



Revista Finanzas y Política Económica

ISSN: 2248-6046

revistafinypolecon@ucatolica.edu.co

Universidad Católica de Colombia

Colombia

Narváez Rubiano, Álvaro Fernando

Efectos de la ley 789 sobre la demanda laboral manufacturera colombiana 2001-2006

Revista Finanzas y Política Económica, vol. 5, núm. 1, enero-junio, 2013, pp. 79-94

Universidad Católica de Colombia

Bogotá D.C., Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323528583005>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

Álvaro Fernando
Narváez Rubiano*
Universidad
del Valle, Colombia

Efectos de la Ley 789 sobre la demanda laboral manufacturera colombiana 2001-2006

RESUMEN

En el presente trabajo se estudian los impactos de un cambio institucional como la reforma laboral del 2002 sobre la demanda laboral colombiana, con base en datos panel suministrados por la Encuesta Anual Manufacturera desagregada a cuatro dígitos CIUU para el periodo 2001-2006 y de acuerdo a los planteamientos teóricos de Hamermesh (1993). Adicionalmente, se estiman elasticidades y los resultados del ejercicio econométrico arrojan una elasticidad empleo producto de 0,57 y 0,61 de corto y largo plazo respectivamente; una elasticidad empleo-salario en el corto plazo de -0,78 y en el largo plazo de -0,98. Esto corrobora un elemento común de los trabajos empíricos, según el cual las elasticidades precios de los factores son mayores en el largo plazo. Los valores anteriores muestran que en el corto plazo la reforma tiene efectos negativos sobre la creación de empleos, mientras que en el largo plazo la reforma no tiene efectos sobre la demanda laboral manufacturera.

Palabras clave: economía laboral, demanda laboral manufacturera, datos panel, elasticidad empleo-producto, elasticidad empleo-salario, encuesta anual manufacturera.

Clasificación JEL: C23, J01, J23, L60.

Effects of Law 789 on Colombian manufacturing labor demand 2001–2006

ABSTRACT

This paper studies how an institutional change such as the 2002 labor reform has an impact on Colombian labor demand, on the basis of panel data provided by the Annual Manufacturing Survey disaggregated at the 4-digit level of ISIC (International Standard Industrial Classification of all Economic Activities) for 2001-2006 and according to Hamermesh's (1993) theoretical formulations. The results of the econometric exercise are a short run employment–output elasticity of 0,57 and 0,61 for the long run and a -0,78 employment–wage elasticity on the short run and -0,98 on the long run. These results confirm the element shared by all empirical studies, which is that long run price elasticity of the factors is larger than short run price elasticity. The previous values show that the reform has adverse effects on job creation on the short run, while on the long run it has no effects at all on the manufacturing labor demand.

Keywords: labor economics, manufacturing labor demand, panel data, employment–output elasticity, employment–wage elasticity, annual manufacturing survey.

JEL Classification: C23, J01, J23, L60.

Recibido: 7 de febrero de 2013
Concepto de evaluación: 12 de abril de 2013
Aprobado: 7 de mayo de 2013

Artículo de reflexión

*Economista de la
Universidad del Valle.
Profesional del Programa
Utopía Colombia de la
Universidad Central.
Bogotá, Colombia.
Correo electrónico:
narvalez@yahoo.com

Efeitos da Lei 789 sobre a demanda laboral manufatureira colombiana 2001-2006

RESUMO

No presente trabalho, estudam-se os impactos de uma mudança institucional como a reforma laboral de 2002 sobre a demanda laboral colombiana, com base em dados de painel fornecidos pela Pesquisa Anual Manufatureira separada em quatro dígitos CIUU para o período 2001-2006 e de acordo com as propostas teóricas de Hamermesh (1993). Além disso, estimam-se elasticidades, e os resultados do exercício econométrico produzem uma elasticidade emprego-produto de 0,57 e 0,61 de curto e longo prazo, respectivamente; uma elasticidade emprego-salário a curto prazo de -0,78 e, a longo prazo, de -0,98. Isso corrobora um elemento comum dos trabalhos empíricos, segundo o qual as elasticidades preços dos fatores são maiores a longo prazo. Os valores anteriores mostram que, a curto prazo, a reforma tem efeitos negativos sobre a criação de empregos, enquanto a longo prazo a reforma não tem efeitos sobre a procura laboral manufatureira.

Palavras-chave: economia laboral, demanda laboral manufatureira, dados de painel, elasticidade emprego-produto, elasticidade emprego-salário, pesquisa anual manufatureira.

INTRODUCCIÓN

La legislación laboral vigente en muchos países además de esclarecer los derechos jurídicos básicos, también dictamina hasta el más mínimo detalle del contrato laboral (salario mínimo, jornada laboral diurna y nocturna, entre otros) para todos los trabajadores. Algunos de estos requisitos han afectado negativamente la contratación formal de mano de obra en Colombia. En muchos países de América Latina, las leyes de protección del empleo han perseguido dos objetivos de política: penalizar los despidos injustificados y establecer un seguro de desempleo. El problema es que no se ha alcanzado ninguno de ellos. Según el Banco Mundial (1995), esto se debe a que, por una parte, las firmas encuentran formas de disminuir los costos de las indemnizaciones obligatorias por despido y, por otra, los empleados intentan modificar sus renunciaciones voluntarias en despidos para recibir la correspondiente indemnización.

Para los estudios de mercado laboral, Colombia, a diferencia de otros países, es un caso interesante, debido a que presenta dos reformas laborales en los últimos veinte años. Las reformas de 1990 y 2002 son experimentos “naturales” para realizar estudios acerca del impacto de cambios institucionales sobre el mercado laboral y, por ende, sobre variables como el desempleo o la tasa de contratación.

En virtud de lo anterior, este trabajo indaga los posibles impactos de un cambio institucional como la reforma laboral del 2002 sobre la demanda laboral manufacturera colombiana. Esto con el fin de explicar la forma en que se estructura la demanda laboral, a través del análisis de las elasticidades empleo-salario y empleo-producto, ya que, si bien en la literatura económica nacional existen diferentes estudios que dan cuenta de las variaciones en el comportamiento de la demanda laboral ante cambios institucionales como la apertura económica de la década del noventa y la Ley 50 del 90, pocos han estudiado los posibles impactos de la reforma laboral del 2002. En ella, los hacedores de política plantearon un paquete de reformas orientadas a disminuir los costos de despido,

que promoverían la contratación de trabajadores y aumentarían la estabilidad laboral, con lo que se esperaba crear cerca de 79.000 empleos en el primer año, y 30.000, 24.000 y 19.000, en los subsiguientes.

Este documento consta de siete partes además de esta introducción. En la segunda, se realiza una breve revisión de la literatura nacional e internacional sobre la demanda laboral manufacturera. Luego, en la tercera, se presenta un breve resumen de la teoría sobre la demanda laboral con dos insumos. En la cuarta se realiza una breve descripción del mercado laboral colombiano en el periodo 2001-2006. En la quinta, se describe la metodología. En la sexta se realizan las estimaciones de las funciones de demanda de corto y largo plazo y los resultados de la investigación, y, por último, en la séptima sección se incluyen las conclusiones. Las referencias bibliográficas y los anexos completan el documento.

APROXIMACIÓN A UN ESTADO DEL ARTE

A nivel internacional, el trabajo de Hamermesh (1993) es considerado como uno de los más importantes, porque además de hacer una amplia revisión de trabajos empíricos, también realiza significativos aportes a la economía laboral. Basado en la revisión de varios estudios empíricos sobre demanda laboral (pp. 107-168). Asimismo, para el caso de la demanda laboral en Chile, García (1995) estima un sistema de tres ecuaciones no lineales: para empleo formal, para el empleo informal y para el salario nominal. Los resultados son que la elasticidad empleo-producto varía entre un 0,3 y un 1,3 en el corto y largo plazo, respectivamente, mientras que la elasticidad empleo-salario tiene un rango entre -0,03 y -0,10.

Saavedra y Torero (2000) estudian los impactos de las reformas laborales sobre la demanda laboral en el Perú. Los autores utilizan la Encuesta Trimestral de Empleo e Ingresos del Ministerio de Trabajo para el área Metropolitana de Lima. Los autores encuentran una elasticidad empleo producto

de 0,1710, por lo que sería necesario un aumento de 50% del PBI total para incrementar el nivel de empleo formal en 10% aproximadamente.

Para el caso colombiano, Cárdenas y Gutiérrez (1998) trabajan con dos grupos de datos panel basados en la Encuesta Anual Manufacturera (EAM). En el primero analizan 2570 empresas para el periodo 1978-1991 y, en el segundo, analizan 91 sectores manufactureros para el periodo 1976-1996. En el primer panel aparece una elasticidad empleo-salario de -0,05 de corto plazo y -2,27 de largo plazo, una elasticidad empleo-producto de 0,24 y una elasticidad precio-cruzada de 1,36. Esta última sugiere que el trabajo y otros factores son sustitutos. Para el caso del segundo panel, se da una elasticidad empleo-producto de 1,05, una elasticidad empleo-salario de largo plazo de -1,43 y una elasticidad precio-cruzada de -1,2. Esta última sugiere que el trabajo y otros factores son complementarios.

Ruiz (1998) utiliza un modelo lineal cuadrático, que permite examinar la importancia de los costos de ajuste para entender la demanda laboral colombiana. En su trabajo el autor se basa en los datos suministrados por la EAM para el periodo comprendido entre 1974-1991 y por la Muestra Mensual Manufacturera (MMM), llevada a cabo en enero de 1990 y agosto de 1997. Los resultados del trabajo de Ruiz muestran que las elasticidades empleo-producto y empleo-salario son inelásticas, pero que a partir de la década del noventa se vuelven mucho más elásticas.

Ramírez y Núñez (2000) trabajan con los datos suministrados por la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) y por la EAM con un modelo de demanda laboral con costes de ajuste. Encuentran que la elasticidad de corto plazo del empleo con respecto al salario es negativa aunque relativamente baja (alrededor de -0,12) y que la elasticidad con respecto al precio de las materias primas es positiva, pero también baja (alrededor de 0,10), lo que indica que existe algún grado de sustituibilidad entre trabajo y materias primas.

Finalmente, Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998) realizan el estudio por personal calificado y no calificado para las siete áreas metropolitanas

de Colombia, para lo cual trabajan con una función Leontief. En el caso del trabajo no calificado, la demanda laboral se torna más elástica, pues pasa de -0,461 en el periodo 1986-1991 a -0,515 en el periodo 1992-1996, mientras el trabajo calificado se comporta de manera contraria con una elasticidad empleo salario que pasa de -0,507 a -0,445 en el mismo periodo.

MARCO TEÓRICO

El presente trabajo se basa en los aportes teóricos de Hamermesh (1993), quien emplea la microeconomía de la demanda laboral como una aplicación de la teoría de la productividad marginal a la demanda de cualquier factor empleado en la producción, en donde cooperan dos o más factores. En el desarrollo del modelo se emplean dos supuestos simplificadores. El primero de ellos es que el salario por hora es el único coste laboral¹ y el segundo que la productividad del trabajo es independiente de la duración de la semana laboral.

La demanda de trabajo con dos insumos

Se parte de una función de producción lineal homogénea F , que depende de dos factores (capital y trabajo) y presenta rendimientos constantes a escala:

$$Y = F(L, K), F_L > 0, F_{LL} < 0, F_{LK} > 0 \quad [1]$$

Donde Y es el producto, L el trabajo y K los servicios homogéneos de capital. Por el momento, se asume que la función maximizadora de ganancias de la firma es:

$$\pi = F(L, K) - wL - rK \quad [2]$$

1 La variable dummy que se emplea para representar la reforma supone cambios asociados a los costos de contratación y uso de la mano de obra; no obstante, no aparecen explícitos en el modelo, sino implícitos a través de la variable dummy que se va a utilizar.

Donde se supone que r es el precio exógeno del capital y el precio del producto que se vende en un mercado competitivo es igual a uno. Maximizando se muestra que la empresa competitiva demanda cada uno de los factores hasta el punto en el que el precio unitario de los mismos se iguala a su producto marginal correspondiente:

$$\frac{F_L}{F_K} = \frac{w}{r} \quad [2a]$$

Entonces la relación marginal de sustitución técnica (RMS) es igual al cociente de los precios relativos de los factores. Según Allen (1938, como se citó en Hamermesh, 1996, p. 43), la elasticidad de sustitución entre los servicios de capital y trabajo se define como el efecto de un cambio en los precios de los factores sobre la utilización relativa de esos dos factores, "manteniendo constante el volumen de producción"². Para la función lineal de producción homogénea, la elasticidad de sustitución de trabajo y capital se define como:

$$\sigma = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(w/r)} = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(F_L/F_K)} = \frac{F_L F_K}{Y F_{LK}} \quad [3]$$

Por definición, la elasticidad de sustitución $\sigma > 0$, dado que el trabajo y el capital son sustitutos. En virtud de lo anterior, la elasticidad empleo-salario, con producción y costo del capital constante, está dada por la siguiente expresión:

$$\eta_{LL} = -[1-s] \sigma < 0 \quad [4]$$

Donde $s = wL/Y^3$ es la participación del trabajo en el ingreso total. η_{LL} mide la elasticidad de

la demanda de trabajo con producción constante (elasticidad empleo-salario). Así, la expresión 8 refleja la primera de las cuatro leyes de la demanda derivada de Marshall (1920), en la cual la elasticidad al propio precio es mayor cuanto más fácilmente el otro factor pueda ser sustituido por el trabajo. Por otra parte, la elasticidad cruzada de la demanda de trabajo en respuesta a un cambio en el precio de los servicios de capital puede expresarse como:

$$\eta_{LK} = [1-s] \sigma > 0 \quad [5]$$

Con $\eta_{LK} > 0$ queda implícito que el trabajo y el capital son sustitutos. Las elasticidades η_{LL} y η_{LK} reflejan la sustitución entre factores, un elemento importante que no se podía ver para el caso de un solo factor. Teniendo en cuenta que el efecto escala es la participación del factor multiplicada por la elasticidad de la demanda del producto, para obtener las elasticidades totales de la demanda de trabajo, es necesario incorporar el efecto de escala. Por ende, η_{LL} y η_{LK} se pueden expresar como:

$$\eta'_{LL} = -[1-s] \sigma - s \eta \quad [6]$$

$$\eta'_{LK} = [1-s] \sigma [\sigma - \eta] \quad [7]$$

Donde el término $s\eta$ en la ecuación 6 denota la segunda ley marshalliana de la demanda derivada, que dice que la demanda de factores es menos elástica cuanto menos elástica sea la demanda del producto, como se pudo evidenciar en el modelo con un único factor.

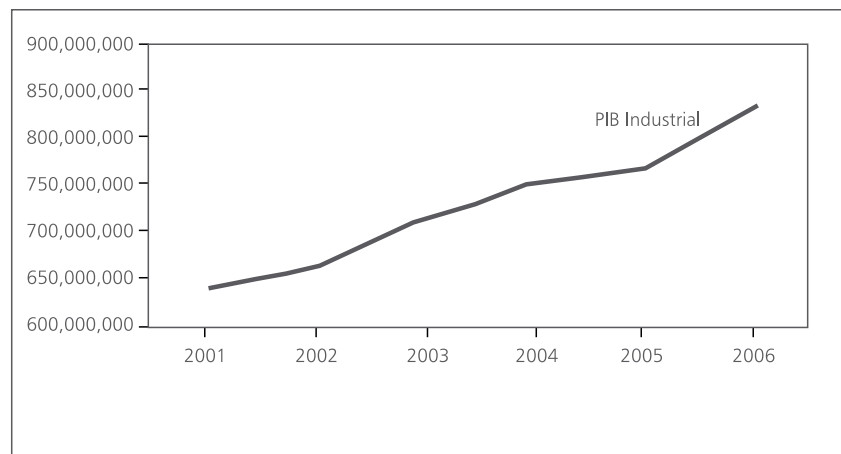
En realidad, además de los factores salarios y capital que emplea el modelo, hay factores como la inflación, la tasa de cambio, el ciclo económico, entre otros, que los empresarios tienen en cuenta a la hora de tomar decisiones de contratación. No obstante, cabe señalar que no es el único modelo que se ha formulado para analizar el comportamiento de la demanda laboral, también se han

2 La cursiva es utilizada por Hamermesh (1996, p. 43) y no por Allen (1986).

3 También se puede escribir como $s = wL/P\phi(L)$.

Gráfica 1.

Evolución del PIB industrial en miles de pesos (Col.) a precios constantes del 2000, Colombia: 2001-2006



Fuente: DANE, Encuesta Anual Manufacturera (2001-2006).

desarrollado trabajos, por parte de escuelas como la institucionalista y la estructuralista, en donde las implicaciones de política difieren sustancialmente de la visión que se emplea en la elaboración del presente trabajo.

DESCRIPCIÓN DEL MERCADO LABORAL MANUFACTURERO EN COLOMBIA

Comportamiento de las principales variables macroeconómicas

La recesión que empezó en 1996 con dos trimestres consecutivos de un crecimiento negativo de la producción, afectó inmediatamente al mercado laboral, entre otras cosas por los duros ajustes al gasto y el alza en las tasas reales de interés que se utilizaron como medidas para afrontar la crisis, por parte de las autoridades económicas colombianas. El periodo 2001-2006 en el mercado laboral colombiano puede caracterizarse como una etapa de recuperación ante la crisis económica de finales de la década del noven-

ta. Una recuperación del PIB industrial que, aunque fue modesta e inestable en los primeros años (2001 y 2002), se fue consolidando posteriormente.

El número de establecimientos industriales cae y los establecimientos que hacen frente a la crisis lo hacen en presencia de obstáculos en los procesos de contratación.

Núñez (2000, p. 5) describe bien el ambiente que enfrentaron dichos establecimientos:

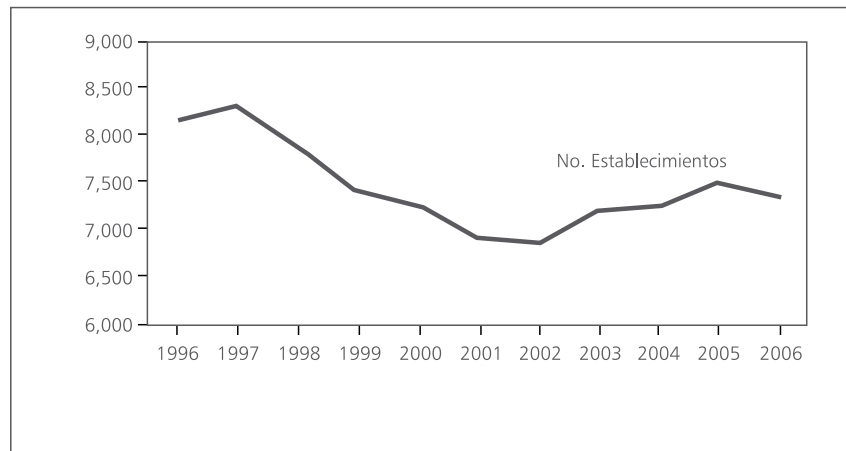
A comienzos de 1999, los ajustes del salario mínimo fueron del 16% previendo una inflación muy similar. Sin embargo, y como consecuencia de la misma recesión, la inflación durante 1999 fue del 9,2%; es decir que el salario mínimo real creció aproximadamente 7% durante la recesión más grande de la historia del país [...] ante la inflexibilidad del mercado laboral, y en especial de los salarios nominales, el mercado laboral se ajustó por cantidades al verse obligadas las empresas a despedir a sus trabajadores.

Como puede verse en el grafico 3, la tasa de desempleo siguió creciendo en el 2000 y solo empezó a disminuir a partir del segundo trimestre del 2001. Por lo que podría pensarse que la economía colombiana en el periodo 2000-2001 experimentó histéresis.

Por otra parte, en el cuadro 1, de acuerdo con Amézquita (2008), durante el periodo 2001-2006, las actividades económicas en las cuales hubo mayor participación de la población fueron: (1) agricultura, pesca, ganadería, caza y silvicultura, (6) comercio, hoteles y restaurantes y (10) servicios,

Gráfica 2.

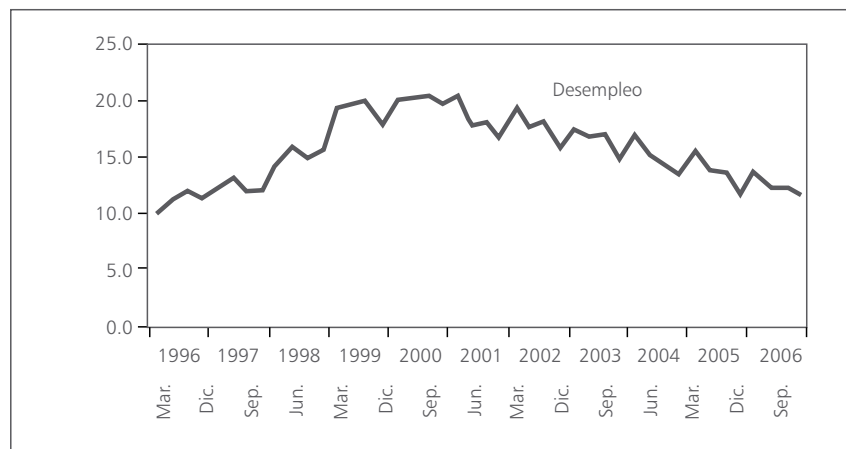
Dinámica del número de establecimientos



Fuente: DANE, Encuesta Anual Manufacturera (2001-2006).

Gráfica 3.

Tasa de Desempleo (7 Áreas Metropolitanas)



Fuente: Banco de la República.

Cuadro 1.

Participación del personal ocupado en ramas de la actividad económica en el periodo 2001-2006

Principales ramas de actividad económica/Año	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1. Agricultura, pesca, ganadería, caza y silvicultura.	21,46%	21,10%	21,72%	20,97%	20,98%	20,04%
2. Explotación de minas y canteras.	0,84%	1,11%	1,00%	1,05%	0,97%	1,04%
3. Industrias manufactureras.	12,89%	13,09%	13,15%	13,65%	13,07%	13,23%
4. Suministro de electricidad, gas y agua.	0,51%	0,44%	0,35%	0,43%	0,44%	0,45%
5. Construcción.	4,25%	4,60%	4,37%	4,36%	4,53%	5,00%
6. Comercio, hoteles y restaurantes.	26,10%	25,17%	25,08%	25,00%	23,75%	24,88%
7. Transporte, almacenamiento y comunicaciones.	6,44%	6,39%	6,45%	6,88%	6,70%	7,40%
8. Intermediación financiera.	1,18%	1,17%	1,14%	1,27%	1,21%	1,23%
9. Actividades inmobiliarias.	4,19%	4,14%	4,24%	4,33%	4,43%	4,81%
10. Servicios.	21,94%	22,65%	22,43%	22,01%	25,16%	21,80%

Fuente: GEIH, DANE (2001-2006).

las cuales registraron una participación promedio de 21%, 23% y 25%, respectivamente. Los demás sectores tuvieron una participación de cerca del 32,6%, de los cuales un 30% corresponde a la industria manufacturera, transporte, actividades inmobiliarias, almacenamiento y comunicaciones en conjunto. El otro 2,6% corresponde a los sectores de intermediación financiera (1,20%), explotación de minas y canteras (1%) y suministro de gas, agua y electricidad (0,4%).

En virtud de lo anterior, las autoridades económicas colombianas plantearon una reforma laboral que posibilitara aumentar el empleo de los grupos más vulnerables y dinamizara los sectores con mayor intensidad de mano de obra. A continuación se realiza un análisis de las dos principales reformas institucionales que afectaron al mercado laboral para el periodo 2001-2006.

La política laboral: conceptualización y entorno

La política laboral está conformada por los programas especiales de creación de empleo y las contribuciones obligatorias a la seguridad social,

entre otros elementos. Esta política establece las normas básicas con respecto al empleo y el marco general que rige la aplicación de la contratación individual y colectiva.

Las políticas laborales de la mayoría de países se fundamentan en los convenios internacionales de trabajo. Por su parte, estos son adoptados por la Conferencia Internacional del Trabajo, previa consulta con los países miembros de la Organización Internacional del Trabajo (OIT). Estos convenios se encargan de ejercer presión internacional para que los países cumplan sus propias leyes laborales. Si bien se respeta la soberanía y cada país puede elegir sus propias leyes, en general existe una correlación entre el texto de la legislación laboral de un país y los convenios de la OIT que el país en cuestión haya ratificado y aplicado.

Las políticas encaminadas a tener efectos en el mercado laboral pueden hacerlo de manera externa o interna. De manera externa se pueden formular políticas que vayan encaminadas a la reducción del precio de los otros factores que intervienen en la producción diferentes al trabajo, como es el caso de las exenciones impositivas al capital. Por otra parte, en el caso de las políticas

que actúan en el mercado del trabajo, se pueden nombrar las políticas salariales, la reducción o ampliación de las jornadas laborales, entre otros, que en su mayoría para el caso colombiano se estipulan en las reformas laborales.

En cuanto a las políticas que afectan internamente al mercado laboral, la legislación colombiana en materia laboral sustantiva es muy joven. Básicamente la regulan, o se dirigen a ella, por ejemplo, los decretos 2663 y 3743 de 1950; 3129 de 1956; 2351 de 1965; 13 de 1967, así como las leyes 187 de 1959; 65 de 1966; 11 de 1984 y 54 de 1987⁴. Para los estudios de mercado laboral, Colombia, a diferencia de otros países, es un caso interesante debido a que presenta dos reformas laborales en los últimos veinte años. Las reformas de 1990 y 2002 son experimentos naturales para realizar estudios acerca del impacto de cambios institucionales en el mercado laboral sobre variables como el desempleo o la tasa de contratación. Sin embargo el presente estudio se enfocara exclusivamente en la reforma del 2002.

Reforma laboral del 2002 o Ley 789 de 2002⁵

La reforma laboral del 2002 se concibe bajo el marco del Plan Nacional de Desarrollo (PND): Hacia un Estado Comunitario, formulada por el Gobierno con el propósito de reducir los costos de despido. En su PND, el Gobierno planteaba que la disminución de los costos de despido promovería la contratación de trabajadores y aumentaría la estabilidad laboral, que se esperaba creara cerca de 79.000 empleos en el primer año, y 30.000, 24.000 y 19.000, en los subsiguientes.

Los principales cambios introducidos por esta legislación están representados en la creación del sistema de protección social, de subsidios al empleo, normas de protección al desempleado,

modificación en la organización y funcionamiento de las cajas de compensación familiar, el contrato de aprendizaje, los recargos nocturnos, la remuneración del trabajo dominical y festivo, la compensación de vacaciones, las indemnizaciones por despido sin justa causa y la indemnización moratoria, entre otros aspectos.

La reforma se da en un ambiente en el cual algunos sectores requerían ajustar sus jornadas laborales para incrementar su producción de bienes y servicios, y al mismo tiempo el empleo. La Ley 789 de 2002 en el artículo 25⁶ y artículo 160 del Código Sustantivo del Trabajo extiende el concepto de trabajo ordinario así: “trabajo ordinario es el que se realiza entre las seis horas (6:00 a.m.) y las veintidós horas (10:00 p.m.)”. El artículo 51 es de gran importancia para los sectores de comercio y servicios, dado que establece una jornada laboral flexible donde se pueden acordar temporal o indefinidamente turnos de trabajo sucesivos, que permitan operar a las empresas sin solución de continuidad durante todos los días de la semana, siempre y cuando, el respectivo turno no exceda las seis horas al día y treinta y seis días a la semana.

Finalmente, dado el notable aumento de las tasas de desempleo de jóvenes y trabajadores no calificados, en los artículos 30 a 39 se modifica el contrato de aprendizaje. El nuevo contrato incorpora a las empresas en la formación teórica y práctica de personas, con el apoyo a su sostenimiento mensual durante una fase lectiva, en la cual adquieren conocimientos para la ocupación futura, y una fase práctica. El contrato de aprendizaje se vuelve una obligación para las empresas con más de quince empleados, pero su naturaleza deja de ser laboral por lo que el trabajador no recibe prestaciones, con excepción de los pagos a salud y riesgos profesionales.

4 Para ampliar la información sobre antecedentes de la Ley 50 de 1990 véase Cerón, J., Herrera, J., Orjuela, C. & Valdés, G. (1991). Análisis de la reforma laboral. Bogotá: Escuela Judicial Rodrigo Lara Bonilla.

5 Tomado de Congreso de la República de Colombia (2002).

6 Para más información véase el capítulo VI de la Ley 789 de 2002: “Actualización de la relación laboral y la relación de aprendizaje”.

METODOLOGÍA

Para la estimación del modelo se emplean los datos de la EAM de 2001 a 2006. En dicha encuesta, el DANE trabaja con la clasificación industrial internacional uniforme (CIU) de todas las actividades económicas que permiten que los países produzcan datos de acuerdo con categorías comparables a escala internacional, en el presente trabajo se emplea la EAM clasificada según códigos CIU a 4 dígitos.

La unidad de observación y análisis de la EAM son los establecimientos que funcionan en el país y que se definen como industriales según la CIU Rev.3 A.C. y que tengan diez o más personas ocupadas o que el valor de la producción sea superior a \$130,5 millones de pesos anuales para 2008⁷. En esta investigación, sin embargo, la unidad de observación es la industria según CIU a 4 dígitos dado que los microdatos no están disponibles para el público por la reserva estadística de la encuesta.

De la EAM se tomó el total del personal ocupado en la manufactura como proxy a la demanda de trabajo. El total de personal ocupado corresponde al total de personas ocupadas por los establecimientos industriales, permanentes (planta) y temporales contratadas directamente por el establecimiento o a través de agencias. Para la representación de la variable explicativa producto es posible utilizar dos medidas: la producción bruta y el valor agregado, adicionalmente a dichas variables hay que transformarlas debido a que en la EAM aparecen a precios corrientes. Para ello, se recurre al índice de precios del productor (IPP) para la industria manufacturera suministrado por el Banco de la República.

Para medir el costo del factor trabajo (w), se usa la suma de los sueldos y salarios, que primero se divide por el IPP debido a que viene a precios corrientes y luego el resultado obtenido se divide por el número de trabajadores (salario por trabajador). Por otra parte, la proxy que se utiliza para representar el capital es la cantidad de energía consumida en los establecimientos industriales medida en kilovatios (kwh), esto en concordancia

con la lógica que entre más maquinaria se tenga, más energía eléctrica se consume (el consumo de kwh de energía eléctrica es igual a la sumatoria de los kwh comprados, más los kwh generados, menos los kwh vendidos). Finalmente, se emplea una *dummy* que recoge el efecto de la reforma laboral del 2002 y toma los valores de 0 para los años anteriores a la reforma y de 1, para los años posteriores.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Estimación de la demanda de trabajo en el corto plazo

Para contrastar los modelos propuestos por Hamermesh (1995), la estimación de funciones de demanda de trabajo de corto plazo se efectúa mediante el siguiente modelo de aleatorios:

$$\ln L_t^d = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln w_t + \alpha_3 L_{t-1} + D_i + \varepsilon$$

$$\alpha_1 > 0 \quad \alpha_2 < 0 \quad \alpha_3 > 0$$

$$t = 2000, 2001 \dots 2008$$

$$D_i = \begin{cases} 1: \text{después de la reforma} - \text{a partir del año 2003} \\ 0: \text{antes de la reforma} - 2002 \text{ y años anteriores} \end{cases}$$

En la *dummy* se emplea el 1 a partir del 2003, porque la reforma se aprobó en diciembre de 2002, por lo que entró en vigencia en el 2003. Donde:

$\ln L_t$ = Logaritmo del número de empleados en el periodo t .

$\ln Y_t$ = Logaritmo del producto real en el periodo t

$\ln w_t$ = Logaritmo de los salarios reales en el periodo t

L_{t-1} = Número de empleados del sector i en el periodo t rezagado a un periodo.

α_1 = Elasticidad empleo – producto

α_2 = Elasticidad empleo – salario

α_3 = Coeficiente del empleo rezagado a un periodo

ε_t = término de error

7 Para más información véase DANE (2006).

Cuadro 2.

*Estimación por el modelo de efectos aleatorios para la demanda de trabajo manufacturera en Colombia 2001-2006
(corto plazo)*

Variables	Coeficientes
Log(PIB industrial)	0,5746054***
Log(salario)	-0,7843039***
Log(proxi de K)	0,1979713***
Reforma	-1,729489***
Log(rezago empleo)	-3,73E-10
Constante	4,850113***

* p<,1; ** p<,05; *** p<,01

Fuente: Véase anexo 3.2. Procesamiento del autor con base en la EAM según CIUU Rev. 3.

Según los resultados que arroja el modelo de efectos aleatorios para el corto plazo, se obtienen los signos esperados para las elasticidades según la teoría de la demanda laboral. Para el caso de la elasticidad empleo-producto se obtiene un valor de 0,5746054 muy cercano al 0,6 estimado por Ramírez y Núñez (2000), el cual muestra que en el corto plazo las variaciones en la demanda laboral siguieron positivamente a las variaciones en el PIB; en el que ante una variación de un 1% del PIB, la demanda laboral manufacturera experimenta un aumento del 57%.

El coeficiente de los salarios toma un valor aproximado de -0,7813, que, en comparación a lo encontrado en los estudios para Colombia, es significativamente superior al promedio observado. Sin embargo, no deja de ser un buen estimativo que evidencia que en el corto plazo, ante aumentos en el precio del factor trabajo, los empresarios redujeron la cantidad de trabajo contratada e intensificaron el uso de la mano de obra con la que ya contaban, con lo cual se expandió la jornada laboral. En comparación a las demás variables, los salarios tienen un mayor impacto sobre la contratación, pero dicho impacto es negativo.

Por otra parte, las estimaciones del coeficiente de la proxi del capital, que es la cantidad de energía consumida medida en kwh, toma un valor cercano a 0,19, lo que implica que ante un aumento del 1% de factor capital hay un aumento del 19% en la demanda de trabajo manufacturera. Esto evidencia que el capital y el trabajo son sus-

titutos. En cuanto a la variable empleo-rezago se observa que no es significativa para el periodo en cuestión, lo que muestra que los costos de ajuste de la demanda de trabajo no son relevantes para explicar el comportamiento de la demanda en dicho periodo. La variable que representa a la reforma laboral del 2002 es significativa y presenta un valor aproximado a -1,72, por lo que puede decirse que la reforma del 2002 tuvo efectos altamente negativos sobre la contratación de mano de obra en la manufactura contrario a los efectos esperados con la reforma.

Estimación de la demanda de trabajo en el largo plazo

Para el largo plazo la estimación de las funciones de demanda de trabajo se efectúa mediante el siguiente modelo:

$$\ln L_{it} = \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln w_{it} + D_i + \varepsilon_{it}$$

$$\alpha_1 > 0 \quad \alpha_2 < 0$$

$\ln L_{it}$ = Logaritmo del número de empleados en el periodo t .

$\ln Y_{it}$ = Logaritmo del producto real en el periodo t

$\ln w_{it}$ = Logaritmo de los salarios reales en el periodo t

α_1 = Elasticidad empleo – producto

α_2 = Elasticidad empleo – salario

ε_t = término de error

Para el largo plazo al igual que para el corto plazo, el modelo de efectos aleatorios presenta mejores características que el de efectos fijos y la regresión con datos agrupado. Los resultados del ejercicio econométrico muestran que la elasticidad empleo-producto, empleo-salario y la elasticidad precio cruzada de los factores corroboran la predicción teórica, según la cual estas deben ser mayores en el largo plazo que en el corto.

Para la elasticidad empleo-producto se estima un valor del orden de 0,6111476 ubicado en el límite inferior de los valores estimados para Colombia en la literatura, que entre otras cosas sugiere rendimientos crecientes a escala relativamente significativos en comparación a los rendimientos constantes o levemente crecientes de otros países. Como bien lo dice Arango (2003, p. 18): “Aun cuando se han encontrado estimativos cercanos a 1 para Colombia, no es del todo equivocado pensar que la estructura industrial colombiana aún no ha adoptado escalas con mínimos costos de largo plazo”.

El coeficiente de las remuneraciones por trabajador toma un valor cercano a -0,98, un valor muy cercano a la unidad que muestra que al igual que en el corto plazo, el salario es la variable que presenta mayores efectos sobre la demanda de trabajo manufacturera. Lo mismo puede observarse en el trabajo de Ruiz (1998, pp. 94-95), donde

las elasticidades empleo-salario en el modelo de efectos fijos se ubican entre -0,57 y -0,59, mientras que en efectos aleatorios se sitúan entre -0,61 y -0,66, las cuales son superiores a las elasticidades empleo-producto. Dicho valor muestra un escenario en el que los empresarios contrataron menos mano de obra a cambio de una intensificación de la mano de obra ya contratada. Por otra parte, puede decirse que hay trabajos como el de Cárdenas y Gutiérrez (1998) donde el valor de la elasticidad empleo-remuneración está por encima de la unidad (-1,43), lo cual es coherente con el alto desempleo persistente en la economía colombiana.

En cuanto al consumo de energía eléctrica, puede verse que su coeficiente toma un valor de aproximadamente 0,17, por lo que puede decirse que los cambios en el *stock* de capital tienen un efecto positivo, aunque el efecto no sea muy grande. Dicho resultado muestra que el capital y la mano de obra, al igual que en la estimación de corto plazo, son complementarios en la producción. Finalmente, la reforma laboral del 2002 no es significativa y presenta un valor aproximado a 0,03, ello muestra que la reforma no explica el comportamiento de la demanda laboral manufacturera en el largo plazo y, por ende, que la reforma no cumplió con su objetivo de generar más empleo en el país en el largo plazo.

Cuadro 3.

Estimación por el modelo de efectos aleatorios para la demanda de trabajo manufacturera en Colombia 2001-2006 (largo plazo)

Variables	Coeficientes
Log(PIB industrial)	0,6111476***
Log(salario)	-0,9800591***
Log(proxi de K)	0,1763358***
Reforma	0,0366906
Constante	4,688808***

Fuente: Procesamiento del autor con base en la EAM según CIUU Rev. 3.

CONCLUSIONES

El periodo 2001-2006 en el mercado laboral manufacturero en Colombia puede caracterizarse como un periodo de recuperación ante la crisis económica de finales de la década del noventa. Una recuperación que aunque fue modesta e inestable en los primeros años (2001 y 2002) se fue consolidando posteriormente.

El ejercicio econométrico arroja una elasticidad empleo producto de 0,57 y 0,61 de corto y largo plazo respectivamente; una elasticidad empleo-salario en el corto plazo de -0,78 y en el largo plazo de -0,98, corroborando un elemento común de los trabajos empíricos según el cual las elasticidades precios de los factores son mayores en el largo plazo.

De los resultados obtenidos sobresale el hecho de que la elasticidad empleo-salario esté por encima del intervalo propuesto por Hamermesh (1993), que va de -0,15 hasta -0,75, el cual, de todas formas, sigue estando por debajo de la unidad y que no se aparta mucho de las estimaciones para el caso colombiano, donde, por ejemplo, se puede encontrar en el trabajo de Cárdenas y Gutiérrez (1998) elasticidades empleo-salario por encima de la unidad (-1,43), lo cual es coherente con un contexto con alto desempleo. Es también de resaltar, que el salario por trabajador es la variable que tiene mayor impacto sobre la demanda laboral en el periodo que va del 2001 al 2006. Con respecto a los valores que toma la elasticidad precio cruzada de los factores, puede decirse que los cambios en el *stock* de capital tienen un efecto positivo, aunque el efecto no sea muy grande. Dicho resultado muestra que el capital y la mano de obra, al igual que en la estimación de corto plazo, son complementarios en la producción.

Por otra parte, en el ejercicio econométrico se muestra que la Ley 789 del 2002 no tuvo los efectos positivos que se esperaban lograr con su formulación, cuyo objetivo principal era generar 486.064 nuevos puestos de trabajo. Por el contrario, generó efectos negativos en el corto plazo, por lo menos para el caso del empleo manufacturero, en que el coeficiente de la reforma arrojó un valor de -1,729489; es decir, en los primeros años de vigencia de la reforma, esta guardó una relación altamente negativa con la contratación de personal en el sector manufacturero. Por otra parte, en el largo plazo, el modelo arrojó que la reforma no es relevante a la hora de explicar el comportamiento de la demanda laboral. En virtud de lo anterior, puede decirse que la reforma a nivel global no alcanzó los objetivos planteados a la hora de formularla, a pesar de la coyuntura internacional favorable.

Frente a ello, debe pensarse en políticas de choque que tengan en cuenta el efecto positivo de la actividad económica sobre la generación de nuevas plazas de empleo. Paralelamente, hay que tener cuidado con la variable salario, pues aunque tiene un alto impacto sobre la demanda laboral manufacturera, reducciones drásticas no corresponden a aumentos de demanda laboral, sino más bien a intensificación de la mano de obra ya contratada, que inevitablemente desemboca en una precarización de las condiciones laborales de los trabajadores. Por esto, es necesario esclarecer que las reformas laborales por sí solas no son el remedio a los problemas de desempleo e informalidad del país, y que detrás de dichos problemas hay factores estructurales que podrían explicar mejor el comportamiento de la demanda laboral manufacturera.

REFERENCIAS

1. Allen, R. G. (1959). *Mathematical Analysis for Economist*. London, UK: London School Economics. Editorial McMillan.
2. Amézquita, C. (2008). *El mercado laboral colombiano* (Working paper). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
3. Arango, C. & Rojas, Á. (2003). *Demanda laboral en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999* (Borradores de Economía, no. 247). Bogotá: Banco de la República.
4. Banco Mundial. (1995). *Informe sobre el desarrollo mundial 1995: Perspectivas regionales*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
5. Cárdenas, M., Bernal, R. & Gutiérrez C. (1998). *Demanda de trabajo, impuestos a la nómina y desempleo en Colombia*. Fedesarrollo.
6. Cerón, J., Herrera, J., Orjuela, C. & Valdés, G. (1991). *Análisis de la reforma laboral*. Escuela Judicial Rodrigo Lara Bonilla. Bogotá.
7. Congreso de la República de Colombia. (2002). Ley 789 de 2002, Reforma Laboral. *Ejemplar exclusivo para suscriptores del régimen laboral colombiano y del régimen de seguridad social*. Bogotá: Legis Editores S.A.
8. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2006). *Ficha metodológica de la Encuesta Anual Manufacturera de 2006*. Bogotá: Dirección de Metodología y Producción Estadística.
9. Departamento Nacional de Planeación. (2003). *Hacia un Estado comunitario. Plan Nacional de Desarrollo* (Working Paper). Bogotá.
10. García, P. (1995). Mercado laboral y crecimiento: Chile 1980-1994 y proyecciones de mediano plazo. *Colección Estudios Cieplan*, 40, 39-70.
11. Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
12. Hamermesh, D. (1995). *La demanda de trabajo* (Traducción de J. García). Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
13. Hamermesh, D. (1996). The Demand for Labor in the Long Run. En O. Ashenfelter & R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: NorthHolland Press.
14. Hicks, J. (1932), *The Theory of Wages*. New York, NY: Macmillan.
15. Marshall, A. (1920). *Principles of Economics* (Eighth Edition). New York, NY: MacMillan.
16. Núñez, J. (2000). *Éxitos y fracasos de la reforma laboral* (Working Paper). Bogotá: Universidad de los Andes.
17. Ramírez, J. & Núñez, L. (2000). *Reformas, crecimiento, progreso técnico y empleo en Colombia* (Serie Reformas Económicas no. 59). Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Naciones Unidas.
18. Ruiz, D. (1998). Costos de ajuste en la demanda de mano de obra colombiana. *Desarrollo y Sociedad*, 42, 81-113.
19. Saavedra, J. & Torero, M. (2000). *Labor Market Reforms and Their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: the Case of Peru* (IADB Research Network Working Paper R-394). Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.

ANEXOS

Anexo 1: Datos panel

Los modelos de datos panel son aquellos que se basan en observaciones sobre las mismas unidades transversales o individuales (países, individuos, empresas, etc.) a lo largo de varios intervalos de tiempo, combinando la dimensión del espacio y el tiempo. El principal objetivo de aplicar los datos panel es capturar la heterogeneidad no observable, ya sea entre unidades individuales, así como también en el tiempo, debido que esta heterogeneidad no se puede detectar ni con estudios de series temporales ni tampoco con los de corte transversal.

Modelo de efectos fijos

Considérese el siguiente modelo:

$$y_{it} = X_{it}\beta + c + v_{it}$$

En donde c es una variable aleatoria no-observada. El problema consiste en determinar si $Cov(X_{it}; c) \neq 0$ ya que si este es el caso, los estimadores del vector de parámetros estarán sesgados y serán inconsistentes. Por el contrario, si $Cov(X_{it}; c) = 0$ entonces podemos utilizar lo que se conoce como un *pooled OLS* para encontrar parámetros insesgados y consistentes. Por el hecho de que c no es observable, es complicado determinar empíricamente si existe tal correlación entre esta y las variables independientes. En el contexto de corte transversal, tenemos las siguientes opciones: 1) Encontrar una proxy para c y 2) Instrumentar c .

En los modelos de datos panel, c puede ser constante a través del tiempo y variar entre cada unidad de observación, capturando efectos inherentes a cada unidad. Esto es lo que se conoce como un efecto fijo. El modelo está definido de la siguiente manera: $y_{it} = X_{it}\beta + c + v_{it}$. En donde c_i es conocido como el efecto fijo ya que no tiene variación temporal.

Modelo de efectos aleatorios

Considérese el siguiente modelo: $y_{it} = X_{it}\beta + v_{it}$

Se asume $E(v_{it} | X_{it}) = 0 \forall t$ en donde $v_{it} = c_i + u_{it}$, entonces:

$$E(c_i | X_i) = E(c_i) = 0 \Leftrightarrow Cov(c_i, X_i) = 0$$

Por lo tanto, el modelo de efectos aleatorios (RE) asume que el error tiene una estructura del tipo $v_{it} = c_i + u_{it}$; sin embargo, supone que el término c_i no está correlacionado con los regresores. La ortogonalidad entre c_i y las x_i está basada en el supuesto de que la variable c_i se distribuye de forma aleatoria. No obstante, el modelo de efectos aleatorios asume que hay autocorrelación de la forma:

$$v_{it} = c_i + u_{it}$$

$$v_{i(t+1)} = c_i + u_{i(t+1)}$$

La prueba para el modelo RE es equivalente a probar su supuesto implícito, esto es: $\text{Cov}(c_i, X_i) = 0$. Esto lo podemos hacer utilizando la prueba de Breusch-Pagan (multiplicador de Lagrange), en donde $H_0: \text{Var}(c_i, X_i) = 0$

Efectos aleatorios vs. efectos fijos

Las pruebas de Breusch y Pagan para efectos aleatorios y la prueba F de significancia de los efectos fijos nos indican que tanto el modelo de efectos aleatorios como el de efectos fijos son mejores que el modelo agrupado.

Por otra parte, Hausman demostró que la diferencia entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios ($\beta_{ef} - \beta_{ea}$) puede ser usada para probar la hipótesis nula de que u_i y las variables X no están correlacionadas. Así pues, la H_0 de la prueba de Hausman es que los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos no difieren sustancialmente. Si se rechaza la H_0 , los estimadores sí difieren, y la conclusión es que los efectos fijos son más conveniente que efectos aleatorios. Si no podemos rechazar H_0 , no hay sesgo de qué preocuparnos y preferimos efectos aleatorios que, al no estimar tantas *dummies*, es un modelo más eficiente.