



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999*

Carlos A. Arango  
Ángela Milena Rojas

Revista ESPE, No. 44, Diciembre 2004  
Páginas 96-154



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

## ***Labor Demand and Trade Reform: the Colombian Case During the 90s***

Carlos A. Arango\*  
Ángela Milena Rojas\*\*

We thank the Colombian Department of Statistics (DANE) for facilitating access to the Annual Manufacturing Survey (Encuesta Anual Manufacturera) and Maurice Kugler for sharing his work on setting up the survey as panel data. We also thank the assistants at a workshop held at Banco de la República and the anonymous referees for their comments. The opinions expressed here are those of the authors and not of the Banco de la República Board.

\* Banco de la República. E-mail: carangar@banrep.gov.co

\*\* Universidad de Antioquia. E-mail: angelarojas@agustinianos.udea.edu.co

Document received August 6, 2003; final version accepted January 16, 2004.

### **Abstract**

*This paper studies the behavior of labor demand in the Colombian manufacturing sector for the period 1977-1999. We estimate a dynamic error components model based on panel data on plants. We find both a higher speed of adjustment of the demand for labor and a higher capital-labor elasticity of substitution caused by an increase in the degree of exposure of the Colombian firms to international competition. However, younger firms, borne during the liberalized regime, are less wage-elastic, although with higher adjustment speed, than the older ones. We also find evidence of a labor-saving technological progress which starts early in the 80s but deepens during the 90s.*

**JEL Classification:** J23, C23, L60.

**Key words:** *Labor demand, trade reform, liberaization, dynamic panel data.*

## *Demanda laboral y reforma comercial en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999*

Carlos A. Arango \*

Ángela Milena Rojas \*\*

*En este documento se estima un modelo dinámico de la demanda laboral industrial en Colombia, con base en datos de panel a nivel de establecimiento para el período 1977-1999. Los resultados muestran algunos cambios importantes en la función de demanda de trabajo industrial. Se encuentra que las firmas han aumentado su velocidad de ajuste, y que el proceso de apertura económica de los años noventa aumentó la elasticidad de sustitución factorial. No obstante, las firmas más jóvenes son menos elásticas al salario que las empresas más antiguas, en tanto las últimas presentan una velocidad*

---

Agradecemos la colaboración del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), el cual brindó el apoyo logístico y el acceso a la información de la Encuesta Anual Manufacturera. Agradecemos también a Maurice Kugler, quien nos permitió utilizar parte del trabajo que, conjuntamente con el DANE, viene realizando con el fin de depurar la información en el panel de la encuesta. Asimismo, agradecemos los valiosos comentarios de los asistentes al Seminario de Economía del Banco de la República llevado a cabo el 13 de noviembre de 2002. El contenido de este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

\* Banco de la República. Correo electrónico: carangar@banrep.gov.co

\*\* Universidad de Antioquia. Correo electrónico: angelarojas@agustinianos.udea.edu.co

Documento recibido el 6 de agosto de 2003, versión final aceptada el 16 de enero de 2004.

*de ajuste menor que las primeras frente a los choques de largo plazo. Finalmente, hay evidencia significativa de un proceso técnico ahorrador de trabajo en la firma manufacturera, el cual empieza temprano en la década de los ochenta pero se profundiza durante la década de los noventa.*

**Clasificación JEL:** J23, C23, L60.

**Palabras claves:** Demanda laboral, datos en panel, panel dinámico, apertura comercial.

## I. INTRODUCCIÓN

La década de los años noventa en Colombia se caracterizó por importantes reformas económicas tanto en el frente externo como en el interno. El proceso de liberalización externa en el terreno comercial, de inversión extranjera y de endeudamiento ha sido profundo, y ha estado acompañado de otros cambios en materia de política macroeconómica a nivel cambiario y monetario con un marcado acento en la reducción de la tasa de inflación para finales de la década.

Durante el mismo período, el mercado laboral ha presentado una gran volatilidad en sus principales indicadores: demanda, oferta y costos laborales, con un crecimiento persistente de la tasa de desempleo durante la segunda mitad de la década acompañado de un crecimiento del salario real promedio. La mezcla de estos dos escenarios sugiere la relevancia de estudiar hasta qué punto los cambios en las reglas de juego han originado un cambio estructural en el mercado laboral, y hasta dónde el aparato productivo se ha vuelto menos elástico a la creación de puestos de trabajo y muestra una demanda laboral mucho más volátil frente a choques exógenos a la firma.

Nuestro objetivo es estudiar el comportamiento de la función de la demanda laboral durante el período 1977-1999 para determinar hasta dónde el comportamiento del empleo industrial, especialmente durante la década de los años noventa, es el resultado de algunos cambios en los precios relativos de los factores, o alternatively, de modificaciones estructurales en los parámetros de la demanda de trabajo derivadas de las ocurridas en la función de producción y en particular del mayor grado de apertura comercial.

Durante el período de análisis, los aspectos institucionales y tecnológicos del mercado laboral han cambiado sustancialmente. Estos cambios pueden haberse traducido en alteraciones de la velocidad de ajuste del empleo del establecimiento industrial frente a choques exógenos a la firma (cambios en los costos de ajuste de la nómina), un progreso técnico no neutral frente al trabajo, y/o un cambio en la respuesta de la firma ante las variaciones en los precios relativos de los factores o ante las suscitadas por el nivel del producto. La mayor flexibilidad de la firma para ajustar su planta unida a mayores elasticidades salario, podría generar altas tasas de rotación laboral, las cuales pueden inducir mayores tasas de desempleo friccional. Por su parte, las altas elasticidades empleo-producto indicarían una mayor capacidad de creación de puestos de trabajo al aumentar el nivel de producción de la planta. Finalmente, los cambios tecnológicos ahorradores de trabajo representarían reducciones permanentes en la oferta de puestos de trabajo en la industria, lo cual se traduciría en una mayor tasa de desempleo estructural, en el evento en que los trabajadores redundantes posean un alto nivel de inversión específica y no sean fácilmente reabsorbidos por otros sectores.

El trabajo explora hasta qué punto los eventuales cambios en la estructura productiva de la firma están asociados a los distintos regímenes de liberalización comercial observados durante el período de análisis con el fin de revisar la validez empírica de la relación positiva entre apertura y elasticidad empleo-salario vía una mayor elasticidad de los bienes finales y una mayor disponibilidad de tecnologías alternativas y sustitutos factoriales (Leamer (1995), Wood (1995) y Rodrik (1997)).

Este trabajo explota la información en panel de la encuesta anual manufacturera (EAM) con el fin de explorar la dinámica de la demanda laboral industrial durante el período 1977-1999. Infortunadamente, los cambios en la encuesta efectuados a comienzos de los años noventa limitan su utilización en panel, debido, en parte, a una falla estadística de truncamiento de las historias industriales y en parte, a cambios en las definiciones de los campos de la encuesta. Las limitaciones de la información sólo permiten estimar una versión muy simple de la demanda laboral basada en el Lema de Shephard aplicado a una función de costos de la firma derivada de una función de producción con elasticidad de sustitución constante (CES). Esta especificación permite estimar la elasticidad de sustitución factorial y el grado de homogeneidad de la función de producción (economías de escala de la firma).

Los resultados reportados en este trabajo muestran evidencia significativa de un efecto apertura sobre la función de demanda laboral del establecimiento industrial

colombiano. Una mayor liberalización aumenta la elasticidad de sustitución factorial, aumenta la elasticidad empleo-producto de la firma y tiende a aumentar la velocidad de ajuste. No obstante, se documenta una serie de problemas en los datos y en las estimaciones, los cuales revelan los inconvenientes de utilizar datos de corte longitudinal para estimar funciones de demanda laboral y posibles debilidades del estimador por método generalizado de momentos utilizado.

La segunda sección del documento presenta el marco teórico; la tercera revisa los trabajos sobre estimación de demanda laboral para el caso colombiano; la cuarta señala la estrategia econométrica utilizada, la quinta sección detalla la forma en que se utilizó la información en panel y sus problemas de calidad. Finalmente, las secciones sexta y séptima registran los resultados y las conclusiones del estudio.

## **II. MARCO TEÓRICO**

Para comprender la evolución del empleo industrial durante los años ochenta y noventa en Colombia, se hace necesario mirar no solo qué ha pasado con los precios relativos de los factores sino también con la función de demanda. Estas décadas presenciaron fuertes cambios en el entorno económico de las firmas industriales y, por ende, es plausible pensar que su mapa de posibilidades tecnológicas haya cambiado de manera significativa y con ello los parámetros de su función de demanda de trabajo.

### *A. ENFOQUE ESTÁTICO DE LA DEMANDA LABORAL*

La solución estática del modelo de la firma competitiva con rendimientos constantes a escala arroja la siguiente expresión para la elasticidad salario de la firma en equilibrio:

$$(1) \quad \eta'_{LL} = -[1-s]\sigma - s\eta < 0$$

Donde  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución factorial;  $\eta$  la elasticidad-precio de la demanda del bien final, y  $s$  la proporción de la nómina sobre el valor de las ventas totales de la firma.

Como se desprende de la ley fundamental de la demanda factorial, la elasticidad-precio de la demanda de trabajo puede descomponerse en dos efectos. Un efecto sustitución,  $-[1-s]\sigma$ , el cual mide la variación porcentual en la razón capital-trabajo por un cambio porcentual en el costo relativo de los factores, y depende de la elasticidad de sustitución factorial. El segundo efecto,  $-s\eta$ , es el efecto producto o efecto escala, el cual mide la variación porcentual de la demanda del producto final por un cambio en su precio inducido por un aumento en los costos de producción derivados de mayores salarios.

Los parámetros de la ecuación (1) se han estimado en la literatura con base en diversas especificaciones econométricas. Una de ellas consiste en estimar la condición de productividad marginal igual a costo marginal del problema de minimización de costos de una firma con función de producción del tipo CES:

$$(2) \quad \ln L_i = \alpha - \sigma \ln w_i + a \ln Y_i$$

Con base en esta ecuación se obtienen estimaciones de la elasticidad de sustitución factorial,  $\sigma$ , y del grado de economías de escala de la firma,  $a$ . Estos estimativos, junto con  $s$ , permiten estimar la elasticidad producto-constante de la demanda de trabajo  $-[1-s]\sigma$ . La ventaja de esta especificación es que no requiere conocimiento del precio de otros factores de producción distinto del costo laboral. Sin embargo, es limitado debido a los fuertes supuestos de la función de producción.

Una especificación alternativa consiste en estimar un sistema de ecuaciones de demanda factorial de la forma:

$$(3) \quad \ln L_i = \alpha - \sum_j b_j \ln w_j + a \ln Y_i, \quad \sum_j b_j = 0.$$

Donde  $w_j$  es la remuneración del factor  $j$ . Con esta especificación se estaría estimando  $\eta_{LL} = b_i = -[1-s]\sigma < 0$  directamente. No obstante, para estimarla se requiere información sobre el precio de otros factores de producción además del salario real.

Finalmente, y para estimar toda la expresión de la ecuación (1), en ausencia de estimativos directos de la elasticidad producto  $\eta$ , Hamermesh (1993) sugiere estimar (3) pero excluyendo  $Y_i$  de la ecuación. De esta manera, se deja que el efecto del salario sobre el precio y por ende sobre la demanda del bien final sea recogido por el parámetro que acompaña al salario.

## *B. DEMANDA LABORAL Y COMERCIO*

En el modelo estático de la firma los posibles efectos de una mayor apertura comercial sobre la elasticidad-salario igualmente pueden clasificarse en aquellos que inducen una mayor (menor) tasa de sustitución factorial y aquellos que recaen sobre la elasticidad-precio de la demanda del producto final. Como se desprende de la ecuación (1) una mayor elasticidad-precio del producto final y/o una mayor elasticidad de sustitución factorial inducirían una mayor elasticidad-salario. Varios modelos teóricos predicen un aumento en la elasticidad-precio de los bienes finales, después de un proceso de apertura económica. Estos modelos se basan en la idea de que la apertura comercial reduce los precios relativos de bienes sustitutos por producción doméstica haciendo que las firmas nacionales enfrenten una mayor competencia (Leamer (1995), Wood (1995) y Rodrik (1997)).

Como lo documenta Slaughter (1997), más allá de los modelos de comercio internacional al estilo de Heckscher-Ohlin, los cuales asumen elasticidad-precio infinita para los bienes finales, y por ende para la demanda factorial, varios modelos de competencia imperfecta predicen una elasticidad acotada, la cual depende del grado de exposición de la firma a la competencia internacional. Krugman (1996), en un modelo de cuotas de importación, demuestra que la elasticidad-precio de la demanda de la firma doméstica puede aumentar con la eliminación de la cuota. En otro contexto, el mismo autor, en un modelo al estilo de Dixit-Stiglitz, donde los consumidores valoran la variedad en el producto, muestra que la elasticidad de la demanda del producto que enfrenta la firma aumenta con el número de firmas (mayor variedad) en la industria.

Sin embargo, existen modelos teóricos que predicen el resultado opuesto: un mayor grado de liberalización puede conducir a una reducción en la elasticidad-producto y, por ende, en la elasticidad salario de la demanda de trabajo vía un menor efecto escala. La mayor parte de estos modelos se aleja de los supuestos implícitos en la ecuación (1) al considerar economías crecientes a escala y comportamiento colusivo (Maurice y Ferguson (1973), Fajnzylber y Maloney (2001b), Baghwati (1965), Davidson (1984) y Rotemberg y Saloner (1986))<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Panangariya (1999) es más radical al postular que, en un modelo de comercio internacional de 2x2, las hipótesis esgrimidas por Rodrik (1997) no se cumplen en el caso más general, y que sólo se sostienen bajo las versiones más restrictivas del modelo, y desarrolla algunos ejemplos plausibles que desvirtúan la generalidad de dichas hipótesis.



En síntesis, existen argumentos teóricos que predicen desde aumentos en la elasticidad precio de los bienes finales después de un proceso de liberalización comercial, hasta un efecto nulo o inclusive una reducción en dicha elasticidad al levantarse los supuestos de economías constantes a escala y competencia perfecta. No obstante, existe un consenso teórico respecto a una relación positiva entre liberalización y elasticidad de sustitución factorial. Esto hace que el efecto completo sobre la elasticidad total en (1) de una apertura comercial sea indeterminado.

### C. ELEMENTOS DINÁMICOS DE LA DEMANDA LABORAL

Los ajustes de la nómina de una firma ante algunos cambios en los salarios, la tecnología o choques de demanda no ocurren de manera instantánea sino con algunos rezagos en el tiempo. Estos rezagos han sido modelados teóricamente como la respuesta de los empresarios a los costos de ajuste de la nómina derivados de restricciones a la contratación y al despido de trabajadores: indemnizaciones por despido, costos de entrenamiento, políticas de estabilidad laboral, heterogeneidad laboral, limitaciones sindicales a la contratación, programas subsidiados de entrenamiento en la firma y costos de reasignación y distribución del trabajo, entre otros.

Siguiendo a Hamermesh (*Op. Cit.*), el modo más simple de introducir costos de ajuste en el modelo de demanda de trabajo de la firma es suponer que estos provienen de una ecuación cuadrática en la variación de la nómina,  $\dot{L}$ , de la forma:

$$(4) \quad C(\dot{L}) = a|\dot{L}| + b\dot{L}^2, \quad a, b > 0,$$

en donde los costos marginales de ajuste de la demanda de trabajo serían  $a + 2b\dot{L}$ , es decir que los costos de ajustar la nómina crecen con el cuadrado de su aumento debido a que las distorsiones provocadas por el cambio por período de tiempo generan alteraciones más que proporcionales en el producto.

Asumiendo que el precio del producto se mantiene constante y que los choques provienen de variaciones en los salarios,  $w$ , el empresario buscará maximizar el valor descontado de sus ganancias futuras:

$$(5) \quad \pi = \int_0^{\infty} \{F(L_t) - wL_t - C(\dot{L}_t)\} e^{-rt} dt,$$

donde  $F(\cdot)$  es la función de producción y los beneficios futuros se descuentan a la tasa  $r$ . La ecuación de Euler para este problema es:

$$(6) \quad 2b\dot{L}_t - 2br\dot{L}_t + F'(L_t) - w - ra = 0.$$

Lo cual, en estado estacionario, implica que el nivel de empleo óptimo,  $L^*$ , satisface:

$$(7) \quad F'(L^*) = w + ra,$$

v. gr., la productividad marginal del trabajo en el largo plazo es igual al costo marginal de contratarlo<sup>2</sup>.

Resolviendo el problema de optimización, y bajo ciertas características de la formación de expectativas, Gould (1968) encuentra que la trayectoria óptima de ajuste de la nómina para el empresario, con el fin de adecuarse a cambios en el nivel de empleo óptimo de largo plazo, puede expresarse como:

$$(8) \quad \dot{L}_t = \gamma [L^* - L_t],$$

donde la tasa  $\gamma$  a la cual se ajusta el empleo corriente al nivel óptimo es una función implícita decreciente en  $b$ . Esta ecuación es el punto de partida del enfoque dinámico de estimación de la demanda de trabajo. Sustituyendo  $L^*$  en función de sus determinantes en (8) se tiene:

$$\Delta L_t = \gamma [G(X_t) - L_{t-1}].$$

Asumiendo  $G(\cdot)$  lineal y que los determinantes de  $L^*$  son los valores corrientes de factores exógenos de la demanda de trabajo,  $X$ , la ecuación (7) toma la forma de:

$$(9) \quad L_t = \lambda L_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t,$$

donde la longitud media del período de ajuste frente a un choque  $t^* = \text{Ln}(0,5) / \text{Ln}(\lambda)$ .

---

<sup>2</sup> En este caso, a diferencia del modelo estático en el cual el valor de la productividad marginal es igual al salario, los costos marginales de ajuste se adicionan al salario, y, por ende, el nivel de empleo óptimo,  $L^*$ , resulta menor que en el caso estático.

Uno de los problemas de estimar (9) está en que supone que la dinámica de las respuestas a innovaciones en el vector  $X$  son idénticas. Esto sólo es cierto cuando se asume que el empresario tiene expectativas estáticas, o que sus expectativas racionales se basan en procesos que solo incluyen los valores contemporáneos de  $X$ . Adicionalmente, no diferencia entre movimientos en el producto de largo y de corto plazos.

Una versión más realista de (8) puede derivarse de un modelo en donde las firmas enfrentan mercados imperfectos y deben efectuar pronósticos sobre los futuros valores de sus costos y sus ventas (véanse Sargent (1978) y Nickell (1984)). En este contexto, dicha ecuación puede reescribirse como:

$$(10) \quad L_t = \lambda L_{t-1} + \sum_{m=1}^M \sum_{i=0}^{\infty} \mu_{im} E_t(X_{m,t+i}) + \varepsilon_t,$$

donde  $M$  es el número de variables explicativas del empleo de la planta en el largo plazo. Asumiendo que los procedimientos de pronóstico requeridos para generar la secuencia de valores esperados, son los óptimos y dado el requerimiento de que estos deben basarse en información pasada de  $X$ , (10) puede expresarse como:

$$(11) \quad L_t = \lambda L_{t-1} + \sum_{m=1}^M \sum_{k=0}^{N_m} \beta_{mk} X_{m,t-k} + \varepsilon_t,$$

para  $N_m$  períodos muestrales. Este es el modelo econométrico en el cual se basan las estimaciones presentadas en este trabajo. Las consideraciones econométricas hechas para el modelo estático se extienden a la ecuación (11), en cuanto a los requerimientos de información y las condiciones de los parámetros de la función necesarios para poder identificar parcial o totalmente los componentes en la ecuación (1).

Sería ideal desde el punto de vista empírico poder descomponer la variación en las elasticidades totales en su efecto sustitución y su efecto escala, e identificar el impacto de un mayor acceso a los mercados internacionales sobre cada uno de estos efectos. Como se explica más adelante, en la práctica, resulta bastante difícil desde el punto de vista econométrico derivar estos efectos directamente de estimaciones de funciones de demanda. En el mejor de los casos, y con indicadores

adecuados de los costos factoriales de los distintos insumos involucrados en el proceso productivo, se podrían tener estimadores de la elasticidad empleo-salario producto-constante,  $-(1-s)\sigma$ , e interactuar ésta con indicadores de liberalización comercial para estudiar su efecto sobre el grado de sustituibilidad factorial. En la medida en que solo se tenga acceso al costo laboral, como en nuestro caso, debe acudirse a supuestos adicionales como que la función de producción es del tipo CES, con lo cual se logran estimaciones de  $\sigma$ .

La posibilidad de estimar elasticidades totales, incluyendo el efecto escala como en la ecuación (1), es aun más problemático. En primer lugar, el procedimiento sugerido en Hamermesh (*Op. Cit.*) requiere las remuneraciones de cada uno de los factores relevantes en la función de producción. En segundo lugar, se debe excluir el producto, como variable explicativa con el fin de que el parámetro asociado al salario recoja tanto el efecto sustitución como el efecto escala. Slaughter (1997) es tal vez el único trabajo en donde se contrastan estimaciones omitiendo e incluyendo el producto en una especificación como la de la ecuación (3), con indicadores del salario y del costo de uso del capital. El autor reporta haber encontrado sistemáticamente, elasticidades totales menores que las elasticidades producto-constante, lo cual resulta contrario a lo que predice la teoría.

### **III. ESTIMACIONES DE DEMANDA DE TRABAJO PARA COLOMBIA**

La compilación más completa de estudios empíricos sobre demanda laboral en el mundo está consignada en los trabajos de Hamermesh (*Op. Cit.*). Uno de los elementos sobresalientes de la revisión que hace Hamermesh sobre estimaciones de demanda laboral es la distinción entre estimaciones de la elasticidad de sustitución factorial vs. estimaciones de la elasticidad total del empleo con respecto al salario.

Hamermesh (*Op. Cit.*) encuentra que las elasticidades empleo-salario producto-constante están dentro del rango de  $[-0,15, -0,75]$  lo cual daría un  $-0,3$  como un primer referente para un trabajo de estimaciones de demanda laboral. Por su parte, la elasticidad producto tiende a revelar rendimientos crecientes a escala con respecto al trabajo, v. gr. la elasticidad empleo-producto es menor que 1.

Siguiendo la metodología de clasificación de Hamermesh (*Op. Cit.*), el Cuadro 1 hace una compilación de los principales resultados de los trabajos sobre estimacio-

nes de funciones de demanda laboral para Colombia. El primer grupo se basa en la condición marginal y en él se estiman versiones cercanas a la ecuación (2). De este grupo se concluye que la elasticidad de sustitución factorial,  $-\sigma$ , tiende a ser mayor para el empleo no calificado y que si se excluyen los datos extremos, el valor de este parámetro podría estar entre  $-0,35$  y  $-0,7$  y la elasticidad empleo-producto cercana a 1 (rendimientos constantes a escala)<sup>3</sup>.

El segundo grupo de trabajos utiliza diferentes versiones de la ecuación (3) en la cual se estima la demanda de trabajo a partir de un sistema de demandas factoriales e incluyendo los costos factoriales de al menos dos factores de producción relevantes. En todos los trabajos, se incluye, además del salario real, un estimativo del costo de uso del capital. De nuevo, los resultados reflejan elasticidades empleo-salario producto-constantes,  $-[1-s]\sigma$ , mayores para los trabajadores no calificados.

Excepto por los estimativos de Farné y Nupia (1999)<sup>4</sup>, los estimativos de largo plazo de las elasticidades empleo-salario de trabajadores no calificados son menores que los encontrados en el primer grupo de estimaciones, lo cual es consistente con la diferencia en los parámetros que se están estimando. En particular, si se compararan los de Vives, Farné y Urbano (1998) de  $-0,72$  para  $-\sigma$  y de Farné y Nupia (1998) de  $-0,38$  para  $-[1-s]\sigma$  implícitamente se tendría que la proporción de salarios a costos totales en la industria colombiana sería de  $s=0,47$ <sup>5</sup>.

<sup>3</sup> Dado que las metodologías son disímiles, cabe añadir que los datos de la encuesta nacional de hogares (ENH) tienden a reflejar menores elasticidades salario y mayores elasticidades producto frente a datos de la EAM. Esto puede reflejar, en parte, diferencias en las variables utilizadas para identificar las remuneraciones laborales, ya que en la ENH sólo se observa el salario corriente, mientras que en la EAM sí se tienen los costos laborales totales. Adicionalmente, algunos de los trabajos no instrumentan el producto sectorial, el cual refleja tanto condiciones de capacidad productiva como de ciclo. En consecuencia, el producto del sector puede estar correlacionado con el error de la ecuación de demanda laboral sectorial, pues los dos pueden estar afectados por choques macroeconómicos de corto plazo. Esto puede traer problemas de endogeneidad que harían los estimadores inconsistentes.

<sup>4</sup> No obstante, los autores asocian las altas elasticidades salario encontradas al hecho que utilizan salario-hora, estos resultados pueden tener algún grado de sesgo dado que utilizan el empleo total para construir las series antes de 1990 y sólo el empleo permanente de ahí en adelante. El hecho que las empresas hayan acudido con mayor intensidad al empleo temporal puede hacer aumentar la correlación entre el salario real y el empleo de trabajadores permanentes.

<sup>5</sup> Se podría argüir que los trabajos de Roberts y Skoufias (1997) y Fajnzylber y Maloney (2001a) deberían clasificarse en el segundo grupo, ya que estos estiman un sistema de ecuaciones simultáneas de demanda descomponiendo el factor humano en calificado y no-calificado. No obstante, en sus estimaciones solo entran los salarios directos de cada clase de factor humano y la remuneración del segundo grupo de trabajadores. Con esta especificación, los parámetros asociados a los salarios en sus estimaciones se refieren a elasticidades gruesas,  $\eta_{ii}^*$ , las cuales miden la sustituibilidad factorial

**Cuadro 1**

Elasticidades de corto plazo (CP) y largo plazo (LP)  
de la función de demanda laboral industrial en Colombia

**Elasticidad de sustitución factorial  $-\sigma$**

Ocampo, Sánchez y Tovar (2000)	Industria total, ENH, empleo total, trimestral, 1984-1997
Vivas, Farné y Urbano (1998)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, trimestral, 1981-1996 Industria total, ENH, empleo total, trimestral, 1984-1996
Roberts y Skoufias (1997)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo calificado, anual, 1981-1987 Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, anual, 1981-1987
Henao y Lora (1995)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, mensual, 1980-1989 Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, mensual, 1990-1994
Fajnzylber y Maloney (2001a)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo calificado, anual, 1980-1991 Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, anual, 1980-1991

**Elasticidad empleo-salario producto-constante  $\eta_{LL} = -(1-s) \sigma$**

Farné y Nupia (1999)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, trimestral, 1980-1997 Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, trimestral, 1980-1997 Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, trimestral, 1980-1997
Farné y Nupia (1998)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, trimestral, 1982-1997 Industria total, ENH, empleo total, trimestral, 1984-1997 Industria total, ENH, empleo no calificado, trimestral, 1984-1997
Cárdenas, Gutiérrez y Robinson (1997)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, mensual, 1980-1985 Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, mensual, 1980-1985 Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, mensual, 1991-1996 Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, mensual, 1991-1996
Zerda (1997)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo total, mensual, 1974-1996

**Elasticidad empleo-salario total incluyendo efecto escala  $\eta_{LL}$**

Fajnzylber y Maloney (2001b)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, mensual, 1977-1991 Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, anual, 1977-1991
------------------------------	---

Wc: salario empleado calificado; Wnc: salario empleado no calificado; Wnch: salario empleado no calificado por hora; CK: costo de uso del capital; encuesta nacional de hogares (ENH); muestra mensual manufacturera (MMM); encuesta anual manufacturera (EAN).  
Fuente: Cálculos de los autores.

Empleo-Costo laboral		Empleo-Producto		Costos factoriales incluidos
LP	CP	LP	CP	
-0,14	-0,05	1,06		W
-0,72		1,10		W
-0,31		1,16		W
-0,42		0,89		Wc, Wnc
-0,65		0,76		Wc, Wnc
	-0,13		0,10	W
	-0,05		0,22	W
-0,26		-0,12		Wc, Wnc
-0,49		0,09		Wc, Wnc
-0,24		0,53		Wc, CK
-0,66		0,69		Wnc, CK
-1,10		0,97		Wnc, CK
-0,38		0,26		W, CK
-0,08		1,07		W, CK
-0,16		0,96		W, CK
-0,08		0,36		W, CK
-0,07		0,48		W, CK
-0,10		-0,31		W, CK
-0,11		-0,28		W, CK
	-0,55		0,03	W, CK
-0,49				Wc, Wnc
-0,30				Wc, Wnc

El último grupo de resultados hace referencia al trabajo de Fajnzylber y Maloney (2001b) en el cual intentan estimar elasticidades totales tanto para empleo calificado como para el no calificado, siguiendo la sugerencia de Hamermesh (*Op. Cit.*) de omitir el producto. Sin embargo, el sistema de ecuaciones que ellos estiman sólo permite estimar elasticidades gruesas<sup>6</sup>, y al no incluir el precio de otros factores relevantes diferentes al trabajo, podrían exacerbarse los sesgos potenciales al excluir el producto. Por lo tanto, su metodología difiere de lo sugerido por Hamermesh (*Op. Cit.*) y no es claro si ella permite medir efectos totales de cambios en el salario. Aun en el evento en que su estrategia fuese correcta, la comparación de su estimación en Fajnzylber y Maloney (2001a) y Fajnzylber y Maloney (2001b) en el Cuadro 1, implicaría que el efecto escala es prácticamente inexistente, lo cual resulta poco probable frente a la teoría y a lo que muestran los patrones internacionales (Hamermesh, *Op. Cit.*).

En síntesis, las estimaciones de demanda de trabajo para la industria colombiana son aún bastante disímiles, en parte, por limitaciones de información y en parte, por la estrategia econométrica seguida. No obstante, se podría hablar de un rango para  $\eta_{LL} = -(1-s)\sigma$ , ubicado entre -0,1 y -0,38. Por su parte, el único intento de estimar elasticidades totales de la forma de la ecuación (1) parece no ser el adecuado.

#### *A. LIBERALIZACIÓN COMERCIAL Y MERCADO LABORAL*

La preocupación sobre los impactos de la apertura en las condiciones laborales de alguna manera se ha reflejado en unos de los trabajos reportados en el Cuadro 1. En particular Ocampo, Sánchez y Tovar (2000), Vivas, Farné y Urbano (1998), y Cárdenas, Gutiérrez y Robinson (1997) encuentran un aumento en las elasticidades empleo-salario, el cual coincide con el período de reformas. Adicionalmente, Mesa y Gutiérrez (1996) evidencian una recomposición de la demanda laboral hacia el trabajo calificado y una mayor brecha relativa en la remuneración del empleo calificado vs. no-calificado, asociada al proceso de apertura (véase también

---

entre categorías laborales y no la elasticidad del trabajo vs. otros factores que entran en la función de producción como el capital. La elasticidad empleo salario producto-constante de cada una de las clases de recurso humano sería:  $\eta_{ii} = \eta_{ii}^* + s_i \eta_{LL}$ , donde,  $\eta_{LL} = -(1-s)\sigma$ , lo cual requiere una estimación de la elasticidad salario producto-constante del trabajo frente a otros factores de producción,  $\eta_{LL}$ , además de la contribución de cada una de las clasificaciones laborales en el total de costos de producción,  $s_i$  (Berndt y Wood, 1979).

<sup>6</sup> Véase la anterior nota de pie de página.



Ocampo *et al.*, 2000). De otro lado, trabajos como los de Núñez y Bernal (1998), descartan la posibilidad de que la reestructuración industrial haya tenido algún impacto sobre el desempleo en la última década.

Los trabajos empíricos dirigidos a investigar las diferentes hipótesis del posible efecto de la liberalización comercial sobre el mercado laboral en otros países han encontrado resultados mixtos. Chinoy, Krishna y Mitra (1999) no encuentran ninguna evidencia en el caso de Turquía. Slaughter (*Op. Cit.*), descubre evidencia parcial de que la mayor exposición de los Estados Unidos al comercio internacional entre 1960 y 1990 aumentó la elasticidad precio de la demanda de trabajo. El trabajo de Paes de Barros, Corseuil y Gonzaga (1999) para Brasil tampoco encuentra evidencia de un impacto del comercio sobre la función de demanda de trabajo. Por su parte, Cassoni, Allen y Labadie (1999) hallan una mayor velocidad de ajuste después de las reformas en el caso de Uruguay, pero acompañada de menores elasticidades empleo-salario después de la apertura comercial. Más recientemente, Fajnzylber y Maloney (2001b), en un estudio comparativo para Colombia (1977-1991), Chile (1979-1995) y México (1984-1990), concluyen que no existe evidencia de un cambio estructural en la función de demanda laboral asociado a los episodios de apertura en los países analizados excepto para Colombia, donde se encuentra evidencia parcial dependiendo del indicador de apertura que se utilice.

Es importante resaltar dos elementos de la investigación de Fajnzylber y Maloney (2001b) que hacen pertinente revisar y extender dicho trabajo para el caso colombiano. En primer lugar, aun cuando su trabajo cubre períodos de apertura moderada y de alta protección, como bien lo señalan, el período de liberalización gradual, 1985-1991 coincide con una aceleración en el ritmo de devaluación real, lo cual hace difícil identificar el efecto liberalización. Es claro que solo en la década de los noventa se efectúan reducciones sustanciales en los niveles efectivos de protección. En segundo lugar, la estimación de la función de demanda eliminando el producto para estimar elasticidades totales con los correspondientes problemas de variable omitida dificulta la interpretación de los resultados sobre la relación de liberalización-elasticidades.

Estas consideraciones, unidas a los indicios sobre un aumento en la elasticidad salario para Colombia coincidente con el período de apertura 1991-1996 encontrados por otros trabajos, son el punto de partida de esta investigación. La información aquí utilizada explota información en panel de los establecimientos industriales

para el período 1977-1999 utilizando un extenso período de tiempo en el cual se incluyen variaciones significativas en las políticas comerciales. Adicionalmente, el panel utilizado explora la información sobre identificación de los establecimientos, no disponible para la construcción de los datos usados por Fajnzylber y Maloney (2001a y 2001b), los cuales provienen originalmente de Roberts y Tybout (1996)<sup>7</sup>. Por último, conscientes de las serias limitaciones que se tienen para estimar elasticidades salario totales con base en los datos de la EAM, como la inexistencia de un indicador de costo de capital al nivel del establecimiento, y los sesgos potenciales de omitir el producto en las estimaciones, se optó por trabajar con una versión de la condición marginal (ecuación (11)) e investigar el efecto de una mayor exposición al comercio internacional sobre la elasticidad de sustitución factorial,  $-\sigma$ .

#### **IV. ESPECIFICACIÓN ECONOMETRICA**

La mayor parte de los documentos sobre estimaciones de demanda de trabajo en la industria manufacturera colombiana se han basado en datos con algún nivel de agregación. Este estudio explota la información de panel a nivel de establecimiento. Las ventajas y/o desventajas de trabajar con información desagregada depende del interés particular de cada estudio. Kuh (1959) y otros autores han mostrado que estimativos basados en datos transversales no proveen buena información sobre la dinámica de las demandas factoriales. Alegan que la posibilidad de error de medida es mayor en el caso de datos transversales que en series agregadas, y sugieren que si se quiere hacer un análisis con datos transversales es mejor hacerlo a nivel agregado por industria (CIU tres dígitos, por ejemplo).

No obstante, Hamermesh (1993) hace una presentación cuidadosa de las ventajas y desventajas de agregar *vs.* trabajar con datos a nivel de establecimiento. Una de las principales ventajas de utilizar datos microeconómicos es evitar los problemas que se derivan de agregar, en forma lineal, relaciones que a nivel de establecimiento son de naturaleza no lineal. Este aspecto de la agregación, en la práctica, produce estimadores sesgados de los parámetros bajo estudio y el investigador carece de elementos para conocer la naturaleza y dirección del sesgo. Adicionalmente, al

---

<sup>7</sup> Dichos paneles fueron contruidos con base en una métrica de coincidencia entre variables de cada establecimiento por cada par de años. En otro documento sobre rotación laboral hemos encontrado que esta metodología tiende a truncar muchas de las historias, pues existe un elevado componente de error derivado de mal reporte.

trabajar con datos de la firma, el supuesto de que esta enfrenta una oferta laboral totalmente elástica al salario corriente es mucho más justificable que en el caso de estimaciones agregadas a nivel sectorial o total. Por último, la información a nivel de establecimiento permite estudiar el grado de sustituibilidad/complementariedad entre diferentes clases de trabajo<sup>8</sup>.

La labor econométrica se limita a estimar la elasticidad de sustitución factorial con base en las condiciones de productividad marginal de la firma, dado que no tenemos medidas adecuadas del precio de otros factores de producción<sup>9</sup>. Reescribiendo la ecuación (11), en una versión de datos en panel con efectos individuales aleatorios, nuestra especificación econométrica básica es:

$$(13) \quad L_{it} = \sum_{k=0}^p \lambda_k L_{it-k} + \sum_{k=1}^q \varphi_k w_{i,t-k} + \sum_{k=1}^l \beta_k q_{i,t-k} + \sum_{k=1}^m \gamma_k Q_{j,t-k} + D_i + D_t + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

donde la firma  $i$  ajusta su nómina en  $t$ ,  $L_{it}$ , siguiendo un proceso auto-regresivo  $p$  el cual recoge los costos de ajustar la nómina frente a los choques de largo plazo. Adicionalmente, ajusta su nómina de cara a los cambios esperados en los costos laborales y en la demanda del producto final, de acuerdo con un proceso de formación de expectativas sobre costos y demanda, el cual es función de la información disponible en  $t$  sobre salarios,  $\sum_{k=1}^q \varphi_k w_{i,t-k}$ , la producción de la firma,  $\sum_{k=1}^l \beta_k q_{i,t-k}$ , y la actividad económica sectorial,  $\sum_{k=1}^m \gamma_k Q_{j,t-k}$ <sup>10</sup>. Además, se incluye un conjunto de

<sup>8</sup> Uno de los costos de desagregar hasta el nivel del establecimiento es que se pierde la noción de firma en tanto empresa que puede tener adscritos varios establecimientos. Al hacer el análisis de demanda tomando el establecimiento como la unidad de análisis, se está asumiendo implícitamente que la inversión en planta es específica y que no hay mucha rotación entre establecimientos de una misma firma. De esta forma, las decisiones a nivel de establecimiento pueden diferir de las planteadas a nivel de la firma.

<sup>9</sup> El Banco Mundial está haciendo un esfuerzo por estimar precios de materias primas con base en la EAM. Una vez se concluya este estudio sería interesante volver a hacer las estimaciones con el fin de intentar identificar el efecto de escala.

<sup>10</sup> La incorporación de expectativas en la función de demanda laboral en la ecuación (10) implica que el modelo debe incorporar alguna forma de pronóstico sobre el comportamiento futuro tanto de los costos de los factores como de la demanda del bien final. Al respecto, en la ecuación (13) se asume que la firma toma tanto la dinámica de su propia demanda como el comportamiento de la demanda del sector a la cual pertenece para efectuar su pronóstico de demanda final. El hecho de que la demanda sectorial incluya la demanda de cada establecimiento puede producir problemas de colinealidad entre  $q_{i,t-k}$  y  $Q_{j,t-k}$ . No obstante, los resultados no presentan una pérdida importante de significación estadística al incluir las dos variables siendo las dos estadísticamente significativas en la mayoría de las estimaciones, y, al contrario, la exclusión de alguna de ellas podría generar un sesgo en los parámetros por variable omitida.

variables que recogen parte de la heterogeneidad de la firma derivada de su organización jurídica, su propensión a exportar, el contenido importado de materias primas y su año de iniciación,  $D_i$ , así como *dummies* de tiempo,  $D_p$ , las cuales recogen los cambios en la constante de la función de demanda o, como aquí se interpreta, el efecto del progreso técnico sobre la demanda de trabajo<sup>11</sup>. Finalmente, se asume que la firma enfrenta una oferta totalmente elástica respecto al salario.

Infortunadamente, la EAM sufrió una serie de cambios de definición durante la década de los noventa que truncó la historia laboral de los establecimientos industriales. Es así como, al incorporar la información de la década de los noventa nos vimos obligados a adoptar una definición de trabajo más agregada, al no poder discriminar entre obreros y trabajadores industriales. Aun cuando tenemos la ventaja de trabajar a nivel de establecimiento, infortunadamente no podemos desagregar en horas o en grupos homogéneos de trabajadores<sup>12</sup>. Adicionalmente, los datos sobre empleo temporal presentan problemas de reporte, sobre todo para la década de los ochenta, y de definición, al no incluir empleados temporales contratados con empresas externas a la firma, los cuales no aparecen como parte de la nómina del establecimiento. Esto representa una limitación adicional del ejercicio, ya que la definición de empleo sólo incluye empleados permanentes.

Con el fin de eliminar la posible dependencia estocástica entre los regresores en (13) y el efecto individual,  $\mu_i$ , Anderson y Hsiao (1981) sugieren estimar (13) en diferencias con el fin de eliminar  $\mu_i$  y, dado que el error transformado,  $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ , está correlacionado con  $\Delta L_{it-1} = L_{it-1} - L_{it-2}$ , utilizar rezagos de  $L_{it}$ ,  $t > 1$ , como

---

<sup>11</sup> Como parte de la organización jurídica de la firma se incluye una *dummy* que identifica si el establecimiento pertenece a una sociedad anónima y otra que identifica si la firma es pública o privada. En principio, se esperaría que las firmas públicas tengan una mayor planta de personal debido a que su función objetivo incluye elementos políticos, como, por ejemplo, un mayor número de potenciales electores. Respecto a empresas establecidas como sociedades anónimas vs. otras formas más cerradas de propiedad, es difícil establecer el impacto que esta dimensión de la estructura jurídica tiene sobre la demanda de trabajo. Las sociedades anónimas pueden enfrentar problemas de riesgo moral al tener un monitoreo imperfecto de las acciones de los administradores; sin embargo, las empresas con esquemas cerrados de propiedad no están exentas a este riesgo como es el caso del nepotismo.

<sup>12</sup> Podría hacerse un ejercicio de estimación desagregando trabajadores de planta y trabajadores administrativos, aunque las series obtenidas deben interpretarse con excesiva precaución debido a frecuentes errores en los reportes. De otro lado, el problema de trabajar con número de trabajadores vs. horas laboradas es significativo, porque muchas de las empresas ajustan su demanda de trabajo en horas sin que necesariamente se vean obligadas a modificar el número de empleados. No obstante, si se trata de recoger variaciones anuales y relaciones a largo plazo, esta distinción se hace menos relevante.

instrumentos. Dichos instrumentos sólo son válidos en la medida en que  $\varepsilon_{it}$  no presente autocorrelación serial.

Estas ideas han sido recientemente extendidas por Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), quienes explotan la versatilidad de la estimación mediante el método generalizado de momentos (MGM) con el fin de aumentar el conjunto de instrumentos disponibles para corregir los problemas de endogeneidad en un modelo de panel dinámico con efectos aleatorios, haciendo un menor número de supuestos sobre la estructura de los errores y la independencia de estos con las variables explicativas.

En Arellano y Bond (1991) se define el conjunto de momentos (instrumentos) disponibles para estimar un modelo de panel bajo el supuesto de ausencia de autocorrelación serial en los errores. Asumiendo adicionalmente, que las variables explicativas están correlacionadas únicamente con el componente individual aleatorio,  $\mu_i$ , la estimación del modelo en diferencias habilita los rezagos de las variables en niveles como instrumentos tanto de los rezagos de la variable dependiente como de las otras variables explicativas en diferencias.

Arellano y Bond (*Op. Cit.*) explotan la independencia entre los rezagos de la variable dependiente y  $\varepsilon_{it}$ , y sugieren utilizar el máximo de rezagos de  $L_{it}$  disponibles para estimar cada ecuación en diferencias para el individuo  $i$ , v. gr. a mayor número de observaciones por establecimiento,  $T_i$ , mayor número de instrumentos disponibles. Además, en el evento en que algunos de los regresores en (13), distintos a los correspondientes a la variable dependiente rezagada, sean exógenos (independientes de  $\varepsilon_{it}$  aun cuando no necesariamente de  $\mu_i$ ), estos serán instrumentos adicionales para la ecuación en diferencias<sup>13</sup>.

Blundell y Bond (*Op. Cit.*) demuestran que el MGM aplicado al modelo autorregresivo en diferencias tiende a sufrir de problemas de sesgo severos, particularmente cuando el componente auto-regresivo de largo plazo,  $\sum_{k=0}^p \lambda_k$ , es cercano a la unidad, y/o cuando la varianza del efecto individual aleatorio es alta. En estos casos sugieren explotar una serie de momentos basados en el modelo en niveles con el fin de reducir este sesgo y lograr mayor eficiencia. Asumiendo que las

<sup>13</sup> Si ellos son predeterminados en el sentido de que  $E(x_{it} \varepsilon_{it-s}) = 0$  para  $s < t$ , entonces algunos de sus rezagos pueden utilizarse como instrumentos (Arellano y Bover, *Op Cit.*).

variables explicativas en diferencias no están correlacionadas con  $\mu_p$ , proponen un estimador “sistémico” que combina dos conjuntos de instrumentos para cada establecimiento: los rezagos de las variables en niveles como instrumentos del conjunto de ecuaciones en diferencias, y las variables en diferencias y sus rezagos como instrumentos del conjunto de ecuaciones en niveles.

Para establecer hasta dónde son válidos los supuestos sobre los cuales se basan los momentos utilizados en el estimador MGM, Arellano y Bond (*Op. Cit.*) proponen dos pruebas estadísticas; una que evalúa la existencia de autocorrelación serial de  $\varepsilon_{it}$  utilizando los errores del modelo estimado en diferencias, los cuales deben presentar autocorrelación serial de primer orden e inexistencia de autocorrelación de segundo orden; condiciones suficientes para probar que  $\varepsilon_{it}$  no presenta correlación serial, y la otra, que busca establecer hasta dónde los instrumentos escogidos son independientes de los errores con base en una prueba de Sargan de “sobreidentificación de restricciones”.

Estas técnicas, utilizadas por Fajnzylber y Maloney (2001a y 2001b) para el caso colombiano, constituyen la estrategia econométrica para estimar (13). Cabe mencionar que Arellano y Bond (*Op. Cit.*) utilizan las mismas técnicas para estimar funciones de demanda de trabajo con paneles del sector industrial británico las cuales, como se verá más adelante, son útiles para calificar algunos de los resultados aquí presentados.

## **V. PANEL DE LA ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA**

Para las estimaciones que se presentan a continuación se utilizó información de los establecimientos industriales incluidos en la EAM convertidos en datos del panel gracias al trabajo llevado a cabo por el DANE-Banco Mundial. Del total de establecimientos se tomaron aquellos que alguna vez durante el período 1977-1999 registraron más de 10 trabajadores. Esto con el fin de maximizar el número de observaciones en la historia de un establecimiento que en algún año haya tenido una nómina menor de 10 empleados.

La información en panel de la EAM, sin embargo, adolece de dos problemas serios. En primer lugar, muchas de las historias de establecimientos resultan truncadas para los años 1992-1994. En dicho período se efectuó un cambio en el código de identificación de los establecimientos sin que se tuviera el cuidado de mantener

continuidad en la identificación de muchos de ellos. Como resultado, se estima que cerca de 800 establecimientos que aparecen como muertes o nacimientos en este período, realmente son establecimientos que sobrevivieron durante estos años. En segundo lugar, algunos de los establecimientos presentan vacíos en sus historias, fenómeno en el que no predomina un año específico. En principio, no se tiene claridad sobre el motivo de su exclusión temporal de la encuesta.

Con el fin de abordar estos dos problemas se excluyeron los establecimientos que tuvieran saltos mayores a tres años. De la submuestra resultante, se tomó aquellas historias con datos no disponibles en algún año y se dividieron tomando los tramos con datos consecutivos, considerándolos como historias de establecimientos independientes. Con esta metodología se utilizó al máximo la historia de cada establecimiento en cada intervalo de tiempo para el cual se tuvo información. Este procedimiento es una forma de controlar por datos no disponibles sin necesidad de omitir observaciones.

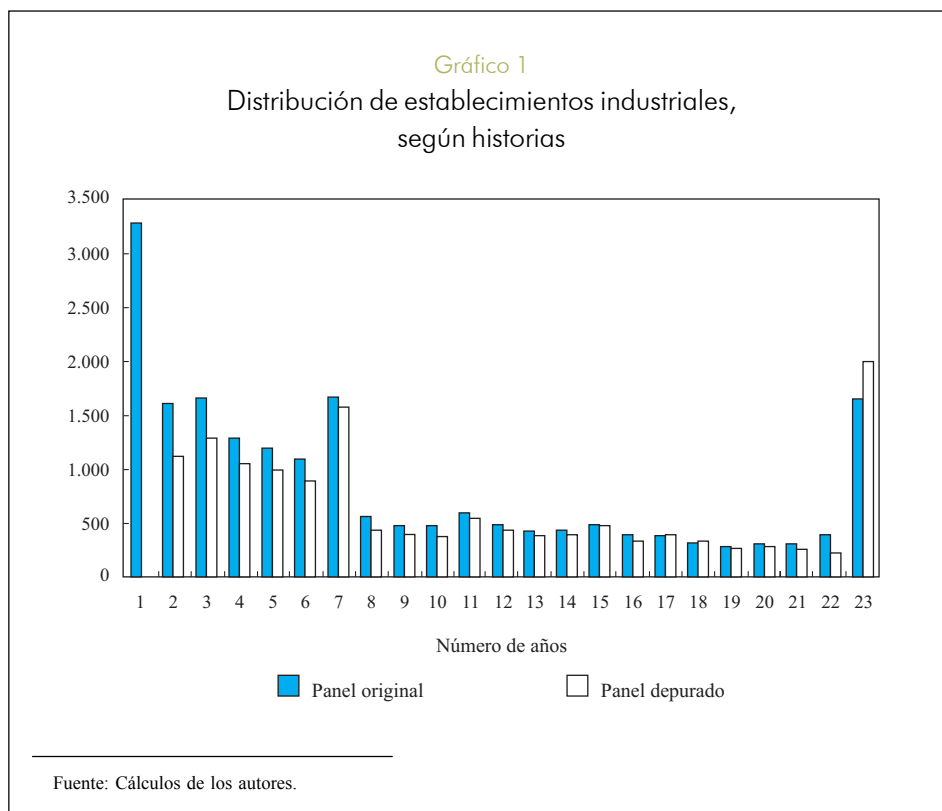
En consecuencia, los establecimientos utilizados en las estimaciones fueron aquellos con un número relativamente grande de rezagos y por tanto, historias relativamente largas (al menos cuatro observaciones por establecimiento), y cuyas observaciones mantuvieron continuidad en el tiempo.

El panel original consta de 166.939 registros y 20.000 historias de establecimientos entre los que nacen, mueren o permanecen. Después de hacer las depuraciones antes mencionadas, el panel se reduce a 154.709 registros y 14.346 establecimientos. Dado el número de rezagos utilizados en los ejercicios econométricos, se utilizaron 6.768 establecimientos de los cuales 1.547 son permanentes durante todo el período muestral y que por ende tienen 23 observaciones ( $T=23$ ), el resto de los establecimientos presenta historias más cortas. El Gráfico 1 exhibe la distribución de la muestra, según la longitud de las historias antes de la depuración y después de ella<sup>14</sup>.

En el Cuadro 2 se presenta las principales variables de la muestra, según escala medida por número de empleados (permanentes y temporales). No obstante, el

---

<sup>14</sup> Véanse Arango y Rojas (2002). Para un mayor detalle de la metodología utilizada en el cálculo de las variables. En este documento se describen además los arreglos estadísticos disponibles que se extrajeron del panel, con los cuales se pueden reproducir varios indicadores de los establecimientos industriales para el período 1977-1999.



tamaño total de la nómina por establecimiento es prácticamente constante a lo largo del período de estudio, se nota una fuerte caída de la nómina de empleados permanentes, sobre todo en empresas con más de 70 trabajadores, lo cual coincide con un aumento importante de la contratación de temporales durante los años noventa. Adicionalmente, hay un crecimiento considerable del costo laboral unitario (incluyendo prestaciones sociales) a la par que un aumento de la productividad por trabajador medida como la razón valor agregado/número de trabajadores, aumentos que son particularmente altos en la segunda mitad de los años noventa.

En el Cuadro 3 se presentan las mismas variables del Cuadro 2 a nivel de sectores. Excepto por el grupo de “otras industrias”, el tamaño del establecimiento mediano muestra tal vez un leve aumento entre la década de los ochenta y la de los noventa. Con aumentos significativos en todos los sectores tanto del costo laboral como del valor agregado por trabajador.



**Cuadro 2**  
Principales variables de la muestra,  
según escala de la planta (total trabajadores)  
(Base, 1999 = 100)

Escala en número de empleados total	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-1999
<b>Número de empleados 1/</b>				
10-20	12,3	13,0	12,8	11,8
21-30	25,0	25,0	25,0	25,0
30-70	44,2	43,8	44,5	44,6
Más de 70	146,8	143,0	147,0	146,3
<b>Número de empleados permanentes 1/</b>				
10-20	12,3	12,7	12,0	11,2
21-30	24,7	24,0	24,0	24,0
30-70	42,8	41,5	40,8	41,0
Más de 70	138,8	127,8	122,3	119,4
<b>Costo laboral unitario (salarios más prestaciones) 1/</b>				
Millones reales año				
10-20	3,6	3,7	4,4	5,5
21-30	3,9	4,0	4,8	6,2
30-70	4,4	4,5	5,3	7,0
Más de 70	6,3	6,3	7,4	9,6
<b>Valor agregado por trabajador 1/</b>				
Millones reales año				
10-20	5,8	6,2	8,0	10,3
21-30	6,5	6,7	8,6	11,4
30-70	7,5	8,0	9,9	13,3
Más de 70	12,6	13,6	15,6	20,4
<b>Total empleo</b>				
10-20	21.376	27.812	32.876	56.470
21-30	7.816	10.132	14.906	19.425
30-70	15.768	20.512	27.091	32.158
Más de 70	28.003	35.198	49.856	64.468
<b>Total</b>	<b>72.963</b>	<b>93.654</b>	<b>124.730</b>	<b>172.521</b>
<b>Total establecimientos</b>				
10-20	2.443	2.578	2.360	2.750
21-30	872	1.000	963	983
30-70	1.414	1.579	1.651	1.580
Más de 70	1.453	1.550	1.870	1.835
<b>Total</b>	<b>6.306</b>	<b>6.899</b>	<b>7.131</b>	<b>7.256</b>
<b>Empleados establecimiento 2/</b>	<b>28</b>	<b>28</b>	<b>33</b>	<b>28</b>
<b>Empleados permanentes establecimiento 2/</b>	<b>27</b>	<b>26</b>	<b>29</b>	<b>25</b>

1/ Mediana de los establecimientos.

2/ Mediana de toda la muestra.

Fuente: Cálculos de los autores.

**Cuadro 3**

Principales variables de la muestra, según grandes sectores industriales  
(Base, 1999 = 100)

	<b>Alimentos, bebidas y tabaco</b>		<b>Petróleo, sus derivados y plásticos</b>		<b>Productos minerales no metálicos</b>	
	1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999
<b>Número de empleados</b>						
<b>total por establecimiento</b>						
Cuartil 0,25	13,7	14,9	16,4	17,2	15,0	16,5
Mediana	28,4	33,4	34,9	35,8	31,2	31,9
Cuartil 0,75	78,9	91,6	87,8	91,5	73,9	79,2
<b>Número de empleados</b>						
<b>permanentes por establecimiento</b>						
Cuartil 0,25	13,1	13,0	16,2	15,8	14,7	14,9
Mediana	26,0	27,3	32,8	31,8	30,4	29,6
Cuartil 0,75	70,8	76,3	79,4	76,8	67,5	71,0
<b>Costo laboral unitario por</b>						
<b>establecimiento</b>						
<b>(salarios más prestaciones)</b>						
Millones reales año						
Cuartil 0,25	3,4	4,6	4,0	5,3	3,4	4,8
Mediana	4,4	5,9	5,2	7,3	4,4	6,3
Cuartil 0,75	6,2	8,7	7,8	11,5	6,2	9,7
<b>Valor agregado por trabajador /</b>						
<b>establecimiento</b>						
Millones reales año						
Cuartil 0,25	5,5	8,2	6,5	9,8	4,9	7,5
Mediana	9,3	13,9	11,2	16,5	7,4	12,1
Cuartil 0,75	19,3	28,1	21,2	30,5	12,5	23,4
<b>Total empleados (miles)</b>	22,6	41,0	17,5	37,1	4,4	9,5
<b>Número de establecimientos</b>	1.252,7	1.395,0	786,5	986,1	373,6	391,4

Fuente: Cálculos de los autores.

Textiles, confecciones y productos del cuero		Maderas, muebles y otros productos de la madera		Productos metálicos, maquinaria y equipo		Papel e industria editorial		Otras industrias	
1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999	1980-1990	1990-1999
15,5	15,7	12,9	12,6	14,7	14,4	13,7	15,2	14,0	13,5
28,0	31,9	20,5	21,9	26,5	27,7	24,0	27,7	25,9	26,3
60,6	75,1	39,6	45,2	59,2	64,1	55,4	67,6	60,2	65,1
14,5	12,5	12,7	11,6	14,3	13,2	13,7	14,6	13,3	11,8
26,7	26,5	20,1	20,3	25,4	25,2	23,7	25,9	23,7	21,8
57,3	61,9	38,5	40,9	54,8	56,6	53,5	60,2	54,0	51,5
3,1	4,0	3,2	4,1	3,7	5,0	3,8	5,4	3,5	4,7
3,6	4,8	3,8	4,9	4,5	6,4	4,7	7,0	4,1	5,8
4,4	6,1	4,6	6,2	5,9	8,7	6,2	9,5	5,2	7,5
4,0	5,6	4,4	5,3	5,3	7,5	5,7	8,9	4,8	7,0
5,7	8,2	6,1	7,8	7,9	11,3	8,2	13,5	6,6	10,4
8,5	12,5	8,6	11,4	12,5	17,3	12,9	20,8	10,3	16,4
13,6	18,3	2,5	3,6	14,4	20,7	6,2	11,1	1,5	2,3
1.711,2	1.634,4	348,9	373,0	1.296,4	1.364,4	480,9	536,9	142,9	165,7

## VI. RESULTADOS

### A. DEMANDA LABORAL: ESPECIFICACIÓN BÁSICA

El Cuadro 4 presenta la especificación básica. El número de rezagos de las variables independientes, así como del proceso autorregresivo del empleo del establecimiento se escogieron con base en su significancia estadística, cuidando que los errores del modelo no presenten un proceso autorregresivo en niveles. De esta manera se garantiza la validez de los rezagos de la variable dependiente como instrumentos del proceso autorregresivo. Las dos primeras columnas reportan la estimación en diferencias y sistémica con todos los establecimientos de la muestra. Se destaca, en primer lugar, que los estimativos relativos al proceso autorregresivo y al salario son relativamente robustos al estimador. No obstante, los estimativos de los parámetros asociados al valor agregado cambian de manera significativa cuando se pasa del estimador en diferencias al estimador sistémico.

El Cuadro 5 reporta los valores de largo plazo estimados para toda la muestra. La velocidad media de ajuste encontrada es de 2,6 años, lo que es similar a lo encontrado en otros trabajos con datos anuales. Si bien resulta bastante prolongada, si se compara con estimativos de datos de mayor frecuencia, aquí se interpreta como la velocidad de ajuste frente a choques estructurales para los cuales la firma se demora más de un año en asimilarlos. Cabe mencionar que en el trabajo de Vivas, Farné, y Urbano (1998) se encuentra un período medio de ajuste ubicado entre uno y uno y medio años, con estimativos basados en datos trimestrales, lo cual es alto para los estándares internacionales<sup>15</sup>.

Por su parte, la elasticidad de sustitución factorial es del orden de 0,7. Para tener un estimativo de la elasticidad salario producto-constante es necesario estimar la participación de los salarios en los costos totales del establecimiento. Hamermesh (*Op. Cit.*) estima que el valor de  $s$  para países industrializados es del orden de 0,75 lo cual indicaría una elasticidad  $\eta_{LL}$  de -0,17. En el caso colombiano podrían tenerse varios estimativos de dicho parámetro. Si se toma

---

<sup>15</sup> Ejemplo de este tipo de choques son los cambios tecnológicos cuya adopción puede tomar algunos años, o la adecuación de la oferta laboral a nuevas tecnologías. Luego, no debe extrañar que la velocidad de ajuste sea relativamente baja, de hecho en los estimativos de demanda de trabajo utilizados para ilustrar su metodología, Arellano y Bond (*Op. Cit.*) y Blundell y Bond (*Op. Cit.*) encuentran valores muy altos para el caso de Reino Unido (3,1 años).

la participación de los salarios en el valor agregado, la firma mediana alcanza un valor de 0,53 durante el período de muestra, con lo cual  $\eta_{LL}$  sería -0,33, cercana a la estimada por Farné y Nupia (1998), quienes controlan por costo de capital y por producto.

La diferencia más importante entre los estimadores se encuentra respecto a la elasticidad producto. Mientras que el estimador en diferencias arroja un valor de largo plazo de 0,1, el del estimador sistémico llega a 0,8, hacia el límite inferior del rango de estimaciones reportadas en el Cuadro 1, y sugiere rendimientos crecientes a escala relativamente significativos frente a los estándares internacionales de rendimientos constantes o levemente crecientes. 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<sup>16</sup>.

Si bien los valores estimados de los parámetros están dentro de rangos razonables, pocos de los ejercicios econométricos lograron pasar la prueba de Sargan, la cual permite evaluar la validez del conjunto de momentos utilizados en la estimación. Dado que las pruebas descartan la existencia de autocorrelación de primer orden de los errores, en principio, los instrumentos utilizados para identificar el componente autorregresivo de la ecuación estimada son válidos. En este caso, el origen de la violación de los supuestos de independencia entre los instrumentos y el error debe buscarse en otras condiciones del modelo. En particular, encontramos que para grupos homogéneos de establecimientos (por ejemplo según la CIIU), la prueba de Sargan indica que los instrumentos son adecuados. Así mismo, encontramos que el estadístico de Sargan disminuye sustancialmente una vez se controla por heterocedasticidad al utilizar el estimador de White de la matriz de varianzas y covarianzas (estimación en dos etapas).

La submuestra que más se adecúa a la distribución de todo el universo de establecimientos, pero que está en el límite de corregir el problema de un Sargan alto es la de establecimientos con historias largas ( $T=23$ ). Este grupo de individuos a la vez que mantiene el mismo grado de heterogeneidad de la muestra total (a nivel de CIIU y escala), conserva cierto grado de homogeneidad al mantener los mismos

---

<sup>16</sup> Respecto a este parámetro, los valores del estimador en diferencias obtenidos por Fajnzylber y Maloney, así como los reportados en el Cuadro 5 son muy bajos, por esto parecen más razonable los resultados obtenidos con el estimador sistémico.

Cuadro 4

Funciones básicas de demanda laboral

Variables explicativas	Todos los establecimientos		Establecimientos con $T = 23$	
	MGM Diferencias	MGM Sistémico	MGM Diferencias	MGM Sistémico
<i>CONST</i>	2,151 *** (0,004)	3,433 (0,124)	-0,429 (0,425)	-1,118 (0,795)
<i>L-1</i>	0,710 *** (0,000)	0,736 *** (0,000)	0,702 *** (0,000)	0,750 *** (0,000)
<i>L-2</i>	0,047 *** (0,000)	0,004 (0,693)	0,060 *** (0,000)	0,016 (0,145)
<i>L-3</i>	0,008 (0,440)	0,003 (0,782)	0,016 * (0,065)	-0,013 (0,200)
<i>L-4</i>	0,001 (0,893)	0,034 *** (0,000)	0,018 * (0,018)	-0,008 (0,240)
<i>W</i>	-0,408 *** (0,000)	-0,426 *** (0,000)	-0,456 *** (0,000)	-0,452 *** (0,000)
<i>W-1</i>	0,231 *** (0,000)	0,241 *** (0,000)	0,240 *** (0,000)	0,252 *** (0,000)
<i>W-2</i>	0,020 ** (0,038)	0,011 (0,328)	0,015 (0,129)	-0,011 (0,400)
<i>W-3</i>	-0,006 (0,532)	-0,001 (0,931)	-0,009 (0,311)	-0,024 ** (0,030)
<i>VA</i>	0,003 (0,806)	0,135 *** (0,000)	0,011 (0,246)	0,077 *** (0,000)
<i>VA-1</i>	-0,001 (0,931)	0,056 *** (0,000)	-0,007 (0,473)	0,053 *** (0,000)
<i>VA-2</i>	0,004 (0,701)	0,050 *** (0,000)	-0,002 (0,840)	0,046 *** (0,000)
<i>VA-3</i>	0,002 (0,824)	0,003 (0,773)	-0,001 (0,875)	0,025 *** (0,004)
<i>VA-4</i>	0,014 (0,152)	-0,074 *** (0,000)	-0,007 (0,428)	0,017 ** (0,042)

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor  $p$  entre paréntesis. *L-i*: rezagos del empleo del establecimiento; *W-i*: salario real promedio por trabajador y sus rezagos; *VA-i*: valor agregado del establecimiento y sus rezagos; *VNC-i*: ventas del sector CIU a tres dígitos; *TCR-i*: tasa de cambio real CIU a tres dígitos (Estados Unidos-Colombia) y sus rezagos; *Amaq / TA*: maquinaria sobre total de activos; *X / VT*: exportaciones sobre ventas totales; *MPN / MPT*: materia prima importada sobre total materia prima; *Dgov*: *dummy* de gobierno; *Dsa*: *dummy* de sociedad anónima; *INI*: año de iniciación.  
Fuente: Cálculos de los autores.

Variables explicativas (continuación)	Todos los establecimientos		Establecimientos con $T = 23$	
	MGM Diferencias	MGM Sistémico	MGM Diferencias	MGM Sistémico
<i>VNC</i>	0,140 *** (0,000)	0,119 *** (0,000)	0,221 *** (0,000)	0,166 *** (0,000)
<i>VNC-1</i>	-0,015 (0,458)	-0,085 *** (0,000)	-0,042 (0,114)	-0,088 *** (0,001)
<i>VNC-2</i>	-0,045 ** (0,011)	-0,041 *** (0,045)	-0,046 ** (0,036)	-0,067 *** (0,002)
<i>VNC-3</i>	-0,006 (0,751)	-0,023 (0,281)	0,008 (0,738)	-0,004 (0,856)
<i>VNC-4</i>	-0,011 (0,556)	0,038 ** (0,012)	0,019 (0,333)	0,002 (0,922)
<i>TCR</i>	-0,133 (0,116)	0,132 (0,122)	0,000 (0,997)	0,070 (0,363)
<i>TCR-1</i>	0,147 * (0,082)	-0,060 (0,454)	0,078 (0,357)	-0,019 (0,816)
<i>Amaq/TA</i>	0,002 (0,111)	0,003 *** (0,002)	-0,001 (0,616)	0,001 (0,259)
<i>X/VT</i>	0,003 *** (0,000)	0,003 *** (0,000)	0,001 (0,189)	0,002 * (0,091)
<i>MPM/MPT</i>	0,002 *** (0,000)	0,003 *** (0,000)	0,002 ** (0,031)	0,002 ** (0,040)
<i>Dgov</i>	-0,017 * (0,057)	0,069 ** (0,018)	-0,013 (0,108)	0,094 (0,243)
<i>Dsa</i>	0,005 *** (0,000)	0,015 (0,114)	0,003 *** (0,008)	-0,002 (0,874)
<i>INI</i>	-0,283 *** (0,004)	-0,446 (0,126)	0,060 * (0,397)	0,139 (0,806)
Sargan	281,889 *** (0,000)	406,580 *** (0,000)	191,415 *** (0,001)	235,170 *** (0,002)
Primer orden	-19,839 *** (0,000)	-15,285 *** (0,000)	-10,254 *** (0,000)	-10,042 *** (0,000)
Segundo orden	0,406 (0,685)	0,243 (0,808)	0,268 (0,789)	0,958 (0,338)
Número de observaciones	6.768	6.768	1.547	1.547

**Cuadro 5**  
Parámetros básicos de la demanda laboral

	Todos los establecimientos		Establecimientos con $T = 23$	
	MGM Diferencias	MGM Sistémico	MGM Diferencias	MGM Sistémico
$\lambda$	0,77 ***	0,78 **	0,80 ***	0,75 **
Tiempo medio de ajuste	2,60 ***	2,75 **	3,04 ***	2,36 **
$\varphi$	-0,16 **	-0,17 **	-0,21 ***	-0,23 **
$\varphi$ ajustado	-0,70 ***	-0,78 **	-1,03 ***	-0,92 **
$\beta$	0,02	0,17 ***	0,02	0,17 ***
$\beta$ ajustado	0,10	0,76 ***	0,11	0,67 ***

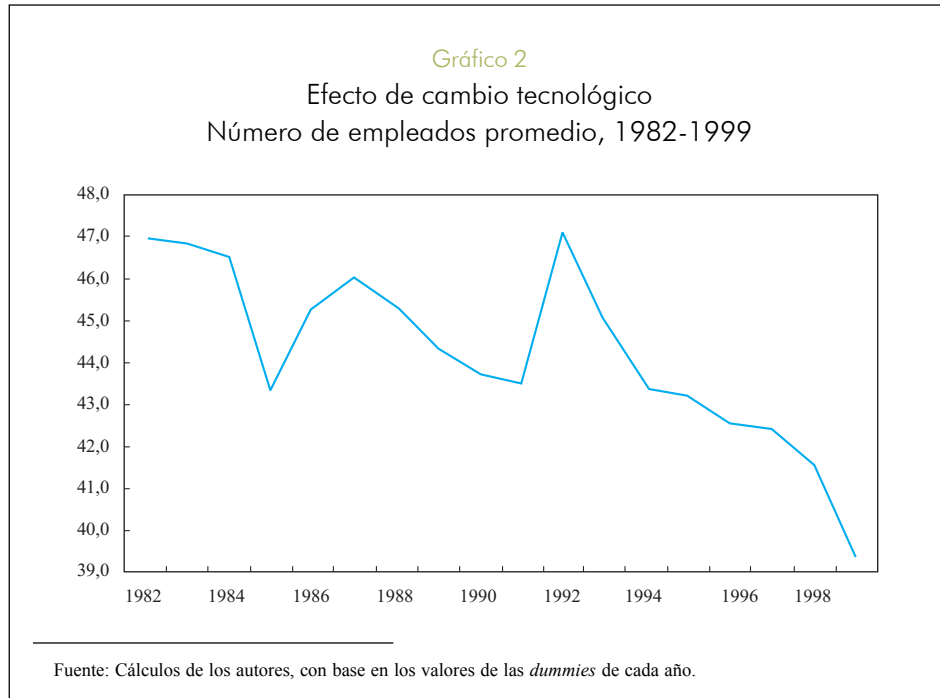
\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.  $\lambda$ : suma de los parámetros del proceso autorregresivo del empleo de la firma. Tiempo medio:  $\ln(0,5) / \ln(\lambda)$ .  $\varphi$ : suma de los parámetros asociados con los rezagos del salario.  $\varphi$  ajustado es  $\varphi / (1 - \lambda)$ .  $\beta$ : suma de los parámetros asociados.  
Fuente: Cálculos de los autores.

establecimientos a lo largo del tiempo. Los resultados para esta submuestra están consignados en las últimas dos columnas de los cuadros 4 y 5.

En general, los elementos resaltados para la muestra total se aplican al caso de la submuestra  $T=23$ , en especial en lo que tiene que ver con la elasticidad producto. El Cuadro 4 sugiere que estas empresas se comportan de manera similar al total de la muestra, lo cual nos da un indicio de que los estimativos incluyendo todos los establecimientos industriales son relativamente robustos al problema de baja calidad de los instrumentos reflejada en un Sargan alto, y que esta baja calidad está fuertemente asociada a la imposibilidad de controlar del todo por el alto grado de heterogeneidad de los establecimientos industriales<sup>17</sup>.

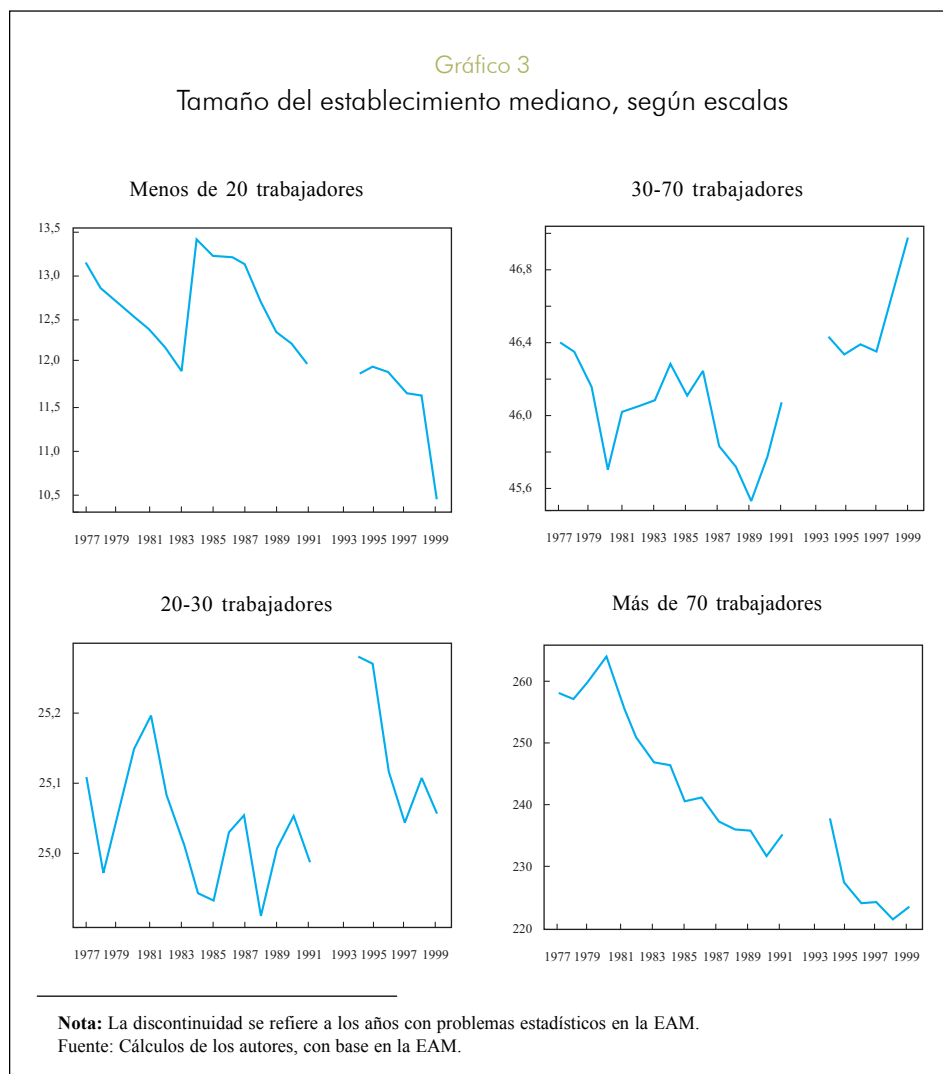
<sup>17</sup> La selección del conjunto de instrumentos se basó en el logro de un menor valor del estadístico Sargan. No obstante, los niveles de los parámetros centrales de la ecuación de demanda de trabajo no son sustancialmente sensibles al conjunto de instrumentos, lo cual da un grado más de confianza sobre los estimativos (resultados disponibles a solicitud).





Por último, debe destacarse la tendencia observada en las *dummies* de tiempo, las cuales presentan una reducción secular de alrededor del 12% en el nivel de empleo del establecimiento industrial promedio durante el período de análisis (Gráfico 2)<sup>18</sup>. Esta reducción debe interpretarse con cautela. En principio, y tal como lo anotan Symons y Layard (1984), el comportamiento de la constante a lo largo del tiempo puede asociarse al efecto que ha tenido el cambio tecnológico en la demanda de trabajo. Con base en esto, podría adelantarse la hipótesis de que dicha reducción secular pueda atribuirse a un cambio tecnológico ahorrador de trabajo en las últimas dos décadas. No obstante, al solo considerar los empleados permanentes es posible que la reducción se deba en parte a una mayor utilización de empleo temporal por parte de la firma sobre todo después de las reformas laborales de comienzos de los noventa, como lo evidencia el Cuadro 2. Este comportamiento es más evidente en el caso de las empresas de mayor tamaño (Gráfico 3).

<sup>18</sup> La fuerte caída que señala el parámetro en el año 1999 debe interpretarse cautelosamente, ya que puede estar recogiendo la profunda recesión de dicho año.



### *B. RESULTADO POR SECTORES*

En el Cuadro 6 se reportan los resultados a nivel de CIU a dos dígitos. La especificación básica tiende a pasar las pruebas de autocorrelación serial de los errores en la mayoría de los sectores, mientras que las pruebas de Sargan reflejan una mejor calidad de los instrumentos una vez se agrupan los establecimientos en grupos más homogéneos, como ya se había mencionado.

Como se registra en el Cuadro 7, en términos del período medio de ajuste el rango va de uno a siete años, con un promedio de tres años similar al que se obtiene con toda la muestra. Los sectores de maquinaria, alimentos y bebidas tienen períodos más largos de ajuste que los sectores de textiles, madera y muebles de madera, y productos minerales no metálicos. Por su parte, la elasticidad de sustitución factorial tiende a ser más alta en el caso de textiles (0,7) y moderada para las demás industrias (0,5), excepto para madera y bienes de madera en donde resulta relativamente más baja (0,4). Finalmente, los resultados sugieren mayores economías de escala en la industria de madera y muebles de madera, la industria metalmeccánica y la de productos minerales no metálicos. Por su parte, las *dummies* de tiempo muestran que aún cuando la mayoría de los sectores enfrenta una caída secular en su planta de personal durante las últimas dos décadas, el ajuste se profundiza durante la década de los noventa (Gráfico 4).

A pesar de que el nivel de desagregación por sectores no es el más indicado a la hora de hacer diagnósticos sectoriales, los resultados en su conjunto tienen cierto grado de coherencia. La heterogeneidad en la velocidad de ajuste de los distintos sectores frente a un choque en la demanda de trabajo sugiere que los costos de ajuste de la nómina respecto a contrataciones y despidos van más allá de la visión a menudo simplista de los costos estipulados en la ley<sup>19</sup>. En segundo lugar, el impacto de choques sobre la estabilidad laboral difiere entre sectores, siendo más fuerte en aquellos con una elasticidad de sustitución factorial más alta. Finalmente, la existencia de economías de escala significativas podría mirarse como evidencia de que existen ganancias económicas potenciales de expandir el tamaño de la planta industrial, lo cual contrarrestaría en parte la reducción secular en el tamaño del establecimiento.

---

<sup>19</sup> Aunque el modelo teórico del cual se derivan las estimaciones de este estudio asume que la firma no enfrenta rigideces en la fijación de precios y salarios (no obstante, esta demora en reaccionar a cambios en dichos precios), modelos alternativos nekeynesianos también producen predicciones sobre un comportamiento dinámico del empleo basado en rigideces nominales (y en otros casos reales). En este sentido, los salarios serían endógenos con lo cual, se invalidaría el supuesto de que las empresas son "tomadoras" de salarios. Ejemplo de esta clase de modelos es el propuesto por Blanchard y Summers (1987) en el cual la demanda de la firma se deriva de un proceso de negociación sindical (*insiders*) en la cual el salario se fija justo para equilibrar la demanda laboral a las aspiraciones sindicales sobre el número de ocupados en la empresa. Dichas aspiraciones siguen un proceso autorregresivo, ya que el sindicato buscará que una alta proporción de los empleados en  $t-1$  continúe empleado en  $t$ , lo cual da origen a una función de demanda dinámica. En este sentido, la heterogeneidad en los procesos de negociación salarial y sindical puede explicar en parte la heterogeneidad en las velocidades de ajuste entre sectores.

Cuadro 6

Funciones básicas de demanda laboral  
por sectores CIU 2 dígitos, estimador sistémico

Variables explicativas	Alimentos, bebidas y tabaco	Textiles, confecciones y productos del cuero	Maderas, muebles y otros productos de la madera	Papel e industria editorial
<i>CONST</i>	-7,896 *** (0,002)	0,732 (0,907)	4,868 (0,237)	4,201 (0,363)
<i>L-1</i>	0,883 *** (0,000)	0,694 *** (0,000)	0,739 *** (0,000)	0,791 *** (0,000)
<i>L-2</i>	0,041 *** (0,000)	-0,010 (0,438)	0,072 *** (0,000)	0,028 ** (0,036)
<i>L-3</i>	0,004 *** (0,693)	-0,027 ** (0,059)	-0,004 (0,714)	-0,032 *** (0,005)
<i>L-4</i>	-0,021 *** (0,026)	-0,004 (0,711)	0,014 (0,197)	0,012 (0,214)
<i>W</i>	-0,370 *** (0,000)	-0,471 *** (0,000)	-0,400 *** (0,000)	-0,371 *** (0,000)
<i>W-1</i>	0,317 *** (0,000)	0,242 *** (0,000)	0,251 *** (0,000)	0,264 *** (0,000)
<i>W-2</i>	0,012 (0,290)	0,005 (0,760)	0,075 *** (0,000)	0,046 *** (0,002)
<i>W-3</i>	-0,007 (0,526)	-0,042 ** (0,020)	0,009 (0,499)	-0,043 *** (0,000)
<i>VA</i>	0,026 *** (0,000)	0,176 *** (0,000)	0,150 *** (0,000)	0,067 *** (0,000)
<i>VA-1</i>	0,021 *** (0,000)	0,056 *** (0,000)	0,019 *** (0,000)	0,044 *** (0,000)
<i>VA-2</i>	0,000 (0,980)	0,012 (0,275)	-0,014 *** (0,001)	-0,002 (0,830)
<i>VA-3</i>	0,005 (0,343)	0,028 ** (0,016)	-0,017 *** (0,000)	0,028 *** (0,000)
<i>VA-4</i>	0,016 *** (0,003)	-0,005 (0,635)	-0,036 *** (0,000)	-0,005 (0,424)

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor *p* entre paréntesis. *L-i*: rezagos del empleo del establecimiento; *W-i*: salario real promedio por trabajador y sus rezagos; *VA-i*: valor agregado del establecimiento y sus rezagos; *VNC-i*: ventas del sector CIU a tres dígitos; *TCR-i*: tasa de cambio real CIU a tres dígitos (Estados Unidos-Colombia) y sus rezagos; *Amaq / TA*: maquinaria sobre total de activos; *X / VT*: exportaciones sobre ventas totales; *MPN / MPT*: materia prima importada sobre total materia prima; *Dgov*: *dummy* de gobierno; *Dsa*: *dummy* de sociedad anónima; *INI*: año de iniciación.  
Fuente: Cálculos de los autores.

<b>Variables explicativas (continuación)</b>	<b>Alimentos, bebidas y tabaco</b>	<b>Textiles, confecciones y productos del cuero</b>	<b>Maderas, muebles y otros productos de la madera</b>	<b>Papel e industria editorial</b>
<i>VNC</i>	0,148 *** (0,006)	0,143 *** (0,002)	-0,028 (0,732)	-0,019 (0,674)
<i>VNC-1</i>	-0,052 (0,461)	-0,100 (0,118)	-0,091 (0,404)	-0,043 (0,575)
<i>VNC-2</i>	0,073 (0,252)	-0,045 (0,472)	0,135 * (0,096)	0,002 (0,963)
<i>VNC-3</i>	-0,098 (0,147)	-0,045 (0,471)	-0,057 (0,534)	-0,044 (0,342)
<i>VNC-4</i>	-0,055 (0,310)	0,054 (0,282)	-0,103 * (0,080)	0,018 (0,671)
<i>TCR</i>	1,634 *** (0,002)	1,146 * (0,090)	-0,115 (0,482)	-0,003 (0,983)
<i>TCR-1</i>	-1,540 *** (0,002)	-1,310 ** (0,048)	-0,152 (0,402)	0,144 (0,256)
<i>Amaq / TA</i>	0,005 *** (0,000)	0,004 ** (0,037)	0,003 *** (0,007)	0,002 (0,159)
<i>XVT</i>	0,003 *** (0,001)	0,004 *** (0,000)	0,007 *** (0,000)	0,003 *** (0,000)
<i>MPM/MPT</i>	0,002 *** (0,004)	0,004 *** (0,000)	0,006 *** (0,000)	0,005 *** (0,000)
<i>Dgov</i>	-0,011 (0,647)	-0,177 ** (0,041)	-0,452 *** (0,000)	0,083 ** (0,012)
<i>Dsa</i>	0,010 (0,403)	0,068 *** (0,000)	0,021 ** (0,106)	0,018 (0,156)
<i>INI</i>	1,020 *** (0,003)	-0,080 (0,922)	-0,409 (0,441)	-0,361 (0,543)
Sargan	298,950 *** (0,000)	233,515 *** (0,003)	200,528 (0,109)	208,737 * (0,052)
Primer orden	-17,864 (0,000)	-8,200 (0,000)	-6,783 (0,000)	-9,643 (0,000)
Segundo orden	-2,550 (0,011)	-1,389 (0,165)	-0,310 (0,757)	-1,033 (0,302)
Número de observaciones	1.339	1.643	364	525

Cuadro 6

Funciones básicas de demanda laboral  
por sectores CIU 2 dígitos, estimador sistémico (continuación)

Variables explicativas	Petróleo, sus derivados y plásticos	Productos minerales no metálicos	Productos metálicos, maquinaria y equipo	Otras industrias
<i>CONST</i>	2,539 (0,423)	20,529 (0,000)	-0,295 (0,927)	-8,936 (0,001)
<i>L-1</i>	0,896 *** (0,000)	0,629 *** (0,000)	0,833 *** (0,000)	0,790 (0,000)
<i>L-2</i>	0,033 *** (0,009)	0,014 (0,295)	0,036 ** (0,033)	0,090 (0,000)
<i>L-3</i>	0,000 (0,987)	0,016 * (0,079)	0,018 (0,242)	0,020 (0,002)
<i>L-4</i>	0,017 ** (0,050)	0,006 (0,535)	0,019 * (0,086)	-0,052 (0,000)
<i>W</i>	-0,358 *** (0,000)	-0,367 *** (0,000)	-0,424 *** (0,000)	-0,335 (0,000)
<i>W-1</i>	0,352 *** (0,000)	0,168 *** (0,000)	0,320 *** (0,000)	0,225 (0,000)
<i>W-2</i>	0,051 *** (0,000)	0,019 (0,162)	0,015 (0,374)	0,102 (0,000)
<i>W-3</i>	-0,010 (0,343)	-0,005 (0,639)	0,031 ** (0,041)	0,003 (0,738)
<i>VA</i>	-0,002 (0,750)	0,120 *** (0,000)	0,123 *** (0,000)	0,060 (0,000)
<i>VA-1</i>	0,033 *** (0,000)	0,074 *** (0,000)	-0,028 ** (0,030)	0,000 (0,896)
<i>VA-2</i>	0,003 (0,643)	0,059 *** (0,000)	0,032 ** (0,013)	0,004 (0,165)
<i>VA-3</i>	-0,021 *** (0,001)	-0,028 *** (0,000)	-0,018 (0,208)	-0,040 (0,000)
<i>VA-4</i>	-0,026 *** (0,000)	-0,003 (0,414)	-0,045 *** (0,000)	0,040 (0,000)

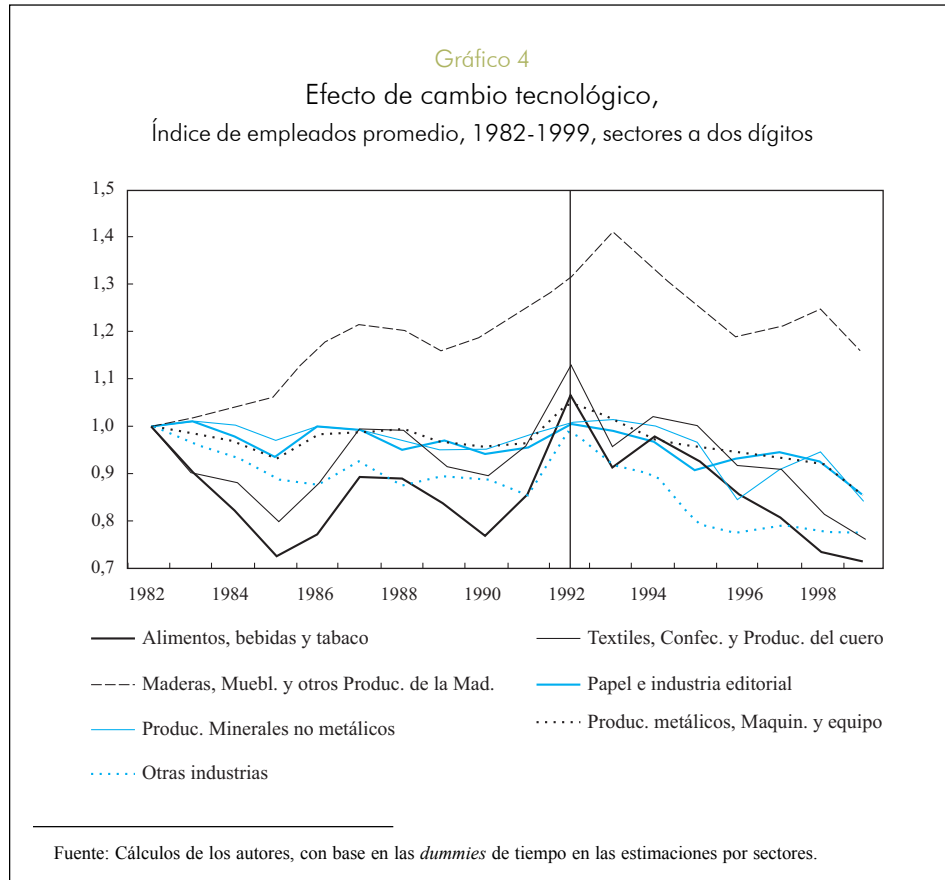
\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor *p* entre paréntesis. *L-i*: rezagos del empleo del establecimiento; *W-i*: salario real promedio por trabajador y sus rezagos; *VA-i*: valor agregado del establecimiento y sus rezagos; *VNC-i*: ventas del sector CIU a tres dígitos; *TCR-i*: tasa de cambio real CIU a tres dígitos (Estados Unidos-Colombia) y sus rezagos; *Amaq / TA*: maquinaria sobre total de activos; *X / VT*: exportaciones sobre ventas totales; *MPN / MPT*: materia prima importada sobre total materia prima; *Dgov*: *dummy* de gobierno; *Dsa*: *dummy* de sociedad anónima; *INI*: año de iniciación.  
Fuente: Cálculos de los autores.

<b>Variables explicativas (continuación)</b>	<b>Petróleo, sus derivados y plásticos</b>	<b>Productos minerales no metálicos</b>	<b>Productos metálicos, maquinaria y equipo</b>	<b>Otras industrias</b>
<i>VNC</i>	0,011 (0,741)	0,081 (0,114)	0,163 *** (0,000)	0,219 (0,000)
<i>VNC-1</i>	0,097 *** (0,006)	-0,213 *** (0,000)	-0,097 * (0,063)	0,076 (0,090)
<i>VNC-2</i>	0,058 ** (0,071)	0,168 *** (0,002)	-0,054 (0,258)	-0,344 *** (0,000)
<i>VNC-3</i>	-0,031 (0,288)	0,027 (0,647)	-0,017 (0,728)	0,440 *** (0,000)
<i>VNC-4</i>	-0,117 *** (0,000)	-0,091 (0,114)	0,015 (0,659)	-0,369 *** (0,000)
<i>TCR</i>	-0,084 (0,436)	0,000 (0,000)	0,099 (0,817)	0,142 (0,279)
<i>TCR-1</i>	0,194 * (0,072)	0,000 (0,000)	-0,098 (0,812)	0,042 (0,758)
<i>Amaq / TA</i>	0,009 *** (0,000)	0,012 *** (0,000)	0,003 *** (0,018)	-0,003 *** (0,000)
<i>X/VT</i>	0,004 *** (0,000)	0,006 *** (0,000)	0,003 *** (0,000)	0,003 *** (0,000)
<i>MPM/MPT</i>	0,004 *** (0,000)	0,001 (0,108)	0,002 *** (0,000)	0,008 *** (0,000)
<i>Dgov</i>	0,068 (0,137)	-0,187 *** (0,001)	-0,085 (0,330)	0,080 *** (0,000)
<i>Dsa</i>	0,048 *** (0,000)	0,041 *** (0,007)	0,001 (0,924)	0,045 *** (0,000)
<i>INI</i>	-0,323 (0,438)	-2,612 *** (0,001)	0,039 (0,926)	1,202 *** (0,001)
Sargan	240,320 *** (0,001)	203,614 * (0,083)	196,221 (0,153)	186,678 (0,294)
Primer orden	10,347 (0,000)	6,647 (0,000)	11,244 (0,000)	-6,379 (0,000)
Segundo orden	0,596 (0,551)	1,075 (0,282)	2,465 (0,014)	2,055 (0,040)
Número de observaciones	893	358	1.397	249

**Cuadro 7**  
Parámetros básicos de la demanda laboral

	<b>Alimentos, bebidas y tabaco</b>	<b>Textiles, confecciones y productos del cuero</b>	<b>Maderas, muebles y otros productos de la madera</b>	<b>Papel e industria editorial</b>
<b>Sistémico</b>				
$\lambda$	0,907 ***	0,653 ***	0,821 ***	0,799 ***
Tiempo medio de ajuste	7,113 ***	1,629 ***	3,524 ***	3,096 ***
$\varphi$ L. Plz. Aju.	-0,510 ***	-0,768 ***	-0,365 ***	-0,524 ***
$\beta$ L. Plz. Aju.	0,740 ***	0,769 ***	0,571 ***	0,661 ***
<b>Sargan</b>	298,950 ***	233,515 ***	200,528	208,737
<b>Valor p</b>	(0,000)	(0,003)	(0,109)	(0,052)
	<b>Petróleo, sus derivados y plásticos</b>	<b>Productos minerales no metálicos</b>	<b>Productos metálicos, maquinaria y equipo</b>	<b>Otras industrias</b>
<b>Sistémico</b>				
$\lambda$	0,946 ***	0,664 ***	0,906 **	0,848 ***
Tiempo medio de ajuste	12,520 ***	1,695 ***	7,005 **	4,210 ***
$\varphi$ L. Plz. Aju.	0,638 ***	-0,553 ***	-0,628 ***	-0,033 ***
$\beta$ L. Plz. Aju.	-0,249 ***	0,662 ***	0,678 **	0,415 **
<b>Sargan</b>	240,320	203,614	196,221	186,678
<b>Valor p</b>	(0,001)	(0,083)	(0,153)	(0,294)
<p><math>\lambda</math> suma de los parámetros del proceso autorregresivo del empleo de la firma. Tiempo medio: <math>\ln(0,5) / \ln(\lambda)</math>. <math>\varphi</math>: suma de los parámetros asociados con los rezagos del salario. <math>\varphi</math> ajustado: <math>\varphi / (1 - \lambda)</math>. <math>\beta</math>: suma de los parámetros asociados con los rezagos del producto (valor agregado en las regresiones). <math>\beta</math> ajustado es <math>\beta / (1 - \lambda)</math>. *** 1%, **5%. Fuente: Cálculos de los autores.</p>				





### C. VARIACIONES EN LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE TRABAJO

Con el fin de tener una idea “semiparamétrica” de la estabilidad o inestabilidad de la función de demanda laboral manteniendo en lo posible la especificación dinámica básica, se corrió un conjunto de estimaciones tomando de la muestra total submuestras compuestas cada año, partiendo de 1983 hasta 1999, por las ocho observaciones más recientes de historias de los establecimientos ( $\tilde{T}_i = \min(8, T_i)$ ), para un total de 17 estimaciones. Este ejercicio se replicó para el caso de  $T = 23$  con el fin de tratar de lograr los mejores resultados en términos de la prueba de Sargan<sup>20</sup>.

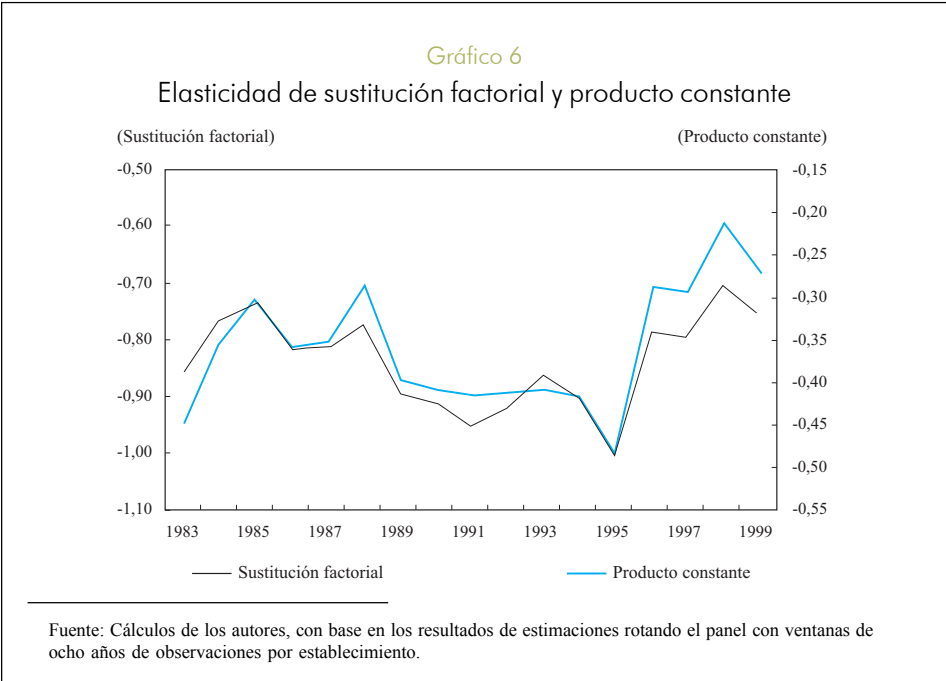
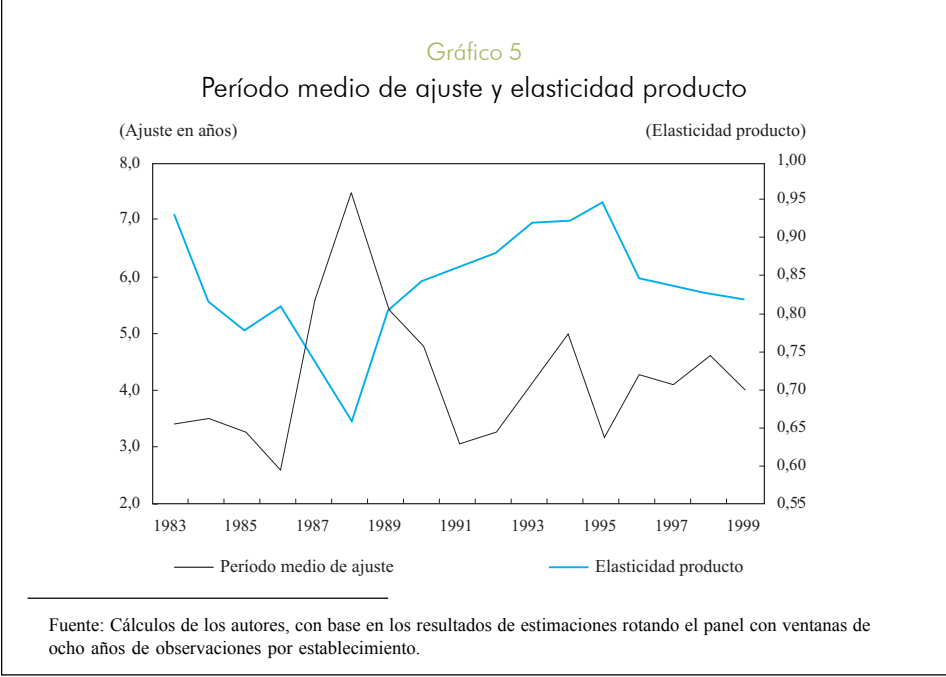
<sup>20</sup> Resultados disponibles por solicitud.

El Gráfico 5 señala los resultados de todas las submuestras correspondientes a la velocidad de ajuste y a la elasticidad producto. Dichos parámetros muestran un comportamiento bastante inestable, por lo cual es difícil adelantar alguna hipótesis sobre su comportamiento de largo plazo. Los dos parámetros muestran una fuerte caída hacia la segunda mitad de la década de los ochenta presentando una muy baja velocidad de ajuste y un aumento desproporcional de los rendimientos a escala del establecimiento (o, visto de otra forma, un aumento inusual en la productividad marginal del trabajo). A partir de 1989 los dos parámetros recuperan el promedio histórico de las dos décadas sin ninguna tendencia particularmente marcada.

En el Gráfico 6 se reportan los cálculos para la elasticidad de sustitución factorial y la elasticidad producto constante utilizando el indicador,  $s$ , de salarios / valor agregado. Allí se observan tres períodos claramente diferenciados: un período de reducción de la elasticidad salario 1983-1989, un período de fuerte aumento tanto en la elasticidad de sustitución como en la elasticidad producto constante entre 1989 y 1995, y una fuerte reducción a finales de la década de los noventa llegando a los niveles más bajos de todo el período estudiado.

El comportamiento de la demanda de trabajo muestra cambios significativos que podrían explicarse por una teoría dinámica del cambio tecnológico y la reestructuración de la firma industrial que contrasta con una visión estática en la que se esperaran variaciones estructurales en la función de producción de la firma, las cuales deberían perdurar en el tiempo. Así, durante la primera mitad de los años noventa la elasticidad de sustitución factorial presenta un aumento progresivo, reflejando quizás un proceso de adopción de nuevas tecnologías en donde las firmas, al enfrentar condiciones de competencia más fuertes se vieron obligadas a revisar su estructura de costos y su relación capital / trabajo.

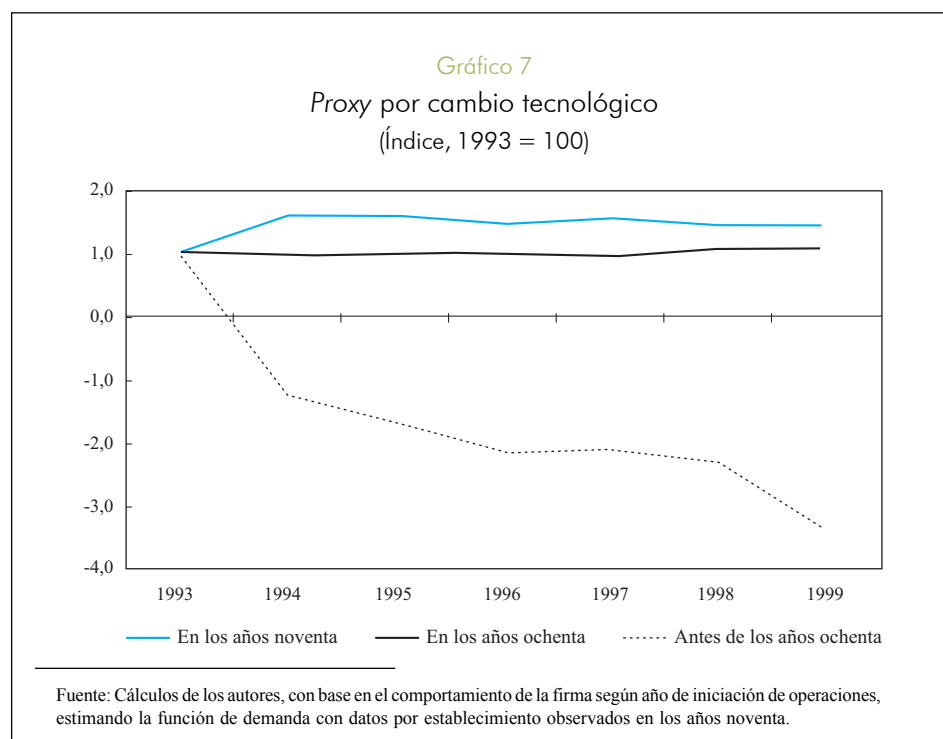
La posterior caída de esta elasticidad al final de los noventa puede estar indicando, en parte, la completa incorporación de la nueva tecnología, con una elasticidad de sustitución menor, en parte explicada por una mayor dependencia de trabajo calificado. Esto es consistente con el proceso de recomposición del capital humano y de reestructuración industrial ya documentado por otros autores (Ocampo, *et al.*, *Op. Cit.* y Ramírez y Farfán, *Op. Cit.*), en donde las firmas no solo han reducido su planta de personal sino que se han vuelto relativamente más intensivas en capital humano especializado, factor que puede resultar menos fácil de sustituir frente a modificaciones en los precios factoriales.

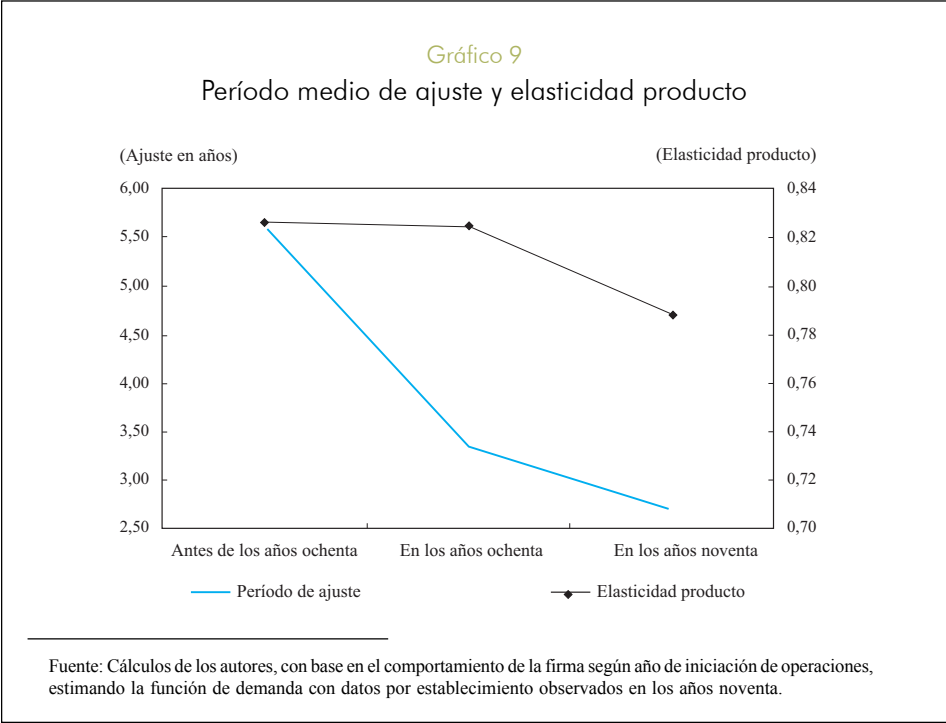
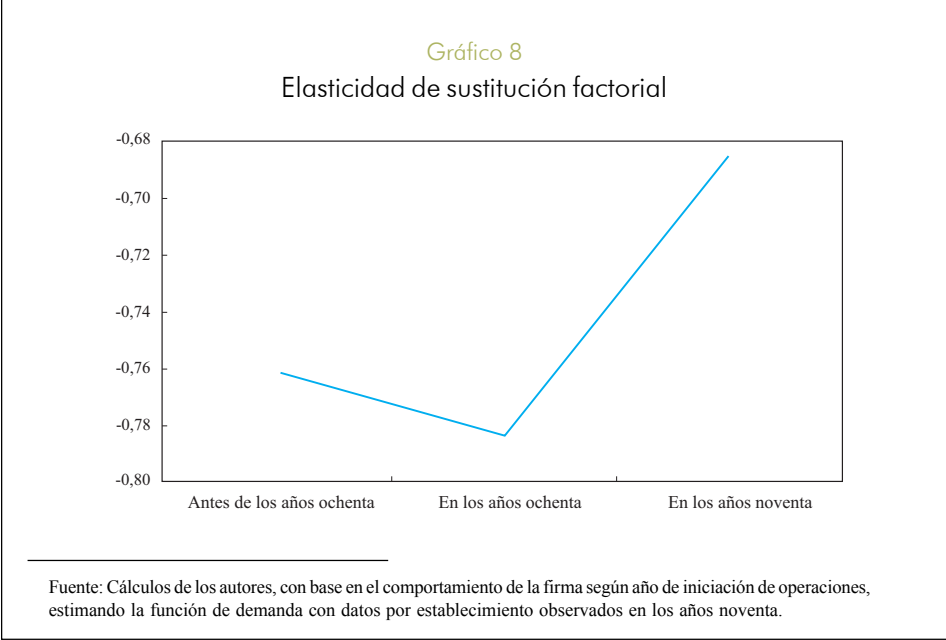


#### *D. RESULTADOS SEGÚN COHORTE*

Con el fin de explorar más a fondo la hipótesis de un proceso de reestructuración industrial en el que la demanda laboral no solo recoge elementos de un cambio tecnológico sino también el comportamiento de las firmas durante la transición hacia un nuevo marco productivo, separamos la muestra en empresas nacidas antes de la década de los ochenta, las de los ochenta y las de los noventa. Con estas submuestras estimamos la ecuación (13) para la década de los noventa, durante la cual la industria colombiana estuvo fuertemente expuesta a los mercados internacionales y enfrentó nuevas reglas de juego en los frentes comercial y laboral.

Los gráficos 7, 8, y 9 indican los resultados del estimador sistémico. Las firmas nacidas durante la década de los noventa tienen un comportamiento muy distinto de las nacidas antes. En particular, el Gráfico 7 sugiere que las firmas más antiguas son las que han experimentado una reducción de su nómina de empleados permanentes durante la década de los noventa. En segundo lugar, como se observa





en los gráficos 8 y 9, las firmas nacidas en los noventa muestran una velocidad de ajuste mucho mayor y menores elasticidades de sustitución factorial que las empresas que surgieron antes de los noventa. Este resultado, en principio, indica que las empresas más antiguas son menos flexibles a los choques en el mercado laboral (costos de ajuste de la nómina más altos) y poseen tecnologías con una mayor tasa marginal de sustitución trabajo-capital que las firmas más nuevas en el mercado.

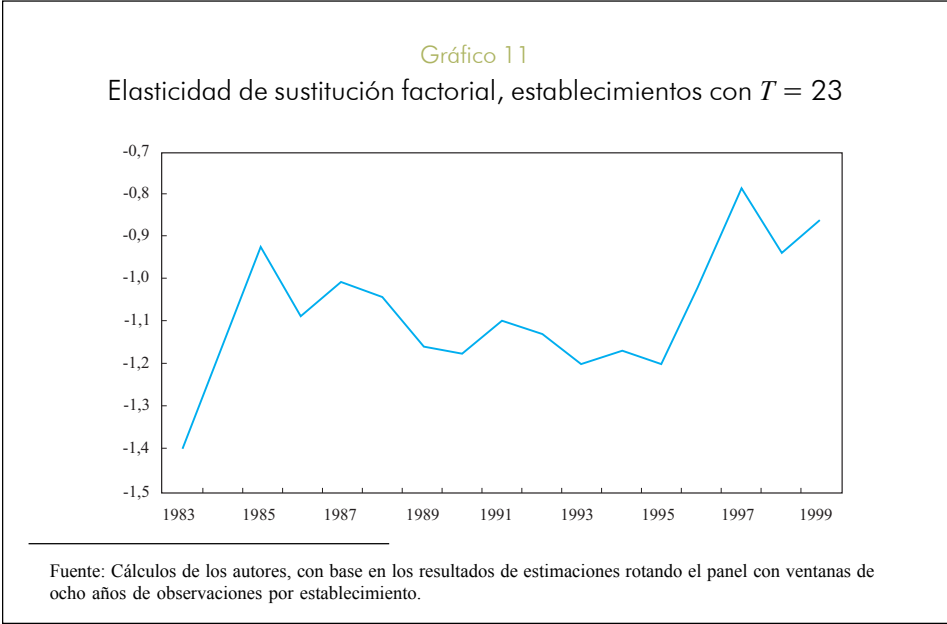
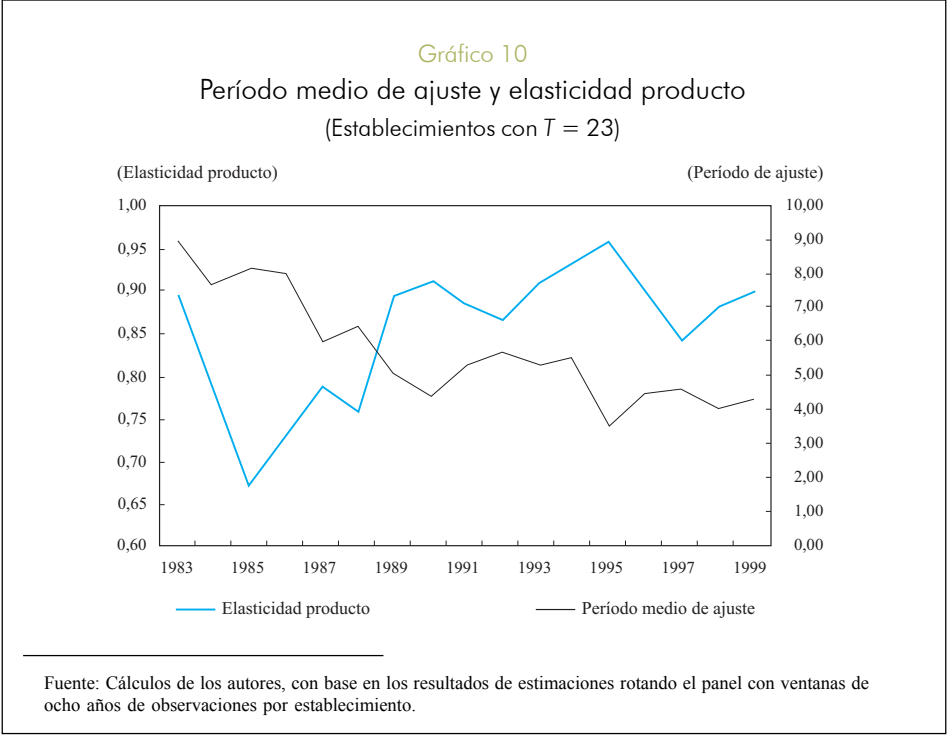
No obstante, al observar los resultados de las 17 estimaciones resultantes de tomar la muestra de empresas con 23 años o más en el mercado, y rotarla a lo largo del período 1983-1999 se observa que las empresas más antiguas presentan un patrón de reestructuración dinámico. En efecto, estos establecimientos registran un aumento secular en su velocidad de ajuste frente a los cambios en la producción y los precios factoriales; una reducción paulatina de sus economías de escala la cual se estabiliza alrededor de 0,8 en la década de los noventa, y un aumento de la elasticidad de sustitución factorial a partir de la segunda mitad de los años ochenta y primera mitad de los noventa, la cual vuelve a reducirse significativamente a finales de los noventa (gráficos 10 y 11).

#### *E. EFECTO DE APERTURA SOBRE LA DEMANDA DE TRABAJO*

Los resultados anteriores indican que aun cuando los procesos de reestructuración de la firma industrial han trascendido los períodos de reforma, estos últimos coinciden con movimientos significativos en algunos de los parámetros de interés, en particular la elasticidad de sustitución factorial. Para establecer hasta qué punto los cambios registrados en los parámetros de la función de demanda han estado asociados al grado de apertura de la industria, se corrieron las especificaciones básicas interactuando las variables de la derecha con distintos indicadores de apertura económica.

En particular, se utilizó la tasa de cambio real a CIU tres dígitos, ajustada por el arancel nominal promedio de cada sector, y el indicador de importaciones más exportaciones sobre el PIB sectorial, como indicador de grado de exposición del sector a los mercados internacionales.

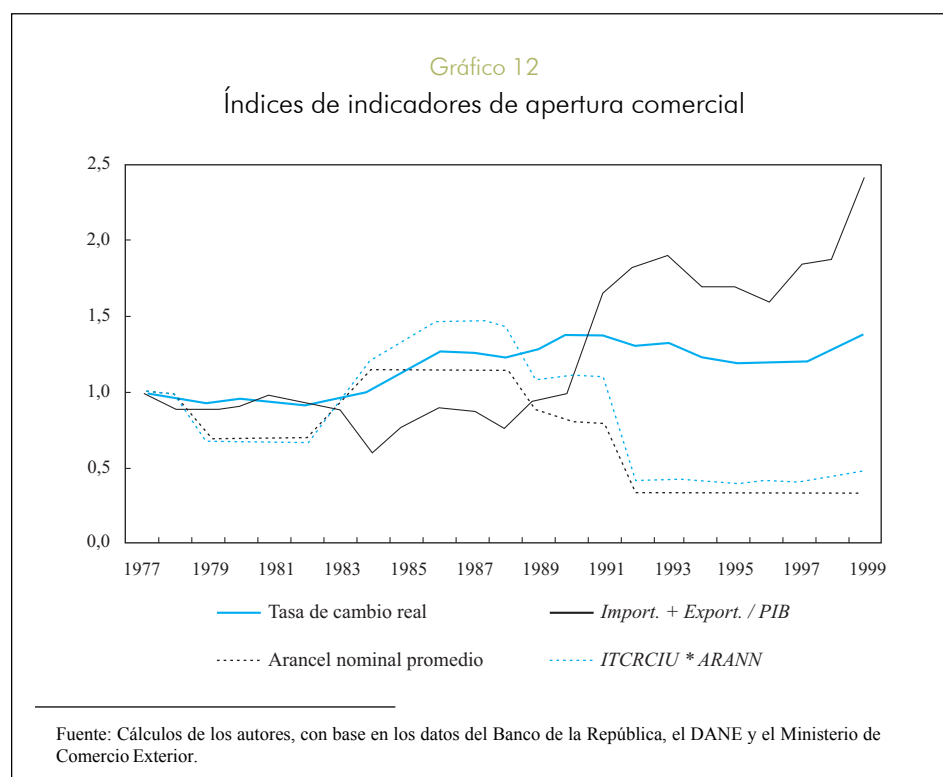
Como ya ha sido ampliamente documentado, Colombia, después de un período de relativa libertad comercial a finales de los setenta, adoptó una serie de medidas tendientes a limitar la importación de bienes y servicios como respuesta al fuerte deterioro de su balanza comercial. A partir de 1985 se introdujo una serie de reformas de



liberalización gradual para promover el mecanismo del plan Vallejo para la importación de maquinaria e insumos con destino a productos de exportación, así mismo, se inició una reducción gradual de los aranceles y un desmonte gradual de la licencia previa, la cual fue completamente eliminada en 1990. No obstante, entre 1985 y 1990 se presentó una fuerte depreciación de la tasa de cambio real, alrededor del 50% entre 1983 y 1991, por lo cual es difícil identificar este período como de relativa apertura.

Sin duda, el episodio con mayores niveles de apertura (menor protección) y de exposición a la competencia internacional se dio después de la acelerada reducción de los aranceles entre 1991 y 1992 y posteriores reducciones en el ámbito de distintos acuerdos de comercio, que coincidió con una tendencia revaluacionista de la tasa de cambio real durante el período 1991-1997 (Gráfico 12).

Como se observa en el Cuadro 8, además de ser estadísticamente significativo, el efecto apertura va en la dirección esperada. Los establecimientos tienden a





## Cuadro 8

Funciones básicas de demanda laboral  
e indicadores de la apertura, efecto marginal

Ecuación 13 estimada interactuando los regresores con indicadores de apertura

Variables explicativas	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$	Variables explicativas (continuación)	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$
<i>CONST</i>	0,122 (0,044)	0,022 (0,813)	<i>VC-1</i>	-0,091*** (0,000)	-0,135*** (0,000)
<i>L-1</i>	0,749*** (0,000)	0,536*** (0,000)	<i>VC-2</i>	-0,045* (0,060)	-0,022 (0,343)
<i>L-2</i>	-0,051* (0,082)	-0,024 (0,485)	<i>VC-3</i>	-0,015 (0,538)	0,045* (0,080)
<i>L-3</i>	0,010 (0,752)	0,030 (0,388)	<i>VC-4</i>	0,033* (0,082)	0,011 (0,617)
<i>L-4</i>	0,076*** (0,003)	0,058* (0,057)	<i>TCR</i>	0,204** (0,030)	0,170 (0,113)
<i>W</i>	-0,534*** (0,000)	-0,560*** (0,000)	<i>TCR-1</i>	-0,128 (0,149)	-0,099 (0,333)
<i>W-1</i>	0,217*** (0,000)	0,096** (0,016)	<i>Amaq / T</i>	0,006*** (0,000)	0,005*** (0,000)
<i>W-2</i>	0,115*** (0,002)	-0,036 (0,382)	<i>X / VT</i>	0,004*** (0,000)	0,003*** (0,000)
<i>W-3</i>	0,073** (0,040)	0,092** (0,044)	<i>MPM / MP</i>	0,003*** (0,000)	0,002*** (0,001)
<i>VA</i>	0,172*** (0,000)	0,210*** (0,000)	<i>gov</i>	0,058** (0,039)	0,072 (0,181)
<i>VA-1</i>	0,056** (0,024)	0,213*** (0,000)	<i>sa</i>	0,030*** (0,009)	0,035*** (0,005)
<i>VA-2</i>	0,057** (0,022)	0,096*** (0,004)	<i>IIA</i>	-0,006*** (0,000)	-0,008*** (0,000)
<i>VA-3</i>	-0,019 (0,449)	-0,038 (0,259)	Sargan	386,052*** (0,000)	352,609*** (0,000)
<i>VA-4</i>	-0,116*** (0,000)	-0,137*** (0,000)	Primer orden	-12,961*** (0,000)	-7,638*** (0,000)
<i>VC</i>	0,126*** (0,000)	0,113*** (0,000)	Segundo orden	-0,472 (0,637)	-2,225 (0,026)
			Núm, de Observ.	6.768	6.768

Cuadro 8

Funciones básicas de demanda laboral  
e indicadores de la apertura, efecto marginal

Ecuación 13 estimada interactuando los regresores con indicadores de apertura  
(continuación)

Variables explicativas	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$	Variables explicativas (continuación)	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$
$A^* L-1$	-0,006 (0,996)	-0,102*** (0,000)	$A^* W-3$	-2,433* (0,085)	0,050* (0,081)
$A^* L-2$	2,587*** (0,006)	-0,029 (0,147)	$A^* VA$	-1,531*** (0,001)	0,046*** (0,000)
$A^* L-3$	0,075 (0,942)	0,006 (0,759)	$A^* VA-1$	-0,421 (0,542)	0,085*** (0,000)
$A^* L-4$	-1,481 (0,106)	0,011 (0,587)	$A^* VA-2$	-0,439 (0,498)	0,038** (0,015)
$A^* W$	4,928*** (0,003)	-0,110*** (0,000)	$A^* VA-3$	0,534 (0,420)	-0,013 (0,465)
$A^* W-1$	1,754 (0,262)	-0,097*** (0,000)	$A^* VA-4$	0,946* (0,088)	-0,027** (0,040)
$A^* W-2$	-3,847*** (0,004)	-0,048* (0,055)			

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor  $p$  entre paréntesis.  $L-i$ : rezagos del empleo del establecimiento;  $W-i$ : salario real promedio por trabajador y sus rezagos;  $VA-i$ : valor agregado del establecimiento y sus rezagos;  $VNC-i$ : ventas del sector CIU a tres dígitos;  $TCR-i$ : tasa de cambio real CIU a tres dígitos (Estados Unidos-Colombia) y sus rezagos;  $Amaq / TA$ : maquinaria sobre total activos;  $X / VT$ : exportaciones sobre ventas totales;  $MPN / MPT$ : materia prima importada sobre total de materia prima;  $Dgov$ : *dummy* de gobierno;  $Dsa$ : *dummy* de sociedad anónima;  $INI$ : año de iniciación.  $A * Z$ : para  $X$  variable explicativa es la interacción del indicador de apertura,  $A$ , con dicha variable  $X$  (véase texto para las definiciones de  $A$ ).  
Fuente: Cálculos de los autores.

tener una mayor elasticidad de sustitución factorial a mayor grado de apertura. Es interesante, además, observar que las firmas presentan mayores economías de escala durante períodos de relativa protección. En cuanto a la velocidad de ajuste, la evidencia sugiere entre ninguno y algún aumento en la velocidad de ajuste de la firma inducido por una mayor exposición a la competencia externa.

Sin embargo, los resultados difieren respecto al indicador de apertura que se utilice (Cuadro 9). Al mirar los movimientos en la tasa de cambio real ajustada por la variación

Cuadro 9

Efecto marginal de indicadores de apertura sobre la demanda laboral

	$\lambda$	Suma rezagos	
		Salario	Producto
<b>Indicador de cambio en precios relativos <math>TCR * AN</math></b>			
Efecto directo	0,813 ***	-0,118 ***	0,128 ***
Efecto marginal $TCR * AR$	0,012 **	0,004 **	-0,009 **
Cambio porcentual en la elasticidad	0,004 *	-0,008 **	-0,018 **
<b>Indicador de grado de exposición al mercado internacional <math>(X + M) / Y</math></b>			
Efecto base	0,601	-0,408	0,344
Efecto directo	0,751 ***	-0,136 ***	0,174 ***
Efecto marginal $(X + M) / Y$	-0,114 **	-0,206 **	0,129 **
Cambio porcentual en la elasticidad	-2,00 **	21,37 ***	10,51 **

\* El efecto directo se calcula como la suma de los parámetros de las variables rezagadas. El efecto marginal se calcula como la suma de los parámetros de las variables rezagadas interactuadas con las variables de comercio. El cambio porcentual en la elasticidad es el aumento en la elasticidad inducido por un aumento del 10% en el indicador de apertura respectivo. Nótese que mientras los aumentos en  $TCR * AN$  indican mayor protección, en  $(X + M) / Y$  implican mayor exposición internacional. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

Fuente: Cálculos de los autores.

en los aranceles,  $\tau = \ln(TCR * AN)$ , los efectos significativos sobre los parámetros de corto plazo (Cuadro 8) tienden a anularse cuando se calcula el efecto total de largo plazo. En cambio, cuando se utiliza el indicador de exportaciones más importaciones sobre PIB,  $\delta = \ln[(X + M) / PIB]$ , el efecto es más pronunciado y significativo sobre todos los parámetros de largo plazo. En particular, un aumento del 10% en el nivel de exposición,  $\delta$ , se traduciría en un aumento de la velocidad de ajuste de la firma de un 2% y un aumento del 15% y del 7% en las elasticidades salario y producto, respectivamente<sup>21</sup>.

<sup>21</sup> Cuando se hacen las mismas estimaciones con las empresas más antiguas de la muestra  $T = 23$  los efectos son menos significativos pero con los signos esperados. En particular, la elasticidad de sustitución factorial tiende a aumentar con mayores niveles de apertura comercial (cuadros 10 y 11). Esto puede ser indicio de que la industria gana "elasticidad" no solo vía reestructuración de las empresas existentes sino también a través del ingreso de nuevas empresas al mercado.

Cuadro 10

Funciones básicas de demanda laboral  
e indicadores de apertura, efecto directo

Ecuación 13 estimada interactuando los regresores con indicadores de apertura  
(Establecimientos con  $T = 23$ )

Variables explicativas	$Ln(TCR*AN)$	$Ln(X+M)/PIB$	Variables explicativas (continuación)	$Ln(TCR*AN)$	$Ln(X+M)/PIB$
<i>CONST</i>	-0,045 (0,001)	-0,123 (0,000)	<i>VNC-1</i>	-0,094*** (0,000)	-0,092*** (0,000)
<i>L-1</i>	0,772*** (0,000)	0,788*** (0,000)	<i>VNC-2</i>	-0,112*** (0,000)	-0,066*** (0,000)
<i>L-2</i>	0,025 (0,000)	0,021 (0,000)	<i>VNC-3</i>	0,028 (0,000)	-0,001 (0,001)
<i>L-3</i>	-0,034 (0,000)	-0,025 (0,000)	<i>VNC-4</i>	0,018 (0,000)	0,011 (0,001)
<i>L-4</i>	-0,007 (0,001)	-0,053*** (0,000)	<i>TCR</i>	0,141* (0,000)	0,002 (0,001)
<i>W</i>	-0,421*** (0,000)	-0,467*** (0,000)	<i>TCR-1</i>	-0,127 (0,000)	0,062 (0,001)
<i>W-1</i>	0,260*** (0,000)	0,192*** (0,000)	<i>Amaq/T</i>	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
<i>W-2</i>	-0,063** (0,000)	0,028 (0,000)	<i>X/VT</i>	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
<i>W-3</i>	0,019** (0,001)	-0,083*** (0,000)	<i>MPM/MP</i>	0,002** (0,000)	0,001 (0,000)
<i>VA</i>	0,058*** (0,000)	0,077*** (0,000)	<i>Dgov</i>	0,079 (0,000)	0,145** (0,000)
<i>VA-1</i>	0,043** (0,000)	0,059*** (0,000)	<i>Dsa</i>	0,007 (0,001)	0,002 (0,001)
<i>VA-2</i>	0,055*** (0,000)	0,022 (0,000)	<i>Sargan</i>	186,922 0,000	224,229 0,000
<i>VA-3</i>	0,007 (0,001)	0,046*** (0,000)	<i>Primer orden</i>	-9,798*** 0,000	-10,200*** 0,000
<i>VA-4</i>	0,037** (0,000)	0,053*** (0,000)	<i>Segundo orden</i>	1,207 0,000	0,409 -0,001
<i>VNC</i>	0,169*** (0,000)	0,161*** (0,000)			
			Núm. de Observ.	1.547	1.547

Cuadro 10

Funciones básicas de demanda laboral  
e indicadores de apertura, efecto marginal

Ecuación 13 estimada interactuando los regresores con indicadores de apertura (continuación)  
(Establecimientos con  $T = 23$ )

Variables explicativas	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$	Variables explicativas (continuación)	$Ln(TCR*AN)$	$Ln((X+M)/PIB)$
$A * L-1$	0,416 (0,001)	0,023 (0,000)	$A * dW-3$	-0,805 (0,001)	-0,038** (0,000)
$A * L-2$	0,094 (0,001)	-0,001 (0,001)	$A * VA$	0,348 (0,000)	0,006 (0,000)
$A * L-3$	1,488** (0,000)	-0,011 (0,000)	$A * VA-1$	-0,126 (0,001)	0,004 (0,001)
$A * L-4$	-0,259 (0,001)	-0,031*** (0,000)	$A * VA-2$	-0,554 (0,000)	-0,014 (0,000)
$A * W$	-1,386 (0,000)	-0,016 (0,000)	$A * VA-3$	-0,085 (0,001)	0,017** (0,000)
$A * W-1$	0,050 (0,001)	-0,053*** (0,000)	$A * VA-4$	-0,834** (0,000)	0,024*** (0,000)
$A * W-2$	2,572** (0,000)	0,025 (0,000)			

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor  $p$  entre paréntesis.  $L-i$ : rezagos del empleo del establecimiento;  $W-i$ : salario real promedio por trabajador y sus rezagos;  $VA-i$ : valor agregado del establecimiento y sus rezagos;  $VNC-i$ : ventas del sector CIU a tres dígitos;  $TCR-i$ : tasa de cambio real CIU a tres dígitos (Estados Unidos-Colombia) y sus rezagos;  $Amaq / TA$ : maquinaria sobre total activos;  $X / VT$ : exportaciones sobre ventas totales;  $MPN / MPT$ : materia prima importada sobre total de materia prima;  $Dgov$ : *dummy* de gobierno;  $Dsa$ : *dummy* de sociedad anónima;  $INF$ : año de iniciación.  $A * Z$ : para  $X$  variable explicativa es la interacción del indicador de apertura,  $A$ , con dicha variable  $X$  (véase texto para las definiciones de  $A$ ).

Fuente: Cálculos de los autores.

## VII. CONCLUSIÓN

En este trabajo se presentan estimativos de la función de demanda laboral del establecimiento industrial colombiano con base en datos de panel tomados de la EAM del DANE. Infortunadamente, los cambios en la encuesta efectuados a comienzos de los noventa limitan de manera importante la utilización que hasta el momento se puede hacer de la encuesta, debido a una falla estadística de truncamiento de las historias industriales, a cambios en las definiciones de los campos de

**Cuadro 11**  
 Efecto marginal de indicadores de apertura  
 sobre la demanda laboral, establecimientos con  $T = 23$

	$\lambda$	Suma rezagos	
		Salario	Producto
<b>Indicador de cambio en precios relativos <math>TCR * AN</math></b>			
Efecto directo	0,796***	-0,195***	0,172***
Efecto marginal $TCR * AR$	0,017*	0,004**	-0,013*
Cambio porcentual en la elasticidad	0,50%*	-1,03%**	-0,03%*
<b>Indicador de grado de exposición al mercado internacional <math>(X + M) / Y</math></b>			
Efecto directo	0,756***	-0,221***	0,207***
Efecto marginal $(X + M) / Y$	-0,020**	-0,082**	0,038**
Cambio porcentual en la elasticidad	-0,34%	5,24%**	2,40%**

El efecto directo se calcula como la suma de los parámetros de las variables rezagadas. El efecto marginal se calcula como la suma de los parámetros de las variables rezagadas interactuadas con las variables de comercio. El cambio porcentual en la elasticidad es el aumento en la elasticidad inducido por un aumento del 10% en el indicador de apertura respectivo. Nótese que mientras los aumentos en  $TCR * AN$  indican mayor protección, en  $(X + M) / Y$  implican mayor exposición internacional. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.  
 Fuente: Cálculos de los autores.

la encuesta, la cual no permite desagregar el empleo según categorías y a limitaciones en el registro del empleo temporal. Las limitaciones de la información solo permiten estimar una versión muy simple de la demanda laboral de trabajadores permanentes, derivada como la condición del producto marginal del problema de minimización de costos de una firma con función de producción CES. Esta especificación permite estimar la elasticidad de sustitución factorial y el grado de homogeneidad de la función de producción (economías de escala de la firma).

Aun cuando los patrones presentados sobre la estructura de la firma son relativamente robustos a distintas especificaciones y métodos de estimación, el ejercicio evidencia debilidades de los estimadores de modelos dinámicos basados en MGM

para datos en panel, en especial en relación con el alto grado de heterogeneidad que presentan los datos transversales. Además, cuando se tiene acceso a historias relativamente largas el comportamiento del error puede ser más complejo e inducir problemas de endogeneidad adicionales a los cubiertos por los métodos mencionados. Esto obliga a una lectura cautelosa de los resultados y a un mayor esfuerzo para refinar tanto los datos como los métodos de estimación.

Los resultados muestran un establecimiento industrial con cambios significativos en su estructura productiva durante el período 1977-1999. No obstante, dichos cambios presentan un alto grado de heterogeneidad entre categorías de establecimientos y algunos de los efectos parecen no ser permanentes o inclusive revertirse en el tiempo.

En primer lugar, *ceteris paribus*, se observa un proceso secular de reducción de la planta de personal permanente del establecimiento manufacturero, el cual trasciende los períodos de reforma; se inició temprano en la década de los ochenta y se profundizó en la de los noventa. Este resultado requiere una investigación más detallada sobre las causas de dicha reducción que pueden estar asociadas a un progreso tecnológico ahorrador de trabajo o, entre otras hipótesis alternativas, a un cambio en las prácticas de contratación favoreciendo el empleo temporal.

En segundo lugar, la estructura de la demanda laboral industrial no es homogénea. Las empresas más antiguas tienden a ser más elásticas al salario que las empresas más jóvenes. En contraste, estas últimas tienden a tener un ajuste más rápido en su planta laboral ante choques de largo plazo. Los resultados para las firmas más antiguas muestran, sin embargo, que estas han experimentado un cambio importante en su estructura a lo largo del período de estudio al ver aumentada su velocidad de ajuste.

En tercer lugar, se encuentra una relación estrecha entre los parámetros y el grado de liberalización comercial. A mayor liberalización comercial mayor tiende a ser la elasticidad de sustitución factorial como lo predeciría la teoría. Por otra parte, la mayor liberalización reduce las economías de escala de la firma y existe alguna evidencia de que aumenta la velocidad de ajuste de la firma industrial frente a choques exógenos al mercado laboral. Los resultados sugieren que un mayor nivel de liberalización comercial resulta en una estructura laboral industrial mucho más flexible frente a choques y por ende con condiciones potencialmente más inestables para el trabajador. Por su parte, las mayores elasticidades empleo-producto

inducidas por mayores niveles de apertura podrían reflejar la decisión de la firma industrial de adoptar tamaños más acordes con costos medios mínimos a largo plazo.

Lo que resulta más paradójico es la reducción marcada en la elasticidad de sustitución factorial a finales de los noventa a pesar de que los niveles de apertura se mantienen estables después de la liberalización de comienzos de la década, con excepción de una leve devaluación de la tasa de cambio. Este resultado se debe en parte, a que las nuevas cohortes de establecimientos tienden a ser mucho menos elásticas a los cambios en los precios relativos de los factores. Sin embargo, los establecimientos más antiguos también muestran una reducción en su elasticidad de salario en la segunda mitad de la década de los noventa. Este resultado es consistente con la hipótesis ya documentada en otros trabajos sobre una recomposición de la demanda de capital humano hacia un recurso más calificado, el cual puede tener una menor elasticidad de sustitución factorial frente al capital.



**REFERENCIAS**

- Anderson, T. W.; Hsiao, C. (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components", en *Journal of the American Statistical Association*, No. 76, pp. 598-606.
- Arango, C. A.; Rojas, A. (2002). "Notas metodológicas y descriptivas del panel de la encuesta anual manufacturera 1977-1999", Mimeo. *Banco de la República* (1977-1999).
- Arellano, M.; Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", en *Review of Economic Studies*, No. 58, pp. 277-297.
- Arellano, M.; Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", en *Journal of Econometrics*, No. 68, pp. 29-51.
- Bhagwati, J. (1965). "On the Equivalence of Tariffs and Quotas", en R. E. Baldwin (ed.). *Trade, Growth and the Balance of Payments*, Amsterdam (Holanda).
- Berndt, E.; Wood, D. (1979). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy", en *Review of Economics and Statistics*, No. 57, pp. 259-268.
- Blanchard, O.; Summers, L. H. (1987). "Hysteresis in Unemployment", en *European Economic Review*, No. 31, pp. 288-295.
- Blundell, R.; Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", en *Journal of Econometrics*, No. 87, pp. 115-144.
- Cárdenas M.; Gutiérrez, C.; Robinson, J. A. (1997). "Demanda de trabajo, impuestos a la nómina y desempleo en Colombia", Mimeo., diciembre.
- Cassoni, A.; Allen, S. G.; Labadie, G. J. (1999). "Union, Labor Market Regulation, and Employment in Uruguay", Mimeo., IDB.
- Chinoy, S.; Krishna, P.; Mitra, D. (1999). "Trade Liberalization and Labor Demand Elasticities: Evidence from Turkey", Mimeo., Brown University.

- Davidson, C. (1984). "Cartel Stability and Trade Policy", en *Journal of International Economics*, No. 17, pp. 219-237.
- Fajnzylber, P.; Maloney, W. F. (2001a). "Comparing Labor Demand Elasticities Across Countries: Dynamic Panel Estimates for Colombia, Chile and Mexico", Mimeo., Banco Mundial, LAC PREM.
- \_\_\_\_\_ (2000b). "Labor Demand and Trade Reform in Latin America", Mimeo., Banco Mundial, LAC PREM.
- Farné, S.; Nupia, O. A. (1998). "Costo laboral, competitividad y empleo en Colombia", OIT-Lima, Mimeo., agosto.
- \_\_\_\_\_ (1999). "Qué tan elástico es el empleo al salario? El caso del sector manufacturero colombiano", Mimeo.
- Gould, J. (1968). "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm", en *Review of Economic Studies*, No. 35, pp. 47-55.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Krugman, P. (1996). *Rethinking International Trade*, Cambridge, MIT Press.
- Kuh, E. (1959). "The Validity of Cross-sectionally Estimated Behavior Equations in Time-Series Applications", en *Econometrica*, No. 27, pp. 197-214.
- Leamer, E. (1995). "A Trade Economist's View of U. S. Wages and Globalization", en Susan Collins (ed.), *Imports, Exports and the American Worker*, Washington, D. C., Brookings Institution.
- Maurice, S.; Ferguson, C. E. (1973). "Factor Demand Elasticity under Monopoly and Monopsony", en *Economica*, No. 11, pp. 180-186.
- Mesa, F.; Gutiérrez, J. A. (1996). "Efectos de la apertura en el mercado laboral industrial", *Planeación & Desarrollo*, Vol. XXVII, No. 4, pp. 13-45.
- Nickell, S. (1984). "An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom", *Review of Economic Studies*, No. 51, pp. 529-557.

- Núñez, J.; Bernal, R. (1997). “El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998)”, en *Ensayos sobre Política Económica*, No. 32.
- Ocampo, J. A.; Sánchez, F.; Tovar, C. E. (2000). “Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa”, en *Coyuntura Económica*, Vol. 30, No. 4.
- Paes de Barros, R; Corseuil, C. H.; Gonzaga, G. (1999). “Labor Market Regulations and the Demand for Labor in Brazil”, Mimeo., IDB.
- Pnangariya, A. (1999). “Trade Openness: Consequences for the Elasticity of Demand for Labor and Wage Outcomes”, Mimeo., Universidad de Maryland.
- Ramírez, J. M.; Farfán, M. I. (1999). “Empleo y reestructuración productiva en la economía colombiana en los noventa”, en *Coyuntura Colombiana*, No. 61.
- Roberts, M. J.; Tybout, J. R. (1996). *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, Nueva York, Oxford University Press.
- Rodrik, D. (1997). *Has Globalization Gone too Far?*, Washington, D. C., Institute for International Economics.
- Rotemberg, J. J.; Saloner, G. (1989). “Tariffs vs. Quotas with Implicit Collusion”, en *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 22, No. 2, mayo, pp. 237-244.
- Slaughter, M. J. (1997). “International Trade and Labor-Demand Elasticities”, en *NBER*, documento de trabajo No. 6.262.
- Sargent, T. (1978). “Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations”, en *Journal of Political Economy*, No. 86, pp. 1.009-1.044.
- Symons, J.; Layard, R. (1984). “Neoclassical Demand for Labor Functions for Six Major Economies”, en *Economic Journal*, No. 94, pp. 788-799.

Vivas A.; Farné S.; Urbano D.(1998). “Estimaciones de funciones de demanda de trabajo dinámicas para la economía colombiana, 1980-1996”, en *Archivos de Macroeconomía*, No 92, julio.

Wood, A. (1995). “How Trade Hurt Unskilled Workers”, en *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 3, verano, pp. 57-80.