



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Galvão Carneiro, Francisco; Henley, Andrew

Las reformas a la seguridad social y el comportamiento del mercado laboral en Brasil

El Trimestre Económico, vol. LXXIII (1), núm. 289, enero-marzo, 2006, pp. 87-124

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340945003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## LAS REFORMAS A LA SEGURIDAD SOCIAL Y EL COMPORTAMIENTO DEL MERCADO LABORAL EN BRASIL\*

*Francisco Galvão Carneiro y Andrew Henley\*\**

### RESUMEN

El artículo usa datos de series temporales agregadas para estimar elasticidades de demanda por trabajo formal e informal respecto a salarios reales. Los resultados del análisis de largo plazo sugieren que el empleo en el sector formal es más elástico que en el sector informal. Por tanto, un incremento de los salarios reales en el sector formal, causado, por ejemplo, por un incremento de las contribuciones a la seguridad social que son reflejadas en mayores salarios reales brutos por medio de negociación colectiva, puede deteriorar el empleo formal. El efecto opuesto causado por el incremento en el empleo informal será menor, lo que sugiere que los empleados del sector formal serán desplazados hacia el desempleo. El artículo concluye que una baja elasticidad de oferta (relativa) combinada con una demanda (relativamente) más elástica sugiere que políticas encaminadas a aumentar la oferta relativa de empleo formal serían más eficientes en incrementar la protección social que intentos de aumentar la demanda de empleo formal. Sin embargo, empleadores y empleados necesitan percibir que los beneficios de la protección social son mayores que los costos. Por tanto, las políticas deben ser dirigidas a la elaboración eficiente de sistemas de protección social a bajo costo para todos, en vez del actual rígido y caro modelo brasileño.

### ABSTRACT

The article uses aggregate time series data to estimate real wage elasticities of demand for covered and uncovered labour. The results of long-run analysis suggest that the demand for covered sector employment is more elastic than

\* *Palabras clave:* salario mínimo, empleo, análisis de cointegración. *Clasificación JEL:* J23, J51, C32. Artículo recibido el 20 de enero de 2004 y aceptado el 17 de mayo de 2005. Los autores agradecen los comentarios y las sugerencias de un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO. Los hallazgos, las interpretaciones y las conclusiones expresados en este ensayo son de su exclusiva responsabilidad y no representan forzosamente las opiniones del Banco Mundial, sus directores ejecutivos, o los países representados por ellos, y no deben atribuírseles. [Traducción del inglés de Eduardo L. Suárez.]

\*\* F. Galvão Carneiro es economista principal de Países, Banco Mundial y profesor de Economía, Universidad Católica de Brasilia (UCB). A. Henley es profesor y jefe de escuela, Escuela de Negocios y Economía, Universidad de Gales Swansea, Reino Unido, e investigador asociado, Evaluación del Mercado Laboral en la Economía Galesa y Centro de Investigación (WELMERC).

for uncovered. So increased formal sector real wages, for example caused by increased social security contributions which are passed on through collective bargaining into higher real gross wages, will damage covered employment. Any mitigating effect on increased uncovered employment will be less, suggesting that some covered employees will be displaced from the formal labor market into unemployment. The article concludes that a low (relative) supply elasticity combined with more elastic demand elasticities suggests that policies to engineering a shift in relative supply towards covered employment will be more effective in increasing social protection, than attempts to increase demand for covered employment. However both employees and employers need to perceive that the benefits of social protection outweigh the costs. Therefore, policy should be directed towards designing efficient and effective systems of social protection available at low cost for all, rather than the current, rigid, expensive, "one size fits all" model currently in operation in Brazil.

### INTRODUCCIÓN

Durante los pasados 15 años Brasil ha experimentado una gran transformación. A fines de los años ochenta la economía se caracterizaba todavía por el legado de la dictadura militar de un excesivo tutelaje estatal de la economía, la inestabilidad macroeconómica y la hiperinflación, así como por una estrategia comercial basada en el cierre económico y la sustitución de importaciones. En 2003 Brasil experimentaba casi un decenio de estabilidad de precios y macroeconómica como resultado de un proceso de liberación que se inició a fines del decenio de los ochenta; estableció relaciones comerciales considerablemente incrementadas con el resto de la América Latina y con el conjunto de la economía mundial. La liberación comercial y financiera mejoró el grado de la competencia en los mercados de productos e inyectó a la economía una eficiencia dinámica mayor. Pero hay un aspecto importante de la economía que ha permanecido inalterado por un decenio y medio de reforma: el mercado laboral.

La contratación del empleo está guiada en Brasil en gran medida por el legado del corporativismo del decenio de los cuarenta y, aunque se han propuesto algunos cambios para disminuir la regulación del mercado laboral, el progreso ha sido lento. En efecto, algunos cambios constitucionales de fines del decenio de los ochenta incrementan la carga de los costos de entrada y salida para los empleadores.

Muchos empleados brasileños podrían percibir la protección social como ineficiente y cara. Puede afirmarse que una consecuencia importante de esta situación ha sido el crecimiento sostenido e incesante del sector del empleo informal, en el que los empleados no disfrutaban ninguna protección de la seguridad social. Tradicionalmente, la bibliografía académica ha considerado el surgimiento del empleo no cubierto por la seguridad social como un indicio de la segmentación del mercado laboral, en el que el sector informal actúa como un “colchón” entre el empleo formal y el desempleo. Un enfoque más reciente cuestiona esta explicación de los “grupos no rivales”, sosteniendo que el empleo no cubierto podría ser resultado de una elección de los trabajadores que se resisten a ser gravados, por lo que se percibe como una protección social azarosa e ineficiente (Maloney, 1999; Maloney y Cunningham, 2003). Por su propia naturaleza, resulta difícil medir la escala del sector informal o no cubierto de las economías en desarrollo. Sin embargo, en Brasil es alta la calidad de los datos microeconómicos del mercado de trabajo, de modo que se puede definir claramente la distinción entre el empleo cubierto y el no cubierto (mediante la posesión de “tarjetas laborales” firmadas por parte de los empleados protegidos por la seguridad social). En consecuencia, es posible identificar con una exactitud razonable la escala y los determinantes del problema en el caso brasileño.

Este ensayo se propone documentar la escala del empleo no cubierto en Brasil y describir las tendencias de este fenómeno por lo menos desde la transición a la democracia a fines del decenio de los ochenta. Lo haremos con base en los resultados de un informe recientemente preparado por la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (véase Carneiro y Henley, 2003). El análisis se basa en datos microeconómicos obtenidos de las encuestas anuales de hogares en Brasil a partir de 1992. Nuestro objetivo es la modelación de los determinantes de la “elección” que enfrentan los empleados entre el empleo cubierto y el no cubierto, a fin de examinar la cuestión de si el empleo no cubierto surge como un resultado de la segmentación en el mercado laboral o debido a lo que parece ser un proceso de elección genuina basado en los costos y beneficios de la protección social. Este ejercicio de modelación nos permite intentar identificar la valuación que otorgan los empleados a la protección social, y

determinar si esa valuación concuerda con los costos efectivamente soportados por los empleados. También nos permite computar las elasticidades de la oferta relativa de trabajo (no cubierto en relación con el cubierto) respecto al diferencial salarial que un empleado individual podría esperar al cambiarse de un sector a otro. Luego se emplean datos agregados de las series de tiempo disponibles mensualmente a partir de 1982, a fin de obtener una investigación econométrica de series de tiempo de los empleos cubierto y no cubierto. El resultado del enfoque de modelación son las estimaciones de las elasticidades de demanda del trabajo en los dos sectores.

El ensayo se estructura como sigue. La sección I ofrece mayores detalles del antecedente institucional del desarrollo de la protección y la regulación sociales en el mercado laboral brasileño; describe la situación actual, así como las propuestas legislativas que se debaten ahora, y documenta el crecimiento del empleo no cubierto. La sección II documenta la investigación anterior en la valuación de los beneficios de la seguridad social en Brasil, y describe los resultados nuevos utilizando datos tomados de las encuestas de hogares anuales brasileñas. La sección III resume brevemente los hallazgos econométricos derivados de esos datos en la oferta relativa de empleados cubiertos y no cubiertos. La sección IV se ocupa de las pruebas derivadas de series de tiempo agregadas respecto a la demanda de empleados cubiertos y no cubiertos, describiendo la estrategia de modelación utilizada y documentando los hallazgos a largo y corto plazos. Al final se presenta las conclusiones.

## I. ANTECEDENTES. LA BASE LEGAL DE LA PROTECCIÓN SOCIAL Y EL CRECIMIENTO DEL EMPLEO NO CUBIERTO

### 1. *La regulación del mercado laboral*

Los agentes del mercado laboral brasileño actual han heredado una tradición “corporativista”<sup>1</sup> de intervención y control estatales propia de los países que experimentaron regímenes militares populistas a mediados del siglo XX. Este enfoque puede caracterizarse

<sup>1</sup> Esta tradición no debe confundirse con la versión socialdemócrata, de “corporativismo social” o “neoliberal” adoptada en mayor o menor medida por los países nórdicos, Austria y Alemania (Henley y Tsakalotos, 1993).

como uno en el que la regulación estatal expresa la imposición de la “responsabilidad social” a los actores del mercado laboral con el reconocimiento de la necesidad de realizar un cambio en la balanza del poder, por razones de justicia social, en contra del capital y en favor del trabajo.

En el caso brasileño este enfoque encontró su expresión en el Código Laboral de 1943 (*Consolidação das Leis do Trabalho*, CLT).<sup>2</sup> Desde entonces el código se ha adaptado en diversas etapas, sobre todo a mediados del decenio de los sesenta y tras la promulgación de la nueva Constitución de 1988, pero en gran parte se ha mantenido intacto. Amadeo *et al* (1995) identifican dos características fundamentales del código: *i*) la coexistencia de la contratación individual y colectiva (en la que los contratos colectivos son vinculantes para todos los trabajadores y empleadores, independientemente de la cobertura de la federación sindical o empresarial, o de su número de miembros), y *ii*) el papel preeminente del proceso judicial (a través del sistema de tribunales laborales) en el cumplimiento de los contratos y el arbitraje de las disputas. Desde un punto de vista económico hay varias otras características del derecho laboral brasileño que tienen consecuencias de largo alcance.

La regulación del mercado laboral brasileño establece (por lo menos en el sentido formal, legal) un conjunto de normas mínimas para el empleo que pueden compararse con las de la mayoría de los países europeos regulados. Específicamente, los trabajadores tienen derecho a una semana de trabajo máximo de 44 horas, un pago de horas extraordinarias de 50%, un sistema institucionalizado de bonos de un mes extra y vacaciones de 25 días como mínimo cada año, cuatro meses de descanso pagado por concepto de maternidad, cinco días de descanso pagados por concepto de paternidad y un subsidio familiar pagadero con un plan de contribuciones financiado por el empleador.

Además de estos beneficios, desde 1966 se ha ofrecido a los empleados una protección financiera contra el despido injustificado, mediante contribuciones obligatorias del empleador a un fondo personal de protección contra el despido injustificado (*Fundo de Garantia por Tempo de Serviço*, FGTS), a una tasa de 8% del salario.

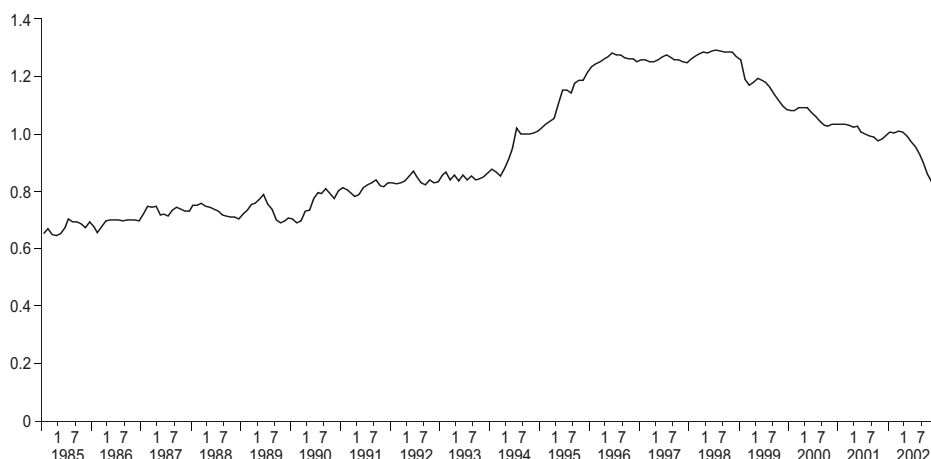
<sup>2</sup> Véase en Amadeo y Camargo (1993) un análisis más amplio de la legislación laboral brasileña.

Excepto en algunos casos de incumplimiento excepcional del contrato, el despido injustificado genera otra “multa” que el empleador debe pagar al trabajador. Antes de 1988, este castigo por el despido sin “causa justificada” era de 10% del valor acumulado del fondo invertido (que genera una tasa de interés real de 3% anual). La Constitución de 1988 aumentó este castigo a 40 por ciento.

La consecuencia de esos beneficios para los empleados, combinada con impuestos de nóminas para la capacitación y la seguridad social, es un aumento considerable de los costos laborales distintos de los salarios. En total, Amadeo *et al* (1995) calculan que estos costos añadieron, en promedio, otro 87% de costos salariales a la nómina de un empleado legal en 1992. También afirman estos autores que los costos monetarios del despido de un empleado aumentan desde casi un mes y medio de salario con un año de antigüedad hasta más de un año de salario con una antigüedad de 20 años. En virtud de la existencia del FGTS, algunos comentaristas sostienen que tanto los empleadores como los empleados reciben un gran incentivo para coludirse en la provisión de una excusa para el despido injustificado, con el resultado de que las tasas de rotación laboral observadas podrían ser artificialmente aumentadas.

La diferencia entre los costos laborales del empleador y lo que el empleado se lleva a casa, la cuña fiscal, es una buena medida de la carga institucional en el mercado laboral. En la gráfica 1 se observa un aumento sostenido de este indicador a lo largo del decenio de los noventa, lo que sugiere costos laborales crecientes para los empleadores. Los costos laborales mayores se asocian de ordinario con un empleo menor en el sector formal, elevadas tasas de rotación, baja productividad laboral y, por tanto, bajos niveles salariales.

En 1989 (como resultado de la nueva Constitución de 1988) se introdujo el seguro de desempleo para los trabajadores contratados, mediante un plan financiado enteramente por el empleador. Aunque de corta duración (hasta cuatro meses) y sujeto a una prueba de recursos familiares, este seguro tiene una forma generosa relacionada con los ingresos que se traduce en proporciones de reposición de hasta 90%. Esto genera la posibilidad de significativos efectos de desincentivo en la búsqueda de empleo en los meses iniciales del desempleo y, dado que el empleo en el sector informal (véase líneas

GRÁFICA 1. *Cuña fiscal, 1985-2002*

FUENTE: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

abajo) no excluye el derecho al seguro de desempleo, puede generar una extensa actividad de “contrabando” separada del sector del empleo contratado.

La estructura de la negociación colectiva, consagrada en el Código Laboral de 1943, aunque ha experimentado una considerable variación estructural desde la Constitución de 1988, confiere todavía derechos de representación monopólica a los sindicatos individuales y las federaciones patronales. En consecuencia, la investigación empírica reciente encuentra pruebas sólidas acerca del creciente comportamiento de búsqueda de rentas (“poder de los de adentro”) en el mercado laboral formal, cubierto (Carneiro y Henley, 1998; Carneiro, 1998). Esto parece haber surgido como un resultado de la declinación de la influencia de la regulación estatal en la estructura salarial, en el contexto de una estructura preexistente de negociación colectiva monopólica.

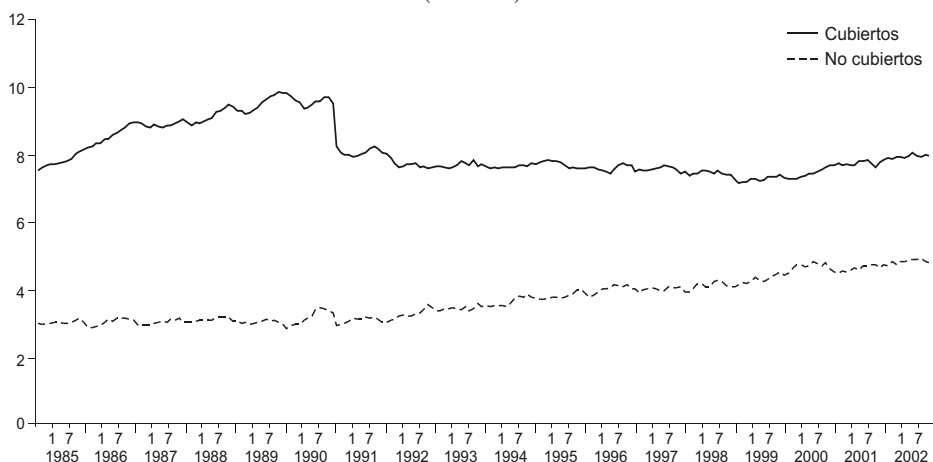
## 2. *El crecimiento del empleo no cubierto*

Fuera del empleo formal contratado, protegido por las formas de regulación antes mencionadas, ha habido un considerable crecimiento estructural en el mercado laboral no cubierto o informal (véase la documentación y análisis de este fenómeno en Carneiro, 1997).



GRÁFICA 2. *Empleo cubierto y no cubierto totales, 1985-2002*

(Millones)



FUENTE: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

El número de trabajadores del sector no cubierto ha aumentado de manera constante. Esto ocurre en Brasil cuando se emplea a trabajadores sin la tarjeta laboral firmada (*carteira de trabalho assinada*) requerida por el Código Laboral. El crecimiento de este empleo ha sido rápido en Brasil, mientras que el número de los empleados cubiertos ha permanecido más o menos estático (véase la gráfica 2). Todo el crecimiento del empleo observado en Brasil en el decenio de los noventa ha ocurrido en el sector no cubierto. De una población económicamente activa de 18 millones en 2000, 4.5 millones estaban empleados en el sector no cubierto. El crecimiento relativo del sector empleado pero no cubierto ha sido rápido, pasando de 17% de la población económicamente activa (incluidos el sector público y los empleados por cuenta propia) en 1990 a 27% en 2000, y este crecimiento parece ser estructural antes que cíclico (Carneiro, 1997). Ramos (2002) apoya esta conclusión y la atribuye a los cambios estructurales ocurridos en la economía. A medida que ha disminuido la importancia relativa del sector manufacturero, lo mismo acontece con el empleo formal, ya que los contratos de empleo formal (tarjetas laborales firmadas) tienen de dos a tres veces más oportunidades de ser ofrecidos en las manufacturas en comparación con los servicios. Como una proporción del empleo total, los trabajadores cu-

**GRÁFICA 3. Empleados con cobertura de seguridad social,  
1985-2002**

(Porcentaje)



FUENTE: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

biertos han disminuido de más de 76% del total a principios del decenio de los noventa a poco más de 60% en la actualidad (véase la gráfica 3).

Si el número de los empleados por cuenta propia se considera también como parte del sector no cubierto, es posible que la actividad económica sin protección social represente ahora hasta la mitad de la fuerza de trabajo económicamente activa de 80 millones de brasileños.

El empleo informal tiende a absorber gran parte de la mano de obra desplazada del sector formal a causa de los choques económicos adversos y, como antes vimos, el empleo informal y el desempleo pueden ser estados coincidentes en los primeros meses posteriores a la terminación del empleo en el sector formal. El análisis econométrico presentado en Carneiro y Henley (1998) es congruente con el hecho de que el sector informal tenga un efecto crecientemente negativo (es decir, de disciplina salarial) en los salarios reales del sector formal. El crecimiento estructural del sector no cubierto podría reflejar un cambio estructural genuino en la economía, como el desarrollo de barreras a la entrada de los trabajadores que buscan un empleo formal que escape a su control. Sin embargo, otra explica-

ción podría ser que el crecimiento del empleo informal refleja las valuaciones cambiantes de las ventajas diferentes del empleo cubierto y no cubierto por parte de los propios trabajadores.

## II. VALUACIÓN DE LOS BENEFICIOS DE LA COBERTURA DE LA SEGURIDAD SOCIAL

### 1. *Concepciones tradicionales y “nuevas” del empleo no cubierto*

¿Deciden los trabajadores laborar en el empleo no cubierto, tras una valuación racional de los costos y los beneficios del empleo no cubierto? O ¿se ven “empujados” al sector no cubierto a causa de la relativa abundancia de empleos informales, o porque estos empleos son la única opción del desempleo abierto?

La concepción tradicional en la bibliografía del tema es que el empleo informal, no cubierto, actúa como un colchón entre el empleo formal con protección social y el desempleo abierto. En consecuencia, a medida que se destruyen empleos del sector formal durante la reestructuración o la recesión, el empleo informal aumenta (Tokman, 1992; Portes y Shaunffler, 1993). Si el empleo no cubierto proviene del desplazamiento, estará operando una falla del mercado que impide a los trabajadores no cubiertos retornar al sector cubierto al ejercer una disciplina salarial en los trabajadores cubiertos. En presencia de esta segmentación del mercado laboral los salarios de los dos sectores de la economía diferirán para dos empleados de productividad potencial igual.

Al igual que las teorías keynesianas tradicionales del desplazamiento involuntario del mercado laboral, esta concepción puede cuestionarse por razones empíricas y teóricas. Por tanto, la concepción tradicional del empleo informal en las economías en desarrollo no esclarece mucho el crecimiento estructural observado en el tamaño del sector informal. También se enfrenta al desafío de la explicación de la existencia de la falla del mercado que se traduce en una ausencia de competencia entre los dos grupos de trabajadores. Una sugerencia muy plausible sería que la existencia de una regulación excesiva del mercado laboral en los sectores cubiertos genera considerables costos de despido y contratación para los empleadores que proporcionan la protección de la seguridad social. En conse-

cuencia, surge una falla del mercado de los efectos consiguientes entre quienes están adentro y quienes están afuera (Lindbeck y Snower, 1988). Sin embargo, la investigación recién realizada en varios países en desarrollo sugiere que el empleo informal podría ser en efecto una elección deseable para los propios empleados, porque la protección del sector formal es a menudo ineficiente y por ende ineficaz. Los empleados optan por el *status* no cubierto sobre la base de una valuación de los costos y los beneficios relativos de los estados distintos de cobertura y ausencia de cobertura. Esto refuta el entendimiento que tienen los grupos no competidores de la relación entre los dos sectores (Maloney, 1999; Funkhouser, 1996; Marcoullier *et al*, 1997; Saavedra y Chong, 1999; Maloney y Cunningham, 2003). En un mercado laboral neoclásico tradicional, la elección de ingresos y de ocupación debería reflejar sólo las diferencias en las cantidades de características heredadas y en la inversión en capital humano. Por ejemplo, si se les paga salarios menores a los trabajadores del sector no cubierto, ello ocurre porque tienen menos escolaridad o experiencia, y/o porque su dotación de capital humano podría haber influido en su elección ocupacional. No ocurre porque los dos sectores presenten diferentes procesos de determinación salarial. El mercado laboral para los trabajadores relativamente poco calificados se integrará con el sector formal, ofreciendo empleos deseables con características distintas, en el que los trabajadores pueden escoger haciendo pequeñas filas de espera (Maloney, 1999).

Algunos estudios empíricos recientes realizados para diversos países en desarrollo también parecen congruentes con esta otra concepción. Varios estudios descubren que tomar en cuenta la selectividad muestral entre el *status* informal y el formal influye significativamente en los ingresos del sector informal [Pradhan y Van Soest, 1997 (Bolivia); Cohen y House, 1996 (Sudán); Marcoullier *et al*, 1997 (El Salvador y México); Saavedra y Chong, 1999 (Perú)]. Esto sugiere que los trabajadores informales enfrentan una oferta salarial mejorada en el sector no cubierto y, por tanto, que el empleo en el sector informal puede ser una elección racional, antes que el resultado del desplazamiento. En efecto, esto lo confirman Pradhan y Van Soest (1997), quienes encontraron para Bolivia algunas pruebas de una gran sustitución de la oferta laboral familiar entre los dos sectores.

Los salarios bajos en el sector formal estimulan en efecto la participación en el sector no cubierto.

Maloney (1999) cuestiona las teorías duales del empleo no cubierto y examina las transiciones sectoriales del mercado laboral mexicano a principios del decenio de los noventa. En particular, los trabajadores que se pasan del sector formal al autoempleo parecen disfrutar mejoramientos considerables en sus ingresos, y los trabajadores que hacen la transición en el sentido contrario parecen sufrir una considerable pérdida de ingresos. Maloney afirma que estos hallazgos apuntan hacia la deseabilidad del empleo no cubierto como destino.

En el caso de Brasil una investigación anterior se ha ocupado de lo que determina que sea probable que un trabajador se encuentre en el sector no cubierto. Fernandes (1996) examina los datos de 1989 y descubre que la edad y la escolaridad son importantes. El *status* de no cubierto disminuye con la edad hasta llegar a 42 años y aumenta después. El aumento de la escolaridad disminuye la probabilidad del *status* informal. Estas conclusiones son congruentes con las encontradas para otros países latinoamericanos (Funkhouser, 1996; Saavedra y Chong, 1999). Sedlacek *et al* (1990) investigan las transiciones hacia el sector informal utilizando una encuesta realizada en São Paulo. Estos autores afirman que los trabajadores no remunerados se mueven desproporcionadamente hacia el sector no cubierto, lo que sugiere que mientras están en la escuela y poco después de terminarla, muchos individuos ayudan en el negocio familiar y a veces se les remunera. Pasan en promedio sólo dos años haciendo esto, antes de moverse a otro trabajo remunerado. Aun si esta pauta de graduación de la escuela al trabajo no remunerado y luego al trabajo asalariado informal y a otro trabajo contratado representa la espera que podría pronosticar la bibliografía dual, el tiempo gastado en el trabajo asalariado informal no es muy largo. Esto no es diferente de las pautas observadas en los países industrializados. Maloney (1999), por ejemplo, informa que la antigüedad mediana de los trabajadores de los Estados Unidos de 16 a 24 años de edad es de sólo 1.4 años, y de 3.4 años para los trabajadores de 25 a 34 años de edad. En cuanto al diferencial salarial condicionado formal-informal en Brasil, Fernandes (1996) descubre que es mayor para los hombres que para las mujeres, y que ese diferencial tiende

a aumentar con la escolaridad a una tasa de 2.7% por año adicional de escolaridad. Otras pruebas anteriores confirman que los diferenciales de ingresos son significativos entre el sector formal y el informal, fluctuando entre 30% a principios del decenio de los ochenta y 45% a principios de los noventa en favor del empleo formal (Pero, 1992; Cacciamali y Fernandes, 1993). Sin embargo, todos estos resultados para Brasil deben tomarse con gran cautela en vista de la ausencia de toda corrección explícita por la selección por sector.

Los datos recientes de Menezes *et al* (2001), respecto a los ingresos en Brasil, apoyan esta conclusión al demostrar que el determinante más significativo del diferencial de los ingresos mensuales, entre los empleados del sector formal y del informal, es la escolaridad. La corrección por la naturaleza endógena de la elección de sector se logra con el uso de una técnica de variable instrumental (VI).<sup>3</sup> Condicionada a la escolaridad, la investigación concluye que los ingresos del sector informal son mayores que los del formal para dos empleados de la misma cohorte de edad. Los autores interpretan este hallazgo como una sugerencia de que los empleados tienen un incentivo económico para escoger el empleo no cubierto.

Tanto Carneiro y Henley (2001) como Tannuri-Pianto y Pianto (2002) modelan el diferencial de ingresos por medio de una corrección del tipo de Heckman (1979) para la autoselección. Carneiro y Henley (2001), con datos del PNAD para 1997, concluyen que, aun después de controlar por la elección del sector, las diferencias de los atributos medios de los grupos cubiertos y no cubiertos explican cerca de dos tercios del diferencial restante. Tannuri-Pianto y Pianto (2002), con datos del PNAD para 1999, llegan a una conclusión similar. Sin embargo, estos autores examinan el efecto de las diferencias de los atributos en puntos distintos de la distribución condicional de los ingresos utilizando la técnica de regresión de los cuantiles. Una conclusión importante se refiere a las diferencias entre los empleados de la cima y del fondo de la distribución. Los empleados del sector informal de altos ingresos ganan menos que los empleados formales

<sup>3</sup> Un enfoque VI supone que todos los rendimientos del hecho de encontrarse en el sector informal no son específicos del individuo, y que el efecto de la elección de sector en los ingresos es presuntamente independiente de cualesquiera otras características. Si los rendimientos del empleo cubierto son específicos del individuo, un estimador VI no identificará correctamente el rendimiento medio del hecho de estar en el empleo cubierto en lugar del no cubierto.

porque en promedio tienen capacidades menores. Los empleados informales de bajos ingresos ganan menos porque en promedio no sólo tienen capacidades menores sino que también reciben pagos menores por esas capacidades. Los autores interpretan este hallazgo como congruente con la conclusión de que la informalidad es resultado de la elección del empleado en la cima de la distribución, pero es un resultado de la segmentación del mercado laboral en la parte inferior.

## 2. *Datos microeconómicos*

El análisis de esta sección se basa en los hallazgos recientes presentados por Carneiro y Henley (2003). El ejercicio que realizamos utiliza datos provenientes de las encuestas anuales de hogares brasileños (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, o PNAD). Estas encuestas se han elaborado para tener una muestra nacionalmente representativa de los hogares, y se han realizado más o menos anualmente (con excepción de los años de censos nacionales) desde 1981. Se han realizado con una metodología congruente de la dependencia estadística gubernamental, el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Cada encuesta contiene información obtenida de entrevistas personales realizadas durante la tercera semana de septiembre de cada año a cerca de 100 mil hogares. Las encuestas más recientes tienen muestras más grandes. A todos los miembros de más de diez años de edad de cada hogar se les formulan preguntas detalladas acerca de su actividad en el mercado laboral en el momento de la entrevista.

El cuadro 1 resume la información muestral de cada PNAD desde 1992 hasta 2001. A todos los empleados del sector privado se les pregunta si están trabajando o no con una tarjeta laboral firmada.<sup>4</sup> La muestra que utilizamos para el análisis se integra con todos los empleados del sector privado de entre 18 y 65 años de edad, excluyendo a los empleados domésticos que viven en la casa. La porción de la muestra que tiene una tarjeta firmada baja sostenidamente cada año, desde cerca de 63% en 1992 hasta menos de 58% en 2001. Los empleados no cubiertos son en promedio un año más jóvenes que los

<sup>4</sup> En la elaboración de la encuesta se supone que todos los empleados del sector público tienen una tarjeta laboral firmada.

**CUADRO 1. Características descriptivas de los empleados cubiertos y no cubiertos<sup>a</sup>**

	<i>Porcentaje con tarjeta laboral firmada</i> (1)	<i>Empleados con tarjeta laboral firmada</i>			<i>Empleados sin tarjeta laboral firmada</i>		
		<i>Edad promedio (años)</i> (2)	<i>Femenino (porcentaje)</i> (3)	<i>Urbano (porcentaje)</i> (4)	<i>Edad promedio (años)</i> (5)	<i>Femenino (porcentaje)</i> (6)	<i>Urbano (porcentaje)</i> (7)
1992	62.7	32.3	34.4	92.3	32.2	42.7	77.5
1993	61.6	33.5	34.4	92.0	32.1	43.0	77.5
1995	60.9	33.5	35.6	92.0	32.4	44.8	79.9
1996	60.5	33.6	36.7	91.3	32.5	44.7	80.6
1997	60.1	33.5	36.7	91.5	32.7	44.3	80.3
1998	59.8	33.7	37.5	91.2	32.7	44.7	79.7
1999	58.6	33.7	38.4	90.8	32.8	45.4	80.5
2001	57.9	33.6	38.5	94.0	32.9	45.9	85.1

FUENTE: Tabulaciones de los autores a partir de PNAD.

<sup>a</sup> Empleados del sector privado de 18-65 años de edad, excluyendo a los empleados domésticos que vivan en la casa.

empleados cubiertos. Sin embargo, hay cierta convergencia en la edad promedio de los dos grupos durante el periodo en análisis. Las mujeres tienen una probabilidad mucho mayor de estar trabajando con cobertura de la seguridad social. La porción de mujeres de los grupos cubiertos y no cubiertos ha aumentado durante el periodo decenal investigado, lo que refleja la tendencia general ascendente de la participación femenina en la fuerza de trabajo. Sin embargo, este crecimiento ha sido un poco más rápido entre los trabajadores cubiertos (4.1 puntos de porcentaje entre 1992 y 2001) que entre los no cubiertos (3.2 puntos porcentuales).

Algunos comentaristas del crecimiento del sector informal sostienen que el empleo sin protección social es predominantemente un fenómeno urbano proveniente de la emigración de la población de la agricultura de subsistencia hacia los pueblos urbanos miserables (favelas). Esto no parece corresponder por completo a los datos en el caso brasileño: los empleados con cobertura de la seguridad social tienen mayores probabilidades de encontrarse en las áreas urbanas. Sin embargo, los datos apuntan hacia la convergencia en el grado de urbanización de los grupos cubiertos y no cubiertos. La urbanización de la población es en general un fenómeno progresivo en Brasil. Pero el crecimiento de la porción de los empleados cubiertos que



son urbanizados durante el periodo de que se trata es de sólo 1.7 puntos porcentuales (aunque a partir de un nivel que ya estaba por encima de 90%), mientras que para los empleados no cubiertos es de 7.6 puntos porcentuales.

Para modelar la selección entre los sectores cubiertos y no cubiertos se adopta un enfoque tradicional a la modelación simultánea de una decisión de participación y de los ingresos. Esto implica un proceso de estimación de tres etapas. En la etapa uno se supone que la repartición de los trabajadores entre los dos sectores es no aleatoria, de modo que se estima un modelo *probit* de forma reducida de la decisión de pertenecer a cualquiera de los dos sectores. Esto se utiliza para elaborar un término de corrección de la selección muestral que en la etapa dos se incorpora a funciones tradicionales semilogarítmicas de los ingresos para las muestras cubiertas y las no cubiertas. Esto permite la corrección del sesgo que el efecto de selección de la muestra podría impartir a los determinantes de los ingresos en cada estado. En la etapa tres se utilizan los resultados de las funciones de ingresos para construir un diferencial de los ingresos pronosticados entre el sector cubierto y el no cubierto para cada individuo. Esto se incluye en una segunda estimación *probit* del modelo estructural de la decisión de participación. Sin embargo, es importante señalar que todas las inferencias obtenidas de los resultados del modelo *probit* estructural están condicionadas a que sean correctos los modelos especificados en las etapas 1 y 2.

El modelo proviene del supuesto de que un individuo será asignado al empleo cubierto si la utilidad derivada de esa asignación excede la opción disponible del empleo no cubierto. Suponemos que la diferencia de utilidad entre los dos sectores es una función lineal de la diferencia entre los ingresos ( $\log(Y)$ ), y un vector de características individuales ( $X$ ). Por tanto, la probabilidad de que la diferencia entre la utilidad del empleo cubierto y la del no cubierto sea mayor que 0 es:

$$\Pr(U_i^N - U_i^C > 0) = \Pr((\log Y_i^N - \log Y_i^C) - X_i' \beta > 0) \quad (1)$$

en la que  $U_i^N$  y  $U_i^C$  son índices de la utilidad obtenida por el individuo  $i$  de los estados de empleo no cubierto,  $N$ , y el cubierto,  $C$ .  $\beta$  es una intercepción y  $\gamma$  y  $\delta$  son vectores de coeficientes. En el supuesto

de que  $\varepsilon_i$  es un término de error distribuido normalmente  $\sim (0, \sigma^2)$ , entonces puede estimarse (1) como un modelo *probit* (el *probit* “estructural”). Sin embargo, los ingresos se observan sólo en uno de los dos estados, de modo que debe utilizarse un procedimiento de dos etapas de Heckman (1979) a fin de establecer los ingresos pronosticados para cada individuo en cada estado.

Definimos una variable de indicador  $H$  como sigue:  $H_i = 1$  si  $U_i^N > U_i^C = 0$  y 0 de otro modo. Por tanto,  $Y_i = Y_i^N$  cuando  $H_i = 1$  y  $Y_i = Y_i^C$  cuando  $H_i = 0$ . Suponemos que los ingresos se determinan de acuerdo con funciones de ingresos semilogarítmicas como sigue:

$$\log Y_i^N = \beta^N Z_i^N + e_i^N \quad (2)$$

y

$$\log Y_i^C = \beta^C Z_i^C + e_i^C \quad (3)$$

en las que  $Z$  son vectores de covariables,  $\beta$  son vectores de coeficientes, y  $e$  son errores aleatorios distribuidos normalmente  $(0, \sigma^{N2})$  y  $(0, \sigma^{C2})$  respectivamente. El modelo se identifica mediante la exclusión de  $Z$  de los elementos de  $X$ . En las circunstancias presentadas aquí es muy conocido que la estimación de (2) y (3) por MCO será incongruente. Sin embargo, la estimación de estimadores congruentes de la función de ingresos está condicionada a la especificación correcta de una ecuación de asignación de primera etapa (elección) (Heckman, 1979). Por tanto, es importante que las restricciones de la exclusión sean válidas teórica y empíricamente.<sup>5</sup> Con este supuesto pueden obtenerse estimaciones congruentes estimando, como un *probit*, una forma reducida de la ecuación (1):

$$\Pr(U_i^N > U_i^C = 0) = \Pr(\beta^1 X_i + \beta^2 Z_i + \varepsilon_i) = \Pr(\varepsilon_i > -\beta^1 X_i - \beta^2 Z_i) \quad (4)$$

Estas estimaciones se utilizan para elaborar un término de corrección de la selectividad (proporción de Mills inversa) que se incorpora a las funciones de ingresos como sigue:

$$\log W_i^N = \beta^N Z_i^N + \beta^M M_i^N + e_i^N \quad (5)$$

en la que

<sup>5</sup> La ecuación de selección se identifica mediante la inclusión de variables para el tamaño del establecimiento, la posición dentro del hogar, el método de pago, otros ingresos familiares y los empleos múltiples. En la mayoría de los casos estas variables son estadísticamente significativas en la ecuación de selección.

$$M_i^N = \frac{f(i)}{F(i)}$$

y

$$\log W_i^C = \alpha + \beta Z_i^C + \gamma M_i^C + e_i^C$$

en la que

$$M_i^C = \frac{f(i)}{1 - f(i)} \quad (6)$$

y en la que  $\alpha$  son coeficientes y  $f$  y  $F$  son las funciones de densidad y de distribución acumulada de una variable normal estándar respectivamente, utilizados para calcular las correcciones de la proporción de Mills inversa ( $M^N, M^C$ ). Se utilizan las ecuaciones (5) y (6) para establecer los ingresos pronosticados en cada estado para todos los individuos, los que se utilizan a su vez para sustituir  $W^N$  y  $W^C$  en la estimación de la ecuación (1).

El cuadro 2 resume los hallazgos fundamentales de las estimaciones de la función de ingresos. La primera hilera del cuadro muestra la evolución desde 1992 en el diferencial salarial global entre los empleados cubiertos y los no cubiertos. El diferencial salarial por hora en los puntos log disminuye de 0.837 en 1992 a 0.511 en 2001, lo que es equivalente a un diferencial de los cubiertos respecto a los no cubiertos de 131% en 1992 que desciende a 67% en 2001.<sup>6</sup> La segunda hilera del cuadro presenta el diferencial del salario por hora corregido por la selectividad. Este diferencial es generalmente mayor que el diferencial no corregido, porque el efecto de selección estimado parece favorecer a los empleados cubiertos. Pero el diferencial continúa bajando a lo largo del tiempo, de 0.958 puntos log en 1992 a 0.689 puntos log en 2001, lo que equivale a 161% en 1992 y 99% en 2001.

¿Por qué surge este diferencial? Sólo es posible atribuir todo el diferencial a la valuación relativa de los beneficios del empleo cubierto frente al no cubierto si los dos grupos de empleados tienen idénticas “dotaciones” medias de características y se distribuyen idénticamente entre los grupos ocupacionales e industriales. No ocurre así, de modo que para separar el efecto en el diferencial de las diferencias de las dotaciones promedio realizamos una descomposición de Oaxaca (1973). El método preciso utilizado es el descrito en Oaxaca y Ran-

<sup>6</sup> Calculado como  $100 * (e^x - 1)$  en el que  $x$  es el diferencial en puntos log.

som (1994). Este método evita el problema habitual de número índice asociado a las descomposiciones de los ingresos mediante la elaboración de un vector de coeficientes promedio ponderados implicados a fin de representar los rendimientos de características particulares que podrían existir en un mercado laboral competitivo unificado. Podemos conjeturar que este mercado laboral podría ser uno en el que ambos grupos tengan un nivel (intermedio) idéntico de protección social. La descomposición asume la forma siguiente:

$$\ln \bar{W}^C - \ln \bar{W}^N = [\bar{M}^C - \bar{M}^N] [\hat{*}(\bar{Z}^C - \bar{Z}^N)] + [\bar{Z}^C(\hat{*}^C - \hat{*}^N) - \bar{Z}^N(\hat{*}^C - \hat{*}^N)] \quad (7)$$

en la que  $\hat{*}^C = (1 - \hat{*}^N)^{-1}$  y  $(Z^C Z^C - Z^N Z^N)^{-1} Z^C Z^C \cdot \bar{M}^C$  y  $\bar{M}^N$  son las medias de las proporciones inversas de Mills para los sectores cubiertos y no cubiertos, como están dadas en las ecuaciones (5) y (6). La tilde  $\hat{*}$  denota un vector de coeficientes estimados. La parte izquierda de (7) mide la diferencia corregida por la selectividad de los ingresos por hora medios logarítmicos de los dos grupos (tal como aparecen en la segunda hilera del cuadro 2). El primer término de la parte derecha capta la porción de la diferencia explicada por las diferencias en las dotaciones promedio de los dos grupos. El segundo término capta la parte de la diferencia debida a las diferencias en el rendimiento de características particulares disfrutadas por cada grupo. La primera parte de este término percibe la ventaja de encontrarse en el sector cubierto (respecto a las tasas de rendimiento “competitivas” hipotéticas), mientras que la segunda parte capta la desventaja de encontrarse en el sector no cubierto. Por tanto, la primera parte de este término podría concebirse como la valuación hecha por el sector formal de los beneficios de la cobertura. La segunda parte de los términos capta la medida en la que hay segmentación en el mercado laboral.

La tercera hilera del cuadro 2 registra el componente de las dotaciones del diferencial de los ingresos corregido por la selectividad. Este componente varía desde un máximo de 69.2% del diferencial total en 1991 hasta sólo 51.7% del diferencial en 2001. Por tanto, desde 1995, inmediatamente después del plan de estabilización del real, ha disminuido la proporción del diferencial de los ingresos por

**CUADRO 2. Explicación del diferencial salarial entre los empleados cubiertos y los no cubiertos**

	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001
Log diferencial salarial	0.837	0.813	0.617	0.564	0.597	0.578	0.560	0.511
Log diferencial salarial corregido por la selectividad	0.958	0.957	0.705	0.673	0.716	0.684	0.696	0.689
Dotaciones	0.588	0.589	0.488	0.431	0.454	0.437	0.404	0.356
(porcentaje)	61.4	61.6	69.2	64.1	63.4	63.9	58.0	51.7
De los cuales:								
Edad	8.6	11.2	13.1	12.4	10.1	12.4	10.8	9.9
Experiencia	11.0	8.9	11.1	9.7	12.1	9.6	9.0	10.3
Ocupación	20.9	21.2	21.5	19.3	19.4	19.8	17.8	15.3
Industria	3.4	3.9	3.0	2.3	2.2	2.6	1.9	1.5
Región	6.1	5.9	7.4	6.9	7.1	7.8	7.1	6.2
Educación	7.0	7.1	7.3	7.3	6.4	7.1	6.6	2.8
Status de sindicalización	7.4	7.6	8.3	7.5	7.9	7.5	6.8	6.2
Género	2.1	2.1	3.1	2.6	2.7	2.3	2.5	1.7
Etnicidad	1.6	1.8	2.7	2.6	2.3	2.2	2.4	2.3
Urbano/rural	4.2	4.0	4.0	3.4	3.1	2.4	2.0	2.0
Ventaja de los cubiertos	0.118	0.121	0.072	0.082	0.090	0.087	0.105	0.124
(porcentaje)	12.3	12.6	10.2	12.2	12.6	12.7	15.1	18.0
Desventaja de los no cubiertos	0.252	0.247	0.145	0.159	0.172	0.160	0.187	0.209
(porcentaje)	26.4	25.8	20.6	23.6	24.0	23.4	26.8	30.4
Log diferencial salarial (corregido por la selectividad) no explicado por las diferencias de las dotaciones	0.370	0.367	0.217	0.242	0.262	0.247	0.292	0.333

FUENTE: Computado por los autores a partir de PNAD (los resultados completos de las regresiones se enviarán a solicitud de los interesados).

hora que se explica por las diferencias en las características de los dos grupos. En vista de que el diferencial mismo ha disminuido, esto significa que el diferencial absoluto explicado por las diferencias de las dotaciones ha disminuido significativamente desde un máximo de 0.488 puntos log (62.9%) en 1993 hasta 0.356 (42.8%) en 2001.

El cuadro registra también cómo se descompone este efecto de la dotación en las contribuciones de diferentes variables explicativas en las ecuaciones de ingresos. En términos cuantitativos, los elementos más significativos de este diferencial “explicado” son la edad, la duración de la experiencia con el empleador y la ocupación. Los

trabajadores no cubiertos tienen ingresos menores porque son un poco más jóvenes. También tienen ingresos menores porque tienden a tener una experiencia promedio más larga con el empleador actual, que se remunera negativamente, lo que quizá sea congruente con una ausencia de flexibilidad. Estos trabajadores tienen ingresos menores porque es más posible que se encuentren en sectores ocupacionales de remuneración menor. Otras influencias son las de la región, la escolaridad y la capacidad para leer y el *status* sindical. Los trabajadores no cubiertos tienen mayores probabilidades de encontrarse en las regiones de remuneración menor del norte y el nordeste; también es posible que tengan menos escolaridad y es más posible que sean analfabetos, y es mucho menos posible que tengan niveles salariales negociados por los sindicatos. Otra observación que hacemos aquí es que la contribución al diferencial global de las diferencias educativas entre los grupos cubiertos y los no cubiertos descende de manera considerable en 2001, último año de nuestra investigación. Parece haber escasa diferencia significativa entre los dos grupos respecto a su afiliación industrial, género, etnicidad y urbanización. Este último factor es en particular importante en vista del hincapié, ya señalado en un trabajo anterior, en que el crecimiento del empleo no cubierto es un fenómeno asociado a la emigración de la población hacia conurbaciones urbanas. Nuestros resultados muestran que las tasas salariales urbanas son significativamente mayores que las de las áreas rurales, pero esto no afecta al diferencial porque en promedio los trabajadores no cubiertos tienen mayores probabilidades de encontrarse en las áreas rurales.

Por lo que se refiere a la ventaja del trabajador cubierto y a la desventaja del trabajador no cubierto, los resultados sugieren que cerca de dos tercios del diferencial restante se explican por la desventaja que obtienen los trabajadores no cubiertos en términos de menores tasas de rendimiento para el capital humano y otras características modeladas aquí. Esta desventaja se refiere a un conjunto de rendimientos hipotéticos que se obtendrían en un mercado laboral “competitivo” unificado. El tamaño absoluto de este componente del diferencial (medido en puntos log) disminuye entre 1992 y 1995, pero tiene una tendencia ascendente a partir de 1995. La ventaja del cubierto capta el efecto de las incrementadas tasas de rendimiento

de las características que disfrutaban los trabajadores cubiertos por la seguridad social, en relación con el caso unificado hipotético. Podría pensarse que este componente mide el premio de los ingresos necesario para compensar a los trabajadores cubiertos por hacer contribuciones a la seguridad social en una medida suficiente para impedirles (a ellos o a los empleadores) el abandono de sus tarjetas laborales firmadas. Este componente alcanza 0.118 puntos log en 1992 (equivalente a un diferencial para los empleados cubiertos de 12.5% respecto a los ingresos por hora de los empleados no cubiertos). En 1995 baja a 0.072 puntos log (un diferencial de 7.5%) y luego aumenta hasta llegar a 0.124 puntos log en 2001 (un diferencial de 13.2%). Desde la perspectiva del empleado, en 1995 este diferencial se aproxima mucho a la contribución de 8% que el empleado tendría que hacer al FGTS.

La última hilera del cuadro 2 muestra que la pauta cambiante del diferencial global entre los dos grupos no puede explicarse por las diferencias en las características de la dotación. La disminución del diferencial global inexplicado entre 1992 y 1995 es muy pronunciada, pero ha aumentado lentamente y más o menos de manera constante a partir de ese punto.

### III. LA OFERTA RELATIVA DE EMPLEADOS CUBIERTOS Y NO CUBIERTOS

¿Influyen significativamente los movimientos del diferencial de ingresos que según se pronostica obtendrá un empleado individual del empleo cubierto, en relación con el empleo no cubierto, en la elección de seguridad social de ese individuo? Nuestros resultados sugieren de manera sólida que la respuesta a este interrogante es afirmativa. El diferencial salarial pronosticado entre los ingresos de los trabajadores no cubiertos y los de los cubiertos atrae un coeficiente muy significativo en la ecuación de elección “estructural” en todos los años. El coeficiente es negativo en 1992, lo que es difícil de racionalizar. En todos los años siguientes el coeficiente es positivo, lo que sugiere que a medida que disminuye el diferencial de ingresos entre lo que un trabajador particular podría esperar que obtendría en el empleo no cubierto y en el cubierto, aumenta la oferta relativa de trabajadores para el sector no cubierto. Las elasticidades relativas de la oferta

para cada año, evaluadas al nivel medio relativo del empleo, son pequeñas, pero se obtienen a partir de estimaciones de coeficientes bien determinadas. La elasticidad alcanza un máximo en 1996 y de nuevo en 1999, entre 0.02 y 0.03, lo que significa que una disminución de 10% en el diferencial pronosticado no cubierto-cubierto aumenta la oferta de trabajadores no cubiertos, en relación con la de los trabajadores cubiertos, hasta en 0.3% a partir de 1993.

#### IV. DEMANDA DE TRABAJADORES CUBIERTOS Y NO CUBIERTOS POR LA SEGURIDAD SOCIAL

En esta sección consideramos la sensibilidad de la demanda de empleos cubiertos y no cubiertos por parte de los empleadores ante los movimientos de los salarios (en el sector cubierto). Esto se realizará mediante un análisis econométrico de datos de series de tiempo agregados para Brasil a partir de 1982.

##### 1. *El enfoque de la modelación*

La ausencia de datos de series de tiempo de los factores utilizados en la sección anterior para identificar la asignación de los trabajadores entre los sectores cubiertos y no cubiertos restringe el enfoque de la modelación. Suponemos que esta asignación se determina respecto a la oferta del mercado laboral y que respecto a la demanda pueden estimarse independientemente ecuaciones del empleo para cada sector.<sup>7</sup> En consecuencia, optamos por estimar ecuaciones del empleo de la forma general siguiente:

$$E_j = f(Y, MW, W, H, t) \quad (8)$$

en la que  $E$  es el empleo ( $j$  [cubiertos, no cubiertos]),  $Y$  es un índice de la producción agregada,  $MW$  es el salario mínimo real,  $W$  es el salario promedio real,  $H$  es una medida de la “cuña” fiscal que capta la diferencia entre los costos laborales del empleador y lo que se llevan a casa los empleados, y  $t$  representa una tendencia a lo largo del tiempo. Según la concepción tradicional del libro de texto, el

<sup>7</sup> Este es un supuesto que debería investigarse en el futuro, si llega a disponerse de datos adecuados.



coeficiente de la variable  $MW$  debe atraer el signo negativo. Por otra parte  $Y$ , que representa los efectos del crecimiento económico en el empleo, debería tener un coeficiente positivo, por lo menos para el sector cubierto de la economía. El salario promedio real se calcula como la diferencia entre el logaritmo del índice del salario nominal promedio para las manufacturas y el logaritmo del índice de precios al consumidor. Su coeficiente debería tener un signo negativo por lo menos para el sector cubierto. La cuña fiscal se calcula como la diferencia entre el salario real del productor (salario promedio nominal más los impuestos a las nóminas deflacionado por el índice de precios al mayoreo) y el salario real del consumidor (salario promedio nominal menos el impuesto al ingreso, deflacionado por el índice de precios al consumidor). Dado que esta variable representa una aproximación a los costos laborales, debería tener un coeficiente negativo para el sector cubierto y un coeficiente positivo para el sector no cubierto.

Las series de tiempo respecto al empleo, los salarios nominales promedio, los deflacionadores de precios y la producción agregada son índices mensuales publicados por el Instituto Brasileño de Geografía y Economía (IBGE). El índice de la producción se refiere a las industrias productoras brasileñas.<sup>8</sup> La tasa oficial del salario mínimo puede obtenerse en el Ministerio del Trabajo. Para propósitos de la estimación todas las variables se consideraron en forma logarítmica, a fin de permitir que se diera a los coeficientes una interpretación inmediata como elasticidades. Se utilizan datos mensuales para el periodo 1982.5-2002.12.<sup>9</sup>

Tal como aquí aparece, la ecuación (8) representa el proceso por el que el empleo y el salario se determinan endógenamente dentro de la economía. Por tanto, recurrimos a técnicas econométricas apropiadas que nos permitan identificar relaciones plausibles de largo plazo (estado estacionario) entre las variables, así como la utilización de restricciones débiles de la exogeneidad que nos permitan la estimación de representaciones dinámicas válidas del modelo. En Brasil la política salarial estatal, que opera principalmente median-

<sup>8</sup> Sería preferible utilizar una medida del PIB que refleje la actividad en toda la economía. Sin embargo, estos datos no están disponibles en términos mensuales.

<sup>9</sup> El periodo muestral se inicia en mayo de 1982 porque esta fue la primera Encuesta Mensual del Empleo realizada por el IBGE. Por tanto, nuestra muestra considera toda la información disponible desde que se realizó la primera encuesta.

te la manipulación estatal del salario mínimo, ha introducido cierto grado de exogeneidad en el proceso de determinación de los salarios. Carneiro y Henley (1998) presentan algunas pruebas de la disminución de la importancia del salario mínimo como un factor para la determinación del empleo. Sin embargo, aún es cierto que el legado institucional de la fijación estatal del salario, junto con la indización salarial durante la época de inflación sostenidamente elevada, hace que los salarios se ajusten a múltiplos del salario mínimo previamente fijados. Así que como una verificación de la solidez del modelo presentamos también estimaciones de un modelo de empleo simplificado que supone una “transferencia” fija del salario mínimo al empleo:

$$E_j = f(Y, MW, t) \quad (9)$$

El trabajo seminal de Granger y Newbold (1974) y de Phillips (1986), así como la investigación de la cointegración, arrojan dudas respecto a las pruebas empíricas basadas en el análisis de regresión de los datos de series de tiempo cuando hay variables no estacionarias. A fin de eludir el problema de la regresión espuria y que no se utilice la especificación dinámica apropiada, realizamos en primer término pruebas de raíces unitarias de nuestras variables. Luego utilizamos el análisis de la cointegración para investigar la existencia de algún equilibrio duradero a largo plazo entre las variables y la dinámica de corto plazo en el proceso de ajuste del empleo.

Se verificó el carácter estacionario de las variables por medio de pruebas estándares de Dickey-Fuller aumentada (DFA) y de Phillips-Perron (PP), ambas con estacionales ficticias y con y sin una tendencia. Dado que es limitado el poder de estas pruebas para distinguir entre las series que son procesos puramente no estacionarios y las que tienen raíces casi unitarias, hemos corrido también la prueba de KPSS (1992) (véase Kwiatowski *et al*, 1992). Al contrario de lo que ocurre con la prueba de tipo DFA, la KPSS tiene una estacionariedad nula. A fin de determinar la longitud apropiada del rezago de las pruebas, utilizamos el criterio de selección del modelo BIC de Schwarz, como lo recomienda Stock (1994). Como se observa en el cuadro 3, los resultados de las pruebas DFA y PP no permiten el rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad para los niveles de las variables,

**CUADRO 3. Pruebas de raíz unitaria para niveles y primeras diferencias de las variables, 1982-2002<sup>a</sup>**

<i>Variables</i>	<i>DFA</i>	<i>Phillips-Perron</i>	<i>KPSS</i>	<i>Extensión del rezago</i>
<b>Log niveles:</b>				
ln <i>E</i> (cubiertos)	1.729	1.683	2.767	1
ln <i>E</i> (no cubiertos)	3.380	3.389	21.798	0
ln <i>Y</i>	2.173	0.446	1.753	12
ln <i>MW</i>	1.464	7.401	0.783	11
ln <i>W</i>	2.875	2.932	0.575	1
ln <i>H</i>	1.349	1.458	5.604	1
<b>Primeras diferencias:</b>				
ln <i>E</i> (cubiertos)	12.128	450.52	0.333	0
ln <i>E</i> (no cubiertos)	13.703	685.32	0.333	0
ln <i>Y</i>	13.368	646.96	0.333	11
ln <i>MW</i>	6.007	178.00	0.333	10
ln <i>W</i>	11.697	13.067	0.168	1
ln <i>H</i>	8.693	11.357	0.812	2

<sup>a</sup> La extensión del rezago se escogió seleccionando el criterio bayesiano de información más bajo para cada variable. Los valores críticos para las diversas pruebas fueron: DFA y Phillips-Perron, 1% ( 3.99); 5% ( 3.43) KPSS, 1% (0.739); 5% (0.574).

observándose lo contrario para sus primeras diferencias, mientras que en la prueba KPSS rechazamos la hipótesis nula de no estacionariedad para los niveles de las variables pero no para sus primeras diferencias. Por tanto, concluimos que nuestras variables son integradas del primer orden.

El análisis de la cointegración es ahora un procedimiento obligatorio para el tratamiento de los datos de series de tiempo, pero varios estudios Montecarlo acerca del poder de las pruebas de cointegración demuestran que estas pruebas no son poderosas en general (Maddala y Kim, 1998, p. 233). Otro problema es la interpretación de los resultados del análisis de cointegración. Si sólo hay una relación de cointegración podría ser fácil interpretarla como un equilibrio a largo plazo. Pero si vemos que el número de los vectores de cointegración es mayor que uno, esto generará algunos problemas de interpretación, y se requerirá entonces más teoría económica. Además, tenemos la cuestión de si deberíamos utilizar métodos de estimación de una sola ecuación o de sistema. Estamos conscientes de estos problemas y en consecuencia seguimos el consejo de Maddala y Kim (1998) en el sentido de que para los investigadores empí-

ricos es importante presentar los resultados de varias pruebas de cointegración.

## 2. *El largo plazo*

Inicialmente se aplicó el procedimiento de Johansen (1988), y sus resultados se registran en los cuadros 4 y 5. Los resultados se obtienen utilizando rezagos de hasta el primer orden en el vector de autorregresión (VAR).<sup>10</sup> El estadístico del valor eigen y la prueba de indicios rechazan sólidamente la hipótesis nula de no cointegración en favor de una sola relación de cointegración. Los cuadros muestran también los vectores eigen estandarizados ( ) y los coeficientes de ajuste ( ). Los coeficientes de ajuste ( ) miden el efecto de realimentación del desequilibrio (rezagado) en la relación de cointegración en las variables de VAR. El coeficiente del ajuste positivo para el empleo en el sector cubierto (0.004) implica que los cambios rezagados en el empleo del sector cubierto inducen nuevos cambios en la misma dirección en el empleo corriente en este sector. Para el caso del empleo no cubierto el coeficiente de ajuste fue negativo ( - 0.023), lo que indica que los cambios rezagados en el empleo inducen nuevos cambios en el empleo corriente en la dirección contraria en el sector no cubierto. Los bajos valores absolutos implican un ajuste lento al desequilibrio restante, lo que es compatible con los datos agregados de alta frecuencia.

En virtud de que había pruebas de un solo vector cointegrante, decidimos utilizar el estimador por mínimos cuadrados plenamente paramétrico (MCP), propuesto por Inder (1995),<sup>11</sup> que es un método eficiente de una sola ecuación (Maddala y Kim, 1998). Esta es una versión del estimador de mínimos cuadrados ordinarios plenamente

<sup>10</sup> Al decidir la extensión apropiada del rezago del sistema de vectores autorregresivos (VAR) para los fines de la cointegración, corrimos primero una forma reducida irrestricta (FRI) para nuestras seis variables con una extensión máxima del rezago de 12. Las pruebas *F* para la significación de los regresores retenidos (es decir, la contribución de cada rezago en cada variable al sistema VAR de seis ecuaciones tomado en conjunto) indicaron que ningún rezago por encima del primer orden es significativo.

<sup>11</sup> Este método empieza con un modelo VAR general de  $I(1)$  variables y deriva la ecuación única implicada  $y_{1t} - y_{2t} - A(L) y_{1t} - B(L) y_{2t} = v_t$ , en la que  $A(L)$  y  $B(L)$  son polinomios en el operador del rezago  $L$ . Luego, tras un truncamiento adecuado de los polinomios rezagados  $A(L)$  y  $B(L)$ , debemos regresar  $y_{1t}$  en  $y_{2t}$ , adelantos y rezagos de  $y_{2t}$ , y rezagos de  $y_{1t}$ . Los adelantos y rezagos de  $y_{2t}$  eliminan cualquier efecto de endogeneidad y los rezagos de  $y_{1t}$  captan la autocorrelación restante en el componente estacionario de la regresión.

CUADRO 4. *Análisis de cointegración del empleo en el sector cubierto, 1982.5-2002.12<sup>a</sup>*

<b>Especificación 1</b>					
Valores eigen					
Hipótesis	$r = 0$	$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$	$r = 4$
$\lambda_{\max}$	54.37	31.6	11.99	9.96	4.66
Valor crítico de 95%	37.5	31.5	25.5	19.0	12.3
$\lambda_{\text{indicio}}$	101.2	54.6	26.6	12.5	4.66
Valor crítico de 95%	87.3	63.0	42.4	25.3	12.3
Vectores eigen estandarizados ( )					
$\ln E$	$\ln Y$	$\ln W$	$\ln MW$	$\ln H$	Tendencia
cubiertos					
1.000	3.794	0.407	1.667	0.435	0.001
7.672	1.000	3.559	5.775	3.542	0.004
28.207	2.706	1.000	64.343	1.264	0.005
4.358	17.965	0.788	1.000	2.131	0.007
10.690	3.293	1.067	1.395	1.000	0.000
Coeficientes de ajuste estandarizados ( )					
0.004	0.010	0.0001	0.0004	0.001	n.d.
<b>Especificación 2</b>					
Valores eigen					
	0.2224		0.0299		0.0001
Hipótesis	$r = 0$		$r = 1$		$r = 2$
$\lambda_{\max}$	58.38		7.06		0.03
Valor crítico de 95%	21.00		14.10		3.80
$\lambda_{\text{indicio}}$	65.47		7.09		0.03
Valor crítico de 95%	29.70		15.40		3.80
Vectores eigen estandarizados ( )					
$\ln E$	$\ln Y$	$\ln MW$			Tendencia
cubiertos					
1.000	0.814	1.876			0.008
5.770	1.000	8.712			0.001
4.853	0.229	1.000			0.581
Coeficientes de ajuste estandarizados ( )					
0.005	0.184	0.016			n.d.

<sup>a</sup> Los vectores de autorregresión incluyen dos rezagos en cada variable, un término constante y variables ficticias mensuales. Los  $\lambda_{\max}$  y  $\lambda_{\text{indicio}}$  son el valor eigen máximo de Johansen y estadísticos de indicio.

modificado (MCOPM) y es similar en espíritu a las pruebas de la raíz unitaria de Phillips-Perron (1989), en el sentido de que empieza con el estimador de MCO y le aplica correcciones para tomar en cuenta los problemas de la endogeneidad y la correlación serial.<sup>12</sup> Para fi-

<sup>12</sup> El procedimiento tradicional para la cointegración en dos etapas, propuesto por Engle y Granger (1987) es similar a las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas (DFA), en el sentido de que modifica las ecuaciones de estimación.

**CUADRO 5. *Análisis de cointegración del empleo en el sector no cubierto, 1982.5-2002.12<sup>a</sup>***

<b>Especificación 1</b>					
Valores eigen					
Hipótesis	$r = 0$	$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$	$r = 4$
$\lambda_{\max}$	62.4	31.6	17.4	11.8	5.3
Valor crítico de 95%	37.5	31.5	25.5	19.0	12.3
Indicador	126.1	64.1	32.8	16.3	5.1
Valor crítico de 95%	87.3	63.0	42.4	25.3	12.3
Vectores eigen estandarizados ( )					
$\ln E$ no cubiertos	$\ln Y$	$\ln W$	$\ln MW$	$\ln H$	Tendencia
1.000	6.336	3.885	6.279	1.578	0.002
49.360	1.000	8.056	8.025	3.384	0.046
58.975	31.239	1.000	0.004	0.001	0.056
0.031	8.091	10.664	1.000	1.097	0.000
5.841	0.157	5.454	1.876	1.000	0.018
Coeficientes de ajuste estandarizados ( )					
0.023	0.003	0.000	0.017	0.001	n.d.
<b>Especificación 2</b>					
Valores eigen		0.121	0.024	0.007	
Hipótesis	$r = 0$	$r = 1$	$r = 2$		
$\lambda_{\max}$	29.85	5.76	1.63		
Valor crítico de 95%	21.00	14.10	3.80		
Indicador	37.23	7.38	1.63		
Valor crítico de 95%	29.70	15.40	3.80		
Vectores eigen estandarizados ( )					
$\ln E$ no cubiertos	$\ln Y$	$\ln MW$			Tendencia
1.000	1.182	0.300			0.004
3.045	1.000	1.743			0.000
0.637	1.873	1.000			3.766
Coeficientes de ajuste estandarizados ( )					
0.024	0.634	3.045			n.d.

<sup>a</sup> Los vectores de autorregresión incluyen cuatro rezagos en cada variable, un término constante y variables ficticias mensuales. Los  $\lambda_{\max}$  e indicador son el valor eigen máximo de Johansen y estadísticos de indicio.

nes de comparación, corrimos también un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos con la misma extensión del rezago que en el análisis de Johansen. La solución estática a largo plazo del modelo ADL se presenta en los cuadros 6 y 7, junto con los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen (1988) y de Inder (1995).

Los resultados revelan un efecto sólido y negativo de los cambios

**CUADRO 6. Relaciones de largo plazo estimadas para el empleo en el sector cubierto, 1982.5-2002.12<sup>a</sup>**

<i>Variable dependiente:</i> <i>ln E (cubiertos)</i>	<i>MCPP</i>	<i>Solución ADL</i> <i>a largo plazo</i>	<i>Johansen</i>
<i>Especificación 1</i>			
<i>ln Y</i>	0.115	0.722	3.794
<i>ln W</i>	0.428	0.286	0.407
<i>ln MW</i>	0.029	0.144	1.664
<i>ln H</i>	0.308	0.205	0.435
<i>Tendencia</i>	n.d.	0.001	0.001
<i>Especificación 2</i>			
<i>ln Y</i>	0.144	1.368	0.814
<i>ln MW</i>	0.345	7.119	1.876
<i>Tendencia</i>	n.d.	0.003	0.008

<sup>a</sup> Se realizaron estimaciones MCPP con dos adelantos y dos rezagos para cada variable, seleccionados por el método propuesto por Inder (1995).

**CUADRO 7. Relaciones de largo plazo estimadas para el empleo en el sector no cubierto, 1982.5-2002.12<sup>a</sup>**

<i>Variable dependiente:</i> <i>ln E (no cubiertos)</i>	<i>MCPP</i>	<i>Solución ADL</i> <i>a largo plazo</i>	<i>Johansen</i>
<i>Especificación 1</i>			
<i>ln Y</i>	0.446	0.370	6.336
<i>ln W</i>	0.086	0.163	3.885
<i>ln MW</i>	0.073	0.031	6.279
<i>ln H</i>	0.494	0.024	1.578
<i>Tendencia</i>	n.d.	0.001	0.001
<i>Especificación 2</i>			
<i>ln Y</i>	1.425	1.043	1.183
<i>ln MW</i>	0.252	0.077	0.300
<i>Tendencia</i>	n.d.	0.003	0.004

<sup>a</sup> Se realizaron estimaciones MCPP con dos adelantos y dos rezagos para cada variable, seleccionados por el método propuesto por Inder (1995).

de los salarios reales en el empleo de los trabajadores cubiertos a largo plazo, ocurriendo lo contrario en el caso de los trabajadores no cubiertos. Es decir, los aumentos de valor del salario mínimo oficial y del salario promedio real tienden a disminuir el empleo cubierto y a aumentar el empleo no cubierto. La elasticidad del empleo respecto a los cambios del salario mínimo fluctuó entre -7.1 y -0.34 para los trabajadores del sector cubierto, y entre 0.08 y 0.25 para los trabajadores no cubiertos. Los coeficientes estimados sugieren importantes tendencias a largo plazo en el proceso de ajuste del em-

pleo para ambos sectores. En el sector cubierto los cambios de los salarios mínimos tienden a afectar negativamente el empleo, como lo sugiere en gran medida la bibliografía empírica y teórica. Por otra parte, los cambios de valor del salario mínimo tienden a afectar positivamente el empleo en el sector no cubierto porque es en éste en el que los trabajadores que pierden sus empleos en el sector cubierto tienden a encontrar ocupaciones nuevas y temporales.

Por lo que se refiere a la influencia de los costos laborales en la demanda de empleo cubierto y no cubierto, los resultados confirman las expectativas *a priori* de que el empleo del sector cubierto (no cubierto) es negativamente (positivamente) afectado por los aumentos de la cuña fiscal.

Otro resultado interesante se refiere a la manera como se comporta el empleo en ambos sectores a lo largo del ciclo económico. El empleo del sector cubierto tiende a reaccionar procíclicamente ante los cambios de la actividad económica, mientras que el empleo no cubierto reacciona anticíclicamente a las fluctuaciones de la producción. La intuición que se encuentra detrás de este proceso es clara, porque el crecimiento económico tiende a crear más empleos, estimular el empleo cubierto y, por ende, desalentar el no cubierto.

### 3. *La dinámica del empleo a corto plazo*

A fin de obtener una especificación dinámica válida hemos incluido información de la relación cointegrante a largo plazo entre las variables de que se trata (véase los cuadros 3-6), además de términos diferenciados (y por ende estacionarios) en las otras variables explicativas. Nuestras especificaciones preferidas de la dinámica del empleo estimada para los sectores cubierto y no cubierto aparecen en el cuadro 7. Se registran las especificaciones para el modelo completo [basadas en la ecuación (8)] y para el modelo simplificado [basadas en la ecuación (9)]. La variable  $\hat{e}_t$  es el término de corrección del error obtenido de los modelos de Johansen presentados en los cuadros 4 y 5,  $\sigma^2$  es la desviación estándar estimada de los residuos y las pruebas de diagnóstico se refieren a la normalidad residual y la forma funcional del modelo. Experimentamos también con los términos de corrección del error formados por los residuos de la solución



CUADRO 8. *Dinámica de las ecuaciones del empleo a corto plazo, 1982.5-2001.12<sup>a</sup>*

<i>Variables</i>	<i>Variable dependiente ln E (cubiertos) (1)</i>	<i>Variable dependiente ln E (cubiertos) (2)</i>	<i>Variable dependiente ln E (no cubiertos) (3)</i>	<i>Variable dependiente ln E (no cubiertos) (4)</i>
Constante	0.002 (0.001)	0.0001 (0.0004)	0.002 (0.001)	0.0011 (0.0006)
$\ln Y_{t-1}$	0.061 (0.021)	0.040 (0.012)	0.079 (0.027)	
$\ln Y_{t-6}$				0.053 (0.018)
$\ln W_{t-1}$		0.060 (0.030)		
$\ln W_{t-6}$				0.010 (0.045)
$\ln MW_{t-2}$	0.005 (0.004)			
$\ln MW_{t-6}$		0.011 (0.007)	0.017 (0.008)	0.019 (0.010)
$\ln H_{t-6}$		0.049 (0.048)		0.204 (0.076)
$t-1$	0.001 (0.0003)	0.050 (0.018)		0.036 (0.016)
$t-6$			0.023 (0.007)	
$R^2$	0.65	0.13	0.24	0.27
DW	1.92	1.65	1.97	1.83
	0.008	0.005	0.017	0.008
Normalidad JB	5.35	2.89	2.37	1.77
RESET	3.55	0.03	0.28	2.19

<sup>a</sup> Las cifras entre paréntesis son errores estándares para cada uno de los coeficientes. Todos los modelos se estimaron con una variable ficticia para enero de 1991 que se incluyó para corregir un problema de normalidad en los residuos. La variable  $\epsilon$  es el término de corrección del error obtenido del vector de cointegración a largo plazo.

estática a largo plazo de los modelos ADL. Estos términos generaron resultados muy similares y no se presentan.

En general, la pauta observada para el largo plazo permaneció intacta a corto plazo. En los sectores cubierto y no cubierto, las ecuaciones satisfacen todos los estadísticos de diagnóstico con significación de 5% y presentan las estimaciones de coeficientes esperadas. La dinámica encontrada es muy sencilla. Los cambios rezagados en la producción agregada ( $\ln Y$ ) tienen un efecto positivo en los cambios corrientes en el empleo del sector cubierto y un efecto negativo en

los cambios corrientes en el empleo no cubierto. El efecto de los cambios en el salario promedio real y el salario mínimo real en el empleo es también diferente para cada sector. En la especificación comprensiva, los cambios rezagados en el salario promedio real afectan positivamente los cambios en el empleo corriente en ambos sectores, pero en la versión de la “transferencia” del modelo los cambios rezagados en el salario mínimo repercuten positivamente en los cambios corrientes en el empleo del sector no cubierto, aunque sólo después de seis periodos, mientras que el efecto en el empleo del sector cubierto es negativo y parece ocurrir mucho más de prisa después de sólo dos periodos. Los cambios rezagados en la cuña fiscal afectan negativa y significativamente al empleo no cubierto, pero no al empleo cubierto, después de seis periodos. El término de corrección del error ( ) atrajo el coeficiente negativo esperado, pero su bajo valor absoluto indica que el ajuste a las desviaciones del equilibrio a largo plazo es lento.<sup>13</sup> Para el caso del sector no cubierto, el término de corrección del error fue significativo sólo con seis rezagos, lo que confirma que es más lenta la velocidad del ajuste del empleo no cubierto tras los cambios del salario mínimo.

Los resultados estimados confirman hallazgos anteriores de la bibliografía del tema al señalar un efecto sólido y negativo de los cambios del salario mínimo en el empleo de los trabajadores del sector cubierto a largo plazo, ocurriendo lo contrario en el caso del empleo no cubierto. Es decir, debido a la movilidad laboral los aumentos de valor del salario mínimo ocasionan efectos de desempleo en el sector cubierto, los que luego son acompañados por aumentos en las ocupaciones no cubiertas. La misma pauta se observó también a corto plazo. Otro resultado interesante es que el empleo del sector cubierto reacciona procíclicamente ante los cambios de la actividad económica, mientras que el empleo no cubierto reacciona anticíclicamente ante las fluctuaciones de la producción.

### CONCLUSIONES

Todo el crecimiento del empleo total que ha ocurrido en la economía brasileña desde 1992 se ha presentado en los empleos que carecen

<sup>13</sup> Un hallazgo que es congruente con la bibliografía teórica y empírica de la demanda de trabajo, según la relación de Hamermesh (1993).

de la protección de la seguridad social. En consecuencia, cerca de 40% de la fuerza de trabajo brasileña no tiene ahora ninguna provisión para la protección social en el caso del despido injustificado, el desempleo o la enfermedad. Esta es una causa grave de preocupación para los gobernantes. En Brasil operan factores poderosos para sacar a los empleados del sector cubierto hacia el empleo no cubierto. En nuestra opinión, estos factores operan más allá de una explicación tradicional de segmentación para el desarrollo de un sector de empleo informal. El empleo no cubierto representa algo más que simplemente el desplazamiento de los trabajadores del sector formal, cubierto, hacia la economía urbana informal, en vista de un seguro de desempleo inadecuado o agotado. Podría surgir tal desplazamiento porque los empleados y los empleadores se coluden para evitar costosas contribuciones a un sistema de protección social que se percibe como poco apropiado, ineficiente e incosteable.

Los datos microeconómicos presentados en este artículo son congruentes con esta última opinión. Sugieren que los empleados podrían considerar la elección de ser cubiertos o no como el resultado de un proceso de decisión racional basado en los costos y los beneficios. Esto es cierto sin duda para los empleados de la parte superior de la distribución de ingresos. Aunque los ingresos medios del sector cubierto son todavía 67% mayores que en el sector no cubierto en 2001, el diferencial medio ha disminuido rápidamente desde 1992. Además, los empleados de altos ingresos con altos niveles de capital humano en las ocupaciones profesionales no son raros en el sector no cubierto. Nuestras estimaciones sugieren que el premio del ingreso necesario en el mercado para compensar a los trabajadores cubiertos por tener que hacer contribuciones a la seguridad social varía entre 7.5 y 13.2% del salario medio por hora del sector no cubierto. Para los empleados con tarjetas de trabajo firmadas las contribuciones obligatorias para la protección contra el despido injustificado son 8% de los ingresos, de modo que estas valuaciones estimadas son congruentes con los costos efectivos.

Los resultados econométricos muestran también que (desde 1993) la probabilidad de que un empleado escoja el empleo no cubierto disminuye a medida que lo hace el diferencial salarial que ese empleado esperaría alcanzar entre el empleo cubierto y el no cubierto.

Si estos resultados se traducen a estimaciones de la elasticidad, sugieren que una disminución de 10% del diferencial aumentará entre 0.03 y 0.26% la oferta relativa de trabajo para el sector no cubierto.

¿Qué determina el tamaño del diferencial que un empleado dado podría esperar obtener entre el empleo cubierto y el no cubierto? El diferencial disminuiría efectivamente si aumentaran las contribuciones obligatorias a la seguridad social, sin ningún mejoramiento percibido en el nivel actual de los beneficios recibidos de la protección social. Esto provocará un movimiento de la oferta relativa hacia el sector informal, no cubierto.

El artículo ha utilizado datos de series de tiempo agregados para estimar las elasticidades del salario real de la demanda de trabajo cubierto y no cubierto. Los resultados del análisis a largo plazo sugieren que la demanda de empleo en el sector cubierto es más elástica que en el sector no cubierto. Por ejemplo, el aumento de los salarios reales del sector formal causado por el aumento de las contribuciones a la seguridad social, que se traslada a los mayores salarios reales brutos mediante la negociación colectiva, dañará al empleo cubierto. Todo efecto mitigante en el aumento del empleo no cubierto será menor, lo que sugiere que algunos empleados cubiertos serán desplazados del mercado laboral formal hacia el desempleo. Nuestras estimaciones preferidas de ecuación singular de la relación a largo plazo sugieren que un aumento de 10% en el salario real disminuye el empleo cubierto en 4.3% y eleva el no cubierto en sólo 0.9%. Un modelo más simplificado, en el que se supone que los aumentos salariales se trasladan de los ajustes reales en el salario mínimo oficial, genera resultados similares. En términos de la modelación dinámica a corto plazo, el modelo simplificado aporta los resultados más fácilmente interpretables. Un aumento de 10% en el salario mínimo real tiene un efecto negativo de 0.05% en el empleo cubierto después de dos meses, pero no es estadísticamente significativo. En cambio, el efecto en el empleo no cubierto es positivo y significativo de 0.17% después de seis meses.

Podemos concluir de aquí que los aumentos reales excesivos del salario mínimo oficial se trasladarán a la estructura de ingresos de la economía y podrían dañar el empleo cubierto. Una baja elasticidad (relativa) de la oferta, combinada con elasticidades de demanda

más elásticas, sugiere que las políticas para la implantación de un desplazamiento de la oferta relativa hacia el empleo cubierto serán más eficaces para aumentar la protección social que los intentos de aumentar la demanda del empleo cubierto. Sin embargo, la política respecto a la oferta orientada hacia el aumento de la supervisión del cumplimiento de las leyes de la seguridad social ha resultado ineficaz, y es posible que esta situación continúe en el futuro. Por tanto, se necesita un enfoque de “las dos hojas de las tijeras” que intente aumentar el cumplimiento de la protección social pero también incrementar su eficacia percibida en términos de su costo. Es necesario que empleados y empleadores perciban que los beneficios de la protección social superan sus costos. Las políticas deberían orientarse hacia la elaboración de sistemas de protección social eficientes y eficaces, a bajo costo para todos, en lugar del modelo actual rígido, caro, de “un mismo tamaño para todos”, que opera actualmente en Brasil.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amadeo, E. J., y J. M. Camargo (1993), “Labour Legislation and Institutional Aspects of the Brazilian Labour Market”, *Labour*, 7(1), pp. 157-180.
- , R. Paes e Barros, J. M. Camargo y R. Mendonça (1995), “Brazil”, G. Marquez (comp.), *Reforming the Labour Market in a Liberalised Economy*, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Cacciamali, M. C., y R. Fernandes (1993), “Distribuição dos trabalhadores e diferenciais de salários entre os mercados de trabalho regulamentado e não-regulamentado”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(1), pp. 135-156.
- Carneiro, F. G. (1997), “The Changing Informal Labour Market in Brazil: Cyclicity versus Excessive Intervention”, *Labour*, 11(1), pp. 3-22.
- (1998), “Productivity Effects in Brazilian Wage Determination”, *World Development*, 26(1), pp. 139-153.
- , y A. Henley (1998), “Wage Determination in Brazil: The Growth of Union Bargaining Power and Informal Employment”, *Journal of Development Studies*, 34(4), pp. 117-138.
- , y — (2001), “Modelling Formal vs. Informal Employment and Earnings: Microeconometric Evidence for Brazil”, *Proceedings of the XXIX Brazilian National Economics Congress* (ANPEC), Bahía.
- , y — (2003), Social Security Reforms and the Structure of the Labor Market: The Case of Brazil, informe preparado para la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS), Buenos Aires.

- Cohen, B., y W. J. House (1996), "Labor Market Choices, Earnings and Informal Networks in Khartoum, Sudan", *Economic Development and Cultural Change*, 44(3), pp. 589-618.
- Engle, R. F., y C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Fernandes, R. (1996), "Mercado de trabalho não-regulamentado: Participação relativa e diferenciais de salários", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26(3), pp. 417-441.
- Funkhouser, E. (1996), "The Urban Informal Sector in Central America: Household Survey Evidence", *World Development*, 24(11), pp. 1737-1751.
- Granger, C. W. J., y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton, Princeton University Press.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, pp. 475-492.
- Henley, A., y E. Tsakalotos (1993), *Corporatism and Economic Performance: A Comparative Analysis of Market Economies*, Aldershot, Reino Unido y Brookfield, Vermont, Edward Elgar Publishing.
- Inder, B. (1995), Finite Sample Arguments for Appropriate Estimation of Cointegrating Vectors, Universidad Monash, Australia.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Lindbeck, A., y D. Snower (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge, Massachusetts, y Londres, MIT Press.
- Maddala, G. S., e I. M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Themes in Modern Econometrics Series, Cambridge, Cambridge University Press.
- Maloney, W. F. (1999), "Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico", *World Bank Economic Review*, 13(2), pp. 275-302.
- , y W. V. Cunningham (2003), "An Alternative View of the Informal Sector", *Brazil: The Jobs Report*, Washington, Banco Mundial.
- Marcoullier, D., V. Ruiz de Casilla y C. Woodruff (1997), "Formal Measures of the Informal-Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador, and Peru", *Economic Development and Cultural Change*, 45(2), pp. 367-392.
- Menezes, N. A., M. Mendes y E. S. Almeida (2001), "O diferencial de salários formal - informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?", *Proceedings of XXIII Brazilian Econometric Congress*, Bahía.

- Oaxaca, R. L. (1973), "Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- , y M. R. Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-21.
- Pero, V. L. (1992), "A carteira de trabalho no mercado de trabalho metropolitano brasileiro", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 22(2), pp. 305-402.
- Phillips, P. C. B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 33, pp. 311-340.
- , y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Portes, A., y R. Schaunffler (1993), "Competing Perspectives on the Latin American Informal Sector", *Population and Development Review*, 19(1), pp. 33-60.
- Pradhan, M., y A. van Soest (1997), "Household Labor Supply in Urban Areas of Bolivia", *Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp. 300-310.
- Ramos, L. (2002), "A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001", *Texto para Discussão*, núm. 914, Brasília y Río de Janeiro, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Saavedra, J., y A. Chong (1999), "Structural Reform, Institutions and Earnings: Evidence from the Formal and Informal Sectors in Urban Peru", *Journal of Development Studies*, 35(4), pp. 95-116.
- Sedlacek, G. L., R. P. Barros y S. Varandas (1990), "Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: A carteira de trabalho em São Paulo", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 20(1), pp. 87-103.
- Stock, J. (1994), "Unit Roots, Structural Breaks and Trends", R. Engle y D. McFadden (comps.), *Handbook of Econometrics*, vol. 4, pp. 2739-2841, Amsterdam.
- Tannuri-Pianto, M., y D. Pianto (2002), "Informal Employment in Brazil – A Choice at the Top and Segmentation at the Bottom: A Quantile Regression Approach", *Proceedings of XXIV Brazilian Econometric Congress*, Novo Friburgo, RJ.
- Tokman, V. (1992), "The Informal Sector in Latin America: From Underground to Legality", V. Tokman (comp.), *Beyond Regulation: The Informal Economy in Latin America*, Oficina Internacional del Trabajo, Lynne Rienner, pp. 3-22.