaria	4,3	3,2
Trabajadores con solamente educación secundaria	5,4	3,9
Trabajadores con solamente educación universitaria	8,2	10,5
% con educación primaria o sin educación	6,2	15,3
% con educación secundaria	27,2	57,9
% con educación superior	66,7	26,8
Edad promedio	38,1	32,5
Años de estudio	12,5	9,3
Años de experiencia profesional potencial	21,2	17,9

continúa...

Años de antigüedad	10	4
% con acuerdos colectivos que regulan las condiciones del trabajo y las remuneraciones	18,3	34,0
% casado o conviviente	74,7	54,0
% precarios	16,1	64,6
% sin sindicatos empresa/organismo	62,9	92,0
% jefes de hogar	80,5	69,0
% migrantes rurales	5,5	8,4
Tamaño de la muestra	1183	3213

Fuente: nuestros cálculos a partir de la encuesta ENAHO 2000, III trimestre.

Nota: las mejoras representan 41,7% de los efectivos del sector público y 29,2% del sector privado.

La comparación de niveles de remuneración promedio es ilustrativa, pero es engañosa ya que las diferencias constatadas pueden deberse al hecho de que las características medias de los trabajadores del sector público son diferentes de las del sector privado. Una constante, en la mayor parte de países en desarrollo, es que se encuentra una fuerte proporción de trabajadores más calificados y diplomados que en el sector privado. Se puede, entonces, preguntar si las brechas encontradas persisten cuando se tiene en cuenta las diferencias de niveles de educación, de experiencia profesional y todas las otras características que tienen un impacto sobre los ingresos de los trabajadores. Con el propósito de apreciar la realidad y la amplitud de las diferencias del nivel de remuneraciones entre los trabajadores del sector público y del sector privado, es necesario de llevar a cabo un análisis econométrico multivariado incluyendo estas características.

## 2. Revisión de la literatura

Existen pocos estudios empíricos sobre los diferenciales de remuneración entre el sector público y el privado en los países en desarrollo y la mayor parte datan de fines de los años 1980 e inicios de los noventa.<sup>6</sup>

6 El estudio de brechas salariales entre los sectores público y privado es más frecuente cuando se trata de los países miembros de la OCDE. En esta sentido véase los trabajos de Dustmann y Van Soest (1998) para Alemania, el de Hartog y Oosterbeck (1993) para los Países Bajos, los de Mueller (1998) y de Shapiro y Stelcner (1989) para Canadá, el de Lassibille (1998) para España y el realizado por Kanellopoulos (1997) para Grecia. Rees y Anup (1995) han estudiado el caso del Reino Unido y Miller (1996) el de Estados Unidos.

Estos estudios han sido hechos para Tanzania (Lindauer y Sabot 1983), Chile (Corbo y Stelcner 1983), Costa de Marfil (Van der Gaag y Vijverberg 1988), Perú (Stelcner, Van der Gaag, Vijverberg 1988), Costa Rica (Gindlin 1991), Haití (Terrell 1993), Etiopía (Mengistae, Taye 1998 y Krishnan 2000), Uruguay (Rossi y Rivas 2002).

El primer trabajo sobre el Perú fue realizado por Stelcner *et al.* a partir de la encuesta LSMS de 1985/86. El estudio portaba sobre una muestra total de 1,734 asalariados urbanos hombres de los cuales 1,267 eran pertenecientes al sector privado y los 467 restantes al sector público. Los autores estimaron la ecuación de ingresos, primero, por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y constataron que la predicción del ingreso de los asalariados del sector público era superior a los del sector privado (en logaritmos 1,896 y 1,791, respectivamente). Su contribución al análisis de la existencia de una renta a favor de los funcionarios ha sido demostrar que tomar en cuenta los sesgos de selección tenía implicaciones importantes. En efecto, considerando la probabilidad de selección en la ecuación de ingresos, las conclusiones iniciales no son válidas: el sector privado aparece como beneficiario de una importante sobre remuneración con respecto al sector público y que estas diferencias de remuneración (1,154 y 1,649, respectivamente) son estadísticamente significativas (Stelcner *et al.* 1988).

Recientemente se ha mostrado interés sobre las disparidades salariales en América Latina<sup>7</sup> y se ha llevado a cabo un estudio transversal realizado por Panizza (2000) para el caso de 17 países latinoamericanos, entre ellos el Perú.<sup>8</sup> Aquí, el objetivo no es hacer una revisión de cada uno de los estudios<sup>9</sup> sino de retener los elementos que pueden ser comparados a nuestras estimaciones para el caso peruano.

Los resultados obtenidos por Panizza muestran una muy fuerte heterogeneidad de situaciones en los distintos países estudiados; los diferenciales de salarios van de -37% en República Dominicana a +30% en

---

7 Berham, Birdsall y Székely (2000).

8 Un estudio transversal para siete países africanos francófonos (Burkina Faso, Camerún, Costa de Marfil, Guinea, Mali, Senegal y Madagascar) similar ha sido hecho por Lachaud (1994).

9 Referirse a los artículos de Van der Gaag, Stelcner y Vijverberg (1989) y Panizza (2000) y Mengistae (2000), para los estudios más recientes.

Ecuador, incluyendo el sector informal en el universo estudiado. Si nos limitamos al sector formal un mayor número de países presentan brechas salariales desfavorables en el sector público. En el caso del Perú, esta brecha se estima en  $-4,3\%$  en promedio, según las encuestas EN-NIV de 1985/86, 1991, 1994, 1996 y 1997. Es necesario señalar que el autor se abstiene de efectuar correcciones de sesgo de selección bajo el pretexto que las simulaciones estimadas con MCO sean robustas en relación con una amplia variación de valores de sesgo de selección (Panizza 2000: 11).

**Cuadro 4**  
**Diferenciales de salarios públicos y privados**

País	Hombres		Mujeres	
	Formal+informal	Formal	Formal+informal	Formal
Bolivia	-0,173*	-0,135*	0,013*	-0,062
Brasil	0,021	0,365*	-0,077*	0,241*
Costa Rica	0,171*	0,143*	0,47*	0,209*
Chile	-0,025	0,022	0,167*	0,103*
Colombia	0,163*	0,182*	0,266*	0,257*
Ecuador	0,301*	0,189*	0,259*	0,135
El 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*
México	0,110*	0,007	0,233*	0,11*
Nicaragua	-0,022	-0,09	0,022	-0,127
Panamá	0,114*	-0,127*	0,488*	0,134
Paraguay	0,108	-0,024	0,279	0,019
Perú	0,049	-0,043	0,105*	0,054
República Dominicana	-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*

Nota: \*el coeficiente es significativo al 1% en la mayor parte de regresiones. Se trata de promedios de coeficientes estimados para varios años de encuesta.

Fuente: Panizza (2000: 23).

### 3. Los datos y el modelo: el caso del Perú

Los datos de nuestro estudio provienen de la encuesta de hogares (ENAH) realizada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú en el tercer trimestre del año 2000. Esta encuesta, que trata esencialmente sobre cuestiones de empleo, maneja una muestra de

cerca de 12 mil hogares y 51,700 individuos, y es particularmente rica en información pertinente para nuestro estudio. Para el estudio se ha considerado los trabajadores asalariados urbanos varones,<sup>9</sup> conjunto que corresponde más o menos a los trabajadores del sector formal —los trabajadores independientes, los patrones, los trabajadores familiares no remunerados y los trabajadores del hogar han sido excluidos—. La razón de la exclusión de trabajadores informales proviene de la calidad de la información sobre los ingresos de esta categoría de trabajadores. En efecto, los ingresos declarados son contaminados por el hecho de que el consumo intermedio no es tomado en cuenta correctamente, lo mismo que el perfil temporal de los ingresos de los informales no es investigado en las encuestas ENAHO. Con estas restricciones, la muestra se reduce a 4,396 individuos de los cuales 3,213 son asalariados del sector privado, mientras que los 1,183 restantes son remunerados por el sector público.

La existencia o no de una prima percibida por los trabajadores del sector público debe ser apreciada considerando el conjunto de remuneraciones y no solamente los salarios directos. Así, se incluye el pago en especie, deduciendo los descuentos de ley por ESSALUD, sistemas de pensiones, etc. Se considera también las diversas primas y bonificaciones percibidas por los asalariados. Las remuneraciones serán expresadas en términos horarios dividiéndolas por el número total de horas trabajadas. Solo se tomará en cuenta los ingresos de la actividad principal —un número no desechable de funcionarios que se consideran mal pagados tienen una actividad secundaria en el sector privado, informal en su mayor parte—.

#### **4. El modelo econométrico**

La ecuación de ingresos estimada es una versión modificada del modelo minceriano del capital humano. Nuestras regresiones siguen de cerca los modelos propuestos para el Perú por Stelcner, Van der Gaag y Vijverberg (1988) y por Panizza (2000) con el objetivo de comparar sus resultados con los nuestros. Los ingresos del trabajo dependen, de un

---

9 Si bien no se ha de tratar la cuestión de discriminación por género, se presentará a título comparativo los resultados de las regresiones para las asalariadas urbanas mujeres.

lado, de las dotaciones de capital humano —medido por el nivel de educación, la experiencia profesional y otras calificaciones técnicas— y, de otro lado, dependen igualmente del rendimiento de estos diferentes factores. La función de ingresos estimada puede ser descompuesta en dos factores: los provenientes de la dotación de capital humano y aquellos pertenecientes al rendimiento de factores. Los primeros darán lugar a diferencias «legítimas» mientras que las diferencias en los rendimientos constituirían las pruebas *a priori* de la existencia de una suerte de «renta» para uno de los dos grupos de trabajadores. Esta aproximación fue utilizada en otros trabajos con el propósito de medir el impacto de los sindicatos, la discriminación étnica y de género sobre las diferencias de salarios. En la estimación econométrica se seguirá la aproximación estándar que consiste en utilizar las variables *dummy* —valen 1 en el caso de que la condición sea cumplida y cero en caso contrario—.

Se considerará igualmente el impacto de la discriminación étnica, la variable *proxy* indicando el origen étnico ha sido definida a través del hecho de haber residido previamente en el medio rural. El nivel de remuneraciones puede también explicarse por protección de los sindicatos y por el tipo de contrato. Los trabajadores precarios tendrán, *ceteris paribus*, ciertamente una menor remuneración.

Los ingresos horarios del individuo  $i$  ( $Y_i$ ) son explicados por un vector  $X_i$  de variables que miden la dotación de capital humano y por el vector  $Z_i$  que describe algunas características socio-económicas, mientras que la brecha entre los salarios<sup>10</sup> públicos y privados es medida por una variable indicadora «público» —igual a 1, si el trabajador está en el sector público y 0 si está en el sector privado—. En una primera aproximación, la renta se reflejará únicamente en el intercepto de la regresión, mientras que el impacto de las otras características relacionadas a la productividad o al empleo se suponen idénticas para el sector privado y público (Panizza 2000: 9). Se introducirá, enseguida, las interacciones a fin de tener en cuenta las diferencias provenientes de las disparidades en el rendimiento de los distintos niveles de educación. Se efectuará pruebas de significación con el propósito de validar o no los efectos de la interacción.

---

10 Se utilizara indistintamente «salario», «ingreso» y «remuneración» para designar los ingresos monetarios y no monetarios del trabajo principal.

Los modelos estimados son:

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

También con las interacciones:

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

Más precisamente, los vectores  $X_i$  y  $Z_i$  incluyen:

- edad,
- años de educación (o variables indicadores según el nivel de estudios),
- experiencia de trabajo,
- la experiencia del trabajo al cuadrado, a fin de tener en cuenta la curvatura del perfil: experiencia/remuneraciones,
- años de antigüedad,
- pertenencia de un sindicato,
- precariedad del contrato laboral,
- un *proxy* étnico (migrante rural).

La pertenencia a un sindicato es una variable que ayudará a precisar la fuente de las rentas, aunque el sentido de causalidad sea difícil de establecer. Los sindicatos existen sobre todo en las grandes empresas que tienen utilidades importantes de suerte que se puede considerar que tiene por solo efecto el obligar a estas empresas a repartir las rentas oligopólicas, y que no constituyen el origen mismo de las rentas de los trabajadores.

La discriminación de género puede traducirse no solamente por un efecto significativo de la variable sexo en la regresión, sino que puede implicar menores rendimientos de los atributos productivos del trabajador, afectando así el conjunto de parámetros. Se estimará de manera separada una ecuación de ingresos para los salarios de hombres y otra para las mujeres, de suerte que podamos comparar nuestros resultados con los anteriormente obtenidos por Stelcner *et al.* (1988) y por Panizza (2002).

## 5. El sesgo de selección

En el análisis econométrico de la existencia o no de una renta percibida por los funcionarios existen potencialmente dos fuentes de sesgo. La

primera tiene que ver con el proceso de selección, mientras que la segunda con las características no observadas. En efecto, en la muestra de trabajadores asalariados que analizamos, los diferenciales de remuneraciones no son aleatorios. Se trata de una población «auto-seleccionada» en el sentido de que solo los individuos para quienes el salario de reserva<sup>12</sup> es inferior a los salarios ofrecidos van a participar en el mercado de trabajo. Si los factores que determinan la participación en el mercado de trabajo están correlacionados con los factores que determinan las remuneraciones, entonces las estimaciones por MCO serán sesgadas. Los coeficientes de la regresión que se supone reflejan únicamente el impacto de las variables explicativas sobre los salarios van a ser, en este caso, contaminadas por el efecto «participación». El ejemplo-tipo es aquel de los individuos educados cuyo salario de reserva es inferior al salario ofrecido, mientras que es superior en el caso de individuos poco educados. A fin de cuentas, la muestra observada de trabajadores se compone de una proporción más grande de trabajadores educados, lo que lleva a subestimar la relación entre nivel de educación y salarios, para el conjunto de la población (Filmer, Lindauer 2001: 8). De la misma manera, existen ciertas características no observables y omisas del modelo que pueden estar correlacionadas con las variables incluidas en la regresión estimada. No corregir estos sesgos potenciales puede implicar la atribución del diferencial de salarios, en tanto que la renta de funcionarios, no obstante, puede ser simplemente el rendimiento del atributo no observado del trabajador (ibid.).

Van der Gaag, Stelcner y Vijverberg (1989) y Stelcner, Van der Gaag y Vijverberg (1988) han demostrado que la estimación del diferencial de remuneraciones entre el sector público y privado por el método de MCO puede llevar a resultados sesgados. Teniendo en cuenta el sesgo de selección, los autores citados constatan, en el caso de la Costa de Marfil, que el monto del ingreso disminuye y, aun más grave todavía en el caso del Perú, que el sentido de la brecha puede ser invertido —la estimación por MCO da una brecha de remuneración favorable al sector público, mientras que considerando el sesgo de selección la brecha es mas bien favorable al sector privado—.

Con el propósito de corregir estos sesgos de selección adoptaremos la metodología de dos etapas planteada por Heckman que propone esti-

---

12 Se entiende por salario de reserva, la remuneración debajo de la cual el trabajador no está dispuesto a ofrecer su fuerza de trabajo.



mar primero un modelo *probit* —explicando la elección del sector (privado/público)— y enseguida utilizar los resultados de esta regresión (la inversa del ratio de Mills) en la segunda regresión —explicando los salarios a fin de corregir eventuales sesgos—. En realidad, para ganar en eficiencia, se estimará simultáneamente las dos ecuaciones por el método de máxima verosimilitud.<sup>13</sup> Entre las variables explicativas de la probabilidad de ser un empleado del sector público se incluye la edad, el nivel de educación, un indicador para las personas que viven en pareja, un indicador de educación secundaria y de educación superior, un indicador de capitales departamentales y ciudades secundarias, tamaño del hogar y número de los hijos de menos de 10 años.

Otro tipo de sesgo se puede deber a la heterogeneidad no observada de los individuos, la cual tendrá un impacto directo sobre sus salarios —habilidad oculta o no medible—. Al incluir la variable «antigüedad» se espera reducir este tipo de sesgo, en particular el relacionado con las calificaciones propias a la empresa. El patrón, en general, es poco deseoso de separarse de aquellos trabajadores que han adquirido una competencia específica propia a los procesos de producción de la empresa, puesto que los nuevos trabajadores sin experiencia tienen, por este hecho, una menor productividad.<sup>14</sup>

La variable  $I^*$  es un índice que describe el proceso de selección del trabajador entre el sector privado y el sector público según que este índice adopte un valor positivo o negativo. El mismo dependerá de un vector  $S$  que contiene las variables que determina el proceso de selección. El punto crítico aquí es el de la identificación del modelo. Se trata de encontrar un conjunto de variables que explica la probabilidad de estar en

---

13 En este trabajo preliminar no se tendrá en cuenta otros procesos de selección subyacentes: la decisión de participar o no en el mercado de trabajo (elección pertinente para mujeres y estudiantes), aquella de la elección entre el sector formal e informal. Lachaud (1994), siguiendo el trabajo de Terrell (1993) considera un tratamiento simultáneo de dos sesgos de selección. La hipótesis implícita es que nuestra modelización de la elección pública/privada corrige, al menos parcialmente, los otros sesgos.

14 Ciertas empresas pueden pagar una sobre remuneración con el objetivo que los trabajadores incrementen su productividad. Teniendo en cuenta los costos de supervisión, este salario «de eficiencia» que se presenta como una renta para el trabajador puede entonces resultar de una estrategia deliberada de las empresas con el fin de incrementar su rentabilidad.

el sector público, pero que no afecta los factores relacionados a la productividad —variables contenidas en el vector  $X$ —.

## 6. Los resultados

Presentamos en el cuadro 5 los resultados de las estimaciones de diversas especificaciones de la ecuación de ingresos, con y sin corrección de sesgos de selección. La existencia de un diferencial de salarios a favor o en contra del sector público se lee en el valor del coeficiente de la variable «público» indicadora del sector de empleo (=1 si es sector público, 0= si es sector privado) y en la interacción de esta variable con las otras variables explicativas.

La primera columna presenta los resultados del modelo más parsimonioso, sin incluir factores no concurrentiales explicativos de los ingresos ni de los efectos de interacción entre la pertenencia al sector público y el rendimiento de la educación superior. La existencia de una renta para los trabajadores del sector público debe traducirse por un coeficiente significativo y positivo de la variable indicativa del sector de empleo (=1 sector público). Ninguna tentativa no es hecha para corregir los sesgos eventuales de selección. En esta primera estimación (columna 1) la pertenencia al sector público no parece tener un impacto significativo sobre los ingresos. Todas las otras variables tienen los signos esperados según la teoría del capital humano. Se notará en particular la fuerte progresión de los rendimientos de la educación en el paso del nivel secundario al superior.

En la segunda columna se introduce los efectos de interacción entre niveles de estudios y sector público. En esta oportunidad aparece que existe en promedio un diferencial negativo (y estadísticamente significativo) desfavorable para los trabajadores del sector público de cerca de 33%.<sup>15</sup> La brecha de ingresos desfavorable de los trabajadores del sector público es incluso más importante para los que tienen más de diez años de estudios. Sin embargo, el sector público remunera mejor que el sector privado, cada año adicional de estudios, como lo muestra el coeficiente positivo y significativo de la variable de interacción entre sector público y número de años de estudios. Así, un trabajador que acumula más de seis años de estudios —correspondientes al nivel secundario—, puede compensar de alguna manera la menor remuneración del sector

---

15 El impacto relativo de una variable indicadora en una regresión semilogarítmica es igual al exponencial del coeficiente menos 1 (Filmer y Lindauer 2000:5).

público en relación con el sector privado. No obstante, si sobre pasa el nivel secundario entonces se encontrará peor ubicado que sus homólogos del sector privado. Pareciera que los trabajadores poco calificados se benefician de una suerte de «protección» benevolente del Estado, mientras que aquellos que tienen altas calificaciones reciben, con características parecidas, una menor remuneración, resultado que se encuentra en otros países donde el Estado absorbe una proporción importante de la población económicamente activa.

En la columna tres, se constata que el hecho de ser migrante rural tiene un impacto fuertemente negativo sobre los ingresos y podría reflejar una forma de discriminación étnica. La ausencia de sindicatos tiene igualmente una incidencia negativa sobre los ingresos. Finalmente, la variable más importante por su impacto negativo sobre los salarios es la situación de precariedad en las relaciones de trabajo —esta variable indicadora vale 1 cuando no hay contrato, en el caso de un contrato de aprendizaje o de un programa de formación profesional destinado a jóvenes, en el caso de trabajo a prueba, así como en el caso de locación de servicios—. La brecha de ingresos se vuelve aun más desfavorable para los trabajadores del sector público cuando se considera en la regresión las variables ligadas a la discriminación étnica y a la protección del trabajo.

¿En qué medida, los resultados que venimos de comentar se deben al no haber tomado en cuenta posibles sesgos de selección? Los resultados presentados en las columnas 4, 5 y 6 responden en parte a esta pregunta. Las ecuaciones de ingresos, así como las ecuaciones que explican la probabilidad de selección, han sido estimadas simultáneamente de manera a obtener parámetros sin sesgo.

Contrariamente a los resultados anteriormente obtenidos por Stelcner *et al.*, para el caso peruano, no se observa impacto de algún sesgo de selección sobre las estimaciones de las desviaciones de ingresos entre el sector público y el sector privado, cualquiera que sea la especificación del modelo estimado.

En el cuadro 6 se presenta los resultados de las regresiones para los trabajadores urbanos de sexo femenino. Podría suponerse *a priori* que la existencia de una escala de salarios en la carrera pública implica un menor diferencial *vis a vis* del sector privado, desfavorable a las mujeres. Sin embargo, no hay tal. Las desviaciones de remuneraciones, en el caso de la especificación más completa del modelo, son aun más importantes que para sus colegas hombres —en particular para los más calificados—.

**Cuadro 5**  
**Funciones de ingresos: asalariados urbanos hombres, Perú 2000**

<b>Variable dependiente: log del salario horario hombres</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
sector público	0,025 (0,80)	-0,285 (2,21)*	-0,593 (3,84)**	0,023 (0,73)	-0,285 (2,21)*	-0,587 (3,81)**
edad	0,048 (8,71)**	0,047 (8,47)**	0,039 (6,04)**	0,045 (7,47)**	0,044 (7,27)**	0,036 (5,28)**
edad al cuadrado	-0,000 (6,71)**	-0,000 (6,51)**	-0,000 (4,72)**	-0,000 (5,46)**	-0,000 (5,30)**	-0,000 (4,00)**
antigüedad en la ocupación principal	0,015 (7,02)**	0,014 (6,83)**	0,010 (4,10)**	0,015 (7,00)**	0,014 (6,82)**	0,010 (4,14)**
años de estudios	0,056 (12,26)**	0,051 (10,44)**	0,036 (6,17)**	0,055 (11,74)**	0,050 (10,05)**	0,036 (6,01)**
años de estudios* sector público		0,045 (3,30)**	0,061 (3,78)**		0,044 (3,29)**	0,061 (3,77)**
más de 10 años de estudios	0,270 (7,42)**	0,341 (7,87)**	0,349 (7,18)**	0,250 (6,13)**	0,321 (6,91)**	0,331 (6,43)**
más de 10 años de estudios* sector público		-0,382 (4,31)**	-0,485 (4,28)**		-0,381 (4,31)**	-0,485 (4,30)**
migrante rural			-0,188 (4,08)**			-0,189 (4,11)**
sin sindicatos			-0,143 (3,43)**			-0,142 (3,42)**
contrato precario			-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-squared	0,27	0,27	0,35			
Observaciones	4215	4215	2924	12140	12140	10850

Las variables explicativas de la selección son: individuos viviendo en pareja, indicadores de educación secundaria y educación superior, indicadores capitales departamentales y ciudades secundarias, talla del hogar y número de hijos de menos de 10 años.

Las ecuaciones (4) a (6) han sido estimadas por el método de Heckman y las ecuaciones (1) a (3) por MCO.

Se ha omitido en la presentación los resultados de las ecuaciones de selección.

Estadísticas robustas z entre paréntesis.

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

**Cuadro 6**  
**Funciones de ingresos: asalariadas urbanas mujeres, Perú 2000**

Variable dependiente: log del salario horario mujeres	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
sector público	0,163 (3,61)**	-0,437 (1,93)	-0,634 (2,39)*	0,171 (3,85)**	-0,563 (2,70)**	-0,700 (2,77)**
edad	0,051 (5,47)**	0,048 (5,21)**	0,033 (3,13)**	0,058 (6,36)**	0,056 (6,05)**	0,039 (3,69)**
edad al cuadrado	-0,001 (4,27)**	-0,000 (4,03)**	-0,000 (1,88)	-0,001 (4,75)**	-0,001 (4,42)**	-0,000 (2,13)*
antigüedad en la ocupación principal	0,019 (5,96)**	0,019 (5,95)**	0,005 (1,38)	0,017 (5,39)**	0,016 (5,29)**	0,003 (0,85)
años de estudios	0,079 (9,11)**	0,065 (7,23)**	0,053 (5,27)**	0,052 (5,51)**	0,035 (3,50)**	0,028 (2,57)*
años de estudios* Sector público		0,081 (3,55)**	0,075 (2,81)**		0,097 (4,59)**	0,085 (3,34)**
más de 10 años de estudios	0,113 (1,97)*	0,245 (3,59)**	0,229 (2,99)**	-0,250 (3,05)**	-0,107 (1,26)	-0,137 (1,31)
más de 10 años de estudios* Sector público		-0,606 (4,56)**	-0,571 (3,64)**		-0,703 (5,55)**	-0,633 (4,08)**
migrante rural			-0,106 (1,64)			-0,090 (1,38)
sin sindicatos			-0,122 (1,89)			-0,125 (2,13)*
contrato precario			-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-squared	0,31	0,32	0,38			
Observaciones	2050	2050	1452	12637	12637	12039

Las variables explicativas de la selección son: individuos viviendo en pareja, indicadores de educación secundaria y de educación superior, indicadores capitales departamentales y ciudades secundarias, tamaño del hogar y número de hijos menores de 10 años.

Las ecuaciones (4) a (6) han sido estimadas por el método de Heckman *et al.* y las ecuaciones (1) al (3) por MCO.

Se ha omitido en la presentación los resultados de las ecuaciones de selección Estadísticas robustas  $z$  entre paréntesis.

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

## Conclusión

La disminución de la participación de los asalariados del sector público respecto del total de asalariados y la baja de sus remuneraciones en relación con las del sector privado, así como la precarización de la situación de muchos de ellos,<sup>16</sup> no ha hecho más que agravar la ya frágil situación de la mayor parte de los trabajadores del sector público. La hiperinflación y los pequeños aumentos dados por el Estado han degradado fuertemente los ingresos de los trabajadores del sector público con relación a los del sector privado, que se ha beneficiado de las recaídas del crecimiento entre 1993 y 1997, antes que se estanquen durante la crisis económica que castigó todavía en el 2000. Nuestros resultados muestran que para aquellos trabajadores que tienen las mismas características y considerando los determinantes de elección entre el sector privado y el sector público, las brechas de remuneración son desfavorables a los trabajadores del sector público. Esta conclusión debe ser matizada cuando se desagrega por niveles de calificación pues existe un cierto número de elementos, aunque frágiles, que indican que los trabajadores con mayores diplomas son penalizados por una brecha negativa con respecto a sus homólogos del sector privado, mientras que aquellos que teniendo un débil nivel educativo logran al menos igualar la remuneración de los trabajadores del sector privado. La hipótesis del rol «director» de los salarios fijados por el Estado sobre el conjunto de asalariados y, en consecuencia, los temores relativos a los efectos negativos de la regulación estatal del mercado de trabajo sobre la competitividad de las empresas del sector privado no encuentran un apoyo sólido en nuestros resultados, por lo menos en el corto plazo. Puesta de lado la estabilidad del trabajo, muy aleatoria en el Perú donde los funcionarios pueden ser fácilmente despedidos, nuestros resultados no pueden explicar las razones por las cuales los jóvenes profesionales se presentan para entrar en un puesto público que les ofrece tan poco en el futuro a largo plazo. Entre las explicaciones posibles se puede tomar en cuenta la que daría al puesto público un papel «iniciático», que haría de él un trampolín. Es verosímil, en efecto, que ciertos empleados calificados buscan puesto en la alta administra-

---

16 El informe reciente publicado en julio de 2001 de la «Comisión multisectorial encargada de estudiar la situación del personal de la administración pública central D.S. N.º 004-2001-TR» llama fuertemente la atención sobre este fenómeno.

ción con el propósito de hacer su aprendizaje y establecer una red de relaciones que les permitirá luego tener éxito en el sector privado. En fin, otras ventajas no pecuniarias que no han sido tomadas en cuenta —la seguridad del empleo, una menor presión y cadencia del trabajo, beneficios sociales, la ética del sector público, etc.— pueden compensar ciertas brechas negativas en relación con los asalariados del sector privado. Luego de una década de desregulación del mercado de trabajo llevada a cabo por el gobierno del Presidente Fujimori aunada a la pérdida de peso de los sindicatos, la carrera pública ofrece un remanso de estabilidad en el empleo y un mínimo de protección contra condiciones de trabajo cada vez más duras en el sector privado. Estas ventajas no son solamente propias para el caso del Perú, se las encuentra con insistencia como factores atractivos de la carrera pública de los países en desarrollo.

## Referencias bibliográficas

---

BEHRMAN, J., N. BIRDSALL y M. SZÉKELY

2000 «Economic Reform and Wage Differentials in Latin America». IADB, octubre 2000 [R-435].

CORBO, V. y M. STELCNER

1983 «Earning determination and labor markets: Gran Santiago». *Journal of Development Economics* 12, pp.251-66.

DUSTMANN, Ch. y A. VAN SOEST

1998 «Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany». *European-Economic-Review* 42[8], 1998, pp. 1417-41.

FILMER, D. y D. LINDAUER

2001 «Does Indonesia Have a “Low Pay” Civil Service?». (mimeo) World Bank.

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, pp. 585-605.

GYOURKO, J. y J. TRACY

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), pp. 229-53.

HARTOG, J. y H. OOSTERBEEK

1993 «Public and Private Sector Wages in the Netherlands». *European-Economic-Review* 37(1), pp. 97-114.

HOU, J.

1993 «Public-Private Wage Comparison: A Case Study of Taiwan». *Journal of Asian Economics* 4(2), pp. 347-62.

KANELLOPOULOS, C.

1997 «Public-Private Wage Differentials in Greece». *Applied Economics* 29(8), pp. 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». St. Anthony's Collegue, CSAE, working paper 2000-7, Oxford.

LACHAUD, J.P.

1994 «Les écarts de salaires entre les secteurs public et privé en Afrique francophone: analyse comparative». *Economie et Prévision* (116), pp. 89-118.

LASSIBILLE, G.

1998 «Wage Gaps between the Public and Private Sectors in Spain». *Economics of Education Review* 17(1), pp. 83-92.

LINDAUER, D. y R. SABOT

1983 «The public-private wage differential in a poor urban economy». *Journal of Development Economics* (12), pp. 137-52.

LINDAUER, D.

1991 «Government Pay and Employment Policy: A Parallel Market in Labor». En Michael Roemer, Christine Jones (eds.). *Markets in*



*developing countries: Parallel, fragmented, and black*. San Francisco: ICS Press, pp. 75-87.

MENGISTAE, T.

1998 «Wage rates and job queues: Does the public sector overpay in Ethiopia?». St. Anthony's Collegue, CSAE, working paper 98-20, Oxford.

MILLER, M.

1996 «The Public-Private Pay Debate: What Do the Data Show?». *Monthly Labor Review* 119(5), pp. 18-29.

MUELLER, R.

1998 «Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions». *Economics Letters* 60(2), pp. 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, 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 403.

2000 «The Public Sector Premium and the Gender Gap in Latin America- Evidence for the 1980s and 1990s». IADB, working paper 431.

REES H. y S. ANUP

1995 «Public-Private Sector Wage Differential in the U.K.». *Manchester School of Economic and Social Studies* 63(1), pp. 52-68.

ROSSI M. y F. RIVAS

2002 «Evolución de las diferencias salariales entre el sector público y el sector privado en Uruguay». Red sobre desigualdad y pobreza en América Latina y el Caribe. LACEA, Banco Mundial, Banco Interamericano.

SAAVEDRA, J. *et al.*

1998 «Empleo, productividad e ingresos. Perú 1990-1996». OIT, Documento de Trabajo 67.

SAAVEDRA, J.

1999 «La dinámica del mercado de trabajo en el Perú antes y después de las reformas estructurales». CEPAL, Serie Reformas Económicas 27.

SAAVEDRA, J. y M. TOREDO

2000 «Labor Market Reforms and Their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru». IADB, 2000 (R-394).

SHAPIRO, D. y M. STELCNER

1989 «Canadian Public-Private Sector Earnings Differentials, 1970-1980». *Industrial Relations* 28(1), pp. 72-81.

STELCNER, M., J. VAN DER GAAG y W. VIJVERBERG

1988 «Public-private sector wage differentials in Peru, 1985-86». LSMS 41.

TERRELL, K.

1993 «Public-Private Wage Differentials in Haiti: Do Public Servants Earn a Rent?». *Journal of Development Economics* 42(2), pp. 293-314.

VAN DER GAAG, J., M. STELCNER y W. VIJVERBERG

1989 «Public-private sector wage comparisons and moonlighting in developing countries: Evidence from Côte d'Ivoire and Peru». LSMS 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*, vol. LXXV 2.

VAN RIJCKEGHEM, C. y B. WEDER

1997 «Corruption and the Rate of Temptation - Do Low Wages in the Civil Service Cause Corruption». FMI Working Paper 73.

VERDERA, F.

1994 *El mercado de trabajo de Lima, estructura y evolución 1970-1990*. IEP.

1997 *Mercado de trabajo, reforma laboral y creación de empleo: Perú, 1990-1995*. IEP.

2000 «Cambios en el modelo de relaciones laborales en el Perú, 1970-1996». JCAS-IEP Occasional Paper 5.

