

# “Demanda laboral en el Sector Manufacturero Colombiano: 1977-1999”<sup>1</sup>

Carlos A. Arango  
Banco de la República de Colombia  
[carangar@banrep.gov.co](mailto:carangar@banrep.gov.co)

Ángela Milena Rojas  
Banco de la República de Colombia  
[angelarojas@agustinianos.udea.edu.co](mailto:angelarojas@agustinianos.udea.edu.co)

Mayo 14 de 2003

## Resumen

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 periodo 1977-1999. Los resultados muestran cambios importantes en la función de demanda de trabajo asociados con el período de apertura económica. En particular, se encuentra que las firmas han aumentado su velocidad de ajuste, y que el proceso de apertura económica de los 90 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 de ajuste menor que las primeras frente a 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 80 pero se profundiza durante la década de los 90. Dada la mayor flexibilidad del establecimiento industrial para ajustar su nomina es posible que los trabajadores enfrenten un mayor grado de incertidumbre en sus condiciones laborales frente a choques de precios relativos o fluctuaciones de la actividad económica.

---

<sup>1</sup> Agradecemos la colaboración del DANE el cual brindó el apoyo logístico y el acceso a la información de la Encuesta Anual Manufacturera, así como la invaluable colaboración del equipo técnico del Departamento de Metodología y Producción Estadística. Asimismo, agradecemos 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 panel de la encuesta. El contenido de este documento no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

# 1 Introducción

La década de los 90 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 por 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 presenta una demanda laboral mucho más volátil frente a choques exógenos a la firma.

Este trabajo explota la información en panel de la Encuesta Anual Manufacturera con el fin de explorar la dinámica de la demanda laboral industrial durante el período 1977-1999. Desafortunadamente, los cambios en la encuesta efectuados a comienzos de los 90 limitan parcialmente 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 solo 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 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).

Nuestro objetivo es estudiar el comportamiento de la función de la demanda laboral durante el período 1977-1999 para determinar hasta qué punto el comportamiento del empleo industrial, especialmente durante la década de los 90, es el resultado de cambios en los precios relativos de los factores, o alternativamente, de cambios estructurales en los parámetros de la demanda de trabajo derivados de cambios en la función de producción.

Durante el período de análisis, los aspectos institucionales y tecnológicos del mercado laboral han cambiado sustancialmente. Estos cambios pueden haberse traducido en cambios en 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 frente a variaciones en los precios relativos de los factores o frente a variaciones en el nivel de 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 altas elasticidades empleo-producto indicarían una mayor capacidad de creación de puestos de trabajo al aumentar el nivel de producción de la planta. Finalmente, cambios tecnológicos ahorradores de trabajo representarían reducciones permanentes en la oferta de puestos de trabajo en la industria, lo cual redundaría 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 re-absorbidos 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)).

Al respecto, Nuñez y Bernal (1998) dentro de su análisis del desempleo estructural descartaron la posibilidad de que la reestructuración industrial hubiese sido una fuente importante de desempleo durante la última década. Sin embargo, análisis alternativos sobre la situación del mercado laboral como los de Mesa y Gutiérrez (1996), Ramírez y Farfán (1999) y Ocampo et. all., (2000), han advertido una reducción secular en la capacidad de la economía para generar empleo, atribuible a los efectos de la liberalización comercial y al cambio tecnológico sobre la estructura productiva de la economía, que trajo consigo la década de los noventa.

Más recientemente, Fajnzylber y Maloney (2001b) exploran la relación liberalización-demanda laboral con paneles a nivel de establecimiento industrial para Colombia (1977-1991), Chile (1979-1995) y México (1984-1990), encontrando evidencia parcial únicamente en el caso colombiano sobre un aumento en las elasticidades empleo salario como resultado de una mayor apertura comercial. El presente trabajo tiene la misma estructura metodológica del ejercicio econométrico efectuado por Fajnzylber y Maloney, no obstante, aquí se estudia el caso colombiano únicamente, se revisan algunos aspectos de la metodología y se amplía el período de análisis con el fin de incluir la década de los 90, la cual recoge el proceso de liberalización comercial más significativo del período 1977-1999.

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 documentan 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 sección revisa los trabajos sobre estimación de demanda laboral para el caso colombiano, la cuarta sección

presenta 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 presentan los resultados y las conclusiones del estudio.

## 2 Marco Teórico

Para comprender la evolución del empleo industrial durante los años 80 y 90 en Colombia se hace necesario mirar no solo que 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 por trabajo.

### 2.1 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:

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

Donde  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución factorial;  $\eta$  la elasticidad precio de la demanda por el 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 por 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 por el 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) han sido estimados 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:

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

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 por 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:

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

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 salario sobre el precio y por ende sobre la demanda del bien final sea recogido por el parámetro que acompaña al salario.

## **2.2 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 ser clasificados 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), mas allá de los modelos de comercio internacional a la Hecksher-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 a la Dixit-Stiglitz donde los consumidores valoran 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 por trabajo vía un menor efecto escala. La mayor parte de estos modelos se alejan de los supuestos implícitos en la ecuación (1) al considerar economías crecientes a escala y comportamiento colusivo.

Partiendo del modelo de Maurice y Ferguson (1973), Fajnzylber, et. al., (2001b), concluyen que el efecto de variaciones en la elasticidad producto sobre la elasticidad empleo-salario depende de si el efecto del aumento en los salarios es igual o más que proporcional en los precios, lo cual solo ocurre cuando el mercado tiende a competencia perfecta. A medida que el mercado se acerca al monopolio, el efecto escala tiende a desaparecer en la determinación de la elasticidad empleo-salario.

Finalmente, Fajnzylber, et. al., (2001b) citan los trabajos de Baghwati(1965), Davidson (1984) y Rotemberg y Saloner (1986), los cuales plantean que la protección puede debilitar la posibilidad de acuerdos colusivos al aumentar el mark-up y por tanto los beneficios de violar el acuerdo. La liberalización en este caso, podría incentivar acuerdos colusivos, debilitar los incentivos competitivos y debilitar el vínculo entre la elasticidad producto y la función de demanda de trabajo.<sup>2</sup>

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. Aun cuando se podría hablar de un consenso teórico respecto a una relación positiva entre liberalización y elasticidad de sustitución factorial, la hipótesis de un aumento en la elasticidad empleo-salario total - ecuación (1)- como resultado de un aumento en las elasticidades de los bienes finales depende de las condiciones del mercado y del tipo de liberalización que se esté efectuando.

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 de trabajo omitiendo el producto de la estimación como los sugiere Hamermesh Op. Cit.. 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 esta con indicadores de liberalización comercial para estudiar su efecto sobre el grado de sustituibilidad factorial.

---

<sup>2</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 solo se sostienen bajo las versiones más restrictivas del modelo y desarrolla algunos ejemplos plausibles que desvirtúan la generalidad de dichas hipótesis.

### 2.3 Elementos Dinámicos de la Demanda Laboral

Los ajustes de la nómina de una firma ante cambios en los salarios, la tecnología o choques de demanda no ocurren de manera instantánea sino que toman algún tiempo. Por ejemplo, un aumento en las tarifas de energía no induce un aumento inmediato en la demanda por horas-trabajo. Adicionalmente, el empleo no responde uno a uno a fluctuaciones en la demanda final. Existe evidencia empírica de un comportamiento pro-cíclico de la productividad del trabajo explicada por rezagos en la demanda de trabajo frente a choques en la demanda de bienes finales.

Dichos rezagos han sido modelados teóricamente como la respuesta de los empresarios a 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 entre otros.

Algunos de los costos de ajuste son explícitos y pueden ser identificados en la contabilidad de un establecimiento tales como cursos de capacitación, adecuación de instalaciones, publicidad de vacantes e indemnización por despido. No obstante, la mayor parte de los costos de ajuste de nómina son implícitos: los costos de reasignación y distribución del trabajo frente a variaciones en las horas trabajo contratadas, costos de entrenamiento “en casa”, y reducción en el esfuerzo derivado de condiciones laborales más inestables.

Seguendo a Hamermesh Op.Cit., la forma más simple de introducir costos de ajuste es suponer que estos provienen de una ecuación cuadrática en la variación de la nómina,  $\dot{L}$ , de la forma:

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

en donde los costos marginales de ajuste de la demanda por 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 para un período de tiempo determinado 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:

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

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

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

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

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

i.e., la productividad marginal del trabajo en el largo plazo es igual al costo marginal de contratarlo. 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 al del caso estático.

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:

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

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 por 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 por trabajo,  $X$ , la ecuación (7) toma la forma de:

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

donde la longitud media del período de ajuste frente a un choque  $t^* = \ln(0.5) / \ln(\lambda)$ .

Uno de los problemas de estimar (9) es que supone que la dinámica de las respuestas a innovaciones en el vector  $X$  son idénticas. Esto solo es cierto cuando se asume que el empresario tienen 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 plazo y movimientos de corto plazo.

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 (ver Sargent (1978) y Nickell (1984)). En este contexto, dicha ecuación puede describirse como:

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

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:

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

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 el sentido de 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).

De nuevo, en el evento en que se tengan estimativos de distintos precios factoriales involucrados en el proceso productivo, la expresión (11) podría estimarse en un contexto de sistema de ecuaciones en diferencias con el fin de recuperar estimaciones de la elasticidad empleo-salario producto-constante de largo plazo,  $-[1-s]\sigma$ , así como cambios en esta inducidos por la liberalización comercial mediante interacciones del salario con algún indicador de apertura. En la medida en que solo se tenga acceso al costo laboral, debe acudir 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 más problemático. El procedimiento sugerido primero parte de una ecuación como (10), con lo cual se requieren las remuneraciones de cada uno de los factores relevantes en la función de producción. En segundo lugar, según lo sugerido por Hamermesh (1993), 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 (10), usando indicadores del salario y del costo de uso del capital. El autor reporta haber encontrado sistemáticamente, elasticidades totales menores a las elasticidades producto-constante lo cual resulta contrario a lo que predeciría la teoría. Aduciendo que el problema radica en un fuerte sesgo de variable omitida, abandona la tarea de estimar elasticidades totales y centra su análisis en elasticidades producto-constantes.

### 3 Estimaciones de Demanda de Trabajo para Colombia

La compilación más completa de estudios empíricos sobre demanda laboral en el mundo esta consignada en los trabajos de Hamermesh (1993). El autor divide los estudios dependiendo de la fuente y clase de información (transversal, longitudinal, agregada, por establecimiento, por firma, familias) y los métodos de estimación así como el modelo econométrico estimado (estimación de la elasticidad de sustitución factorial vs. elasticidad total, estimación de ecuaciones de demanda factorial vs. sistema de ecuaciones – estimaciones de costos y/o estimaciones de funciones de producción).

Uno de los elementos sobresalientes de la revisión que hace Hamermesh (1993) 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 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, i.e. la productividad del trabajo aumenta a medida que aumenta la producción.

Siguiendo la metodología de clasificación de Hamermesh, el cuadro 1 hace una compilación de los principales resultados de los trabajos sobre estimaciones de funciones de demanda laboral para Colombia. El primer grupo se basa en la condición marginal y en el se estiman versiones cercanas a la ecuación (9). 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 estiman diferentes versiones de la ecuación (10) en la cual se estima la demanda de trabajo partiendo de un sistema de demandas factoriales lo cual implica que se incluyen los costos factoriales de al menos 2 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.

---

<sup>3</sup> Dado que las metodologías son disímiles cabe añadir que los datos de 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 solo se observa el salario corriente mientras que en la EAM 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 de la firma puede estar correlacionado con el error pues estos factores pueden estar afectados por choques macroeconómicos de corto plazo. Esto puede traer problemas de endogeneidad que harían los estimadores inconsistentes.

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 estimado. En particular, si se compararán los de Vives, Farné y Urbano de -0.72 para  $-\sigma$  y de Farné y Nupia de -0.38 para  $-[1-s]\sigma$  implícitamente se tendría que la proporción de salarios a costos totales en la industria colombiana sería de  $s = 0.47$ .

Se podría argüir que los trabajos de Roberts y Skoufias (1997) y Fajnzylber y Maloney (2001a) deberían clasificarse en el segundo grupo y 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 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 (Berndt y Wood(1979)):  $\eta_{ii} = \eta_{ii}^* + s_i \eta_{LL}$ , 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,  $s_i$ .

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 no calificado siguiendo la sugerencia de Hamermesh de omitir el producto. Sin embargo, como ya se mencionó, el sistema de ecuaciones que ellos estiman solo permite estimar elasticidades gruesas; adicionalmente no incluyen el precio de otros factores relevantes diferentes al trabajo con lo cual podrían exacerbarse los sesgos potenciales al excluir el producto. Por lo tanto, realmente su metodología difiere de los sugerido por Hamermesh y no es claro si ella permite medir efectos totales de cambios en el salario. Aún en el evento en que su estrategia fuese correcta, si se compara su estimación en Fajnzylber y Maloney (2001a) con Fajnzylber y Maloney (2001b) ésto implicaría que el efecto escala es prácticamente inexistente, lo cual resulta poco probable según 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  $\eta_{LL} = -(1-s)\sigma$

---

<sup>4</sup> No obstante, los autores asocian las altas elasticidades salario encontradas al hecho de 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 solo el empleo permanente de ahí en adelante. El hecho de que las empresas hayan acudido con mayor intensidad al empleo temporal puede haber aumentar la correlación entre el salario real y el empleo de trabajadores permanentes.

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.

## 4 Liberalización comercial y mercado laboral

La preocupación sobre los impactos de la apertura en las condiciones laborales de alguna manera se ha reflejado en algunos de los trabajos reportados en el cuadro 1. En particular Ocampo et. al., Vivas et. al., y Cárdenas et. al., encuentran un aumento en las elasticidades empleo-salario el cual coincide con el período de reformas. Adicionalmente, Mesa y Gutiérrez encuentran una recomposición de la demanda laboral hacia trabajo calificado y una mayor brecha relativa en la remuneración calificado-no calificado asociada al proceso de apertura (ver también Ocampo et. al.). De otro lado, trabajos como los de Nuñez et. al., 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., encuentra evidencia parcial de que la mayor exposición de los E.U. al comercio internacional entre 1960 y 1990 aumentó la elasticidad precio de la demanda por 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) encuentran una mayor velocidad de ajuste después de las reformas en el caso de Uruguay pero acompañado de menores elasticidades empleo salario después de la apertura comercial.

Más recientemente, Fajnzylber y Maloney (2001b) hacen un análisis comparativo para Colombia (1977-1991), Chile (1979-1995) y México (1984-1990) utilizando datos de panel a nivel de establecimiento industrial. Estos intentan estimar el impacto de los procesos de liberalización comercial sobre la demanda de trabajo de la firma industrial. Al respecto concluyen que no existe evidencia de un cambio estructural en la función de demanda laboral que pueda estar asociada a los episodios de apertura en los países analizados. No obstante, en el caso colombiano se encuentra evidencia parcial dependiendo del indicador de apertura que se utilice.

Es importante resaltar dos elementos de la investigación de Fajnzylber et. al., (2001b) que hacen pertinente revisar y extender dicho trabajo para el caso colombiano. En primer lugar, aún cuando Fajnzylber et. al., cubren 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 90 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 liberalización-elasticidades.

Estas consideraciones, unidas a los indicios sobre un aumento en la elasticidad salario para Colombia coincidente con el período de apertura 91-96 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 et. al., los cuales provienen originalmente de Roberts y Tybout (1996).<sup>5</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 (9)) e investigar el efecto de una mayor exposición al comercio internacional sobre la elasticidad de sustitución factorial,  $-\sigma$ .

## 5 Especificación Econométrica

La mayor parte de los trabajos 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 (CIIU 3 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 la de 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 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>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Dichos paneles fueron construidos con base en una métrica de coincidencia entre variables de cada establecimiento por cada par de años. En otro trabajo 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.

<sup>6</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

El trabajo econométrico 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>7</sup> Reescribiendo la ecuación (11), en una versión de datos en panel con efectos individuales aleatorios nuestra especificación econométrica básica es:

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

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 choques de largo plazo. Adicionalmente, ajusta su nómina frente a cambios esperados en los costos laborales y en la demanda por el producto final de acuerdo a un proceso de formación de expectativas sobre costos y

demanda el cual es función de la información disponible en  $t$  sobre salarios,  $\sum_{k=1}^q \phi_k w_{i,t-k}$ , la producción de la firma,  $\sum_{k=1}^l \beta_k q_{i,t-k}$ , y la actividad económica sectorial,  $\sum_{k=1}^m \gamma_k Q_{j,t-k}$ .

Además, se incluye un conjunto de dummies 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,  $D_t$ , las cuales recogen cambios en la constante de la función de demanda o, como aquí se interpreta, el efecto del progreso técnico sobre la demanda de trabajo. Finalmente, se asume que la firma enfrenta una oferta totalmente elástica respecto al salario.

Desafortunadamente, la EAM sufrió una serie de cambios de definición durante la década de los 90 que truncó la historia laboral de los establecimientos industriales. Es así como, al incorporar la información de la década de los 90 nos vimos obligados a adoptar una definición de trabajo mas agregada al no poder discriminar entre obreros y trabajadores industriales. Aun cuando tenemos la ventaja de trabajar a nivel de establecimiento, desafortunadamente no podemos desagregar en horas o en grupos homogéneos de trabajadores<sup>8</sup>.

establecimiento como la unidad de análisis, se esta 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 decisiones a nivel de la firma.

<sup>7</sup> El Banco Mundial esta 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 escala.

<sup>8</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 por 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.

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,  $\Delta\epsilon_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}$ , está correlacionado con  $\Delta L_{it-1} = L_{it-1} - L_{it-2}$ , utilizar rezagos de  $L_{it}$ ,  $t > 1$ , como instrumentos. Dichos instrumentos solo son válidos en la medida en que  $\epsilon_{it}$  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. Bajo estos supuestos, y asumiendo 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 explotan la independencia entre los rezagos de la variable dependiente y  $\epsilon_{it}$ , y sugieren utilizar el máximo de rezagos de  $L_{it}$  disponibles para estimar cada ecuación en diferencias para el individuo  $i$ , i.e. 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  $\epsilon_{it}$  aún cuando no necesariamente de  $\mu_i$ ), éstos serán instrumentos adicionales para la ecuación en diferencias. Si ellos son predeterminados en el sentido de que  $E(x_{it} \epsilon_{is}) = 0$  para  $s < t$ , entonces algunos de sus rezagos pueden ser utilizados como instrumentos (Arellano y Bover, Op Cit.).

Blundell y Bond demuestran que el MGM aplicado al modelo auto-regresivo en diferencias tiende a sufrir de problemas de sesgo severos, particularmente cuando el componente auto-

regresivo de largo plazo,  $\sum_{k=1}^p \lambda_k$ , 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 variables explicativas en diferencias no están correlacionadas con  $\mu_i$ , 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 sugieren dos pruebas estadísticas. Una, evalúa la existencia de auto-correlación serial de  $\varepsilon_{it}$  utilizando los errores del modelo estimado en diferencias, los cuales deben presentar auto correlación serial de primer orden e inexistencia de auto correlación de segundo orden; condiciones suficientes para probar que  $\varepsilon_{it}$  no presenta correlación serial. La otra, busca establecer hasta dónde los instrumentos escogidos son independientes de los errores con base en una prueba de Sargan de “sobre-identificación de restricciones”.

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

## 6 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 a datos en 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 a 10 empleados. El límite de 10 trabajadores obedece a que éste ha sido el criterio que ha utilizado el DANE para incluir establecimientos en la EAM. No obstante a partir de 1992, se encuestan establecimientos con menos de 10 trabajadores pero que cumplen con una segunda restricción dada por cierto valor mínimo de la producción.

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 3 años. De la sub-muestra resultante, se tomaron 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 4 observaciones por establecimiento), y cuyas observaciones mantuvieron continuidad en el tiempo.

## 7 Resultados

### 7.1 Demanda Laboral: Especificación Básica

El cuadro 2 presenta la especificación básica. El número de rezagos de las variables independientes así como del proceso auto-regresivo del empleo del establecimiento se escogieron con base en su significancia, cuidando que los errores del modelo no presenten un proceso auto-regresivo 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 auto-regresivo 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 3 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. Aún cuando resulta bastante prolongada, si se compara con estimativos con datos de mayor frecuencia, aquí se interpreta como la velocidad de ajuste frente a choques estructurales para los cuales la firma se toma 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 1 y 1 ½ años, con estimativos basados en datos trimestrales, lo cual es alto para los estándares internacionales.<sup>9</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 estima que el valor de  $s$  para países industrializados es del orden de 0.75 lo cual indicaría una elasticidad  $\eta_{LL}$  de -

---

<sup>9</sup> Fajnzylber et al., prefieren los estimativos en diferencias debido a que el estimador sistémico arroja un valor muy alto del parámetro de ajuste (0.8), mientras que el de diferencias es relativamente bajo (0.2). Como se puede ver en el cuadro 3 el parámetro de ajuste tiende a ser similar independientemente del estimador que se utilice, y toma un valor relativamente alto. Este indicador resulta elevado si se compara con estimaciones hechas con datos mensuales o trimestrales, en donde se encuentran tiempos medios entre 2 y 3 trimestres. No obstante, en datos anuales este parámetro estaría recogiendo ajustes en la nómina que tardan más de un año en efectuarse, choques de largo plazo, y por ende con periodos de ajuste que perfectamente podrían tomar 3 o 4 años. 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, Blundell y Bond encuentran valores muy altos para el caso de UK ( 3.1 años).

0.17. En el caso colombiano podrían tenerse varios estimativos de dicho parámetro. Si se toma 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 mas 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. Aún 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>10</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 auto-correlación de primer orden de los errores, en principio, los instrumentos utilizados para identificar el componente auto-regresivo 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 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 sub-muestra 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 establecimientos a lo largo del tiempo. Los resultados para esta sub-muestra están consignados en las últimas 2 columnas de los cuadros 2 y 3.

En general, los elementos resaltados para la muestra total se aplican al caso de la sub-muestra T=23, en especial en lo que tiene que ver con la elasticidad producto. El cuadro 3 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 esta fuertemente asociada a la imposibilidad de controlar del todo por el alto grado de heterogeneidad de los establecimientos industriales.

---

<sup>10</sup> Respecto a este parámetro, los valores del estimador en diferencias obtenidos por Fajnzylber et all., así como los reportados en el cuadro 3 son muy bajos, por esto nos parecen más razonables los resultados obtenidos con el estimador sistémico.

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 1)<sup>11</sup>. 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 por 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. Dicho cambio trasciende el período de reformas de los 90 y se inicia temprano en la década de los 80. Este comportamiento es más evidente en el caso de las empresas más grandes como lo indica el Gráfico 2, en el que se desagrega la ocupación por establecimiento según tamaño.

## **7.2 Resultado por Sectores**

En el cuadro 4 se reportan los resultados a nivel de CIU a 2 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 5, en términos del período medio de ajuste el rango va de 1 a 7 años con un promedio de 3 años similar al que se obtiene con toda la muestra. Los sectores de maquinaria, alimentos y bebidas, y petróleo y sus derivados 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 metalmecánica y la de productos minerales no metálicos. Por su parte, las dummies de tiempo muestran que aún cuando la mayoría de los sectores enfrentan una caída secular en su planta de personal durante las últimas 2 décadas el ajuste se profundiza durante la década de los 90 (Gráfico 3).

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 por 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. 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>11</sup> La fuerte caída que presenta el parámetro en el 99 debe interpretarse cautelosamente ya que puede estar recogiendo la profunda recesión de este año.

### 7.3 Variaciones en la Función de Demanda de Trabajo

Con el fin de tener una idea “semi-paramétrica” 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 sub-muestras compuestas cada año, partiendo de 1983 hasta 1999, por las 8 observaciones más recientes de las 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>12</sup>

El gráfico 4 presenta los resultados de todas las sub-muestras 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 80 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 5 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 90 llegando a los niveles más bajos de todo el período estudiado.

El comportamiento de la demanda por trabajo muestra cambios significativos que podrían ser explicados por una teoría dinámica del cambio tecnológico y la reestructuración de la firma industrial. En particular, con una visión estática, se esperaría cambios estructurales en la función de producción de la firma los cuales deberían perdurar en el tiempo. Así, durante la primera mitad de los 90 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 90 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 Op. Cit. y Ramirez y Farfán Op. Cit.), en donde las firmas, no solo han reducido su planta de personal sino que se han vuelto relativamente

---

<sup>12</sup> Resultados disponibles a solicitud.

más intensivas en capital humano especializado, factor que puede resultar menos fácil de sustituir frente a cambios en los precios factoriales.

#### **7.4 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 80, aquellas nacidas durante los 80 y las nacidas en la década de los 90. Con estas sub-muestras estimamos la ecuación (13) para la década de los 90; década durante la cual la industria colombiana estuvo fuertemente expuesta a los mercados internacionales y enfrentó nuevas reglas de juego en el frente comercial y laboral.

Los gráficos 6, 7, 8 presentan los resultados del estimador sistémico. Las firmas nacidas durante la década de los 90 tienen un comportamiento muy distinto a aquellas nacidas antes de los 90. En particular, el gráfico 6 sugiere que las firmas más antiguas son las que han experimentado un mayor impacto vía cambio tecnológico en la reducción de su nómina durante la década de los 90. En segundo lugar, como se observa en los gráficos 7 y 8, las firmas nacidas en los 90 muestran una velocidad de ajuste mucho mayor y menores elasticidades de sustitución factorial que las empresas nacidas antes de los 90. Este resultado, en principio, indica que las empresas más antiguas son más inflexibles frente a 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 muestran un aumento secular en su velocidad de ajuste frente a cambios en producción y precios factoriales; una reducción paulatina de sus economías de escala las cuales se estabilizan alrededor de 0.8 en la década de los 90, y un aumento de la elasticidad de sustitución factorial a partir de la segunda mitad de los 80 y primera mitad de los 90, la cual vuelve a reducirse significativamente a finales de los 90 (Gráficos 9 y 10).

#### **7.5 Efecto Apertura Sobre la Demanda de Trabajo**

Los resultados anteriores indican que aún cuando los procesos de reestructuración de la firma industrial han trascendido los períodos de reforma, dichos períodos han estado acompañados por movimientos 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 3 dígitos, ajustada por el arancel nominal promedio de cada sector, y el indicador de importaciones más exportaciones sobre 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 70, adoptó una serie de medidas tendientes a limitar la importación de bienes y servicios como respuesta al fuerte deterioro de su balanza comercial. Entre estas medidas se destaca una reducción considerable en el porcentaje de bienes clasificados como de libre importación de 69% en 1980 a 5% en 1984, año en el cual el 83% de los bienes importables requerían licencia de importación. Así mismo, el arancel nominal promedio aumentó en forma significativa pasando de 30% a 50%.

A partir de 1985 se introdujeron una serie de reformas de liberalización gradual promoviendo el mecanismo de 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, dicho período coincidió con 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 (mayor protección).

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. (Gráfico12).

Como se observa en el cuadro 6, además de ser estadísticamente significativo, el efecto apertura va en la dirección esperada. Los establecimientos tienden a 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 7). Al mirar los movimientos en la tasa de cambio real ajustada por la variación en los aranceles,  $\tau = \ln(TCR * AN)$ , los efectos significativos sobre los parámetros de corto plazo (Cuadro 6) 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,  $\delta = \ln\left[\frac{(X + M)}{PIB}\right]$ , hay un efecto 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.

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 8 y 9). 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.

## 8 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. Desafortunadamente, los cambios en la encuesta efectuados a comienzos de los 90 limitan de manera importante la utilización que hasta el momento se puede hacer de la encuesta debido en parte a una falla estadística de truncamiento de las historias industriales y en parte por los cambios en las definiciones de los campos de la encuesta.

Las limitaciones de la información solo permiten estimar una versión muy simple de la demanda laboral, 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).

Esta especificación no permite estimar directamente elasticidades salario producto constantes y mucho menos elasticidades salario totales que incluyan el efecto escala de variaciones en el salario sobre la demanda del producto final. Por consiguiente, las inferencias de política económica que pueden derivarse de los estimativos aquí presentados son limitadas. No obstante, el interés del trabajo es evaluar la dinámica de la demanda laboral industrial y su asociación con cambios en las reglas de juego como la liberalización comercial y la reforma laboral de comienzos de los 90.

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 parecen revertirse en el tiempo.

En primer 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 (mayores posibilidades de sustitución factorial al tener acceso a un mayor conjunto de tecnologías y factores). 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.

En segundo lugar, *ceteris paribus*, se observa un proceso secular de reducción de la planta de personal del establecimiento manufacturero, el cual trasciende los períodos de reforma. Iniciándose temprano en la década de los 80 y profundizándose en la década de los 90. Este resultado es interpretado como evidencia de un progreso tecnológico ahorrador de trabajo.

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 frente a choques de largo plazo. Los resultados para las firmas más antiguas muestran, sin embargo, que estas han experimentado un cambio radical en su estructura a lo largo del período de estudio al ver aumentada su velocidad de ajuste y su elasticidad producto de manera permanente.

Lo que resulta más paradójico es la reducción marcada en la elasticidad de sustitución factorial a finales de los 90 a pesar de que los niveles de apertura se mantienen estables después de la liberalización de comienzos de la década a 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 cambios en los precios relativos de los factores. Sin embargo, los establecimientos más antiguos también muestran una reducción en su elasticidad salario en la segunda mitad de la década de los 90. Este resultado es consistente con la hipótesis ya documentada en otros trabajos sobre una recomposición de la demanda por capital humano hacia un recurso más calificado el cual puede tener una menor elasticidad de sustitución factorial frente al capital.

Aún 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. Estos últimos pueden tener una estructura compleja de relaciones entre los errores y las variables explicativas que en los estimadores utilizados se asume inexistente. Además, cuando se tiene acceso a historias relativamente largas el comportamiento del error puede ser más complejo induciendo problemas de endogeneidad adicionales a los cubiertos por los métodos mencionados.

En síntesis, los resultados presentan un establecimiento que ha reducido secularmente su nómina, y que durante períodos de liberalización ha sido un poco más elástico a los precios relativos de los factores, no obstante, sus decisiones tecnológicas en un ambiente de apertura parecen reflejar finalmente una menor tasa de sustitución trabajo-capital. Adicionalmente, tanto el nuevo como el viejo establecimiento muestran evidencia de haber logrado mayores velocidades de ajuste (menores costos de contratación y despido relativos



a los beneficios esperados) frente a choques de largo plazo durante la década de los 90. A pesar de la reducción en el tamaño de la nómina a lo largo de las dos décadas, vía un progreso técnico ahorrador de trabajo, la existencia de economías de escala relativamente significativas podría sugerir la posibilidad de ganancias para la firma en el mediano plazo derivadas de aumentar su escala de producción.

Cuadro 1  
Elasticidades de corto y largo plazo (CP,LP) de la Función de Demanda Laboral Industrial en Colombia

		Empleo-Costo laboral		Empleo- Producto		Costos Factoriales Incluidos
		LP	CP	LP	CP	
<b>Elasticidad de Sustitución Factorial</b>				$-\sigma$		
Ocampo, Sanchez y Tovar (2000)	Industria total, EH, empleo total, trimestral, 1984-1997	-0.14	-0.05	1.06		W, w
Vivas, Farné y Urbano (1998)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, trimestral, 1981-1996	-0.72		1.10		W, TC
	Industria total, EH, empleo total, trimestral, 1984-1996	-0.31		1.16		W, TC
Roberts y Skoufias (1997)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo calificado, anual, 1981-1987	-0.42		0.89		Wc, Wnc
	Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, anual, 1981-1987	-0.65		0.76		Wc, Wnc
Henao y Lora (1995)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, mensual, 1980-1989		-0.13	0.10		W
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, mensual, 1990-1994		-0.05	0.22		W
Fajnzylber y Maloney (2001a)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo calificado, anual, 1980-1991	-0.26		-0.12		Wc, Wnc
	Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, anual, 1980-1991	-0.49		0.09		Wc, Wnc
<b>Elasticidad empleo-salario</b>				$\eta_{LL} = -(1-s)\sigma$		
Farné y Nupia(1999)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, trimestral, 1980-1997	-0.24		0.53		Wc,CK
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, trimestral, 1980-1997	-0.66		0.69		Wnc,CK
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, trimestral, 1980-1997	-1.10		0.97		Wnch,CK
Farné y Nupia (1998)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo total, trimestral, 1982-1997	-0.38		0.26		W, CK
	Industria total, EH, empleo total, trimestral, 1984-1997	-0.08		1.07		W, CK
	Industria total, EH, empleo no calificado, trimestral, 1984-1997	-0.16		0.96		W, CK
Cardenas, Gutierrez y Robinson (1997)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, mensual, 1980-1985	-0.08		0.36		W, CK
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, mensual, 1980-1985	-0.07		0.48		W, CK
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, mensual, 1991-1996	-0.10		-0.31		W, CK
	Industria manufacturera formal, EAM, empleo no calificado, mensual, 1991-1996	-0.11		-0.28		W, CK
Zerda (1997)	Industria manufacturera formal, EAM, empleo total, mensual, 1974-1996		-0.55	0.03		W, CK
<b>Elasticidad empleo salario total incluyendo efecto escala</b>				$\eta'_{LL}$		
Fajnzylber y Maloney (2001b)	Industria manufacturera formal, MMM, empleo no calificado, mensual, 1977-1991	-0.49				Wc, Wnc
	Industria manufacturera formal, MMM, empleo calificado, anual, 1977-1991	-0.30				Wc, Wnc

Wc: salario empleado calificado; Wnc: salario empleado no calificado; Wnch: salario empleado no calificado por hora; CK: Costo de Uso del Capital.

Cuadro 2  
Funciones Básicas de Demanda Laboral

	Todos los Establecimientos			Establecimientos con T=23			
	MGM		MGM	MGM		MGM	
	Diferencias		Sistémico	Diferencias		Sistémico	
CONST	2.151	***	3.433	-0.429		-1.118	
	(0.004)		(0.124)	(0.425)		(0.795)	
dL-1	0.710	***	0.736	0.702	***	0.750	***
	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
dL-2	0.047	***	0.004	0.060	***	0.016	
	(0.000)		(0.693)	(0.000)		(0.145)	
dL-3	0.008		0.003	0.016	*	-0.013	
	(0.440)		(0.782)	(0.065)		(0.200)	
dL-4	0.001		0.034	0.018	*	-0.008	
	(0.893)		(0.000)	(0.018)		(0.240)	
dW	-0.408	***	-0.426	-0.456	***	-0.452	***
	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
dW-1	0.231	***	0.241	0.240	***	0.252	***
	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
dW-2	0.020	**	0.011	0.015		-0.011	
	(0.038)		(0.328)	(0.129)		(0.400)	
dW-3	-0.006		-0.001	-0.009		-0.024	**
	(0.532)		(0.931)	(0.311)		(0.030)	
dVA	0.003		0.135	0.011		0.077	***
	(0.806)		(0.000)	(0.246)		(0.000)	
dVA-1	-0.001		0.056	-0.007		0.053	***
	(0.931)		(0.000)	(0.473)		(0.000)	
dVA-2	0.004		0.050	-0.002		0.046	***
	(0.701)		(0.000)	(0.840)		(0.000)	
dVA-3	0.002		0.003	-0.001		0.025	***
	(0.824)		(0.773)	(0.875)		(0.004)	
dVA-4	0.014		-0.074	-0.007		0.017	**
	(0.152)		(0.000)	(0.428)		(0.042)	
dVNC	0.140	***	0.119	0.221	***	0.166	***
	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
dVNC-1	-0.015		-0.085	-0.042		-0.088	***
	(0.458)		(0.000)	(0.114)		(0.001)	
dVNC-2	-0.045	**	-0.041	-0.046	**	-0.067	***
	(0.011)		(0.045)	(0.036)		(0.002)	
dVNC-3	-0.006		-0.023	0.008		-0.004	
	(0.751)		(0.281)	(0.738)		(0.856)	
dVNC-4	-0.011		0.038	0.019		0.002	
	(0.556)		(0.012)	(0.333)		(0.922)	
dTCR	-0.133		0.132	0.000		0.070	
	(0.116)		(0.122)	(0.997)		(0.363)	
dTCR-1	0.147	*	-0.060	0.078		-0.019	
	(0.082)		(0.454)	(0.357)		(0.816)	
dAmaq/TA	0.002		0.003	-0.001		0.001	
	(0.111)		(0.002)	(0.616)		(0.259)	
dX/VT	0.003	***	0.003	0.001		0.002	*
	(0.000)		(0.000)	(0.189)		(0.091)	
dMPM/MPT	0.002	***	0.003	0.002	**	0.002	**
	(0.000)		(0.000)	(0.031)		(0.040)	
Dgov	-0.017	*	0.069	-0.013		0.094	
	(0.057)		(0.018)	(0.108)		(0.243)	
Dsa	0.005	***	0.015	0.003	***	-0.002	
	(0.000)		(0.114)	(0.008)		(0.874)	
INI	-0.283	***	-0.446	0.060	*	0.139	
	(0.004)		(0.126)	(0.397)		(0.806)	
Sargan	281.889		406.580	191.415		235.170	
	(0.000)		(0.000)	(0.001)		(0.002)	
Primer Orden	-19.839		-15.285	-10.254		0.042	
	(0.000)		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
Segundo Orden	0.406		0.243	0.268		0.958	
	(0.685)		(0.808)	(0.789)		(0.338)	
Número de Observaciones	6768		6768	1547		1547	

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor p entre paréntesis. L-i: rezagos del empleo del establecimiento; W-i: Salario real promedio por trabajador; VA-i: valor agregado del establecimiento; VNC-i: ventas del sector CIU a 3 dígitos; TCR-i: tasa de cambio real CIU a 3 dígitos (EU-Colombia); Amaq/TA: Maquinaria sobre total activos; X/VT: exportaciones sobre ventas totales; MPM/MPT: materia prima importada sobre total materia prima; Dgov: dummie de gobierno; Dsa: dummie de sociedad anónima; INI: año de iniciación.

Cuadro 3  
Parámetros básicos de la Demanda Laboral

	Todos los Establecimientos		Establecimientos con T=23	
	MGM Diferencias	MGM Sistémico	MGM Diferencias	MGM Sistémico
$\lambda$ (Lambda)	0.77	0.78	0.80	0.75
Tiempo medio de ajuste	2.60	2.75	3.04	2.36
$\phi$ (Phi)	-0.16	-0.17	-0.21	-0.23
Phi ajustado	-0.70	-0.78	-1.03	-0.92
$\beta$ (Beta)	0.02	0.17	0.02	0.17
Beta ajustado	0.10	0.76	0.11	0.67

Lambda: suma de los parametros del proceso autoregresivo del empleo de la firma. Tiempo medio:  $\ln(0.5)/\ln(\lambda)$ . Phi : suma de los parametros asociados con los rezagos del salario. Phi ajustado es  $\phi/(1-\lambda)$ . Beta: suma de los parametros asociados con los rezagos del producto (valor agregado en las regresiones). Beta ajustado es  $\beta/(1-\lambda)$ .

Cuadro 4  
Funciones Básicas de Demanda Laboral por Sectores CIU 2 Dígitos, Estimador Sistémico

	Alimentos, bebidas y tabaco	Textiles, confecciones y productos del cuero	Maderas, muebles y otros productos de la mandera	Papel e industrial editorial	Petróleo , sus derivados y plásticos	Productos minerales no metálicos	Productos metálicos, maquinaria y equipo	Otras industrias
CONST	-7.896 *** (0.002)	0.732 (0.907)	4.868 (0.237)	4.201 (0.363)	2.539 (0.423)	20.529 (0.000)	-0.295 (0.927)	-8.936 (0.001)
dL-1	0.883 *** (0.000)	0.694 *** (0.000)	0.739 *** (0.000)	0.791 *** (0.000)	0.896 *** (0.000)	0.629 *** (0.000)	0.833 *** (0.000)	0.790 *** (0.000)
dL-2	0.041 *** (0.000)	-0.010 (0.438)	0.072 *** (0.000)	0.028 ** (0.036)	0.033 *** (0.009)	0.014 (0.295)	0.036 ** (0.033)	0.090 *** (0.000)
dL-3	0.004 *** (0.693)	-0.027 ** (0.059)	-0.004 (0.714)	-0.032 *** (0.005)	0.000 (0.987)	0.016 * (0.079)	0.018 (0.242)	0.020 *** (0.002)
dL-4	-0.021 *** (0.026)	-0.004 (0.711)	0.014 (0.197)	0.012 (0.214)	0.017 ** (0.050)	0.006 (0.535)	0.019 * (0.086)	-0.052 *** (0.000)
dW	-0.370 *** (0.000)	-0.471 *** (0.000)	-0.400 *** (0.000)	-0.371 *** (0.000)	-0.358 *** (0.000)	-0.367 *** (0.000)	-0.424 *** (0.000)	-0.335 *** (0.000)
dW-1	0.317 *** (0.000)	0.242 *** (0.000)	0.251 *** (0.000)	0.264 *** (0.000)	0.352 *** (0.000)	0.168 *** (0.000)	0.320 *** (0.000)	0.225 *** (0.000)
dW-2	0.012 (0.290)	0.005 (0.760)	0.075 *** (0.000)	0.046 *** (0.002)	0.051 *** (0.000)	0.019 (0.162)	0.015 (0.374)	0.102 *** (0.000)
dW-3	-0.007 (0.526)	-0.042 ** (0.020)	0.009 (0.499)	-0.043 *** (0.000)	-0.010 (0.343)	-0.005 (0.639)	0.031 ** (0.041)	0.003 (0.738)
dVA	0.026 *** (0.000)	0.176 *** (0.000)	0.150 *** (0.000)	0.067 *** (0.000)	-0.002 (0.750)	0.120 *** (0.000)	0.123 *** (0.000)	0.060 *** (0.000)
dVA-1	0.021 *** (0.000)	0.056 *** (0.000)	0.019 *** (0.000)	0.044 *** (0.000)	0.033 *** (0.000)	0.074 *** (0.000)	-0.028 ** (0.030)	0.000 (0.896)
dVA-2	0.000 (0.980)	0.012 (0.275)	-0.014 *** (0.001)	-0.002 (0.830)	0.003 (0.643)	0.059 *** (0.000)	0.032 ** (0.013)	0.004 (0.165)
dVA-3	0.005 (0.343)	0.028 ** (0.016)	-0.017 *** (0.000)	0.028 *** (0.000)	-0.021 *** (0.001)	-0.028 *** (0.000)	-0.018 (0.208)	-0.040 *** (0.000)
dVA-4	0.016 *** (0.003)	-0.005 (0.635)	-0.036 *** (0.000)	-0.005 (0.424)	-0.026 *** (0.000)	-0.003 (0.414)	-0.045 *** (0.000)	0.040 *** (0.000)
dVNC	0.148 *** (0.006)	0.143 *** (0.002)	-0.028 (0.732)	-0.019 (0.674)	0.011 (0.741)	0.081 (0.114)	0.163 *** (0.000)	0.219 *** (0.000)
dVNC-1	-0.052 (0.461)	-0.100 (0.118)	-0.091 (0.404)	-0.043 (0.575)	0.097 *** (0.006)	-0.213 *** (0.000)	-0.097 * (0.063)	0.076 * (0.090)
dVNC-2	0.073 (0.252)	-0.045 (0.472)	0.135 * (0.096)	0.002 (0.963)	0.058 ** (0.071)	0.168 *** (0.002)	-0.054 (0.258)	-0.344 *** (0.000)
dVNC-3	-0.098 (0.147)	-0.045 (0.471)	-0.057 (0.534)	-0.044 (0.342)	-0.031 (0.288)	0.027 (0.647)	-0.017 (0.728)	0.440 *** (0.000)
dVNC-4	-0.055 (0.310)	0.054 (0.282)	-0.103 * (0.080)	0.018 (0.671)	-0.117 *** (0.000)	-0.091 (0.114)	0.015 (0.659)	-0.369 *** (0.000)
dTCR	1.634 *** (0.002)	1.146 * (0.090)	-0.115 (0.482)	-0.003 (0.983)	-0.084 (0.436)	0.000 (0.000)	0.099 (0.817)	0.142 (0.279)
dTCR-1	-1.540 *** (0.002)	-1.310 ** (0.048)	-0.152 (0.402)	0.144 (0.256)	0.194 * (0.072)	0.000 (0.000)	-0.098 (0.812)	0.042 (0.758)
dAmaq/TA	0.005 *** (0.000)	0.004 ** (0.037)	0.003 *** (0.007)	0.002 (0.159)	0.009 *** (0.000)	0.012 *** (0.000)	0.003 *** (0.018)	-0.003 *** (0.000)
dX/VT	0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.000)	0.007 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)
dMPM/MPT	0.002 *** (0.004)	0.004 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.005 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.001 (0.108)	0.002 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)
Dgov	-0.011 (0.647)	-0.177 ** (0.041)	-0.452 *** (0.000)	0.083 ** (0.012)	0.068 (0.137)	-0.187 *** (0.001)	-0.085 (0.330)	0.080 (0.000)
Dsa	0.010 (0.403)	0.068 *** (0.000)	0.021 ** (0.106)	0.018 (0.156)	0.048 *** (0.000)	0.041 *** (0.007)	0.001 (0.924)	0.045 *** (0.000)
INI	1.020 *** (0.003)	-0.080 (0.922)	-0.409 (0.441)	-0.361 (0.543)	-0.323 (0.438)	-2.612 *** (0.001)	0.039 (0.926)	1.202 *** (0.001)
Sargent	298.950 *** (0.000)	233.515 *** (0.003)	200.528 (0.109)	208.737 * (0.052)	240.320 *** (0.001)	203.614 * (0.083)	196.221 (0.153)	186.678 (0.294)
First Aout	17.864 (0.000)	-8.200 (0.000)	-6.783 (0.000)	-9.643 (0.000)	10.347 (0.000)	6.647 (0.000)	11.244 (0.000)	-6.379 (0.000)
Second order	-2.550 (0.011)	-1.389 (0.165)	-0.310 (0.757)	-1.033 (0.302)	0.596 (0.551)	1.075 (0.282)	2.465 (0.014)	2.055 (0.040)
Número de Observaciones	1339	1643	364	525	893	358	1397	249

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor p entre paréntesis. L-i: rezagos del empleo del establecimiento; W-i: Salario real promedio por trabajador; VA-i: valor agregado del establecimiento; VNC-i ventas del sector CIU a 3 dígitos; TCR-i: tasa de cambio real CIU a 3 dígitos (EU-Colombia); Amaq/TA: Maquinaria sobre total activos; X/VT: exportaciones sobre ventas totales; MPM/MPT: materia prima importada sobre total materia prima; Dgov: dummie de gobierno; Dsa: dummie de sociedad anónima; INI: año de iniciación.

Cuadro 5  
Parámetros básicos de la Demanda Laboral por Sectores CIU 2 dígitos

	31	32	33	34	35	36	38	39
	Alimentos, bebidas y tabaco	Textiles, confecciones y productos del cuero	Maderas, muebles y otros productos de la madera	Papel e industrial editorial	Petróleo , sus derivados y plásticos	Productos minerales no metálicos	Productos metálicos, maquinaria y equipo	Otras industrias
<hr/>								
Diferencias								
Lambda	0.686	0.609	0.487	0.389	0.492	0.371	0.573	0.621
Tiempo medio de ajuste	1.837	1.399	0.964	0.734	0.977	0.699	1.244	1.454
Phi L. Plz.Aju.	-0.537	-0.327	-0.202	-0.454	-0.472	-0.377	-0.592	-0.308
Bta. L. Plz.Aju.	0.167	-0.027	-0.049	0.267	0.213	0.128	0.111	-0.050
Sistémico								
Lambda	0.907	0.653	0.821	0.799	0.946	0.664	0.906	0.848
Tiempo medio de ajuste	7.113	1.629	3.524	3.096	12.520	1.695	7.005	4.210
Phi L. Plz.Aju.	-0.510	-0.768	-0.365	-0.524	0.638	-0.553	-0.628	-0.033
Bta. L. Plz.Aju.	0.740	0.769	0.571	0.661	-0.249	0.662	0.678	0.415

Lambda: suma de los parámetros del proceso autoregresivo del empleo de la firma. Tiempo medio:  $\ln(\lambda)/\ln(0.5)$ . Phi : suma de los parámetros asociados con los rezagos del salario. Phi ajustado es  $\text{Phi}/(1-\lambda)$ . Beta: suma de los parámetros asociados con los rezagos del producto (valor agregado en las regresiones). Beta ajustado es  $\text{Beta}/(1-\lambda)$ .

Cuadro 6  
Funciones Básicas de Demanda Laboral e Indicadores de Apertura

	Efecto Directo		Efecto Marginal de la Apertura	
	Ln(TCR*AN)	Ln((X+M)/PIB)	Ln(TCR*AN)	Ln((X+M)/PIB)
CONST	0.122 (0.044)	0.022 (0.813)		
dnL-1	0.749 *** (0.000)	0.536 *** (0.000)	dnA*L-1	-0.006 (0.996)
dnL-2	-0.051 * (0.082)	-0.024 (0.485)	dnA*L-2	2.587 *** (0.006)
dnL-3	0.010 (0.752)	0.030 (0.388)	dnA*L-3	0.075 (0.942)
dnL-4	0.076 *** (0.003)	0.058 * (0.057)	dnA*L-4	-1.481 (0.106)
dnW	-0.534 *** (0.000)	-0.560 *** (0.000)	dnA*W	4.928 *** (0.003)
dnW -1	0.217 *** (0.000)	0.096 ** (0.016)	dnA*W -1	1.754 (0.262)
dnW -2	0.115 *** (0.002)	-0.036 (0.382)	dnA*W -2	-3.847 *** (0.004)
dnW -3	0.073 ** (0.040)	0.092 ** (0.044)	A*dW -3	-2.433 * (0.085)
dnVA	0.172 *** (0.000)	0.210 *** (0.000)	dnA*VA	-1.531 *** (0.001)
dnVA-1	0.056 ** (0.024)	0.213 *** (0.000)	dnA*VA-1	-0.421 (0.542)
dnVA-2	0.057 ** (0.022)	0.096 *** (0.004)	dnA*VA-2	-0.439 (0.498)
dnVA-3	-0.019 (0.449)	-0.038 (0.259)	dnA*VA-3	0.534 (0.420)
dnVA-4	-0.116 *** (0.000)	-0.137 *** (0.000)	dnA*VA-4	0.946 * (0.088)
dnVNC	0.126 *** (0.000)	0.113 *** (0.000)		(0.040)
dnVNC-1	-0.091 *** (0.000)	-0.135 *** (0.000)		
dnVNC-2	-0.045 * (0.060)	-0.022 (0.343)		
dnVNC-3	-0.015 (0.538)	0.045 * (0.080)		
dnVNC-4	0.033 * (0.082)	0.011 (0.617)		
dnTCR	0.204 ** (0.030)	0.170 (0.113)		
dnTCR-1	-0.128 (0.149)	-0.099 (0.333)		
dnAmaq/T	0.006 *** (0.000)	0.005 *** (0.000)		
dnX/VT	0.004 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)		
dnMPM/MP	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)		
dnDgov	0.058 ** (0.039)	0.072 (0.181)		
dnDsa	0.030 *** (0.009)	0.035 *** (0.005)		
dnINIA	-0.006 *** (0.000)	-0.008 *** (0.000)		
Sargent	386.052 *** (0.000)	352.609 *** (0.000)		
First Aout	-12.961 *** (0.000)	-7.638 *** (0.000)		
Second order	-0.472 (0.637)	-2.225 (0.026)		
Número de Observaciones	6768	6768		

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor p entre paréntesis. L-i: rezagos del empleo del establecimiento; W-i: Salario real promedio por trabajador; VA-i: valor agregado del establecimiento; VNC-i ventas del sector CIU a 3 dígitos; TCR-i: tasa de cambio real CIU a 3 dígitos (EU-Colombia); Amaq/TA: Maquinaria sobre total activos; X/VT: exportaciones sobre ventas totales; MPN/MPT: materia prima importada sobre total materia prima; Dgov: dummie de gobierno; Dsa: dummie de sociedad anónima; INI: año de iniciación. A\*X: para X variable explicativa es la interacción del indicador de apertura A con dicha variable X.

Cuadro 7

---

**Efecto Marginal de Indicadores de Apertura sobre La Demanda Laboral**


---

	Lambda	Velocidad de Ajuste	Suma Rezagos Salario	Suma Rezagos Producto
<b>Indicador de Cambio en Precios Relativos TCR*AN</b>				
Efecto Directo	0.813	2.417	-0.118	0.128
Efecto Marginal TCR*AR	0.012		0.004	-0.009
	0%		0%	-1%
<b>Indicador de Grado de Exposición al Mercado Internacional (X+M)/Y</b>				
Efecto Directo	0.751	2.005	-0.136	0.174
Efecto Marginal (X+M)/Y	-0.114		-0.206	0.129
	-2%		15%	7%

---

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 rezadas interactuadas con las variables de comercio.



**Cuadro 8**  
**Funciones Básicas de Demanda Laboral e Indicadores de Apertura**  
**Establecimientos con T=23**

	Efecto Directo		Efecto Marginal de la Apertura	
	Ln(TCR*AN)	Ln((X+M)/ PIB)	Ln(TCR*AN)	Ln((X+M)/PI B)
CONST	-0.045 (0.692)	-0.123 (0.285)		
dnL-1	0.772 *** (0.000)	0.788 *** (0.000)	dnA*L-1 0.416 (0.570)	0.023 (0.220)
dnL-2	0.025 (0.246)	0.021 (0.337)	dnA*L-2 0.094 (0.898)	-0.001 (0.953)
dnL-3	-0.034 (0.116)	-0.025 (0.172)	dnA*L-3 1.488 (0.038)	** -0.011 (0.354)
dnL-4	-0.007 (0.706)	-0.053 (0.005)	*** dnA*L-4 -0.259 (0.684)	-0.031 *** (0.011)
dnW	-0.421 *** (0.000)	-0.467 *** (0.000)	*** dnA*W -1.386 (0.282)	-0.016 (0.413)
dnW -1	0.260 *** (0.000)	0.192 *** (0.000)	*** dnA*W -1 0.050 (0.969)	-0.053 *** (0.002)
dnW -2	-0.063 ** (0.051)	0.028 (0.331)	dnA*W -2 2.572 (0.038)	** 0.025 (0.204)
dnW -3	0.019 ** (0.500)	-0.083 *** (0.004)	*** A*dW -3 -0.805 (0.467)	-0.038 ** (0.040)
dnVA	0.058 *** (0.000)	0.077 *** (0.000)	*** dnA*VA 0.348 (0.290)	0.006 (0.395)
dnVA-1	0.043 ** (0.019)	0.059 *** (0.001)	*** dnA*VA-1 -0.126 (0.816)	0.004 (0.694)
dnVA-2	0.055 *** (0.006)	0.022 (0.199)	dnA*VA-2 -0.554 (0.382)	-0.014 (0.212)
dnVA-3	0.007 (0.625)	0.046 *** (0.003)	*** dnA*VA-3 -0.085 (0.829)	0.017 ** (0.038)
dnVA-4	0.037 ** (0.017)	0.053 *** (0.000)	*** dnA*VA-4 -0.834 (0.054)	** 0.024 *** (0.001)
dnVNC	0.169 *** (0.000)	0.161 *** (0.000)	***	
dnVNC-1	-0.094 *** (0.001)	-0.092 *** (0.002)	***	
dnVNC-2	-0.112 *** (0.000)	-0.066 *** (0.005)	***	
dnVNC-3	0.028 (0.330)	-0.001 (0.953)		
dnVNC-4	0.018 (0.381)	0.011 (0.560)		
dnTCR	0.141 * (0.092)	0.002 (0.985)		
dnTCR-1	-0.127 (0.161)	0.062 (0.538)		
dnAmaq/T	0.001 (0.362)	0.001 (0.287)		
dnX/VT	0.001 (0.380)	0.001 (0.295)		
dnMPM/MP	0.002 ** (0.054)	0.001 (0.345)		
dnDgov	0.079 (0.331)	0.145 ** (0.055)	**	
dnDsa	0.007 (0.628)	0.002 (0.859)		
Sargent	186.922 (0.151)	224.229 (0.151)		
First Aout	-9.798 *** (0.000)	-10.200 *** (0.000)	***	
Second order	1.207 (0.227)	0.409 (0.682)		
Número de Observaciones	1547	1547		

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% valor p entre paréntesis. L-i: rezagos del empleo del establecimiento; W-i: Salario real promedio por trabajador; VA-i: valor agregado del establecimiento; VNC-i ventas del sector CIIU a 3 dígitos; TCR-i: tasa de cambio real CIIU a 3 dígitos (EU-Colombia); Amaq/TA: Maquinaria sobre total activos; X/VT: exportaciones sobre ventas totales; MPN/MPT: materia prima importada sobre total materia prima; Dgov: dummie de gobierno; Dsa: dummie de sociedad anónima; INI: año de iniciación. A\*X: para X variable explicativa es la interacción del indicador de apertura A con dicha variable X.

**Cuadro 9**  
**Efecto Marginal de Indicadores de Apertura sobre La Demanda Laboral,**  
**Establecimientos con T=23**

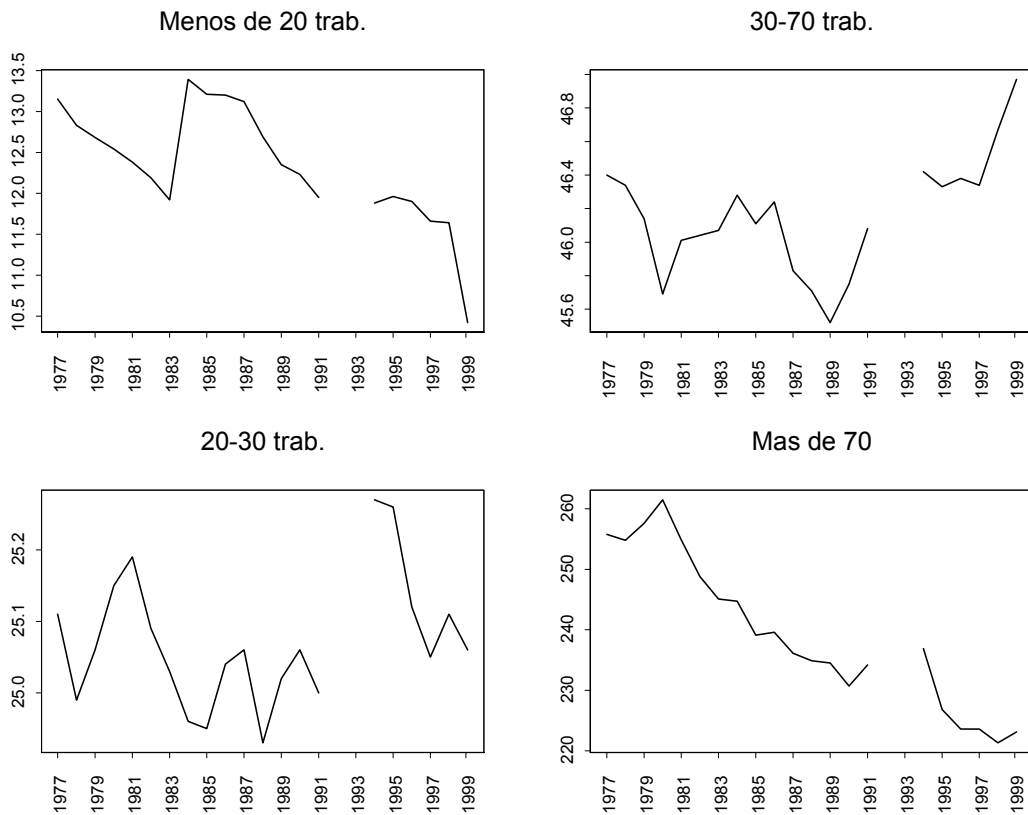
<b>Indicador de Cambio en Precios Relativos TCR*AN</b>				
	Alpha	Período Medio de Ajuste	Suma Rezagos Salario	Suma Rezagos Producto
Efecto Directo	0.796	2.293	-0.195	0.172
Efecto Marginal TCR*AR	0.017		0.004	-0.013
	0%		0%	-1%
<b>Indicador de Grado de Exposición al Mercado Internacional (X+M)/Y</b>				
Efecto Directo	0.756	2.037	-0.221	0.207
Efecto Marginal (X+M)/Y	-0.020		-0.082	0.038
	0%		4%	2%

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.

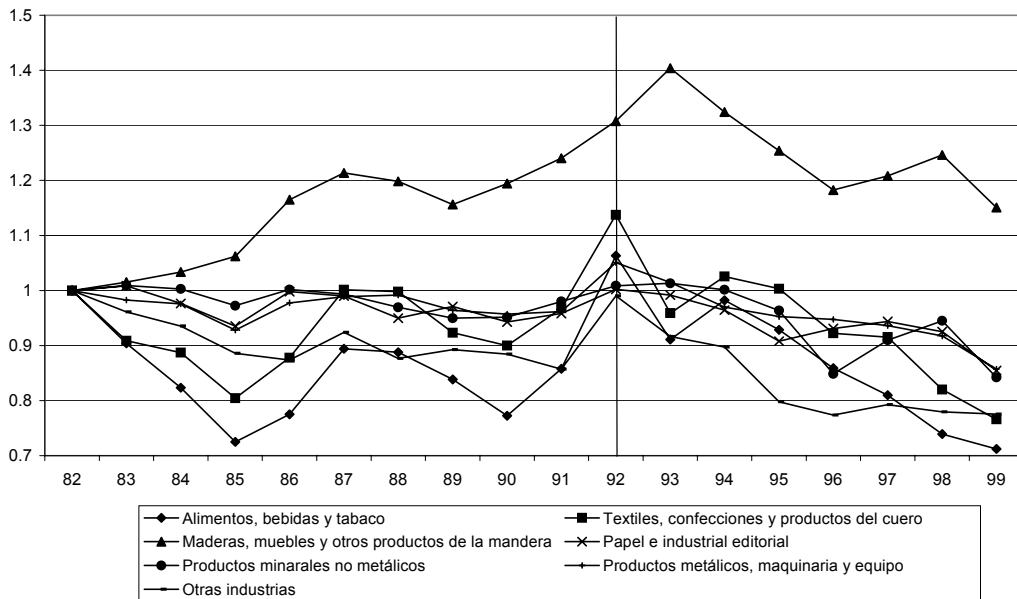
**Gráfico 1**  
**Efecto de Cambio Tecnológico**  
**Empleados Promedio**  
**1982-1999**



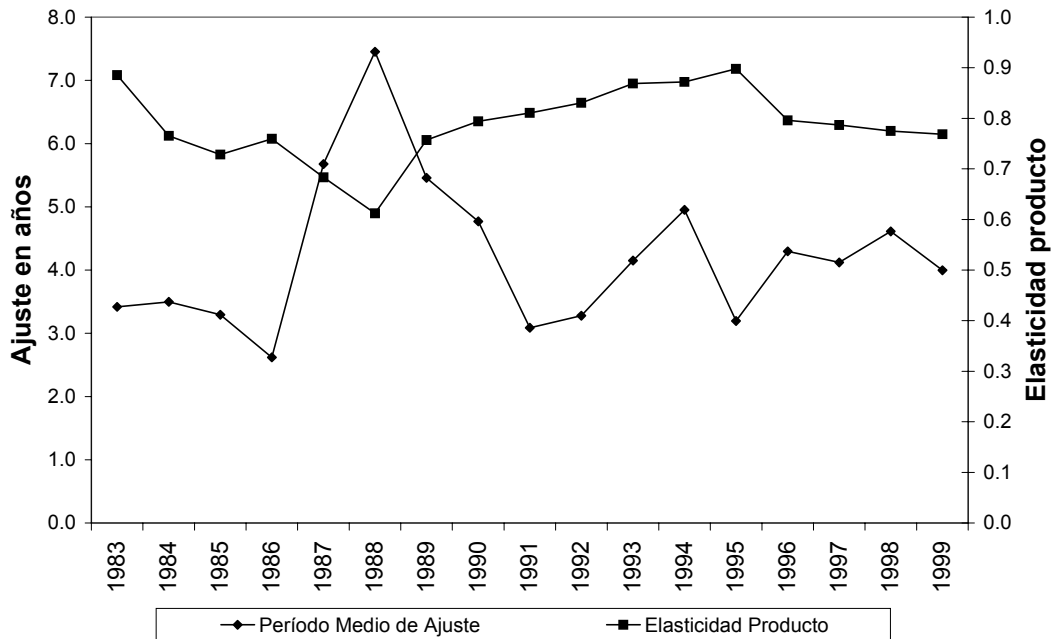
**Gráfico 2**  
**Tamaño del Establecimiento Mediano según**  
**escalas**



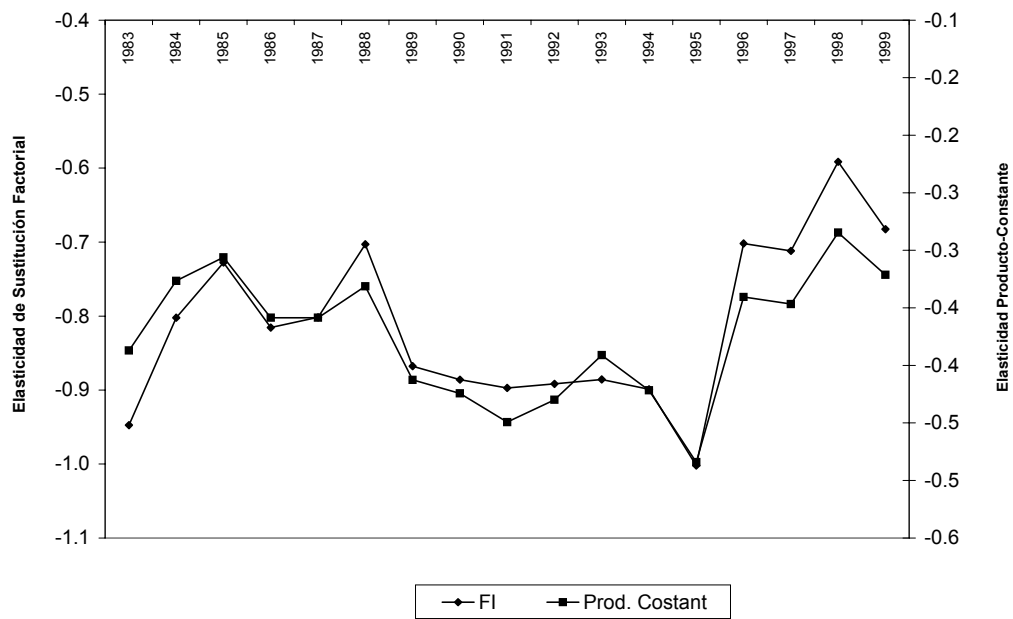
**Gráfico 3**  
**Efecto de Cambio Tecnológico**  
**Índice Empleados Promedio 1982-1999**  
**Sectores a 2 dígitos**



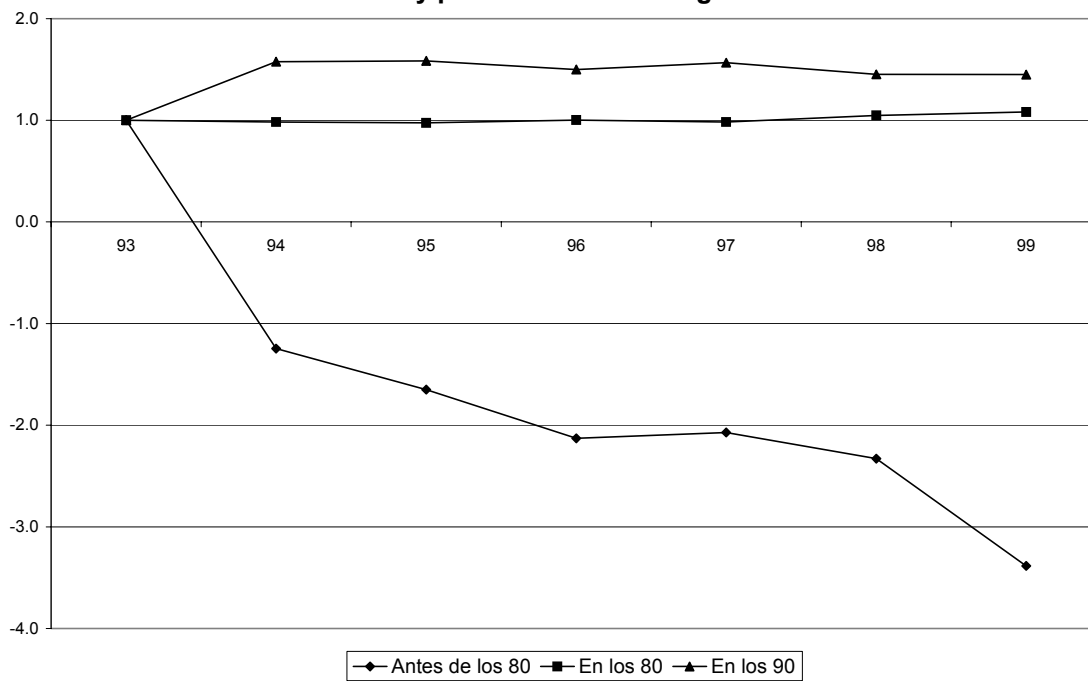
**Gráfico 4**  
**Período Medio de Ajuste y Elasticidad Producto**



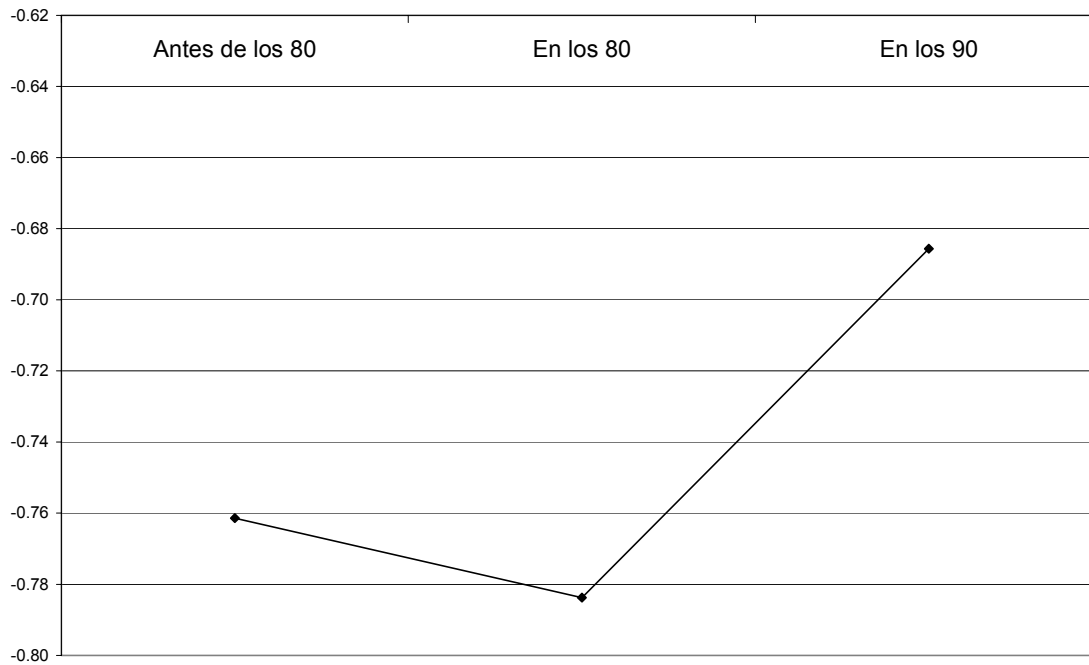
**Gráfico 5**  
**Elasticidad de Sustitución Factorial y Producto Constante**



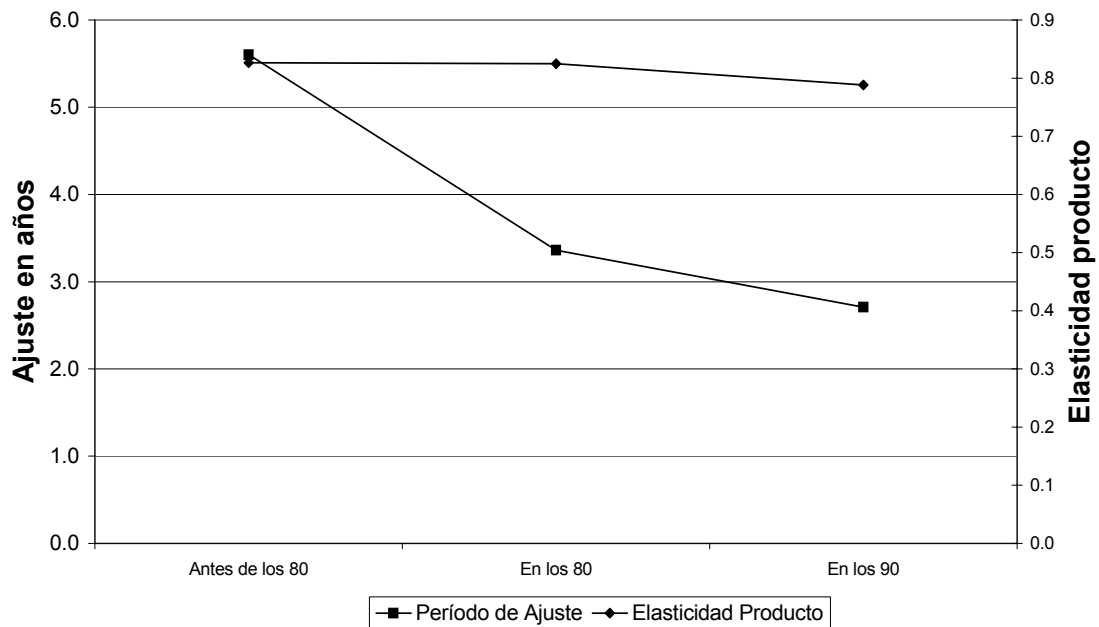
**Gráfico 6**  
**Proxy por Cambio Tecnológico**



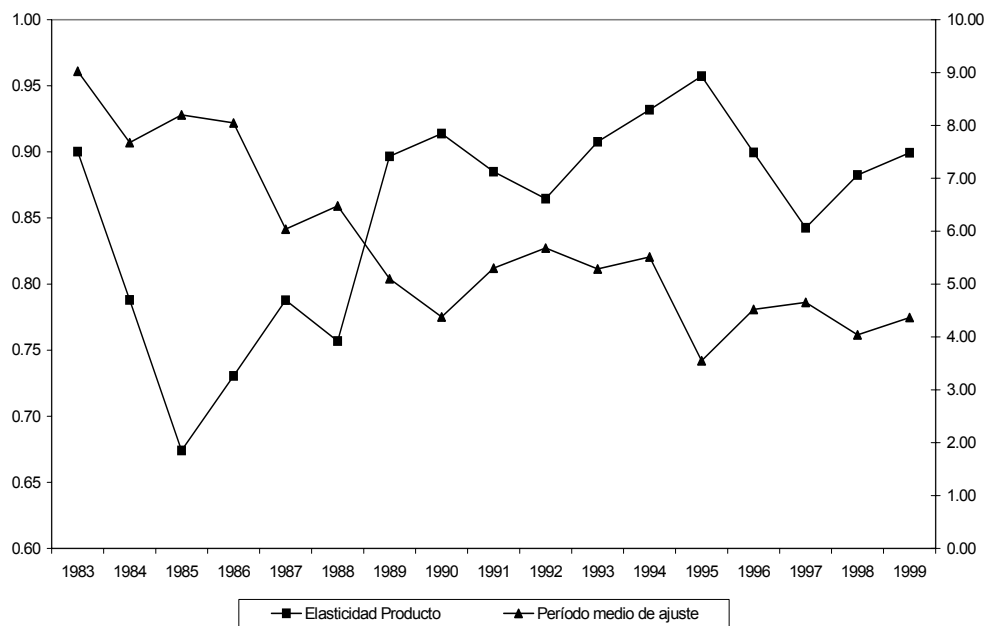
**Gráfico 7**  
**Elasticidad de Sustitución Factorial**



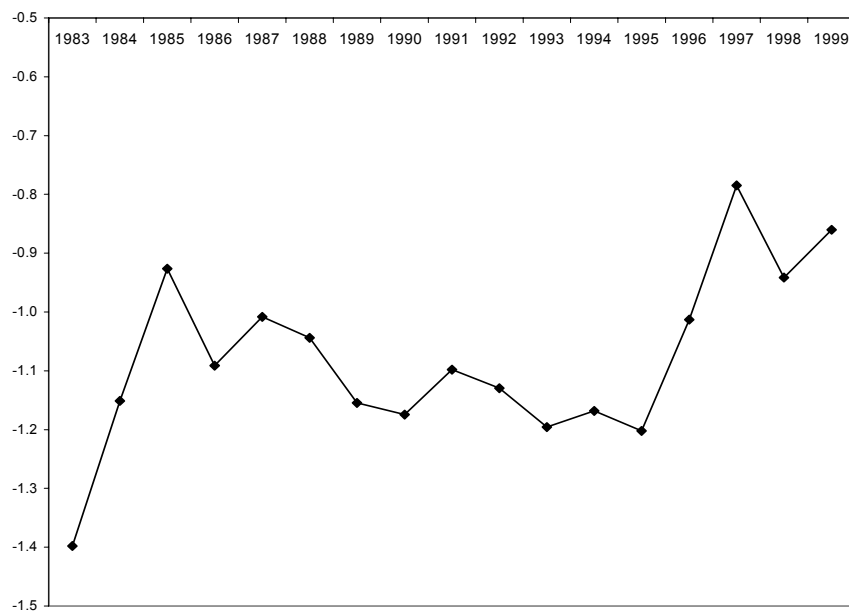
**Gráfico 8**  
**Período Medio de Ajuste y Elasticidad Producto**



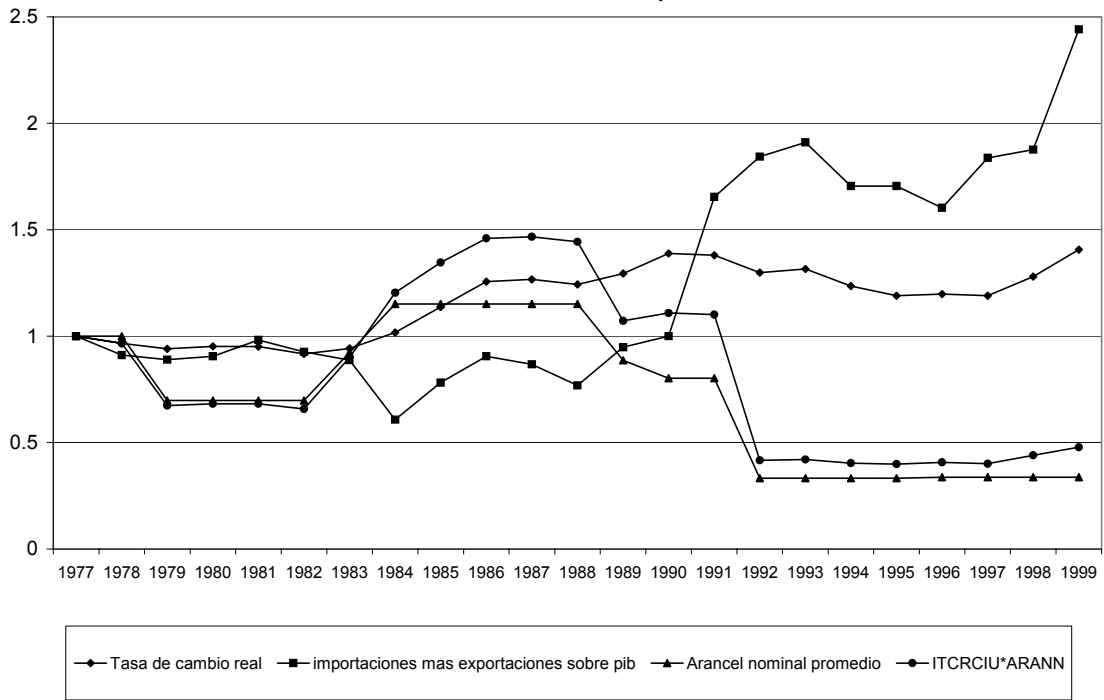
**Gráfico 9**  
**Periodo Medio de Ajuste y Elasticidad Producto**  
**Establecimientos con T=23**



**Gráfico 10**  
**Elasticidad de Sustitución Factorial**  
**Establecimientos con T=23**



**Gráfico 11**  
**Indíces de Indicadores de Apertura**





## 9 Bibliografía

- Anderson y Hsiao (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arellano y Bover (1995). "Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," *Journal of Econometrics*, 68:29-51.
- Berndt, E. y D. Wood (1979). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy," *Review of Economics and Statistics*, 57: 259-68.
- Blundell, R. and S. Bond (1998), "Initial conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics* 87:115-144.
- Cárdenas M.-Gutiérrez C.-Robinson J.A.(1997), "Demanda de trabajo, impuestos a la nómina y desempleo en Colombia", mimeo, diciembre.
- Cassoni, Adriana, Steven G. Allen, Gaston J. Labadie (1999) "Union, Labor Market Regulation, and Employment in Uruguay." Mimeo, IDB.
- Chinoy, Sajji, Pravin Krishna and Devashish Mitra (1999), "Trade Liberalization and Labor Demand Elasticities: Evidence from Turkey" mimeo, Brown University.
- Davidson, C. (1984), "Cartel Stability and Trade Policy" *Journal of International Economics* 17:219-237.
- Fajnzylber, P, and W.F. Maloney (2001a). "Comparing Labor Demand Elasticities Across Countries: Dynamic Panel Estimates for Colombia, Chile and Mexico," mimeo, World Bank, LAC PREM.
- Fajnzylber, P, and W.F. Maloney (2000b). "Labor Demand and Trade Reform in Latin America," mimeo, World Bank, LAC PREM.
- Farné S.-Nupia O.A.(1998), "Costo laboral, competitividad y empleo en Colombia," OIT-Lima, mimeo, agosto.
- Farné S. y O.A. Nupia (1999), "Que 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," *Review of Economic Studies*, 35:47-55.
- Hamermesh, D. (1993) *Labor Demand*, Princeton University Press, 1993.
- Henao M.L.-Lora E.(1995), "Comentarios a la estrategia de empleo de el Salto Social", en Lora E.-Lanzetta C.(Eds.), *El Salto Social en discusión*, Fedesarrollo y TM Editores.
- Krugman, P.(1996), *Rethinking International Trade* (Cambridge: MIT Press).
- Kuh, E. (1959). "The Validity of Cross-sectionally Estimated Behavior Equations in Time-Series Applications," *Econometrica*, 27:197-214.
- Leamer, E. (1995). "A Trade Economist's View of U.S. Wages and Globalization," in Susan Collins, ed., *Imports, Exports and the American Worker*, Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Maurice, S. and C. E. Ferguson (1973) "Factor Demand Elasticity under Monopoly and Monopsony," *Economica* 11:180-186.
- Mesa, F., y J.A. Gutiérrez (1996) "Efectos de la apertura en el mercado laboral industrial" *Planeación & Desarrollo*, Vol. XXVII (4): 13-45.

- Nickell, S. (1984). "An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom," *Review of Economic Studies*, 51:529-57.
- Núñez, J., y R. Bernal (1997) "El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo, (1976-1998)," *Ensayos de Política económica*, No. 32.
- Ocampo, J. A., F. Sanchez, y C.E. Tovar, (2000) "Cambio estructural y deterioro laboral: Colombia en la década de los noventa", *Coyuntura Económica*, Vol. 30, No.4.
- Paes de Barros, Ricardo, Carlos Henrique Corseuil and Gustavo Gonzaga (1999), "Labor Market Regulations and the Demand for Labor in Brazil. Mimeo IDB.
- Pnangariya, Arvind (1999). "Trade Openness: Consequences for the Elasticity of Demand for Labor and Wage Outcomes," University of Maryland, mimeo.
- Ramírez, J. M., y M.I. Farfán, (1999). "Empleo y Reestructuración Productiva en La Economía Colombiana en los Noventa," *Coyuntura Colombiana*, número 61.
- Roberts M.J.-Skoufias E.(1997), "The long run demand for skilled and unskilled labor in Colombian manufacturing plants", *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIX, No 2, may
- Roberts, M. J. and Tybout, J. R. (1996). Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure. New York, NY: Oxford University Press.
- Roberts, M.J. (1996), "Employment Flows and Producer Turnover" en M. J. Roberts and J.R. Tybout, eds. *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*. New York, NY: Oxford University Press.
- Roberts, M.J. Roberts (1996), "Colombia, 1977-1985: Producer turnover, margins and Trade Exposure" en M. J. Roberts and Tybout, J. R. eds. *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*. New York, NY: Oxford University Press
- Rodrik, D. (1997). *Has Globalization Gone too Far?*, Washington, D.C.: Institute for International Economics.
- Slaughter, M. J. (1997). "International Trade and Labor-Demand Elasticities," NBER Working Paper 6262.
- Sargent, T. (1978). "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, 86:1009-44.
- Symons, J. y R. Layard (1984). "Neoclassical Demand for Labor Functions for Six Major Economies," *Economic Journal*, 94:788-99.
- Vivas A.-Farné S.(1995), "Funciones de demanda de trabajo y salarios industriales: el roscón o el hueco?," *Cuadernos de Empleo*, No 2, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Vivas A.-Farné S.-Urbano D.(1998), "Estimaciones de funciones de demanda de trabajo dinámicas para la economía colombiana, 1980-1996," *Archivos de Macroeconomía*, No 92, julio.
- Wood, A. (1995). "How Trade Hurt Unskilled Workers," *Journal of Economic Perspectives* 9(3), Summer, 57-80.
- Zerda A.(1997), "Diagnostico y perspectivas del empleo industrial", octubre, mimeo