

# EL COSTO EN TÉRMINOS DE EMPLEO DE LAS REGULACIONES DEL MERCADO LABORAL: LECCIONES DE AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE \*

JAMES HECKMAN \*\*

CARMEN PAGÉS \*\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Las regulaciones y políticas laborales se adoptan con el objetivo de mejorar el bienestar de los trabajadores. Los beneficios obligatorios y los programas de seguridad social aumentan el ingreso y la seguridad de los trabajadores en casos de enfermedad, accidentes de trabajo y vejez. Las provisiones para protección al trabajo están diseñadas para reducir la probabilidad de que, al perder el empleo, el trabajador pierda también los medios de supervivencia. Pero como es frecuente en economía, los beneficios también traen sus costos: los beneficios obligatorios pueden reducir el empleo; las provisiones para protección al trabajo pueden proteger a unos trabajadores a expensas de otros.

---

\* Traducción realizada por Cristina Lanzetta.

\*\* Doctor de la Universidad de Princeton y en la actualidad ocupa la cátedra "Henry Shultz" de la Universidad de Chicago. Resulta difícil nombrar todas las distinciones adicionales al Premio Nobel y posiciones que ha ocupado el Profesor Heckman en su vida académica. Sin embargo, se puede afirmar que ha logrado construir herramientas metodológicas y empíricas para evaluar el impacto de varios fenómenos sociales sobre la economía y la sociedad, en general. Dentro de sus trabajos más recientes, se destaca el relacionado con el costo de la seguridad laboral en los países de América Latina.

\*\*\* Ph.D de la Universidad de Boston. En la actualidad trabaja en el departamento de investigaciones del BID. Antes de formar parte de este equipo, colaboró con el Banco Mundial en proyectos relacionados con los mercados de trabajo y la educación. La doctora Pagés es experta en temas macroeconómicos y laborales, con énfasis en el estudio de los efectos de las instituciones y las políticas sobre el desempeño económico.

Las opiniones expresadas en este artículo son de los autores y no comprometen al Banco Interamericano de Desarrollo.

En este artículo se recopila evidencia de fuentes de información ya existentes y nuevas sobre los costos de los beneficios obligatorios y las políticas de protección al trabajo. América Latina ha experimentado una amplia gama de políticas laborales, las cuales constituyen experimentos naturales con los que se puede evaluar el impacto de esas políticas. Nuestra evidencia reta las creencias prevalecientes (por ejemplo, Abraham y Houseman (1994), Blank (1994), Freeman (2000) y los artículos citados) en el sentido en que las regulaciones del mercado laboral no afectan el empleo y tienen costos mínimos. Nosotros afirmamos que los beneficios obligatorios y las políticas de protección al trabajo tienen un impacto sustancial sobre el nivel y la distribución del empleo en América Latina. La evidencia con respecto a su impacto sobre el desempleo es mucho más débil, pero hay buenas razones conceptuales para suponer que también lo debe afectar.

El hecho de que nos concentremos en los costos no implica que creamos que los beneficios de las políticas laborales para proteger a los trabajadores sean pequeños o irrelevantes. Mientras los beneficios para los receptores están bien documentados, los costos no son intencionales y no se entienden del todo. Por eso, mientras la evidencia sugiere que las regulaciones que promueven la protección al trabajo efectivamente reducen las tasas de salida de los empleos de los trabajadores cubiertos, también indica que las curvas de demanda tienen pendiente negativa, que las regulaciones reducen el empleo y que su mayor impacto adverso lo reciben los jóvenes y los grupos marginados de la fuerza laboral. Los trabajadores protegidos y cubiertos ganan con las regulaciones pero los que se encuentran descubiertos pierden. Como consecuencia, las regulaciones de protección al trabajo reducen el empleo y aumentan la desigualdad entre los trabajadores.

La estructura de este artículo se describe a continuación. La Sección II describe y cuantifica las regulaciones laborales en América Latina y el Caribe. Se hace especial énfasis en los beneficios obligatorios y en las provisiones para protección al trabajo. En la Sección III.A usamos un modelo simple de demanda y oferta de trabajo para cuantificar el impacto de los beneficios obligatorios sobre el empleo en América Latina<sup>1</sup>. En la Sección III.B resumimos la evidencia existente sobre el impacto de las provisiones para protección al trabajo sobre el empleo, el desempleo y las tasas de retorno en América Latina y presentamos nuestra nueva evidencia. En la Sección IV concluimos.

---

<sup>1</sup> Aunque discutimos el nivel de las regulaciones en el Caribe, la evidencia empírica presentada en este artículo se centra en América Latina.

## **II. LAS REGULACIONES DEL MERCADO LABORAL Y LAS INSTITUCIONES EN AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE**

En América Latina y el Caribe hay tres tipos diferentes de regulaciones al mercado laboral. Primero, un conjunto de leyes (en países con código civil) o prácticas establecidas (países con derecho consuetudinario) que regulan los contratos de trabajo. Segundo, las contribuciones obligatorias de la nómina a la seguridad social y a otros programas de bienestar. Tercero, regulaciones que controlan los contratos colectivos entre representantes de los trabajadores y los representantes de los empleadores. En todos los casos, los contratos colectivos imponen mínimos legales establecidos que se introducen en los contratos individuales. En esta sección se describe el nivel y la evolución de estas regulaciones. Cuando es razonable efectuarlo, hacemos también un esfuerzo por cuantificar los costos monetarios (como porcentaje de los salarios) de aplicar estas regulaciones sin discutir si estos costos son asumidos por los trabajadores o por las empresas. Este punto se discute en la Sección III.

### **A. Regulaciones que controlan los contratos individuales**

En los países latinoamericanos, los códigos laborales regulan los tipos de contratos permitidos y la duración de los mismos, y los sistemas de derecho consuetudinario imponen contratos alrededor de los cuales las dos partes, de manera privada, se ponen de acuerdo. En consecuencia, en algunos países no hay un cuerpo de leyes que regulen las relaciones entre empleadores y empleados, mientras en otros países algunos aspectos se dejan en manos de los tribunales.

En los países latinoamericanos, los códigos laborales determinan los tipos de contratos, la longitud del período de prueba y las condiciones de los trabajos de tiempo parcial. Como una norma, los códigos laborales favorecen los trabajos de tiempo completo y a término indefinido sobre los de tiempo parcial o término definido o sobre los contratos temporales. Los contratos temporales y los de término indefinido no sólo difieren en la duración de la relación de empleo sino también en las condiciones de terminación. Mientras los contratos a término indefinido obligan al pago de cesantías, los contratos temporales pueden terminarse sin costo alguno si el término del contrato se ha cumplido. Para evitar que las firmas sólo empleen trabajadores bajo arreglos a término fijo, en la mayoría de países dichos contratos sólo pueden usarse para realizar actividades temporales. Además, la duración de estos contratos temporales está limitada a la duración de la actividad temporal y en muchos casos no se permite la renovación de estos con-

tratos. Los códigos laborales, también limitan los períodos de prueba – esto es, el período de tiempo en el cual la firma puede despedir al trabajador sin costo alguno si su desempeño es considerado insatisfactorio. En franco contraste, en su mayor parte los países del Caribe no regulan el rango de los contratos admitidos. Estas decisiones se dejan en manos de las partes involucradas en las negociaciones colectivas.

En los años noventa, Colombia, Ecuador, Nicaragua y Perú levantaron las restricciones legales al uso de contratos temporales y promovieron nuevas formas contractuales para hacer más flexible la contratación de empleados. Argentina también liberó, en 1995, el uso de esos contratos pero impuso de nuevo algunas restricciones en 1998. Además, Colombia, Nicaragua y Perú extendieron la duración del período de prueba mientras Perú y Nicaragua redujeron el pago obligatorio en caso de despido para empleados de tiempo parcial. En términos generales, estas reformas disminuyeron los costos de despedir a un empleado con contrato temporal de trabajo.

Con respecto a las condiciones bajo las cuales los contratos pueden ser terminados, hay también importantes diferencias entre los países de América Latina y el Caribe. En América Latina, la terminación de un contrato está severamente restringida. Los códigos laborales exigen un período mínimo de preaviso antes de la terminación del contrato, determinan las causas que se consideran “justas” o “injustas” para un despido, y establecen las indemnizaciones que deben otorgarse a los trabajadores por cada causa de terminación del contrato. En algunos casos, las firmas también deben solicitar un permiso para despedir más de cierta fracción de su fuerza laboral. Finalmente, algunos países imponen la reincorporación de un trabajador a su puesto de trabajo si la causa de despido es calificada como “injusta” por los tribunales. Sin embargo, esta cláusula ha sido eliminada en la mayoría de los países. En contraste, en muchos de los países del Caribe el tiempo de preaviso y los pagos obligatorios en caso de retiro se negocian en los acuerdos colectivos, y por lo tanto, no hay leyes específicas que regulen estos puntos.

### ***B. Cuantificación de los costos de protección al trabajo***

En este artículo definimos como legislación de protección al trabajo todas las disposiciones que aumentan el costo de despedir a un trabajador. En esta sección tratamos de cuantificar los costos -en términos de salarios- de estas disposiciones, para responder tres preguntas: 1) ¿Qué tan altos son los costos implícitos de las disposiciones de protección al trabajo en América Latina y el Caribe? 2) En el

interior de la región, ¿qué países tienen las disposiciones más costosas de terminación de los contratos y cuáles son los menos regulados? y 3) ¿Cómo se comparan los países latinoamericanos y del Caribe con los países industrializados en términos de las regulaciones de protección al trabajo?

Las leyes (o las negociaciones colectivas) requieren que las empresas incurran en cuatro tipos de costos: preaviso, indemnización por despido, prima de antigüedad para trabajadores despedidos, y salarios correspondientes al período de duración de un pleito en el cual el trabajador demanda a la firma por su despido. El período de preaviso debe incluirse en el cálculo de costos porque, en general, las diferentes leyes permiten a las firmas escoger entre dar un preaviso o pagar una indemnización equivalente a los salarios correspondientes a ese período. Es más, como la productividad se reduce sustancialmente después de recibida la noticia, el preaviso debe considerarse como parte del costo de despido, inclusive cuando las firmas escogen notificar al trabajador con cierta anticipación. El período de preaviso varía de país en país, pasando de cero en Nicaragua, Guatemala, Perú y Uruguay a tres meses en Bolivia, Haití y Venezuela para trabajadores con más de 10 años en la firma (Cuadro I.A en el Apéndice).

El segundo componente del costo de despido es la indemnización por despido injustificado. Como en la mayoría de los países de América Latina las dificultades económicas de una firma no se consideran como una causa justa para el despido, todas las reducciones de fuerza de trabajo caen en esta categoría. La fórmula para calcular esta indemnización está basada en múltiplos de los salarios más recientes y en los años de servicio. En contraste, en el Caribe, bajo los acuerdos sindicales, el pago en caso de despido sólo se le da a un trabajador cuando la firma necesita reducir la fuerza laboral por falta de trabajo o en caso de cambio tecnológico. En la mayoría de los otros casos, el empleo voluntario es la norma siempre que la firma avise al trabajador con un tiempo razonable de anticipación. Finalmente, en Belice, Bolivia, Chile y Nicaragua, la ley obliga a dar una indemnización al trabajador en caso de retiro voluntario.

En algunos países los empleadores deben hacer un pago adicional cuando se termina la relación laboral, conocido como prima de antigüedad, independientemente de la causa de la terminación o de quién haya sido la iniciativa de terminar el contrato. En Ecuador, Colombia, Panamá, Perú y Venezuela este beneficio lo reciben los trabajadores tanto en caso de despido injustificado como en el de retiro voluntario. Si un trabajador se retira, recibe su pago, mientras que si el trabajador es despedido recibe su pago *más* la indemnización por despido. En Brasil, este

pago adicional sólo está disponible en caso de despido injusto, y si el trabajador se retira no recibe paga alguna. En todos los países mencionados anteriormente, la firma deposita una cierta fracción de los salarios mensuales de los trabajadores en un fondo individual para reunir los recursos destinados a realizar este pago<sup>2</sup>. En Ecuador, Colombia, Brasil y Perú el trabajador tiene acceso al capital más unos rendimientos<sup>3</sup>. En Panamá y Venezuela, la prima de antigüedad se fija en términos de múltiplos de los salarios mensuales, en Panamá se paga con el monto acumulado en el fondo, y en Venezuela con dicho monto más los rendimientos. Sin embargo, la firma es responsable de cubrir la diferencia entre la prima de antigüedad requerida y la suma acumulada en el fondo.

Finalmente, en algunos países, las empresas tienen también que pagar al trabajador los salarios correspondientes al período de duración de cualquier proceso legal si el trabajador emprende una acción legal en contra de la firma. Esta obligación aumenta el costo global de terminación de un contrato, porque aumenta la indemnización total o porque reduce los incentivos de llegar a un acuerdo sin recurrir a los tribunales<sup>4</sup>.

Durante los años 90, siete países (Colombia, Guyana, Guatemala, Nicaragua, Panamá, Perú y Venezuela) reformaron sus códigos laborales para reducir los costos de despedir a un empleado. Sin embargo, no todas las reformas laborales redujeron las regulaciones de protección al trabajo. En Chile (1991) y en República Dominicana (1992), el monto que una firma tiene que pagar al trabajador por su despido se incrementó considerablemente durante los años 90.

En un intento de cuantificar todas estas obligaciones, construimos un índice de protección al trabajo, el cual incluye a países de América Latina y el Caribe y países industrializados. Se han hecho intentos anteriores de construir esta clase de medidas. Bertola (1990), Grubbs y Wells (1993) y la OCDE (1993, 1999) construyeron medidas ordinales de protección al trabajo para países industrializados mientras que Márquez (1998) elaboró medidas ordinales de protección laboral para una muestra de países latinoamericanos y del Caribe, e

---

<sup>2</sup> En Brasil, el fondo se llama FGTS, en Perú CTS, en Colombia *Fondo de Cesantías*, y en Panamá *Fondo de Antigüedad*.

<sup>3</sup> En Brasil el trabajador tiene acceso a este fondo sólo si es despedido.

<sup>4</sup> Otro componente de los costos de despido que puede ser bien importante en algunos países está dado por disposiciones específicas que regulan los despidos masivos. La información sobre estas regulaciones no está disponible en la mayoría de países de América Latina y el Caribe, por lo cual nosotros no incluimos estos costos en nuestra discusión y en nuestros cálculos.

industrializados. También Lazear (1990) cuantificó los costos de despido como el monto (expresado en múltiplos de los salarios mensuales) adeudado al trabajador si éste es despedido después de 10 años de servicio. Sin embargo, es poco probable que estas medidas reflejen de manera precisa la magnitud de los costos de despido.

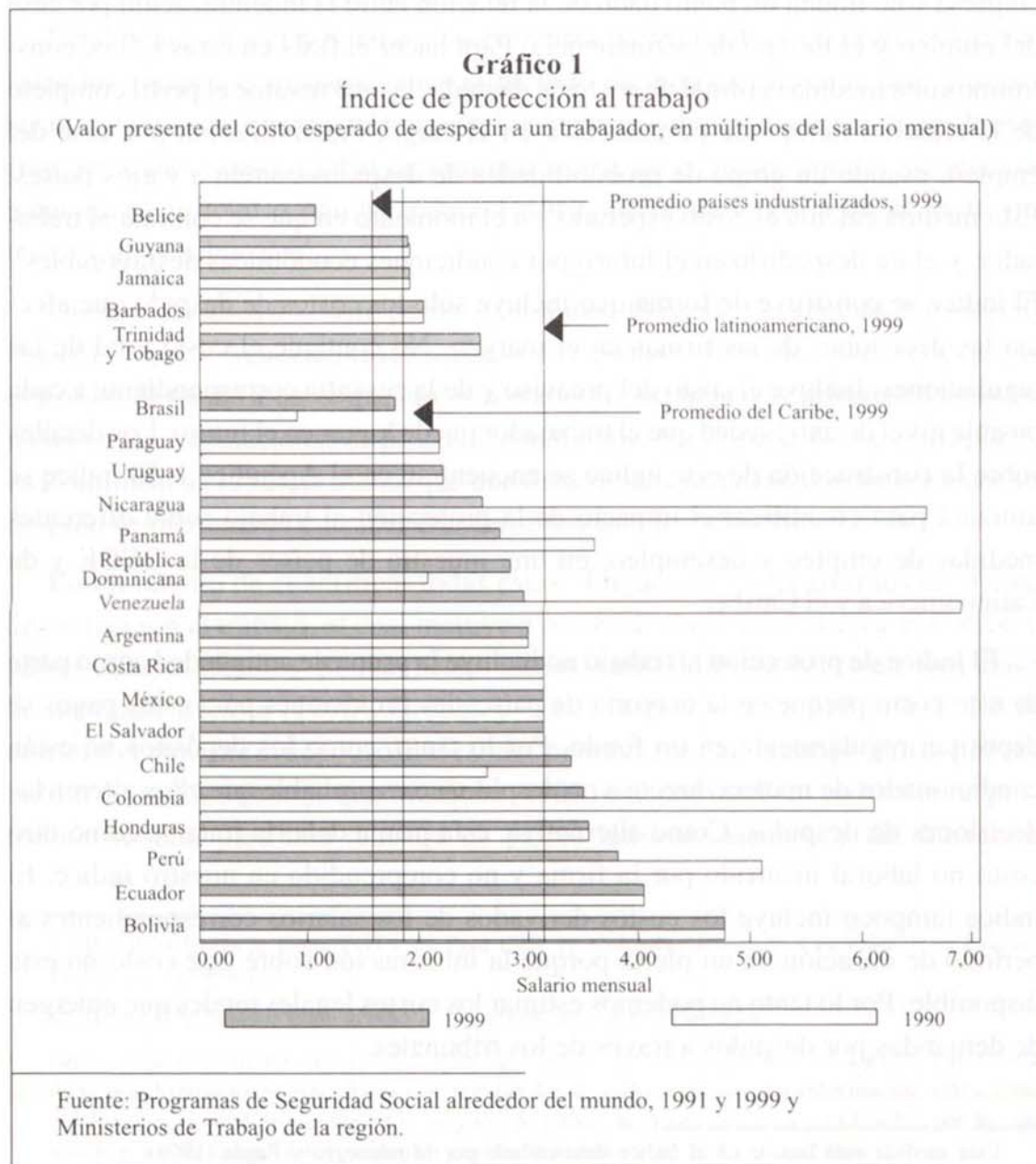
Por otra parte, las medidas ordinales sólo pueden indicar si un país está más regulado que otro, pero no medir cuánto más regulado está. Además, la protección al trabajo tiende a ser creciente con el tiempo de permanencia en la firma, lo cual implica que las medidas condicionales a cierto nivel de permanencia en la empresa sólo miden un punto dado de la relación entre la indemnización por cese del empleo y el tiempo de permanencia. Para hacer énfasis en estas fallas, construimos una medida cardinal de costo de despido, la cual resume el perfil completo de la relación tiempo de permanencia en el cargo, indemnización por cese del empleo, usando un grupo de probabilidades de despidos común a varios países. Esta medida calcula el costo esperado, en el momento en que se contrata al trabajador, y el de despedirlo en el futuro por condiciones económicas desfavorables<sup>5</sup>. El índice se construye de forma que incluye sólo los costos de despido que afectan las decisiones de las firmas en el margen. No contiene el costo total de las regulaciones. Incluye el costo del preaviso y de la cesantía correspondiente a cada posible nivel de antigüedad que el trabajador puede lograr en el futuro. Los detalles sobre la construcción de este índice se encuentran en el Apéndice 1. El índice se utilizará para cuantificar el impacto de la protección al trabajo sobre diferentes medidas de empleo y desempleo, en una muestra de países de la OCDE y de Latinoamérica y el Caribe.

El índice de protección al trabajo no incluye la prima de antigüedad como parte de este costo porque en la mayoría de países las provisiones para estos pagos se depositan regularmente en un fondo. Por lo tanto, como los depósitos no están condicionados de manera directa a un despido, no es probable que ellos alteren las decisiones de despidos. Como alternativa, esta prima debería tratarse como otro costo no laboral incurrido por la firma y no comprendido en nuestro índice. El índice tampoco incluye los costos derivados de los salarios correspondientes al período de duración de un pleito porque la información sobre este costo no está disponible. Por lo tanto no podemos estimar los costos legales totales que emergen de demandas por despidos a través de los tribunales.

<sup>5</sup> Esta medida está basada en el índice desarrollado por Montenegro y Pagés (1999).

El Gráfico 1 resume los costos del preaviso y de la cesantía en América Latina y el Caribe para 1990 y 1999. Este gráfico revela que inclusive después de que muchos países redujeron los costos de despido durante la década de los 90, el costo promedio de despido por trabajadores es aún más alto en América Latina que en nuestra muestra de países industrializados. En comparación, los países del Caribe presentan unos costos de despido mucho más bajos.

Mirando cada país por separado, es claro que cuatro latinoamericanos llevaron a cabo reformas sustantivas en sus códigos de trabajo (Nicaragua, Venezuela,



Panamá y Perú). Los dos primeros redujeron los costos esperados de despido en más de tres salarios mensuales, mientras que Panamá y Perú los disminuyeron entre un salario y un salario y medio mensual. Sin embargo, el Cuadro 1 también deja claro que aún después de una década de disminución sustancial en la regulación, los países latinoamericanos permanecen en los primeros puestos de la lista de protección al trabajo, con niveles de regulación similares o aun superiores a los existentes en los países muy regulados del sur de Europa.

### *C. Prestaciones sociales y otros beneficios obligatorios*

Como en la mayoría de los países industrializados, en los de Latinoamérica y el Caribe, muchos programas sociales como pensiones, sistemas de salud pública, subsidios para el desempleo y el subsidio familiar se financian con las prestaciones sociales. Además, las regulaciones obligan al empleador a pagar otros beneficios como salud y seguridad ocupacional, licencia de maternidad y enfermedad, horas extras y vacaciones. Para cuantificar estos costos en diferentes países nosotros utilizamos información de corte transversal entre países suministrada por el Departamento de Seguridad Social de los Estados Unidos.

En 1999, los costos no salariales pagados por el empleador promediaron el 15,25% del valor de la nómina<sup>6</sup>. Este porcentaje es bastante inferior a la contribución promedio del empleador para la submuestra de países industrializados presentada en el Gráfico 2 (24,83%). Las contribuciones del empleado a los programas de seguridad social también son menores en los países de América Latina y el Caribe. En consecuencia, la tajada de impuestos -esto es, la diferencia entre el costo laboral total y el salario neto que recibe el trabajador- es menor en los países de América Latina y el Caribe (22,06%) que en la submuestra de países industriales (33,38%)<sup>7</sup>.

<sup>6</sup> Este costo incluye las contribuciones del empleador a cinco programas de seguridad social (pensión; seguro de maternidad y salud; seguro de accidente de trabajo; seguro de empleo, y subsidio familiar) reportadas por los Programas de Seguridad Social alrededor del mundo (Departamento de Seguridad Social de los Estados Unidos, 1991 y 1999). Le añadimos el costo asociado a las contribuciones regulares para pagar la prima de antigüedad. Infortunadamente, este cálculo excluye el costo de las vacaciones, licencias de maternidad y enfermedad y otros beneficios pagados por el empleador porque no hay información disponible.

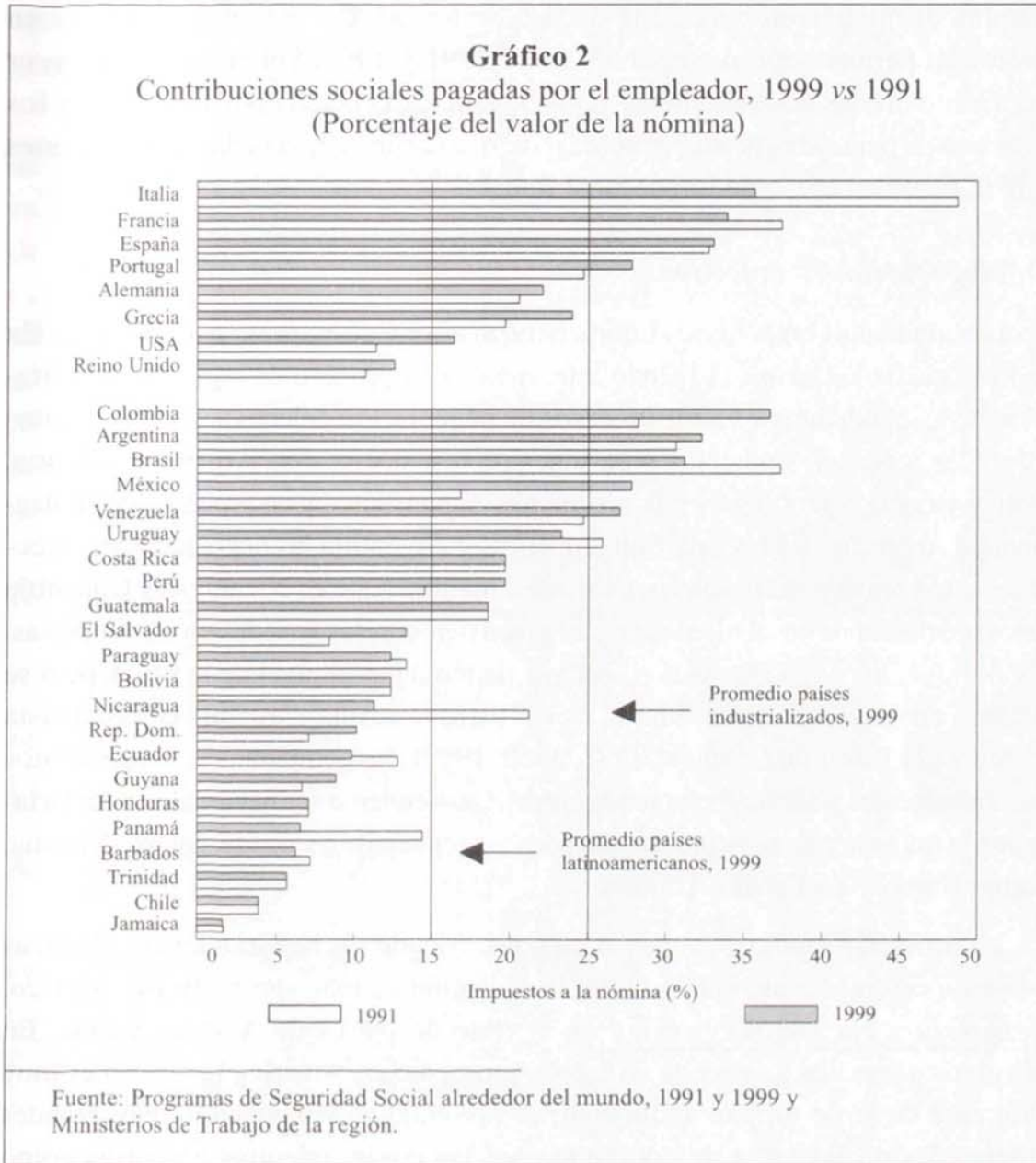
<sup>7</sup> Si asumimos que el costo laboral es 100 y definimos  $tf$  como el impuesto promedio pagado por el empleador, y  $tw$  como la tasa promedio de impuesto pagado por el empleado, entonces el cálculo de la «tajada de impuestos» es el siguiente:

$$\text{tajada de impuestos} = 100(1 + tf) * (1 - tw)$$

**Cuadro 1**  
 Índice de protección al trabajo en países latinoamericanos  
 y del Caribe y en los de la OCDE

País	Índice de protección al trabajo (Salarios mensuales)	% del salario anual	Ordenamiento
Estados Unidos	0,000	0,000	1
Nueva Zelandia	0,221	1,844	2
Australia	0,443	3,696	3
Canadá	0,553	4,610	4
Noruega	0,912	7,599	5
Alemania	1,140	9,498	6
Francia	1,143	9,526	7
Polonia	1,219	10,160	8
Suiza	1,247	10,395	9
Reino Unido	1,457	12,144	10
Bélgica	1,729	14,407	11
Austria	1,784	14,864	12
Brasil	1,785	14,871	13
Grecia	1,804	15,034	14
Guyana	1,890	15,750	15
Jamaica	1,920	16,003	16
Paraguay	2,168	18,068	17
Uruguay	2,232	18,599	18
Trinidad y Tobago	2,548	21,230	19
Nicaragua	2,563	21,358	20
Panamá	2,718	22,652	21
República Dominicana	2,814	23,454	22
Venezuela	2,955	24,625	23
Argentina	2,977	24,808	24
Costa Rica	3,121	26,005	25
México	3,126	26,050	26
El Salvador	3,134	26,116	27
España	3,156	26,300	28
Chile	3,380	28,164	29
Colombia	3,493	29,108	30
Honduras	3,530	29,418	31
Perú	3,796	31,632	32
Turquía	3,973	33,110	33
Ecuador	4,035	33,621	34
Portugal	4,166	34,720	35
Bolivia	4,756	39,637	36

Fuente: Cálculos de los autores



Durante la década de los 90, Colombia, Argentina, México, Perú, El Salvador, República Dominicana, Guyana y Venezuela aumentaron las contribuciones obligatorias (Gráfico 2). En los primeros cinco países, este aumento resultó de un cambio en el sistema de pensiones que pasó de “pago en el momento del retiro” a un sistema basado en cuentas de ahorro individual. En estos casos, el aumento en las contribuciones puede haber sido compensado por una mayor relación entre contribuciones y beneficios establecida por estas reformas. En otros países, principalmente en Brasil, Uruguay, Nicaragua, Ecuador y Panamá, los impuestos a la

nómina disminuyeron durante la década de los 90. Los costos no laborales en promedio permanecieron constantes entre 1991 y 1999. Sin embargo, la mayor relación entre las contribuciones y los beneficios generada por la reforma a los sistemas de pensiones probablemente redujo la participación de las contribuciones que se perciben como un impuesto al trabajo.

#### *D. Negociaciones colectivas*

Los sindicatos en América Latina tienden a ser de empresa o de industria. En la mayoría de los casos, el Estado interviene en el proceso de registro y acreditación de los sindicatos y en los procesos de negociación colectiva. El Estado autoriza sólo a ciertos sindicatos para tener representación (en Argentina, México, Perú y Brasil) e interviene en la resolución de conflictos y en procesos de arbitramento (Argentina y México). Sólo en Brasil y Argentina las negociaciones colectivas están muy centralizadas por sectores, mientras que en Nicaragua y Colombia las negociaciones en el nivel sectorial coexisten con las basadas en las empresas. En México, las negociaciones colectivas tienen lugar al nivel de la firma, pero se alcanza un mayor grado de centralización a través de una estructura corporativista fuerte y una disciplina sindical (O'Connell, 1999). En comparación, los sindicatos son más fuertes y las negociaciones colectivas tienden a ser nacionales o sectoriales en la muestra de países industrializados, exceptuando a Canadá, Nueva Zelandia, Reino Unido y los Estados Unidos.

La afiliación sindical es mayor en países donde las negociaciones colectivas son más centralizadas. Por lo tanto, la afiliación es más alta en Brasil, México, Argentina y Nicaragua, y menor en el resto de países de América Latina. En términos generales, la tasa de afiliación promedio en América Latina no es muy diferente de la de un país industrializado promedio. Sin embargo, hay grandes diferencias en las tasas de cobertura. Así las cosas, mientras en países como España, Francia y Grecia los acuerdos de negociación colectiva negociados por una minoría cobijan a casi todos los empleados, en América Latina las tasas de cobertura tienden a ser mucho menores que las observadas en países industrializados con similares tasas de afiliación.

Sin tener en cuenta la influencia que poseen las negociaciones colectivas sobre las condiciones de salario y empleo, esta influencia, medida por las tasas de afiliación, está disminuyendo con el tiempo. Los países de América Latina y el Caribe comparten una tendencia que ha sido ampliamente documentada para el caso de los países industrializados. Las tasas de afiliación han decrecido en todos los paí-

ses de la región<sup>8</sup>. Esta disminución ha sido especialmente grande en México, Argentina, Venezuela, Costa Rica y Uruguay.

En general, la década de los 90 fue un período de disminución en la regulación de los mercados laborales en América Latina. Las reformas laborales han reducido sustancialmente el costo de despedir a un trabajador en un buen número de países de la región. Los impuestos a la nómina no han cambiado mucho; sin embargo, es casi seguro que la reforma pensional redujo la presión fiscal en esta década. Finalmente, los sindicatos se han debilitado, con pérdidas sustanciales en las tasas de afiliación y, muy probablemente, en el porcentaje de los trabajadores cubiertos por las negociaciones colectivas. En este artículo no presentamos estimaciones del impacto de los sindicatos en el empleo, porque la evidencia para América Latina es aún muy dispersa<sup>9</sup>.

### III. EL IMPACTO DE LAS REGULACIONES DEL MERCADO LABORAL

En esta sección se cuantifica el impacto de las regulaciones del mercado laboral sobre el empleo y las tasas de retorno. Para realizarlo, diferenciamos entre las políticas que afectan tanto los niveles como los flujos del empleo.

#### A. Un análisis estático de demanda y oferta de trabajo

Un punto de partida conveniente para estimar el impacto de las regulaciones al mercado laboral sobre los niveles de empleo está dado por el marco convencional de demanda y oferta de trabajo. Si la legislación incrementa los costos laborales, un movimiento a lo largo de la función de demanda predice una caída en las tasas de empleo. La pendiente de la demanda de trabajo es una buena medida de los cambios inducidos en el empleo cuando la oferta de trabajo es inelástica o cuando los gobiernos fijan administrativamente los costos laborales. La teoría no habla sobre los efectos de las regulaciones en el desempleo porque estos dependen de si los trabajadores desplazados se salen de la fuerza laboral o si tratan de buscar nuevos empleos.

---

<sup>8</sup> La información de la ILO para 1985 y 1993 indica que la afiliación sindical aumentó en Chile durante dicho período. Sin embargo, las cifras para períodos posteriores advierten que la afiliación sindical ha ido decreciendo desde entonces.

<sup>9</sup> Allen, Cassonni y Labadie (2000) muestran un fuerte impacto adverso del sindicalismo sobre el empleo en Uruguay. Sin embargo, ellos imponen un modelo "right to manage" a los datos, el cual, según algunos autores (véase Farber (1986) o Pencavel (1994)), sobrestima el impacto del sindicalismo en el empleo.

El Cuadro 2 resume las estimaciones de las elasticidades de la demanda de trabajo, dado el producto, para América Latina y otros países del mundo<sup>10</sup>. Aunque los estudios de demanda de trabajo abundan, nos enfocamos en los que utilizan información de industrias pequeñas o de empresas para inferir los parámetros de la demanda de trabajo, ya que estas cifras generan estimaciones más confiables de los parámetros de producción subyacentes que aquellas con mayores niveles de agregación (Hamermesh, 1993). Comparaciones entre tipos de trabajadores indican que las elasticidades de demanda de trabajo son mayores para los obreros que para los oficinistas, sugiriendo que las regulaciones tienen un menor impacto sobre las tasas de empleo de estos últimos. Las estimaciones para América Latina tienden a ser un poco más bajas que las obtenidas para otros países del mundo, especialmente Perú y México. Sin embargo, todas las estimaciones están entre cero y menos uno y la mayoría de ellas se sitúa en el rango comprendido entre -0,2 y -0,6, bien en el interior del rango reportado por Hamermesh (1993) para las elasticidades, dado el producto<sup>11</sup>. Este rango implica que un aumento exógeno de 10% en los costos laborales resulta en una disminución del empleo de entre el 2% y 6%.

Este cálculo asume que el costo de las regulaciones es pagado en su totalidad por los empleadores. Sin embargo, cuando los costos laborales no son determinados exógenamente o cuando la oferta de trabajo no es perfectamente elástica, parte de este incremento en los costos del trabajo se refleja en menores salarios, reduciendo el efecto de las regulaciones sobre el desempleo. O, de manera alternativa, los trabajadores pueden no percibir el costo de las regulaciones como un impuesto, ya que con las mayores contribuciones están comprando algunos beneficios. En este caso, los trabajadores están dispuestos a pagar algo por estos beneficios, reduciendo sus demandas salariales. Este desplazamiento también contribuye a reducir el impacto de las regulaciones sobre el empleo.

¿Qué tan probable es que en América Latina los costos de las regulaciones en el mercado laboral sean trasladados a los trabajadores? Antes de revisar la eviden-

---

<sup>10</sup> Una medida más completa del impacto de las regulaciones sobre el empleo está dada por la elasticidad total, esto es, incluyendo los posibles efectos de escala de un aumento en las regulaciones incluyendo la entrada y salida de firmas causada por los cambios en los costos laborales. Infortunadamente, hay muy poca evidencia empírica con respecto a la magnitud de esta elasticidad.

<sup>11</sup> Hamermesh reporta un rango comprendido entre -0,15 y -0,75 y una estimación promedio de -0,45.

**Cuadro 2**

## Resumen de la evidencia existente sobre el impacto de la protección al trabajo en América Latina

<b>A. Estudios que analizan las tasas de salida del empleo y fuera de éste</b>			
<b>Estudio</b>	<b>País</b>	<b>Información</b>	<b>Resultados</b>
Kugler (2000)	Colombia	Información sobre los hogares.	Al disminuir la protección al trabajo se reducen las duraciones del empleo y del desempleo. Además, se aumentan las tasas de riesgo de salir del empleo o del desempleo. Parte del efecto, pero no todo, se debe a los contratos temporales.
Saavedra y Torero (2000)	Perú	Información sobre los hogares.	Una disminución de la protección al trabajo se asocia con un menor tiempo de duración de los empleos. Mayor disminución en el sector formal. Las tasas de riesgo aumentan sólo al final del período de prueba.
P. de Barros y Corseuil (2000)	Brasil	Encuestas de empleo, cifras oficiales y encuestas de hogares.	Una mayor protección al trabajo se asocia con una disminución en las tasas de salida de los empleos en el sector formal en relación con el sector informal.
Hopenhayn (2000)	Argentina	Información sobre los hogares.	Al disminuir la regulación de los contratos temporales aumentan las tasas de riesgo en contratos cortos pero no en los largos. Tasas de riesgo para contratos cortos (1-3 meses) aumentan un 40%, y de 3-6 meses aumentan en un 16%.
<b>B. Estudios que analizan el empleo promedio y el desempleo</b>			
<b>Estudio</b>	<b>País</b>	<b>Información</b>	<b>Resultados</b>
Downes et al. (2000)	Barbados	Empleo agregado. Anual. Cubre firmas grandes (más de 10 empleados).	Efecto negativo de la protección al trabajo sobre la demanda de trabajo. Coeficiente significativo al 10%.
Saavedra y Torero (2000)	Perú	Información al nivel de la firma y del sector. Bimensual 1986-96. Trimestral 1997-98. Firms formales de más de 10 empleados. Panel balanceado (no incluye la creación o destrucción de firmas).	Efecto negativo de la protección al trabajo sobre la demanda del mismo al usar cifras sectoriales para todo el período. Por subperíodos, la protección al trabajo tiene efectos negativos desde 1987 hasta 1994 y no tiene efecto desde entonces. Alguna evidencia indica que la protección al trabajo reduce el ajuste del empleo.

**Cuadro 2 (Conclusión)**  
Resumen de la evidencia existente sobre el impacto de la protección  
al trabajo en América Latina

Estudio	País	Información	Resultados
Mondino y Montoya (2000)	Argentina	Panel de empresas manufactureras. No captura la creación de empresas.	Efecto negativo de la protección al trabajo sobre la demanda del mismo. El coeficiente en paneles desbalanceados es ligeramente más negativo que en los balanceados.
Kugler (2000)	Colombia	Información de hogares sobre empleo.	Una reducción de la protección al trabajo en 1990 disminuye las tasas de desempleo. Esto está basado en cálculos de los efectos netos de cambios en las tasas de riesgo de entrar o salir del desempleo, inducidos por la reducción en la protección al trabajo.
P. de Barros y Corseuil (2000)	Brasil	Información mensual al nivel de establecimientos. 1985-1998 en manufacturas. Firmas que emplean 5 o más trabajadores.	Procedimiento de dos pasos. Primero, encuentran los parámetros de la función de demanda de trabajo para cada mes. Después ven si esos parámetros cambian con las reformas laborales y otros desarrollos. No encuentran efecto de la protección al trabajo sobre los parámetros de demanda de trabajo.
Pagés y Montenegro (2000)	Chile	Información de hogares sobre empleo. Anual, 1960-1998.	Efecto negativo pero no estadísticamente significativo de la protección al trabajo sobre el empleo agregado.
Márquez (1998)	Varios países	Información de corte transversal para países de América Latina, el Caribe y la OCDE.	Indicador de rango de protección al trabajo. La protección al trabajo no está asociada significativamente con el menor empleo una vez se tiene en cuenta el PIB per cápita.
<b>C. Estudios que analizan la composición del empleo</b>			
Estudio	País	Información	Resultados
Márquez (1998)	Varios países	Información de corte transversal para países de América Latina, el Caribe y la OCDE.	Las tasas de autoempleo están asociadas positivamente con la protección al trabajo, inclusive después de tener en cuenta las diferencias en el PIB per Cápita.
Pagés y Montenegro (2000)	Chile	Información de encuestas de hogares. 1960-1998.	La protección al trabajo está asociada con menores tasas de empleo de trabajadores jóvenes y mayores tasas de empleo de los mayores. No se encuentra un efecto significativo sobre las tasas de desempleo de trabajadores jóvenes, adultos o mayores.

cia existente, es importante enfatizar algunas características importantes de los mercados laborales de América Latina. Primero, una alta evasión implica que la oferta de trabajo relevante es muy elástica. Por lo tanto si los trabajadores pueden escoger entre trabajos similares tanto en el sector formal como en el informal, las posibilidades de trasladarles los costos a ellos son bajas, resultando en una alta elasticidad de la oferta de trabajo que enfrentan las firmas del sector formal, las cuales acatan las regulaciones. Segundo, en algunos países, los salarios mínimos son bastante altos -tanto en relación con el salario promedio como con los salarios de los países industrializados- reduciendo el espacio para movimientos de los salarios. El Cuadro 2.A ofrece información sobre el salario comprendido en el rango entre el mínimo y el promedio para una muestra de países latinoamericanos. A mediados de la década de los años 90, Venezuela, El Salvador, Paraguay y Honduras tenían salarios mínimos que superaban en 60% el salario promedio. Esta es una proporción muy alta, inclusive para los estándares de un país desarrollado. Aunque es probable que estos salarios mínimos no sean aplicados ampliamente, las firmas que cumplen con la ley son probablemente las mismas que asumen los costos de otras regulaciones, aumentando los efectos de las regulaciones sobre el desempleo en esas firmas y reduciendo el crecimiento del empleo en esos sectores. Tercero, aunque la mayoría de los programas de seguridad social en la región sólo cubre a los trabajadores, lo cual fortalece el vínculo entre las contribuciones y los beneficios, las deplorables condiciones de algunos sistemas de seguridad social y el alto grado de discrecionalidad con el cual los gobiernos determinan los beneficios debilitan dicho vínculo. En este sentido, las recientes reformas a la seguridad social tendientes a privatizar el sistema de pensiones debieron haber fortalecido la relación entre beneficios y costos en muchos países de la región.

La literatura sobre los efectos en el empleo y en los salarios de los costos no laborales en América Latina es escasa. MacIsaac y Rama (1997) usaron una encuesta de hogares muy detallada para mostrar lo difusos que son los costos de los beneficios obligatorios en Ecuador. En 1994, año cuando fue realizada la encuesta, Ecuador tenía una de las legislaciones laborales más engorrosas de América Latina. Además de las contribuciones obligatorias a los programas de seguridad social, la ley también obligaba a realizar pagos para 13, 14, 15 y 16 meses, en varios momentos del año. MacIsaac y Rama encontraron que las regulaciones al mercado laboral aumentaban los costos laborales, pero parte del aumento se trasladaba a los trabajadores en la forma de menores bases salariales. Así, para un trabajador promedio, los beneficios obligatorios eran de un monto equivalente a, por lo menos, 25% del salario base. Sin embargo, aquellos trabajadores que acata-

ban las regulaciones ganaban en promedio sólo 18% más que quienes no cumplían con la ley. En Chile, Edwards y Cox-Edwards encontraron evidencia de mayores trasposos de estos costos a los salarios. Por lo tanto, en 1994, los salarios de los trabajadores cubiertos por los beneficios obligatorios de pensiones, salud y seguro de vida eran un 14% menores que los salarios de los trabajadores que no tenían estos beneficios<sup>12</sup>. La comparación del cambio de los salarios en Ecuador, Argentina y Chile sugiere que las modificaciones en los salarios son mayores en los países como Chile, en donde las contribuciones están estrictamente ligadas a los beneficios.

Resumiendo, la evidencia disponible sugiere que por lo menos parte del costo de los beneficios no salariales se traslada a los trabajadores a través de menores salarios, y por lo tanto el costo de estos programas en términos de empleo es menor de lo que sugiere la elasticidad de la demanda de trabajo. Combinando el cambio en los salarios con las estimaciones de la demanda de trabajo se obtiene que un incremento del 10% en los costos laborales no salariales puede llevar a una disminución en las tasas de empleo entre 0,6% y 6,5%.

Dada la importancia de estas estimaciones para la política económica, la evidencia existente está lejos de ser satisfactoria. Primero, el rango en el que se encuentran las estimaciones es muy amplio. Segundo, estas estimaciones pueden sobrestimar o subestimar el verdadero impacto sobre el empleo dependiendo de

---

<sup>12</sup> Gruber (1997) reporta evidencia de un traspaso aún mayor que los salarios de los trabajadores después de la reforma pensional de 1981 en Chile. La reforma de 1981 redujo los impuestos pagados por los empleadores y aumentó los pagados por los empleados. Además, la financiación de algunos programas fue asignada al presupuesto general. Usando este cambio en los impuestos como un "experimento natural", y la información de pagos de impuestos al trabajo y de salarios de las firmas individuales, él encuentra que menores impuestos al trabajo pagados por los empleadores están asociados con mayores salarios en el interior de la firma. Este resultado sugiere un traslado total a los salarios de los impuestos a la nómina y ningún efecto sobre el empleo. Aún así, medir el impacto de ese "experimento" es complicado por muchos factores. Primero, aunque los impuestos a la nómina se redujeron, las contribuciones de los trabajadores se aumentaron. Si la medición de pagos de salarios por parte de las firmas incluye las contribuciones de los empleados, una reducción de los impuestos pagados por los empleadores estará asociada con un aumento en los salarios medidos, debido a mayores contribuciones pagadas por los empleados. Segundo, los errores de medición de los salarios sesgan sus estimaciones hacia el resultado de un traslado total, como él lo reporta. La calidad de sus instrumentos es cuestionable, y él tiene que hacer unos supuestos muy fuertes para evitar un severo error de medición. Tercero, en un momento en que una reforma a la seguridad social hizo los beneficios del trabajo más atractivos, él estima que los salarios están aumentando. La única manera en que los salarios pueden aumentar para hacer compatible la disminución en los impuestos a los empleadores con el aumento en el vínculo entre las contribuciones de los empleados y los beneficios, es que la oferta sea perfectamente inelástica, lo cual parece poco probable.

cuál de los siguientes efectos domina. Por una parte, las estimaciones disponibles están basadas en elasticidades de demanda de trabajo al producto constante, las cuales no incorporan los efectos indirectos de las regulaciones sobre el empleo a través de efectos negativos en la escala de producción de las firmas existentes y sobre las decisiones de entrada y salida de empresas del mercado. Desde esta perspectiva, el rango de las estimaciones reportadas ofrece un límite inferior a los efectos de las regulaciones sobre el desempleo. Además, las estimaciones de MacIsaac y Rama (1997), Mondino y Montoya (2000) y Edwards y Edwards (1999) del cambio en los salarios sólo incluyen el costo de los programas de seguridad social tal como se miden en el Gráfico 2, pero no incluyen el costo de otras regulaciones como protección al trabajo o vacaciones. Una vez se tienen en cuenta los costos de estas regulaciones, el cambio en el salario puede ser menor que los cálculos reportados anteriormente, y por lo tanto, los costos estimados sobre el empleo pueden ser mayores. Por otra parte, los estudios realizados con información de corte transversal de los trabajadores, como los que hemos discutido, pueden subestimar los cambios en los salarios y sobrestimar los costos en el empleo. Así, cuando sólo se tiene una observación para cada individuo no es posible tomar en cuenta que algunas características personales no observadas, correlacionadas con la afiliación a la seguridad social pueden estar explicando también los mayores salarios<sup>13</sup>. Si esta correlación es importante, ella sobrestimará las diferencias en el salario de los trabajadores cubiertos y de los que no lo están, y por lo tanto reducirá las estimaciones de la fracción de los costos salariales que se trasladan a los trabajadores.

### ***B. Los costos de despido alteran las decisiones de contratar y despedir trabajadores***

Algunas regulaciones que afectan los costos de transición no se analizan adecuadamente en un marco estático simple de oferta y demanda de trabajo. Este es el caso de los costos de despido y otras regulaciones cuyo impacto potencial no es sólo aumentar los costos laborales, sino también alterar las decisiones de contratar y despedir trabajadores de las firmas. La importancia de los costos de despido en América Latina se ilustra claramente en el Gráfico 1. Mientras que los costos laborales no salariales son bajos en relación con los de los países industrializados,

---

<sup>13</sup> Por ejemplo, si los trabajadores están afiliados a los programas de seguridad social también tenderán a ser más productivos, y por lo tanto tendrán mayores salarios. Sin embargo, los mayores salarios se explican por la productividad, que no es observada, y no por la afiliación a la seguridad social.

los costos de despido tienden a ser muy altos. Es, por lo tanto, importante analizar el impacto, si es que existe, de dichas políticas sobre el mercado laboral.

### 1. Discusión teórica

Para analizar el impacto de las provisiones de protección al trabajo se requiere un marco más complejo, que incorpore las decisiones dinámicas de las firmas. Bertola (1990) desarrolla un modelo dinámico de equilibrio parcial para analizar cómo las decisiones de una empresa de contratar y despedir trabajadores se afectan por los costos de despido. Cuando se produce un choque, la política óptima de empleo de una firma tiene en cuenta una de las siguientes tres respuestas contingentes al estado de las cosas: i) despedir trabajadores ii) contratar trabajadores y iii) no hacer nada, caso en el cual el empleo de la firma no cambia. ¿Cómo se afectan estas decisiones por los costos de despido? Si ocurre un choque negativo y se reduce el valor del producto marginal del trabajo, la empresa puede querer despedir algunos trabajadores, pero tiene que pagar los costos obligatorios de despido. Estos costos tienen el efecto de desestimular a las firmas para realizar el ajuste de su fuerza de trabajo, resultando en menores despidos que los que habría realizado en ausencia de estos costos. Y en el caso contrario, cuando se produce un choque positivo las firmas pueden querer contratar más trabajadores, pero ellas tendrán en cuenta que dichos trabajadores pueden tener que ser despedidos en el futuro si cae la demanda, y esto es costoso. Este costo futuro actúa como un costo de contratación, reduciendo efectivamente la creación de nuevos empleos en tiempos favorables. El resultado neto son menores tasas de empleo en las épocas de expansión y mayores tasas de empleo en las recesiones, y menores tasas de retorno, ya que las empresas contratan y despiden menos trabajadores de los que contratarían y despedirían en ausencia de estos costos.

El modelo de Bertola predice que los costos de despido disminuyen la variabilidad en el empleo, pero la implicación de este modelo para el empleo promedio es ambigua. En particular, el que las tasas promedio de empleo aumenten o disminuyan como resultado de los costos de despido depende de si la disminución en las tasas de contratación sobrepasa la reducción en los despidos. De hecho, las simulaciones reportadas por Bertola (1990) y Bentolila y Bertola (1990) sugieren que es factible que el empleo promedio (en una firma dada) aumente cuando los costos de despidos aumentan. Estos resultados, sin embargo, son muy sensibles a los diferentes supuestos sobre la persistencia de los choques, la elasticidad de la demanda de trabajo, la magnitud de la tasa de descuento, y la forma funcional de la función de producción. Choques menos persistentes y menores tasas de descuen-

to están asociados con mayores efectos negativos de la protección al trabajo sobre el empleo, porque los dos factores reducen las contrataciones en relación con los despidos (Bentolila y Saint Paul, 1994). Es más, una mayor elasticidad de la demanda de bienes implica un mayor efecto negativo de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo (Risager y Sorensen, 1997). Además, cuando se consideran también las decisiones de inversión, los costos de despido disminuyen las utilidades y desestimulan la inversión, aumentando la probabilidad de que los costos de despido reduzcan la demanda de trabajo (Bertola, 1991).

El resultado recién reportado analiza las tasas de empleo en una firma sin tener en cuenta el impacto de los costos de despido en el margen extensivo, esto es, cómo los costos de despido afectan la creación y destrucción de empresas. Hopenhayn y Rogerson (1993) desarrollan un modelo de equilibrio general basado en la economía de los Estados Unidos. En su modelo, el marco de equilibrio parcial de Bertola (1990) se incorpora al marco de equilibrio general en el cual el empleo y las firmas son creados y destruidos en cada período, en respuesta a los choques específicos que recibe cada firma. En el contexto de su modelo, ellos encuentran que aumentar los costos de despido en los Estados Unidos conduciría a elevar el empleo promedio en las firmas existentes como consecuencia de la disminución de los despidos. Sin embargo, ellos también encuentran que esa política reduciría la entrada de nuevas firmas y disminuiría la creación de empleos en nuevas empresas. Estos dos últimos efectos contrarrestan el aumento en el empleo en las firmas existentes resultando en una disminución en las tasas de empleo global.

Alguna literatura reciente ha hecho énfasis también en el posible impacto de la protección al trabajo sobre la composición del empleo. Kugler (2000) propone un modelo en el cual las regulaciones de protección al trabajo proveen incentivos para mayores retornos en las firmas que operan en el sector informal. Esta decisión conduce a producir a una menor escala, menos eficiente, con el objetivo de permanecer imperceptible ante las autoridades fiscales y laborales. En este marco, una alta protección al trabajo probablemente aumenta las tasas de informalidad. Montenegro y Pagés (1999) desarrollan un modelo en el cual la protección al trabajo atada al tiempo de permanencia en el empleo sesga el empleo en contra de los nuevos trabajadores y en favor de los más antiguos. Como el pago de cesantías aumenta con el tiempo de permanencia en el empleo, y el tiempo de permanencia tiende a aumentar con los años, es más costoso despedir a los trabajadores mayores que a los jóvenes. Si los salarios no se ajustan apropiadamente, los choques negativos resultan en una participación desproporcionada de despidos de

trabajadores jóvenes. Por lo tanto, la protección al trabajo basada en el tiempo de permanencia en el cargo resulta en menores tasas de empleo de jóvenes, en relación con los trabajadores mayores porque reduce las contrataciones y *aumenta* los despidos de los trabajadores jóvenes.

Esta discusión pone de presente el argumento de que mayores provisiones para protección al trabajo reducen las tasas de retorno y sesgan la composición del empleo en contra del sector formal y de los trabajadores jóvenes. Las implicaciones para el empleo promedio son, sin embargo, menos concluyentes porque dependen de diferentes parámetros de la economía. Para complicar un poco más las cosas, por el Teorema de Coase, el impacto de la protección al trabajo podría ser completamente “deshecho” mediante un contrato de trabajo bien diseñado, dado que no hay restricciones para las transacciones entre los trabajadores y las firmas (Lazear, 1990). En consecuencia, en un mundo en donde las transacciones no tienen costo, los salarios se ajustan para contrarrestar el posible impacto negativo señalado en la discusión anterior. Dada esta ambigüedad, la pregunta acerca del impacto de la protección al trabajo en el empleo tiene que ser resuelta empíricamente. En las siguientes dos subsecciones discutimos la evidencia que relaciona la protección al trabajo con los resultados de los mercados laborales y presentamos alguna evidencia nueva hallada por nosotros.

## 2. Evidencia empírica para América Latina y el Caribe

A pesar de la existencia de una estricta regulación de protección al trabajo en la mayoría de países de la región, son muy escasas las investigaciones que analizan su impacto. Por fortuna, una serie de estudios empíricos recientes investiga el impacto de la regulación de protección al trabajo sobre el empleo y las tasas de retorno en América Latina y el Caribe, ofreciendo la primera evidencia sistemática sobre su impacto en los mercados laborales<sup>14</sup>. Varios estudios han estimado el impacto de la protección al trabajo sobre las tasas de retorno en el mercado laboral. Los cambios en los retornos se miden mediante información sobre los cambios en la duración de los empleos (permanencia), la duración del desempleo y las tasas de salida del empleo y del desempleo<sup>15</sup>. Unos mayores tasas de salida del

<sup>14</sup> La mayoría de estos trabajos se desarrolló bajo el proyecto red de investigación del Banco Interamericano de Desarrollo “Legislación de mercado laboral y empleo en América Latina”, coordinado por J. Heckman y C. Pagés.

<sup>15</sup> Estos estudios estiman las tasas de riesgo. La tasa de riesgo está definida como la probabilidad de que una cierta temporada de empleo o desempleo termine en un período dado condicional a haber durado un cierto período de tiempo (por ejemplo, un mes, un año).

**Cuadro 3**  
Resumen de las elasticidades de largo plazo a la protección al trabajo

Estudio	Media	Error estándar	Tasa de empleo
Saavedra y Torero (2000)	(0,406)	0,060	Empleo en empresas grandes
Mondino y Montoya (2000)			Empleo en empresas grandes
Estimación alta <sup>1/</sup>	(0,684)		
Estimación baja <sup>2/</sup>	(0,305)		
Pagés y Montenegro (2000)	(0,120)	0,244	Salario - empleo / población
Heckman y Pagés (2000), FE <sup>3/</sup>	(0,052)	0,032	Empleo total / población
Heckman y Pagés (2000), RE <sup>3/</sup>	(0,050)	0,017	Empleo total / población
Heckman y Pagés, (2000) MCO <sup>3/</sup>	(0,050)	0,017	Empleo total / población

<sup>1/</sup> Basado en el Cuadro 9. Mondino y Montoya (2000).  
<sup>2/</sup> Basado en el Cuadro 10. opción B. Mondino y Montoya (2000).  
<sup>3/</sup> Estimaciones para América Latina y el Caribe únicamente.

empleo indican mayores despidos (o más retiros), mientras que mayores tasas de salida del desempleo y de entrada a empleos formales indican más creación de empleos en el sector formal. Otros estudios examinan el impacto de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo. La definición de empleo cambia dependiendo de las cifras consideradas. En general, la mayoría de los estudios se enfoca en empleo en empresas grandes, aunque algunos también examinan medidas más agregadas de empleo. Además, un pequeño grupo de estudios también analiza el impacto de la protección al trabajo sobre la composición del empleo (Cuadro 3 para una visión general de la evidencia empírica para América Latina y el Caribe).

#### *a. Tasas de retorno*

La evidencia más fuerte que existe muestra el impacto de la protección al trabajo sobre los retornos. Tal como lo predicen la mayoría de los modelos teóricos, la evidencia empírica confirma que una protección al trabajo menos estricta está asociada con mayores tasas de retorno en el mercado laboral. Kugler (2000) analiza el impacto de las reformas laborales introducidas en 1990 en Colombia. Ella encuentra que la reducción en la protección al trabajo está asociada con una reducción del tiempo de permanencia promedio en los empleos y con un aumento

en las tasas de salida de los empleos<sup>16</sup>. Esta reducción es significativamente mayor en el sector formal -cubierto por las regulaciones- que en el sector informal, el cual no está cubierto por dichas normas. Además, el aumento es mayor en las empresas grandes y ambiguo en las pequeñas. Sus resultados muestran patrones similares en el interior de los sectores productores de bienes transables y no transables, ofreciendo una clara indicación de que la reducción en el tiempo de permanencia en el cargo no puede atribuirse a las reformas comerciales contemporáneas. El creciente uso de contratos temporales explica sólo parte de este aumento en las tasas de retorno del sector formal, ya que la estabilidad laboral también decreció para trabajadores en cargos permanentes<sup>17</sup>.

Kugler también encontró una disminución en la duración promedio del desempleo después de las reformas. Además, las tasas de salida del desempleo aumentaron más para trabajadores que salieron hacia el sector formal que para quienes lo hicieron hacia empleos informales. Tal como sucedió con la permanencia promedio, sus resultados muestran patrones bastante similares entre sectores y mayores tasas de salida hacia las grandes firmas. Finalmente, sólo dos tercios del aumento en la tasa de entrada al desempleo puede atribuirse a un mayor uso de contratos temporales; el resto se explica por el aumento en las tasas de salida hacia trabajos permanentes en el sector formal.

Saavedra y Torero (2000) realizaron un trabajo parecido, evaluando el impacto de la reforma de 1991 en Perú. Igual que la reforma hecha en Colombia, la peruana de 1991 redujo considerablemente el costo de despedir a un trabajador. Su análisis muestra una reducción consistente en la permanencia promedio a partir de 1991, sugiriendo mayores tasas de salida del empleo. Como en Kugler (2000), la reducción es significativamente más pronunciada en el sector formal que en el sector informal. Además, los patrones de permanencia fueron bastante similares entre sectores económicos, sugiriendo que estos hallazgos no podrían explicarse por las reformas comerciales, bastante radicales, que se introdujeron durante el principio de la década de los 90.

---

<sup>16</sup> En este estudio el tiempo de permanencia en el cargo está medido por la duración de temporadas incompletas.

<sup>17</sup> En su estudio, Kugler hace dos tipos de análisis. Primero, ella usa un estimador de diferencia en diferencia para analizar si los cambios en la duración promedio del empleo (desempleo) son estadística y significativamente diferentes en el sector formal y en el informal. Segundo, ella estima un modelo de duración exponencial para controlar por los cambios en las covariadas demográficas, agrupando las cifras de antes y después de la reforma y usando términos de interacción para encontrar el impacto diferencial en los sectores formal e informal.

Finalmente, Paes de Barros y Corseuil (2000) ofrecen más evidencia procedente del Brasil. Su estudio estima el impacto de la reforma constitucional brasileña de 1988 sobre las tasas de salida del empleo. En ese año, el costo de despedir trabajadores se aumentó y por lo tanto, se esperaba una reducción en las tasas de salida. Sus resultados confirman que las tasas de salida del empleo agregado se redujeron en el sector formal en relación con el sector informal para períodos largos de empleo (dos años o más), mientras que ellas no cambiaron mayor cosa para períodos más cortos, los cuales implican menores pagos en el momento del despido.

La credibilidad de estos tres estudios descansa en la validez de tomar el sector informal como un grupo de control que no se afecta por las reformas. Kugler (2000) muestra que mientras estas estimaciones basadas en comparaciones con el sector informal pueden estar sesgadas, bajo ciertas condiciones estas comparaciones son aún válidas, por lo menos como una prueba de la hipótesis nula, según la cual las reformas no tienen ningún efecto<sup>18</sup>. Cuando se toman juntos, estos estudios ofrecen evidencia consistente sobre el hecho de que los costos de despidos y otros mecanismos de protección a los empleos realmente reducen la reasignación de los trabajadores en el mercado laboral. Infortunadamente, estos estudios no identifican si una mayor reasignación de los trabajadores se debe a mayores despidos, mayores renunciaciones o a una mezcla de los dos.

### *b. Empleo promedio*

La experiencia disponible para los países latinoamericanos y del Caribe muestra de manera consistente, aunque no siempre estadísticamente significativa, un impacto negativo de las provisiones de protección al trabajo sobre las tasas de empleo promedio. Saavedra y Torero (2000) y Mondino y Montoya (2000) usan información de panel al nivel de firma para estimar el impacto de la protección al trabajo sobre el empleo en Perú y Argentina, respectivamente. Los dos estudios estiman ecuaciones de demanda de trabajo en las cuales aparece en el lado derecho de la ecuación una medida explícita de protección al trabajo, y ambos encuen-

---

<sup>18</sup> Kugler muestra que menores pagos en el momento de despedir a un trabajador pueden inducir a firmas informales con altos retornos a entrar al sector formal. Bajo el supuesto de que no existe traslapo en la distribución de los retornos entre las firmas cubiertas y las no cubiertas, o que la entrada al sector cubierto viene del extremo alto -o por lo menos del extremo que es mayor que el sector formal- este cambio resulta en un mayor retorno tanto en el sector formal como en el sector informal. Afortunadamente, mayores retornos en el informal sesgan el estimador de diferencia en diferencia hacia abajo. Por lo tanto, una estimación positiva ofrece evidencia sustancial de aumentos en las tasas de retorno en el sector formal.

tran evidencia de que mayores niveles de protección al trabajo están asociados con menores tasas de empleo<sup>19</sup>. En el caso de Perú, Saavedra y Torero encuentran que el tamaño del impacto de las regulaciones está correlacionado con la magnitud de las regulaciones mismas. Por lo tanto, el impacto es muy alto al comienzo de sus muestras (1987-1990) coincidiendo con un período de costos de despido muy alto (Cuadro 1.A). Posteriormente y coincidiendo con un período de disminución de las regulaciones, la magnitud de los coeficientes declina, y sólo vuelve a aumentar a partir de 1995 después de un nuevo aumento en los costos de despido. Sus estimaciones de las elasticidades de largo plazo de las cesantías son muy altas (en valor absoluto): entre 1987 y 1990, un aumento de 10% en los costos de despido -manteniendo los salarios constantes- reduce las tasas de empleo en el largo plazo en 11%. En períodos posteriores, el tamaño de los efectos se vuelve menor pero continúa siendo bastante grande, (entre 3% y 6%)<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> Las cifras del estudio peruano cubren empresas con más de 10 empleados pertenecientes a todos los sectores de la economía. El estudio de Argentina sólo cubre las empresas manufactureras. Dada la naturaleza de estas encuestas, ellas son mejores *proxies* del empleo formal que del empleo total. Las cifras utilizadas en estos dos estudios no capturan la creación de nuevas firmas, ya que los dos paneles están basados en un censo de empresas sin reemplazos.

<sup>20</sup> Mientras la estimación de la elasticidad a la protección al trabajo en Argentina es mucho menor (en valor absoluto) que la elasticidad al salario, reportada en el Cuadro 2, en el caso peruano esta elasticidad es mayor. Esto es algo sorprendente, ya que la protección al trabajo reduce la creación de empleos y también hace más lenta la destrucción de empleo. Por lo tanto, se podría esperar que la elasticidad a la protección al trabajo fuera menor que la elasticidad al salario en valor absoluto. Una explicación a las aparentes altas elasticidades encontradas en el caso peruano es que esa medida está sesgada hacia arriba por el problema de simultaneidad que surge de la medida de protección al trabajo. Así, tanto en el estudio peruano como en el argentino se construyen medidas explícitas de protección al trabajo basadas en:

$$JS_{jt} = \delta_j T_{jt} P_{jt} SP_{jt}$$

donde  $\delta_j$  es la tasa de despido en el sector  $j$  en el período  $t$ ,  $T_{jt}$  es el período de permanencia promedio en el sector  $j$ , en el período  $t$ ,  $P_{jt}$  es la participación de las firmas que están cubiertas por las regulaciones en el sector  $j$ , en el período  $t$ , y  $SP_{jt}$  es el pago obligatorio en el momento del despido en el sector  $j$ , dado un período de permanencia  $T_{jt}$ . Esta medida permite variabilidad entre sectores y períodos y por lo tanto puede generar una estimación más precisa del impacto de la protección que comparaciones del tipo antes-después. Sin embargo, esas medidas pueden también estar correlacionadas con el término de error en una ecuación de demanda de trabajo, ya que la estructura de permanencia en una firma puede estar correlacionada con su nivel de empleo. El hecho de que las tasas promedio de despidos varían por sectores puede también generar simultaneidad si los sectores con mayores despidos son los que generan menos empleos. Por lo tanto, períodos o sectores con bajo empleo pueden estar asociados con menor creación de empleos, mayor permanencia promedio y, en consecuencia, altas medidas de protección al trabajo. El estudio para la Argentina muestra que fijando la permanencia igual al período promedio de permanencia, se reduce la estimación de la elasticidad a la protección al trabajo. Por lo tanto, una elasticidad a la protección al trabajo entre 1/3 y 2/3 de la elasticidad al salario parece una estimación más realista de su impacto.

En un estudio muy diferente, Kugler (2000) calcula el impacto neto de la reforma laboral llevada a cabo en Colombia en 1991 sobre las tasas de desempleo. Usando las estimaciones de las tasas de salida del empleo para antes y después de las reformas, ella encuentra que las reformas causaron una disminución en el desempleo de entre 1,3 y 1,7 puntos porcentuales. Así las cosas, igual que en Mondino y Montoya (2000) y en Saavedra y Torero (2000), las estimaciones de Kugler indican que el impacto positivo en el margen de contratación sobrepasa el impacto negativo en el margen de despidos, resultando en una disminución en las tasas de desempleo.

Otros estudios encuentran efectos negativos, aunque no estadísticamente significativos, de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo promedio. Pagés y Montenegro (2000) hallan que la protección al trabajo tiene un efecto negativo pero no estadísticamente significativo sobre las tasas globales de salarios-empleo en Chile. De manera similar, Márquez (1998), mediante una muestra de corte transversal para países de América Latina y de la OCDE, encuentra un coeficiente negativo pero no significativo de la protección al trabajo sobre las tasas agregadas de empleo. El Cuadro 3 resume las diferentes estimaciones del efecto de la protección al trabajo sobre el empleo (los resultados de Heckman y Pagés se discuten posteriormente).

Así, mientras los modelos teóricos muestran alguna ambigüedad en relación con el impacto de las provisiones de protección al trabajo sobre las tasas de empleo en el largo plazo, la evidencia empírica para los países de América Latina y el Caribe es bastante consistente a lo largo de los diferentes estudios. Como el impacto es estadísticamente significativo en sólo dos de los cinco estudios que revisamos, nosotros complementamos este análisis con otras dos fuentes de evidencia. Primero, repasamos la evidencia existente del impacto de la protección al trabajo sobre el empleo en los países de la OCDE. Segundo, en la siguiente sección, ofrecemos nueva evidencia que combina las medidas de empleo, desempleo y protección al trabajo derivadas de un panel de países de América Latina y el Caribe y de la OCDE.

La evidencia de los países de la OCDE refuerza el resultado encontrado para los países de América Latina. En efecto, con excepción de Anderson (1993), quien halló una asociación positiva entre los costos de despido y el empleo en el largo plazo, el resto de los estudios encuentran un impacto negativo de la protección al trabajo sobre el empleo. Usando información de panel sobre los países de la OCDE, Lazear (1990) muestra que las medidas más exigentes de protección al

trabajo están asociadas con menor empleo y menores tasas de participación de la fuerza de trabajo. Grubb y Wells (1993) hallan una correlación negativa entre la protección al trabajo y las relaciones salario-empleo. Addison y Grosso (1996) reexaminan las estimaciones de Lazear utilizando nuevas medidas de protección al trabajo entre países, y encuentran efectos negativos similares sobre las tasas de empleo. Nickell (1997) registra un efecto negativo de las provisiones para protección al trabajo sobre las tasas de empleo total y ningún efecto en las tasas de empleo de los hombres más jóvenes. Finalmente, un estudio de la OCDE (2000) encuentra un efecto negativo, pero no estadísticamente significativo, de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo total.

### *c. Composición del empleo*

Alguna evidencia reciente ha dado cierta luz sobre el posible impacto de la protección al trabajo en la composición del empleo en los países de América Latina y el Caribe. Márquez construye un indicador de protección al trabajo para países de América Latina y el Caribe y de la OCDE, y lo utiliza para estimar los efectos de la protección al trabajo sobre la distribución del empleo entre los sectores formal e informal. Él identifica cómo las provisiones más estrictas de protección al trabajo están asociadas con mayores porcentajes de trabajadores autoempleados. En un estudio de Chile, Pagés y Montenegro (2000) descubren que una protección al trabajo más exigente está asociada con una disminución sustancial en las tasas de empleo asalariado/población para trabajadores jóvenes y un aumento de las tasas de empleo para trabajadores mayores. Sus resultados sugieren también que este efecto composición está jalonado por los altos costos de despedir trabajadores mayores en relación con los más jóvenes, los cuales son creados por las provisiones para protección al trabajo atadas a los tiempos de permanencia.

## **3. Nueva evidencia**

En esta sección, explotamos la variabilidad sustancial de las series de provisiones para protección al trabajo para estimar si los efectos negativos de la misma encontrados en algunos de los estudios de países individuales de América Latina y el Caribe se pueden generalizar a una muestra más amplia de países y reformas.

### *a. Las cifras*

Nosotros construimos un conjunto de cifras que cubre los países industrializados y los de América Latina y el Caribe. Para ello, procedimos en dos etapas. Primero,

recolectamos cifras de empleo y desempleo de algunos países industrializados tomando las estadísticas de la OCDE, y segundo, usamos las definiciones de la OCDE de estas variables para construir los mismos indicadores con la información de las encuestas de hogares de América Latina. El Cuadro 4 ofrece un resumen de las estadísticas de la muestra completa, de la muestra de la OCDE (excluyendo a México, el cual está incluido en la muestra de países de América Latina y el Caribe) y de la muestra de países de América Latina y el Caribe. El Cuadro 5 describe las encuestas de hogares usadas para calcular las variables correspondientes a los países de América Latina y el Caribe. Finalmente, para caracterizar la protección al trabajo utilizamos un índice de protección al trabajo, descrito en la Sección II.

El número de países de nuestra muestra varía entre 36 y 43, y el número promedio de observaciones por país oscila entre 1 y 5. Entre los países representados, cerca de 28 pertenecen a la muestra de países de la OCDE y 15 son de la región de América Latina y el Caribe. En cuanto al período cubierto por la muestra, para la mayoría de países de América Latina y el Caribe hay una o dos observaciones de las décadas de los años 80 y 90 respectivamente. La muestra de la OCDE sólo cubre la década de los 90. El Cuadro 5 también muestra unas diferencias notables entre la muestra de los países de la OCDE y la de América Latina y el Caribe. Como se anotó en la sección II, el promedio de la protección al trabajo en América Latina y el Caribe es más alto que el de los países de la OCDE. En contraste, todas las tasas de empleo (excepto las de las mujeres más jóvenes) son más altas y todas las tasas de desempleo son menores en la región de América Latina y el Caribe que en los países industrializados. Especialmente notable es la mayor participación de los autoempleados en los países de América Latina y el Caribe y la mucho menor participación en esta zona del desempleo de largo plazo (más de seis meses). Finalmente, la densidad sindical y la participación de las mujeres son mucho menores en esta última región ya citada.

#### *b. Metodología y resultados*

Con la construcción de nuestro conjunto de datos a partir de encuestas de hogares individuales, estamos garantizando que todas las variables del mercado laboral son comparables y confiables. Una desventaja de nuestras cifras es que sólo tenemos unas pocas observaciones de series de tiempo por país (generalmente tres o cuatro), y no necesariamente para años consecutivos. Dada la naturaleza de las cifras, decidimos no promediar las observaciones para un período dado -como se hizo en la mayoría de los estudios de la OCDE sobre protección al

**Cuadro 4**  
Resumen de estadísticas

Variable	Observaciones	Número		Media	Desviación estándar
		De países	Por país		
<b>Estadísticas promedio para la muestra global</b>					
Empleo total	221	43	5,1	66,09	8,44
Empleo de hombres en primera edad	139	43	3,2	89,19	4,93
Empleo de mujeres en primera edad	139	43	3,2	56,88	14,85
Empleo de jóvenes (15-24 años)	140	43	3,3	53,05	15,47
Autoempleo	84	40	2,1	26,92	11,87
Desempleo total	221	43	5,1	8,01	4,15
Desempleo de hombres más jóvenes	221	43	5,1	8,01	4,15
Desempleo de mujeres más jóvenes	139	43	3,2	4,99	3,09
Desempleo de jóvenes (15-24 años)	139	43	3,2	6,25	4,39
Desempleados > 6 meses / desempleo total	140	40	3,5	13,42	7,71
Protección al trabajo	205	36	5,7	2,62	1,74
PIB (dólares de los Estados Unidos, 1995)	212	42	5,0	5,00 * 10 <sup>11</sup>	9,00 * 10 <sup>11</sup>
Crecimiento del PIB	179	41	4,4	2,90	3,30
Proporción de la población entre 15 y 24 años	221	43	5,1	0,16	0,03
Participación femenina	221	43	5,1	55,64	13,34
Densidad sindical	47	39	1,2	26,52	17,79
<b>Estadísticas promedio para América Latina y el Caribe</b>					
Empleo total	59	15	3,93	71,950	4,222
Empleo de hombres en primera edad	59	15	3,93	91,746	3,157
Empleo de mujeres en primera edad	59	15	3,93	47,191	10,699
Empleo de jóvenes (15-24 años)	59	15	3,93	63,662	11,000
Autoempleo	59	15	3,93	32,742	8,269
Desempleo total	59	15	3,93	7,404	3,296
Desempleo de hombres más jóvenes	59	15	3,93	3,881	2,578
Desempleo de mujeres más jóvenes	59	15	3,93	4,666	3,134
Desempleo de jóvenes (15-24 años)	59	15	3,93	10,881	4,670
Desempleados > 6 meses / desempleo total	42	15	3,93	14,548	7,262
Protección al trabajo	108	16	2,69	3,512	1,567
PIB (dólares de los Estados Unidos, 1995)	66	20	5,00	1,24 * 10 <sup>11</sup>	1,99 * 10 <sup>11</sup>
Crecimiento del PIB	59	17	3,88	3,312	3,837
Proporción de la población entre 15 y 24 años	71	17	3,47	0,197	0,016
Participación femenina	59	18	3,94	44,255	10,526
Densidad sindical	21	17	1,23	18,000	11,370

**Cuadro 4 (Conclusión)**  
Resumen de estadísticas

Variable	Observaciones	Número		Media	Desviación estándar
		De países	Por país		
Estadísticas promedio para la muestra de países de la OCDE (excluyendo México)					
Empleo total	162	28	5,79	63,96	8,59
Empleo de hombres en primera edad	80	28	2,86	87,31	5,16
Empleo de mujeres en primera edad	80	28	2,86	64,02	13,39
Empleo de jóvenes (15-24 años)	81	28	2,89	45,33	13,54
Autoempleo	25	25	1,00	13,17	6,47
Desempleo total	162	28	5,79	8,22	4,41
Desempleo de hombres más jóvenes	162	28	5,79	8,22	4,41
Desempleo de mujeres más jóvenes	80	28	2,86	5,80	3,19
Desempleo de jóvenes (15-24 años)	80	28	2,86	7,43	4,81
Desempleados > 6 meses / desempleo total	81	24	3,38	15,28	8,90
Protección al trabajo	97	16	6,06	1,63	1,36
PIB (dólares de los Estados Unidos, 1995)	146	25	5,84	6,25 * 10 <sup>11</sup>	1,07 * 10 <sup>12</sup>
Crecimiento del PIB	120	24	5,00	2,70	3,00
Proporción de la población entre 15 y 24 años	150	25	6,00	0,15	0,02
Participación femenina	162	28	5,79	59,79	11,77
Densidad sindical	26	22	1,18	33,43	19,18
Fuente: Cálculos de los autores.					

trabajo- y en cambio, controlar por el estado del ciclo económico en un año dado, usando el crecimiento del PIB. Como la mayoría de la variación es de corte transversal, empleamos diferentes tipos de variables para controlar por los factores específicos de cada país, que pueden estar correlacionados con la protección al trabajo. Primero, usamos controles demográficos como la participación de la población entre 15 y 24 años y las tasas de participación de las mujeres. Estas variables capturan el hecho de que los países con alta protección al trabajo como los del sur de Europa y de Latinoamérica tienden a tener bajas tasas de participación de las mujeres y alta de la población joven. Como ambos factores afectan las tasas globales de empleo, si no se incluyen en la especificación se pueden sesgar sustancialmente las estimaciones. Segundo, usamos el PIB (medido en dólares de los Estados Unidos de 1995) para controlar por las diferencias en los niveles de desarrollo entre países. También incluimos una variable *dummy* para los países de América Latina y el Caribe a fin de controlar por las diferencias regionales no

**Cuadro 5**  
Descripción de las encuestas de hogares

País	Año	Nombre de la encuesta	Tamaño de la muestra		Mes en que fue hecha la encuesta
			Hogares	Individuos	
Bolivia	1996	Encuesta Nacional de Empleo	8.311	35.648	Junio
	1997	Encuesta Nacional de Empleo	8.461	36.752	Noviembre
Brasil	1981	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	103.193	481.480	Septiembre
	1983	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	113.599	511.147	Septiembre
	1986	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	65.277	289.533	Septiembre
	1988	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	68.833	298.031	Septiembre
	1992	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	78.188	317.145	Septiembre
	1993	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	80.054	322.011	Septiembre
	1995	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	85.167	334.106	Septiembre
Chile	1996	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	84.862	331.142	Septiembre
	1987	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	22.719	97.044	Diciembre
	1990	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	25.793	105.189	Noviembre
	1992	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	27.666	110.555	Noviembre
	1994	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	45.379	178.057	Noviembre
Colombia	1996	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	33.636	134.262	Noviembre
	1995	Encuesta Nacional de Hogares - Fuerza de Trabajo	18.255	79.012	Septiembre
Costa Rica	1997	Encuesta Nacional de Hogares - Fuerza de Trabajo	32.442	143.398	Septiembre
	1981	Encuesta Nacional de Hogares - Empleo y Desempleo	6.604	22.170	Julio
Rep. Dominicana	1983	Encuesta Nacional de Hogares - Empleo y Desempleo	7.132	23.449	Julio
	1985	Encuesta Nacional de Hogares - Empleo y Desempleo	7.351	23.960	Julio
	1987	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	7.510	34.591	Julio
	1989	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	7.637	34.368	Julio
	1991	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	8.002	35.565	Julio
	1993	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	8.696	37.703	Julio
	1995	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	9.631	40.613	Julio
Ecuador	1997	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	9.923	41.277	Julio
	1996	Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo	5.548	24.041	Febrero
El Salvador	1995	Encuesta de Condiciones de Vida	5.810	26.941	Agosto a Nov.
Honduras	1995	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	8.482	40.004	1995
	1989	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	8.727	46.672	Septiembre
México	1992	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	4.757	24.704	Septiembre
	1996	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	6.428	33.172	Septiembre
	1998	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	6.493	32.696	Marzo
	1984	Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares	4.735	23.985	Tercer trimestre
Nicaragua	1989	Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares	11.531	57.289	Tercer trimestre
	1992	Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares	10.530	50.862	Tercer trimestre
	1994	Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares	12.815	60.365	Tercer trimestre
	1996	Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares	14.042	64.916	Tercer trimestre
Panamá	1993	Encuesta Nacional de Hogares Sobre Medición de Niveles de Vida	4.455	24.542	Febrero a junio
Paraguay	1979	Encuesta Continua de Hogares - Mano de Obra	8.593	24.284	
	1991	Encuesta Continua de Hogares - Mano de Obra	8.867	38.000	Agosto
	1995	Encuesta Continua de Hogares	9.875	40.320	Agosto
	1997	Encuesta de Hogares	9.897	39.706	Agosto
Perú	1995	Encuesta de Hogares - Mano de Obra	4.667	21.910	Agosto a Nov.
Venezuela	1985-1986	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	5.108	26.323	Julio 1985 a julio 1986
	1991	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	2.308	11.507	Septiembre a Nov.
	1994	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	3.623	18.662	Mayo a agosto
	1996	Encuesta Nacional de Hogares sobre Niveles de Vida y Pobreza	16.744	88.863	
	1997	Encuesta Nacional de Hogares sobre Niveles de Vida y Pobreza	3.843	19.575	Septiembre a Nov.
Venezuela	1981	Encuesta de Hogares por Muestra	45.421	239.649	Segundo semestre
	1986	Encuesta de Hogares por Muestra	129.713	682.636	Segundo semestre
	1989	Encuesta de Hogares por Muestra	61.385	315.650	Segundo semestre
	1993	Encuesta de Hogares por Muestra	61.477	306.629	Segundo semestre
	1995	Encuesta de Hogares por Muestra	18.702	92.450	Segundo semestre
	1997	Encuesta de Hogares por Muestra	15.948	76.965	Segundo semestre

controladas por los niveles de PIB. Además reportamos resultados de modelos con efectos fijos específicos del país.

La mayor parte de la variabilidad en nuestra muestra viene de las diferencias entre países y regiones, y de alguna varianza de las series de tiempo en el interior de los países de América Latina y el Caribe. Hay muy poca variabilidad de las series de tiempo en la submuestra de la OCDE. Dada esta variación, es probable que las estimaciones con efectos fijos (EF) sean muy imprecisas porque ellas sólo usan la variación de las series de tiempo en el interior de la muestra de los países de América Latina y el Caribe. En cambio, es probable que las estimaciones con los efectos aleatorios (EA) o con MCO combinados, que usan tanto las cifras de corte transversal y como las de variación de las series de tiempo de la muestra, produzcan estimaciones con menores errores estándar. Sin embargo, las últimas estimaciones estarán sesgadas si las variables incluidas como controles están correlacionadas con los términos de error específicos de cada país. Para proteger del sesgo que resulta de usar un estimador, estimamos nuestra especificación básica con MCO combinados, EF y EA, comparando si estos diferentes métodos dan lugar a diferentes estimadores puntuales.

Los resultados, presentados en los cuadros 6 y 7, son bastante sorprendentes. Los estimadores puntuales del coeficiente de protección al trabajo en las especificaciones de empleo total son muy similares entre los diferentes métodos de estimación. Las tres estimaciones sugieren la existencia de un efecto negativo y grande de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo. Este efecto es muy significativo estadísticamente en los MCO y en las estimaciones de EA, pero en el caso de los EF no es estadísticamente significativo a los niveles convencionales de confiabilidad. Una ventaja obvia de usar una medida cardinal de protección al trabajo es que podemos cuantificar el impacto de estas provisiones sobre el empleo. La magnitud de las elasticidades de la protección al trabajo es bastante grande: un aumento en los costos esperados de despido equivalente a un mes de pagos está asociado con una disminución de las tasas de empleo de 1,8 puntos porcentuales. Dado que en América Latina el costo de despido promedio en el año 2000 era de 3,04 meses (Gráfico 1), los costos estimados en el empleo -como porcentaje del total de la población que está trabajando- debido a las provisiones para protección al trabajo son de cerca de 5,5 puntos porcentuales.

Además, las estimaciones con MCO, EF y EA sugieren que la protección al trabajo no afecta de la misma manera las tasas de empleo de todos los trabajadores. Así, mientras el impacto en los hombres de la primera edad es la mitad del

**Cuadro 6a**  
Estimación por MCO. Muestra completa

	Empleo					Desempleo				
	Total	Primera edad		Jóvenes	Autoempleo	Total	Primera edad		Jóvenes	Proporción > 6 meses
		Hombres	Mujeres				Hombres	Mujeres		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
Latinoamérica y el Caribe	16,04*** (1,33)	4,70*** (0,91)	(11,37) (3,22)	28,47 (3,29)	11,67*** (3,21)	-2,12** (1,15)	-2,75*** (0,70)	-4,23*** (1,11)	-7,16*** (2,57)	-44,14*** (3,76)
Protección al trabajo	-1,37*** (0,32)	-0,81*** (0,26)	(1,46) (0,90)	-3,54*** (3,97)	1,37** (0,58)	0,83*** (0,28)	0,87*** (0,19)	0,833*** (0,31)	0,87* (0,53)	0,86 (0,89)
Crecimiento del PIB	-0,108 (0,13)	-0,05 (0,11)	-0,124 (0,39)	0,008 (0,36)	0,50** (0,23)	0,06 (0,12)	-0,04 (0,08)	0,10 (0,13)	0,083 (0,21)	-0,16 (0,36)
Nivel de PIB	-3E-12*** (-1,28E-12)	-1,97E-12 (-1,39E-12)	2,45E-12 (-4,86E-12)	-3,50E-12 (-4,58E-12)	-3,01E-12 (-3,33E-12)	-3,51E-12 (-1,11E-12)	2,91E-12*** (-1,06E-12)	3,6E-11** (-1,68E-12)	2,55E-12 (-2,69E-12)	6,71E-12* (-3,88E-12)
Participación femenina	0,399*** (0,05)	-	-	0,334*** (0,12)	0,240*** (0,08)	-0,108*** (0,04)	-	-	-0,186 (0,08)	-0,65*** (0,14)
Población de 15 a 24 años	11,56 (27,08)	-	-	-	115,26** (52,12)	-34,49 (23,53)	-	-	-69,89 (48,85)	-96,57 (17,28)
Constante	41,63*** (5,21)	89,95*** (1,21)	62,81*** (4,27)	33,19*** (8,32)	-19,35 (10,99)	17,43 (5,07)	3,24*** (0,93)	5,09 (1,47)	36,21** (10,12)	104,7*** (17,25)
No. Observaciones	114	77	77	78	66	114	77	77	78	64
R cuadrado	0,73	0,33	0,29	0,53	0,57	0,23	0,32	0,26	0,30	0,85

Notas: Errores estándar entre paréntesis.  
 \* Significativo al 10%.  
 \*\* Significativo al 5%.  
 \*\*\* Significativo al 1%.  
 Fuente: Cálculos de los autores.

impacto en el empleo total, el impacto en las tasas de empleo de los trabajadores jóvenes es casi dos veces mayor. Las magnitudes son inmensas. Las estimaciones con MCO y EA sugieren que la protección al trabajo reduce las tasas de empleo de los jóvenes en América Latina y el Caribe en casi 10 puntos porcentuales. Este efecto es aún más grande en el caso de las estimaciones con EF. Además, estas magnitudes son consistentes con las obtenidas por Pagés y Montenegro (2000) para Chile.

Nuestras estimaciones del efecto de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo de las mujeres, de autoempleo y de desempleo son menos consistentes. Los estimadores puntuales para las tasas de empleo femenino cambian de positivo a negativo según los métodos de estimación, pero en ningún caso son

**Cuadro 6b**  
Estimación con efectos aleatorios (EA). Muestra completa

	Empleo					Desempleo				
	Total	Primera edad		Jóvenes	Autoempleo	Total	Primera edad		Jóvenes	Proporción > 6 meses
		Hombres	Mujeres				Hombres	Mujeres		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
Latinoamérica y el Caribe	15,26*** (2,15)	4,62** (1,82)	-11,05** (5,47)	29,99*** (5,23)	14,56*** (3,90)	(2,24) (1,93)	-2,36* 1,26	-3,79 (1,92)	-7,29 (3,81)	-48,61*** (6,35)
Protección al trabajo	-1,84*** (0,505)	-1,04** (0,48)	0,526 (1,33)	-3,28*** (1,38)	0,35 (0,87)	0,69 (0,45)	0,77** (0,34)	1,06** (0,515)	0,99 (0,86)	0,95 (1,49)
Crecimiento del PIB	-0,001 (0,073)	0,054 (0,091)	0,218 (0,199)	0,164 (0,278)	0,393*** (0,166)	-0,04 (0,06)	0,016 (0,07)	0,12 (0,09)	-0,084 (0,135)	-0,171 (0,246)
Nivel de PIB	-4,14E-12 (-2,51E-12)	-2,68E-12 (-2,42E-12)	1,31E-11* (-7,03E-12)	-7,18E-12 (-6,87E-12)	-5,36E-12 (-4,39E-12)	4,23E-11* (-2,24E-12)	3,13E-12* (-1,71E-12)	4,72E-12* (-2,57E-12)	-5,36E-12 (-4,39E-12)	9,49E-12 (-6,8E-12)
Participación femenina	0,33*** (0,047)	-	-	0,63*** (0,13)	0,036 (0,08)	0,021 (0,04)	-	-	0,037 (0,077)	-304* (0,161)
Población de 15 a 24 años	3,16 (26,84)	-	-	-	40,22 (54,40)	29,98 (25,22)	-	-	41,98 (46,25)	115,79 (115,28)
Constante	47,77*** (5,74)	90,37*** (1,89)	54,06*** (5,34)	16,80* (9,43)	6,95 (11,13)	0,53 (5,38)	3,36** (1,36)	4,23** (2,01)	4,95 (9,81)	50,7*** (22,22)
No. Observaciones	114	77	77	78	66	114	77	77	78	64
R cuadrado	0,72	0,32	0,23	0,5	0,57	0,13	0,31	0,25	0,17	0,82
Prueba de Hausman	5,46 (0,36)	3,9 (0,27)	2,17 (0,57)	9,43 (0,05)	53,56 0,00	9,53 (0,08)	4,87 (0,18)	3,75 (0,28)	8,78 (0,11)	8,06 (0,15)

Notas: Errores estándar entre paréntesis.  
\* Significativo al 10%.  
\*\* Significativo al 5%.  
\*\*\* Significativo al 1%.  
Fuente: Cálculos de los autores.

estadísticamente significativos. Estos resultados sugieren que las mujeres se afectan menos negativamente por la protección al trabajo que los hombres, pero como mostraremos más adelante, estos resultados no son robustos entre las diferentes submuestras regionales. Las estimaciones del efecto de la protección al trabajo sobre el autoempleo también cambian de signo entre las estimaciones con MCO, EF y EA. Así, mientras los estimadores combinados sugieren una asociación *positiva* y estadísticamente significativa entre el peso de las provisiones para la protección al trabajo y el autoempleo (como lo encontró Márquez (1998)), los estimadores de EF muestran una relación negativa y también estadísticamente significativa entre las dos variables. Es claro que se requiere más análisis empírico antes de sacar conclusiones sobre la relación entre la protección al trabajo y el

**Cuadro 6c**  
Estimación con efectos aleatorios (EA). Muestra completa

	Empleo					Desempleo				
	Total	Primera edad		Jóvenes	Autoempleo	Total	Primera edad		Jóvenes	Proporción > 6 meses
		Hombres	Mujeres				Hombres	Mujeres		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
Protección al trabajo	-1,55 (1,07)	-0,013 (1,183)	3,27 (2,29)	-6,04* (3,55)	-8,43*** (1,73)	-0,187 (0,99)	-1,06 (0,96)	0,021 (1,28)	-1,16 (1,62)	1,51 (4,64)
Crecimiento del PIB	0,049 (0,078)	0,143 (0,101)	0,145 (0,19)	0,278 (0,303)	0,111 (0,15)	-0,09 (0,07)	-0,05 (0,08)	0,024 (0,11)	-25* (0,13)	-0,17 (0,28)
Nivel de PIB	-1,92E-11 (-8,84E-11)	-2E-11*** (-9,97E-11)	5,5E-11** (-1,93-11)	-6,7E-11** (-3,25E-11)	-3,01E-12 (-3,74E-12)	1,6E-11*** (-8,10E-11)	2,1E-11*** (-8,151E-12)	2,4E-11** (-1,08E-12)	3,9E-11*** (-1,48E-12)	3,90E-11 (-4,55E-12)
Participación femenina	0,34*** (0,05)	-	-	1,00*** (0,19)	0,24 (0,104)	0,07 (0,05)	-	-	0,08 (0,09)	-0,07 (0,23)
Población de 15 a 24 años	-5,93 (31,20)	-	-	-	115,26 (51,13)	56,03* (28,63)	-	-	60,71 (49,10)	529,05** (218,91)
Constante	59,67*** (7,21)	95,94*** (3,37)	27,14*** (6,54)	42,15*** (11,35)	-19,35 (10,37)	-9,05 (6,62)	3 (2,76)	-0,008 (3,66)	-7,12** (11,63)	-63,79*** (45,53)
No. Observaciones	114	77	77	78	65	114	77	77	78	64
No. de países	28	28	28	28	27	28	28	28	28	25
R cuadrado	0,09	0,05	0,05	0,03	0,30	0,03	0,03	0,08	0,01	0,04

Notas: Errores estándar entre paréntesis.  
\* Significativo al 10%.  
\*\* Significativo al 5%.  
\*\*\* Significativo al 1%.  
Fuente: Cálculos de los autores.

autoempleo. Finalmente, los resultados sobre el desempleo también dependen bastante de la metodología usada para estimar los parámetros. Mientras los MCO y los EA dan lugar a coeficientes positivos (y en la mayoría de los casos estadísticamente significativos) para la protección al trabajo, para todas las especificaciones del desempleo las estimaciones con EF dan lugar a resultados negativos y estadísticamente no significativos. Nosotros no encontramos una relación significativa entre la proporción de trabajadores desempleados por más de seis meses y las provisiones de protección al trabajo. Como no hay una relación *a priori* entre privación del empleo y desempleo, estos resultados no son sorprendentes, especialmente dadas las diferencias en los niveles de seguridad social entre regiones.

## Cuadro 7

El impacto de la protección al trabajo en las submuestras regionales

Variable dependiente	Número de Obs.	MCO		EA		EF	
		Coefficiente	Error Est.	Coefficiente	Error Est.	Coefficiente	Error Est.
<b>A. Latinoamérica y el Caribe</b>							
Empleo total	53	-1,29***	-0,36	-1,62***	-0,59	-1,83	-1,34
Empleo de hombres de la primera edad	53	-1,03***	-0,30	-1,44**	-0,58	-0,48	-1,24
Empleo de mujeres de la primera edad	53	0,78	-1,11	3,15**	-1,52	3,1	-2,59
Empleo de jóvenes	53	-4,21***	-0,94	-4,33***	-1,30	-7,50*	-3,70
Autoempleo	53	1,09*	-0,63	-0,58	-0,98	-8,34***	-1,73
Desempleo total	53	0,34	-0,35	0,06	-0,04	0,13	-1,26
Desempleo de hombres de la primera edad	53	0,94***	-0,24	0,91***	-0,43	-0,74	-1,02
Desempleo de mujeres de la primera edad	53	0,27	-0,33	0,51	-0,52	0,06	-1,42
Desempleo de jóvenes	53	0,35	-0,47	-0,22	-1,60	-0,22	-1,60
% Desempleo de largo plazo	30	0,13	-0,98	-0,11	-1,36	0,42	-5,31
<b>B. Países de la OCDE (excluyendo México)</b>							
Empleo total	61	-0,82	-0,57	-3,30***	-1,16	-	-
Empleo de hombres de la primera edad	24	-0,06	-0,66	-0,07	-1,13	-	-
Empleo de mujeres de la primera edad	24	-5,80***	-1,69	-6,16***	-2,38	-	-
Empleo de jóvenes	25	1,32	-2,81	-4,41	-4,58	-	-
Autoempleo		Sin suficientes observaciones					
Desempleo total	61	1,14**	-0,56	2,27**	-1,10	-	-
Desempleo de hombres de la primera edad	24	0,5	-0,49	0,48	-0,77	-	-
Desempleo de mujeres de la primera edad	24	2,23***	-0,85	2,04*	-1,19	-	-
Desempleo de jóvenes	25	0,586	-1,98	4,70*	-2,93	-	-
% Desempleo de largo plazo	35	2,003	-1,85	3,31	-3,62	-	-
<p>Notas: Errores estándar entre paréntesis. Las especificaciones para las dos submuestras incluyen los mismos represores que en la muestra total.</p> <p>* Significativo al 10%.</p> <p>** Significativo al 5%.</p> <p>*** Significativo al 1%.</p> <p>Fuente: Cálculos de los autores.</p>							

Las divergencias entre los métodos de estimación pueden generar diferencias regionales en la relación entre protección al trabajo y algunas de las variables. Esto es particularmente relevante en nuestro ejercicio, ya que nuestros estimadores de EF descartan prácticamente toda la información de los países de la OCDE. Nosotros, por lo tanto, investigamos si nuestros resultados están dominados por alguna de las dos submuestras, estimando coeficientes separados para los países de América Latina y el Caribe y para los países de la OCDE. Los resultados de este ejercicio se presentan en el Cuadro 7. Mientras esta aproximación resulta en muestras pequeñas y menor significancia estadística, los resultados son bastante nota-

bles. Primero, en todas las especificaciones de empleo, con excepción de las referidas a empleo de mujeres, los coeficientes de protección al trabajo son negativos para todas las regiones y todos los métodos de estimación. Además, la mayoría de los coeficientes es altamente significativa estadísticamente.

Una comparación de nuestras estimaciones para los países de América Latina y el Caribe con las elasticidades obtenidas de los estudios de países individuales (véase el Cuadro 3) indican que las provisiones para protección al trabajo reducen el empleo en sectores predominantemente cubiertos por las legislaciones (el sector formal), como manufacturas o el sector de empresas manufactureras grandes, y en el agregado<sup>21</sup>. Es más, el efecto de la protección al trabajo es mayor en el sector cubierto que en el agregado, sugiriendo que las provisiones de protección al trabajo promueven la informalidad.

Segundo, con una excepción, todos los coeficientes de las tasas desempleo son positivos tanto para los países de la OCDE como para los de América Latina y el Caribe. Sin embargo, el impacto sobre las tasas de desempleo parece mucho más grande en la submuestra de países industrializados, en particular para mujeres y jóvenes. No debería sorprender que el efecto de la protección al trabajo sobre las tasas de desempleo sea menor en los países en desarrollo. En ausencia de un seguro de desempleo, u otros programas de soporte al ingreso, los trabajadores tienen que encontrar rápidamente otros empleos (menos atractivos) o abandonar la fuerza de trabajo<sup>22</sup>.

Tercero, el ordenamiento de los efectos en las tasas de desempleo total, de trabajadores hombres y de trabajadores jóvenes se mantiene. Los estimadores puntuales tienden a ser superiores (en valor absoluto) en la muestra de los países latinoamericanos y del Caribe. Es muy probable que los mayores niveles y variabilidad de la protección al trabajo en esta región contribuyan a generar mayores (en valor absoluto) estimadores puntuales. Es difícil de entender, sin embargo, que las estimaciones de las tasas de empleo (y desempleo) femenino sean tan diferentes entre regiones. Por lo tanto, mientras la protección está negativamente asociada con las tasas de empleo femenino en la submuestra de la OCDE, esta relación es

<sup>21</sup> Las elasticidades de Heckman y Pagés reportadas en el Cuadro 4 se obtienen de un modelo para países de América Latina y el Caribe, en el cual el índice de protección al trabajo entra en la especificación en logaritmos.

<sup>22</sup> En el caso de Chile, Montenegro y Pagés (1999) encontraron que los grandes efectos de la protección al trabajo sobre las tasas de empleo de los jóvenes se compensaban con una gran reducción en las tasas de participación, sin tener efectos significativos sobre el empleo.

positiva en la muestra de los países latinoamericanos y del Caribe. Es probable que el efecto trabajador adicional sea más evidente en los países de América Latina y el Caribe, en donde la incorporación de las mujeres a la fuerza laboral es aún débil. Entender las diferencias de género en el impacto de la protección al trabajo es un punto importante a desarrollar en futuras investigaciones.

#### **IV. CONCLUSIONES**

En un artículo reciente, Freeman (2000) escribe que “la organización institucional del mercado de trabajo tiene grandes efectos identificables sobre la distribución, pero efectos modestos y difíciles de descubrir sobre la eficiencia”. Esta afirmación es compartida por muchos economistas (Abraham y Houseman (1994) y Blank (1994)). Sin embargo, los resultados resumidos en este trabajo sugieren que los beneficios obligatorios y las regulaciones para la protección al trabajo tienen un impacto sustancial sobre el empleo y las tasas de retorno tanto en América Latina como en los países de la OCDE. La literatura que afirma que las instituciones del mercado laboral no importan se enfocan principalmente en el impacto del sindicalismo. Sin embargo, se hacen afirmaciones similares sobre las provisiones y otras regulaciones. Estas tesis se oponen claramente a la evidencia presentada en este artículo. La afirmación de que la protección al trabajo no tiene impacto alguno en las tasas de empleo está basada en la evidencia del desempleo y no del empleo. Sin embargo, empleo y desempleo no son imágenes de espejo la una de la otra. Existe evidencia sustancial de que los sindicatos reducen la desigualdad de ingresos en los países industrializados. No existe evidencia, sin embargo, de que los beneficios obligatorios y las medidas de protección al trabajo mejoren la distribución del ingreso. De hecho, dado que la protección al trabajo disminuye las expectativas de empleo (y posiblemente de salarios) de los trabajadores jóvenes y menos experimentados, que son quienes reciben el impacto de la regulación, es probable que la regulación amplíe la desigualdad de salarios. Por ello, no existe un intercambio entre empleo y desigualdad asociado con las provisiones para protección al trabajo. Dichas provisiones empeoran los dos. La selección de las instituciones del mercado laboral sí importa.

¿Qué lecciones de política se pueden derivar de estos resultados? Primera, los beneficios de programas basados en contribuciones obligatorias a la nómina deben sopesarse contra sus costos en términos de empleo. Financiar estos programas con el presupuesto general no reduce los costos de empleo (Nickell, 1997) pero reforzar el vínculo entre pagos y beneficios probablemente sí contribuye a desplazar los costos de estos programas a los trabajadores, reduciendo sus efec-

tos en el empleo. La capacidad del gobierno para forzar a las empresas a cumplir las regulaciones también debe tenerse en cuenta. Cuando esta capacidad es, a lo sumo, parcial, los beneficios obligatorios quedan distribuidos de manera desigual entre los trabajadores. Es mucho menos probable que los trabajadores jóvenes, sin educación y rurales queden cubiertos por las regulaciones que los trabajadores mayores, capacitados y urbanos (Márquez y Pagés, 1998). Si estas desigualdades reflejan las posibilidades de evasión de las firmas -en vez de las preferencias de cobertura de los trabajadores-, ellas exacerbaban las ya grandes desigualdades de ingresos entre los trabajadores de la región.

En segundo lugar, nuestra evidencia sugiere que las provisiones para protección al trabajo son extremadamente ineficientes y un mecanismo que aumenta la desigualdad por dar seguridad de ingreso a los trabajadores. Ellas son ineficientes porque reducen la demanda de trabajo; aumentan la desigualdad entre los trabajadores porque algunos de ellos se benefician mientras que muchos otros se perjudican. El impacto sobre la desigualdad tiene muchas facetas: la protección al trabajo aumenta la desigualdad porque reduce las perspectivas de empleo para los jóvenes y posiblemente, también para las mujeres y para los trabajadores sin capacitación. Este mecanismo también aumenta la desigualdad, ya que divide el mercado laboral entre trabajadores con empleos seguros y trabajadores con muy pocas posibilidades de conseguirlo. Finalmente, las provisiones para la protección al trabajo aumentan la desigualdad si, como lo sugiere nuestra evidencia, aumentan el tamaño del sector informal.

Bajo estas luces, parece razonable pedir la sustitución de las provisiones para la protección al trabajo por otros mecanismos que dan seguridad de ingresos a menores costos de eficiencia y desigualdad. Sin embargo, reducir los costos de despidos ha probado ser muy difícil en casi todos los países. Esta persistencia puede explicarse por una demanda autosatisfecha por seguridad de ingresos y por grupos políticos excesivamente poderosos que han inclinado la balanza de poder a su favor (Caballero y Hammour, 2000). Una demanda autosatisfecha por seguridad de ingresos surge porque la protección al trabajo disminuye los flujos hacia fuera del desempleo y hacia adentro del empleo. Por lo tanto, aunque la protección al trabajo reduce la probabilidad de salir de él, si se ha perdido el empleo la probabilidad de encontrar uno nuevo es menor. Esto produce un sentimiento de inseguridad entre los trabajadores los cuales presionan para mantener alta la protección al trabajo. Un balance de poder sesgado en favor de los trabajadores agrupados también ayuda a sostener las provisiones para la protección al trabajo. Esos trabajadores que tienen más probabilidad de beneficiarse de dichas políticas poseen

también más probabilidad de estar representados en el proceso político, mientras que los trabajadores que no están beneficiados por las regulaciones tienen menos probabilidades de influenciar la política. Las autoridades reformistas deberían buscar coaliciones que incluyan representantes de los trabajadores no beneficiados -como los trabajadores jóvenes, mujeres, desempleados y desestimulados- para obtener el apoyo a las reformas del mercado laboral.

## REFERENCIAS

- Abraham, K. y Houseman, S. (1994). "Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility: Lessons From Germany, France and Belgium" en Rebecca M. Blank, ed., *Protection Versus Economic Flexibility: Is There A Tradeoff?* Chicago, University of Chicago Press.
- Addison, J. T. y Grosso, J. L. (1996). "Job Security Provisions and Employment: Revised Estimates", *Industrial Relations*, 35 (4).
- Allen, S. Cassoni, A. y Labadie, G. (2000). "Unions and Employment in Uruguay." Research Network Working Paper R-392. Washington, D. C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Anderson, P. M. (1993). "Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), pp. 1015-1042.
- Bentolila, S. y Saint-Paul, G. (1994). "A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs", *Labour Economics*, 1, pp. 303-26.
- Bentolila S. y Bertola, G. (1990). "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis?", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 381-402.
- Bertola, G. 1990. "Job Security, Employment and Wages", *European Economic Review*, 34, pp. 851-886.
- \_\_\_\_\_ y Rogerson, R. (1997). "Institutions and Labor Reallocation", *European Economic Review*, 41, 1147-1171.
- \_\_\_\_\_, Boeri, T. y Cazes, S. (2000). "Employment Protection in Industrialized Countries: The Case for New Indicators", *International Labour Review*, 139.
- Blank, R. y Freeman, R. (1994). "Does a Larger Social Safety Net Mean Less Economic Flexibility?" en R. Blank y R. Freeman, editores. *Working Under Different Rules*, New York, Russell Sage.

- Boal, W. y Pencavel, J. (1994). "The Effects of Labor Unions on Employment, Wages and Days of Operation: Coal Mining in West Virginia" *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 267-298.
- Buchele, R. y Christiansen, J. (1998). "Do Employment and Income Security Cause Unemployment? A Comparative Study of the US and the E-4", *Cambridge Journal of Economics*, 22, pp. 117-136.
- Caballero, R. y Hammour, M. (2000). "Institutions, Restructuring and Macroeconomic Performance", artículo preparado para el XII Congreso Mundial de la Asociación Internacional de Economía, 25 de agosto de 1999.
- De Pelsmacker, P. (1984). "Long-Run and Short-Run Demand for Factors of Production in the Belgian Industry", en D. Vitry y B. Marechal, editores. *Emploi-Chomage: Modelisation et Analyses Quantitatives*, Dijon, Librairie de l'Université.
- Denny, M., Fuss, M., y Waverman, L. (1981). "Estimating the Effects of Diffusion of Technological Innovations in Telecommunications: The Production Structure of Bell Canada", *Canadian Journal of Economics*, 14, pp. 24-43.
- Dolado et al. (1996). "The Economic Impact of Minimum Wages in Europe", *Economic Policy*, 23, pp. 319-372.
- Downes, A. et al. (2000). "Labor Market Regulation and Employment in the Caribbean", Research Network Working Paper R-388. Washington, D.C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Edwards S. y Cox-Edwards, A. (1999). "Social Security Reform and Labor Markets: The Case of Chile", Los Ángeles, Long Beach, y Cambridge, Estados Unidos: Universidad de California en Los Ángeles, National Bureau of Economic Research, y California State University. Documento mimeografiado.
- Fajnzylber, P. y Maloney, W. F. (2000). "Labor Demand and Trade Reform in Latin America." Belo Horizonte, Brasil, y Washington, D. C., *Universidad Federal de Minas Gerais-Banco Mundial*. Documento mimeografiado.
- Farber, H. (1986). "The Analysis of Union Behavior" en O. Ashenfelter y R. Layard, editores, *Handbook of Labor Economics*, Vol. II., Amsterdam, Holanda.
- Field, B. y Grebenstein, C. (1980). "Capital Energy Substitution in U. S. Manufacturing", *Review of Economics and Statistics*. 70, pp. 654-659.
- Freeman, R. B. (1994). *Working Under Different Rules*. New York, Russell Sage Foundation.

- \_\_\_\_\_. (2000). "Single Peaked vs. Diversified Capitalism: The Relation Between Economic Institutions and Outcomes", *NBER Working Paper 7556*. Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Grubb, D. y Wells, W. (1993). "Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries", *OCDE Economic Studies*, No. 21, invierno.
- Gruber, J. (1995). "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile", *NBER Working Paper*, No. 5053, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Gruber, J. (1997). "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile", *Journal of Labor Economics*. 15, 3.
- Hamermesh, D. S. (1993). *Labor Demand*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Hopenhayn, H. (2000). "Labor Market Policies and Employment Duration: The Effects of Labor Market Reform in Argentina", Research Network Working Paper. Washington, D. C., *Banco Interamericano de Desarrollo*. Se publicará próximamente.
- Hopenhayn, H. y Rogerson, R. (1993). "Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis", *Journal of Political Economy*. 101, 5.
- Kugler, A. (2000). "The Incidence of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility and Compliance in Colombia: Evidence from the 1990 Reform", Research Network Working Paper R-393, Washington, D.C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Lazear, E. (1990). "Job Security Provisions and Employment", *The Quarterly Journal of Economics*, agosto.
- MacIsaac, D. y Rama, M. (1997). "Determinants of Hourly Earnings in Ecuador: The Role of Labor Market Regulations", *Journal of Labor Economics*. 15(3-Parte dos).
- Márquez, G. (1998). "Protección al empleo y funcionamiento del mercado de trabajo: una aproximación comparativa", Mimeo, *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- \_\_\_\_\_ y Pagés, C. (1998). "Ties That Bind: Employment Protection and Labor Market Outcomes in Latin America." Research Network Working Paper 373. Washington, D.C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.

- Mondino, G. y Montoya, S. (2000). "Effects of Labor Market Regulations on Employment Decisions by Firms: Empirical Evidence for Argentina", Research Network Working Paper R-391. Washington, D.C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Nickell, S. (1997). "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America", *Journal of Economic Perspectives*. 11,3, pp. 55-74.
- O'Connell, L. (1999). "Collective Bargaining Systems in Six Latin American countries: Degrees of Autonomy and Decentralization." Research Network Working Paper R-399. Washington, D.C., Estados Unidos: *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- OCDE. (1993). *Employment Outlook*. París.
- OCDE (1999). *Employment Outlook*. Capítulo 2. "Employment Protection and Labour Market Performance", París, junio.
- Paes de Barros, R. y Corseuil, C. H. (2000). "The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance", documento mimeografiado.
- Pagés, C. y Montenegro, C. (1999). "Job Security and the Age-Composition of Employment: Evidence from Chile", Working Paper 398, Washington, D. C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Roberts, M. J. y Skoufias, E. (1997). "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 1.
- Saavedra, J. y Torero, M. (2000). "Labor Market Reforms and their Impact Over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru". Research Network Working Paper R-394. Washington, D. C., *Banco Interamericano de Desarrollo*.
- Waud, R. (1968). "Man-Hour Behavior in U. S. Manufacturing: A Neoclassical Interpretation", *Journal of Political Economy*. 76, pp. 407-427.
- Wylie, P. (1990). "Scale-biased Technological Development in Canada's Industrialization, 1900-1929", *Review of Economics and Statistics*. 72, pp. 219-227.

# APÉNDICE

## CONSTRUCCIÓN DEL ÍNDICE DE PROTECCIÓN AL TRABAJO

El índice de protección al trabajo se ha construido de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$Index_{jt} = \sum_{i=1}^T \beta^i \delta^{i-1} (1 - \delta) (b_{jt+i} + a SP_{jt+i}^{jc} + (1 - a) SP_{jt+i}^{uc})$$

donde  $j$  indica país,  $\delta$  es la probabilidad de permanecer en un empleo,  $\beta$  es el factor de descuento,  $T$  es el período máximo de permanencia que un trabajador puede alcanzar en una firma,  $b_{jt+i}$  es el preaviso para un trabajador que ha estado  $i$  años en la firma,  $a$  es la probabilidad de que las dificultades económicas de la firma sean consideradas como causa justificada de despido,  $SP_{ij}^{jc}$  es el pago obligatorio en el momento del despido en el caso en que el trabajador haya estado  $i$  años en la firma, y finalmente,  $SP_{jt+i}^{uc}$  indica el pago que hay que hacer al trabajador que tiene un período de permanencia  $i$  en caso de despido injustificado.

El índice construido mide valor presente del costo esperado, en el momento en que el trabajador es contratado, de despedir un trabajador en el futuro. Se supone que las firmas evalúan los costos futuros basándose en las leyes laborales actuales. El índice sólo incluye provisiones obligatorias de ley y por lo tanto, no incluye provisiones pactadas en negociaciones colectivas o provisiones incluidas en los manuales de políticas de las compañías. Además, no incluye los costos de despido que están regulados por un juez si la firma es llevada a los tribunales. Este supuesto explica por qué los costos de despido -de acuerdo con nuestro índice- son cero en los Estados Unidos, a pesar de los altos costos potenciales asociados con acciones legales. Altos valores del índice indican períodos o países con alta protección al trabajo, mientras que menores valores caracterizan períodos o países en los cuales los costos de despido son menores. Por construcción este índice otorga igual peso a los períodos de preaviso, y a los pagos de cesantía de un trabajador, ya que los dos se suman para el cálculo de los costos de despido. Este índice, sin embargo, da un peso más alto a los costos de despido que surgen tan pronto se contratado a un

trabajador -porque a ellos se les aplica menos descuento en el momento de contratar el trabajador- mientras que descuenta altamente los costos de despido que pueden surgir en el futuro.

Calculamos  $SP_{ij}^{jc}$  y  $SP_{ij}^{uc}$  basados en dos fuentes diferentes. Para países latinoamericanos y del Caribe usamos la información oficial resumida en el Cuadro 1.A. Esta información se obtuvo directamente de los ministerios de trabajo de la región. Para los países de la OCDE utilizamos la información oficial resumida en OCDE (1999). En todos los países latinoamericanos, menos en Argentina y Chile, las condiciones económicas no son una causa justa de despido. En consecuencia, nosotros suponemos que  $a = 0$  para esos países. En cambio, en Argentina y Chile las condiciones económicas son una causa justificada de despido y por lo tanto  $a = 1$ . Para los países de la OCDE (con excepción de España) nosotros consideramos que  $a = 0$  ó  $a = 1$  dependiendo de la información resumida en el Cuadro 2.A. OCDE (1999). En España, el pago obligatorio de cesantía en caso de causa injustificada es sustancialmente más grande que la cesantía en caso de justa causa. Aún así, los trabajadores tienden a demandar ante los tribunales y hay una alta probabilidad de que los jueces declaren despido injustificado. Basados en Bertola, Boeri y Cazes (2000), suponemos que antes de la reforma de 1997,  $a = 0,2$ . Después de 1997, se redujo el grado de ambigüedad y  $a = 0,5$ <sup>23</sup>. Finalmente, en algunos países europeos los costos obligatorios de despido varían entre obreros y oficinistas. Para obtener una sola medida por país, calculamos un índice separado para obreros y otro para oficinistas y hacemos un promedio simple de los dos. (Para una descripción de los costos de despido en los países de la OCDE y de las divergencias entre los costos de obreros y oficinistas véase OCDE, 1999).

Al calcular el índice, asumimos una tasa de descuento de 8% común para todos los países y una tasa de retorno de 12% igual para todos los países. La selección de la tasa de descuento está basada en el retorno promedio de un portafolio diversificado internacionalmente. Finalmente, la selección de la tasa de retorno está basada en el hecho de que las tasas de retorno no se pueden observar en países con provisiones para la protección al trabajo ya que la tasa de retorno está afectada por la protección a dicho trabajo. Por lo tanto, nosotros decidimos imputarles a todos los países las tasas de retorno observadas en los Estados Unidos, el país de la muestra con la menor protección al trabajo. Se supone que el máximo período de permanencia en una firma,  $T$ , son 20 años.

<sup>23</sup> Los parámetros de cada país imputados en el índice de protección al trabajo pueden obtenerse solicitándolos a los autores.

**Cuadro 1.A**

Legislación concerniente a las condiciones de despido en 1990 y 1999

(X = Salarios mensuales, N = Años de permanencia)

Fecha de reforma		Previsto		Prima de antigüedad		¿Indemnización si el Trabajador renuncia	
		1990	1999	1990	1999	1990	1999
Argentina	Ninguna	1-2 meses	1/2-2 meses	0	0	0	0
Bahamas	Ninguna	1/2-1 mes	Sin cambios	0	0	0	0
Barbados	Ninguna	Negociable en la práctica 1 mes	Sin cambios	0	0	0	0
Belice	Ninguna	1/2-1 mes	Sin cambios	0	0	1/6X*N si N>10	Sin cambios
Bolivia	Ninguna	3 meses	Sin cambios	0	0	1X*N si N>=5	Sin cambios
Brasil	Ninguna	1 mes	Sin cambios	Fondo (8% salario+r)	Fondo (8% salario+r)	0	0
Chile	1991	1 mes	Sin cambios	0	0	No	1/2X*N (2) si N>=7
Colombia	1990	45 días	Sin cambios	X*N Doble retroactividad dada la falta de ajuste inflacionario sobre retiros.	Fondo (8% salario+r)	Fondo	Sin cambios
Costa Rica	Ninguna	1 mes	Sin cambios	0	0	0	0
Ecuador	Ninguna	1 mes	Sin cambios	Fondo (8% salario+r)	Fondo (8% salario+r)	Prima de antigüedad	Sin cambios
El Salvador	1994	0-7 días	Sin cambios	0	0	0	0
Guatemala	Ninguna	0	0	0	0	0	0
Guyana	1997	1/2 mes	1 mes Si N>=1	0	0	0	0

**Cuadro 1.A** (Continuación)  
 Legislación concerniente a las condiciones de despido en 1990 y 1999  
 (X = Salarios mensuales, N = Años de permanencia)

	Indemnización por despido, debido a razones económicas		¿Sobre quién aplican las reformas?	¿Límite superior a la indemnizac. por despido?	
	1990	1999		1990	1999
Argentina	$2/3X * N$ , Mín 2 meses	Sin cambios		Máx. Lím. en X	Sin cambios
Bahamas	Negociable	Sin cambios		No	Sin cambios
Barbados	$0,41 * X * N$ si $N \geq 2$	Sin cambios		Máx. $X * N = 3,75$	Sin cambios
Belize	$1/4X * N$ si $N > 5$	Sin cambios		Máx. 42 semanas	Sin cambios
Bolivia	$1X * N$	Sin cambios		No	Sin cambios
Brasil	$0,4 * Fondo$	Sin cambios		No	Sin cambios
Chile	$1 X * N (3)$	Sin cambios	Todos los empleados	Máx. $X * N = 5$	Máx. $X * N = 11$
Colombia	$X * 4,0$ si $N = 5$ $X * 6,6$ si $N = 10$ $X * 16,5$ si $N = 15$ $X * 21,5$ si $N = 20$	$X * 4,0$ si $N = 5$ $X * 6,6$ si $N = 10$ $X * 21,5$ si $N = 15$ $X * 28,5$ si $N = 20$	Todos los empleados	No	Sin cambios
Costa Rica	$X * N$	Sin cambios		Máx. $X * N = 8$	Sin cambios
Ecuador	$1/4 X * N$ Más $3 * X$ si $N \leq 3$ Más $X * N$ si $N = 3 - 25$ Más pensión si $N \geq 25$	Sin cambios		No	Sin cambios
El Salvador	$X * N$ o si quiebra	$X * N$ Cambios en Máx. X	Todos los empleados	Máx. salario base = 4 salarios mín. (4)	Sin cambios
Guatemala	2 días-4 meses Si quiebra. $X * N$ En otro caso	Sin cambios		No	Sin cambios
Guyana	Negociable en la práctica 2 1/2 semanas por N	$1/4 * X * N$ si $N = 1-5$ $1/2 * X * N$ si $N = 5-10$	Todos los empleados	No	Máx. $X * N = 12$
Honduras	$X * N$	Sin cambios		Máx. $X * N = 15$	Sin cambios

**Cuadro 1.A (Continuación)**  
 Legislación concerniente a las condiciones de despido en 1990 y 1999  
 (X = Salarios mensuales, N = Años de permanencia)

Fecha de reforma	Previsto		Prima de antigüedad		¿Indemnización si el Trabajador renuncia		
	1990	1999	1990	1999	1990	1999	
Honduras	Ninguna	1 día - 2 meses	Sin cambios	0	0	0	0
Jamaica	Ninguna	2-12 semanas	Sin cambios	0	0	0	0
México	Ninguna	0-1 mes	Sin cambios	0	0	0	0
Nicaragua	1996	1-2 meses	0	0	0	0X*N si N=1-3 3X*N+2/3X* N si N>3	
Panamá	1995	1 mes	Sin cambios	1/4*X*N si N>=10	1/4*X*N	1/4*X*N si N>=10	1/4*X*N
Paraguay	Ninguna	1-2 meses	Sin cambios	0	0	0	0
Perú	1996 1995 1991	0	0	Determinado por juez en procesos legales	Fondo (8% salario+r)	Fondo (8% salario+r)	Prima de Antigüedad
República Dominicana	1992	1/4-1 mes	Sin cambios	0	0	0	0
Surinam	Ninguna	1/4-6 meses		0	0	0	0
Trinidad y Tobago	Ninguna	2 meses		0	0	0	0
Uruguay	Ninguna	0	0	X*N	Sin cambios	0	0
Venezuela	1997	1/4-3 meses	Sin cambios	X*N	2X*N	X*N	2X*N

**Cuadro 1.A (Conclusión)**  
 Legislación concerniente a las condiciones de despido en 1990 y 1999  
 (X = Salarios mensuales, N = Años de permanencia)

	Indemnización por despido, debido a razones económicas		¿Sobre quién aplican las reformas?	¿Límite superior a la indemnizac. por despido?	
	1990	1999		1990	1999
Jamaica	$1/3 * X * N$ si $X = 2-5$ $1/2 * X * N$ si $X > 5$	Sin cambios		No	Sin cambios
México	$2/3 X * N$ (Mín. $3 * X$ )	Sin cambios		No	Sin cambios
Nicaragua	Negociado en la práctica, $2 X * N$	$X * N$ si $N = 1-3$ $3X * N + 2/3X * N$ si $N > 3$		No	Máx. $X * N = 5$
Panamá	$X * N$ si $N \leq 1$ $3 * X$ si $N = 2$ $3 * X + 3/4 * X * N$ si $N > 2 < 10$ $9 * X + 1/4 * X * N$ si $N \geq 10$	$3/4X * N$ si $N < 10$ $7,5 * X + 1/4 * X$ si $N \geq 10$	Nuevos empleados	No	Sin cambios
Paraguay	$1/2 X * N$	$1/2 X * N$		No	Sin cambios
Perú	$3 X * N$	Fondo + $1,5 * X * N$	1996 nuevos empleados 1995 todos los empleados 1991 todos los empleados	Máx. $X * N = 12$	Sin cambios
República Dominicana	$1/2 * X * N$	$0,67 * X * N$ si $N = 1-4$ $0,74 * X * N$ si $N \geq 5$	Nuevos empleados	No	Sin cambios
Surinam	Negociado	Negociado		No	Sin cambios
Trin. y Tobago	$1/3 X * N$ si $N = 1-4$ $1/2 X * N$ si $N > 5$	Sin cambios		No	Sin cambios
Uruguay	$X * N$	Sin cambios		Máx. $X * N = 6$	Sin cambios
Venezuela	$2/3 - 2 X * N$	$X * N$	Todos los empleados	No	Máx. $X * N = 5$

Fuente: Ministerios de Trabajo de la Región.

**Cuadro 2A**  
Salario mínimo promedio  
en países latinoamericanos e industrializados

Bolivia 95	0,21	Colombia 95	0,54
Brasil 95	0,24	Costa Rica 95	0,54
Argentina 95	0,26	Dinamarca 94	0,54
Chile 94	0,30	Alemania 91	0,55
España	0,32	Irlanda 93	0,55
México 94	0,36	Holanda	0,55
Perú 96	0,36	Luxemburgo	0,56
Estados Unidos 93	0,39	Bélgica 92	0,60
Reino Unido 93	0,40	Honduras 96	0,61
Panamá 95	0,43	Austria 93	0,62
Portugal	0,45	Grecia 95	0,62
Francia	0,50	Paraguay 95	0,64
Finlandia 93	0,52	El Salvador 95	0,69
Suecia	0,52	Italia 91	0,71
Suiza 93	0,52	Venezuela 95	0,88

Fuente: Países latinoamericanos: cálculos de los autores basados en encuestas de hogares. Países industrializados: Dolado et al. (1996).