

DEMANDA LABORAL INDUSTRIAL EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI: UN ANÁLISIS ENTRE 1995 Y 2001

Maribel Castillo Caicedo*

Resumen

En el presente documento se estudia el comportamiento de la demanda laboral para el Área Metropolitana de Cali en el período 1995-2001, se utiliza la información de la Encuesta Anual Manufacturera del Dane para 17 sectores (3 dígitos CIIU), y se trabaja con un Modelo de Efectos Fijos en Datos de Panel para determinar la estructura de la demanda laboral en términos de la elasticidad empleo-salario y empleo producto. La estimación del modelo muestra que la estructura de la demanda laboral está muy acorde con la teoría con una elasticidad empleo-salario negativa y una elasticidad empleo-producto positiva.

Palabras claves: Demanda laboral, elasticidad, modelos de datos de panel, industria.

Clasificación JEL: J23, J21, L11, C23

* Docente e integrante del grupo de investigación de Economía Laboral y Sociología del Trabajo, y estudiante de la Maestría en Economía Aplicada. El grupo de investigación está adscrito al Cidse de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas de la Universidad del Valle. Este documento es producto de un proyecto presentado al departamento de Economía de la Universidad del Valle. Agradezco los comentarios de los profesores José Ignacio Uribe, Carlos Humberto Ortiz, Carlos Augusto Viáfara, Javier Andrés Castro y Gustavo Adolfo García a versiones preliminares de este documento.

Castillo Caicedo, Maribel. Demanda laboral industrial en el área metropolitana de Cali: un análisis entre 1995 y 2001. Documento de Trabajo no. 89. CIDSE, Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica, Universidad del Valle, Cali: Colombia. Marzo. 2006

1. INTRODUCCIÓN

Durante la década de los noventa las economías Colombiana y del Área Metropolitana de Cali sufrieron diferentes cambios relacionados principalmente con el mercado laboral, entre ellos se encuentran un paquete de reformas estructurales tendientes a liberalizar la economía, reformar la seguridad social y flexibilizar las relaciones laborales, entre otros; a su vez se presentaron variaciones en la tasa de desempleo, alcanzando el menor valor en 1994, y el mayor al final de la misma, todos estos acontecimientos podrían haber generado un impacto en la demanda de trabajo asalariado, consistente en un cambio estructural en el valor de las elasticidades empleo-salario y empleo-producto.

El objetivo de este artículo es identificar los determinantes estructurales de la demanda de trabajo en el Área Metropolitana de Cali en el periodo 1995-2001. Se trabajará con la Encuesta Anual Manufacturera (EAM en adelante), la cual sólo tiene información del sector industrial (17 sectores, 3 dígitos CIIU (clasificación industrial internacional uniforme)). Con esta información se estimará un Modelo de Efectos Fijos en Datos de Panel para determinar que la elasticidad empleo-salario es negativa y que la elasticidad empleo-producto es positiva como lo indica la teoría (Hamermesh, 1996), además se usa éste tipo de modelo para captar el nivel de empleo autónomo en cada sector de la economía. Se deja abierta la posibilidad para un documento futuro de trabajar con la variable costo de uso del capital para determinar la elasticidad cruzada entre trabajo y capital, ya se hizo una estimación utilizando la tasa de interés de colocación como precio del capital pero arrojó valores no significativos.

Este documento está compuesto primero por la introducción, en una segunda sección se presenta un breve resumen de la teoría sobre la demanda laboral (con un insumo y con dos insumos), en la tercera sección se muestra un resumen de la revisión de la literatura tanto internacional como para Colombia, la cuarta sección es una breve descripción del mercado laboral de Colombia y del Área Metropolitana de Cali en el período 1995-2001, la quinta sección muestra la metodología y el análisis econométrico, la sexta y la séptima sección muestran las conclusiones y las referencias bibliográficas respectivamente, y finalmente el anexo.

2. TEORÍA DE LA DEMANDA DE TRABAJO

La demanda de trabajo puede definirse como todas aquellas decisiones que el empresario puede tomar respecto a sus trabajadores -la contratación, los salarios, las compensaciones, los ascensos y el entrenamiento- (Hamermesh, 1996). En términos microeconómicos se puede definir la demanda laboral como los diferentes principios a través de los cuales los empresarios toman este tipo de decisiones. Ya en términos macroeconómicos la teoría de la demanda laboral explica la cantidad de trabajadores que demandan las empresas, el tipo de trabajadores que éstas requieren y los salarios que ellas están dispuestas a pagar a estos trabajadores.

Un aspecto característico de la demanda de trabajo es que es una demanda derivada: “depende o se deriva del producto o servicio que contribuye a producir o suministrar” (McConnel y Brue, 1997 pág 113). En síntesis, la demanda de trabajo está sujeta, cuando menos, a tres medidas de elasticidad que explican su comportamiento frente a tres variables importantes que la determinan: su precio (elasticidad empleo-salario), el precio de otros factores (elasticidad cruzada) y el nivel de producción (elasticidad empleo-producto).

Lo que se pretende hacer a continuación es encontrar la utilidad de la teoría en la determinación empírica de los principales parámetros que establecen las elasticidades mencionadas. Cabe aclarar que las contrastaciones empíricas realizadas distan mucho de las que se hacen para el caso de la oferta laboral, debido al tipo de información existente sobre las firmas, para el caso de Colombia actualmente se realizan estimaciones con la EAM y la MMM (Muestra Mensual Manufacturera) que realiza el DANE, aún así la información es muy agregada y no se capta de manera clara el comportamiento de cada sector.

2.1 LA DEMANDA DE TRABAJO CON UN SOLO INSUMO

En primer lugar se supone que el proceso productivo se desarrolla con un solo factor: el trabajo, con el fin de determinar las propiedades de la demanda laboral. Una de tales propiedades es que, para una firma perfectamente competitiva, la curva que describe la demanda laboral frente a cambios en el salario es más inclinada cuanto más inelástica sea la demanda por el producto que vende la empresa en el mercado.

Para llegar a esta conclusión, se parte de una situación donde la función de producción de la empresa competitiva en el corto plazo implica que todos los demás insumos del proceso permanecen constantes (Hamermesh, 1996), la siguiente demostración se basa en el mismo autor.

La función de producción, $\phi(L)$, enfrenta rendimientos decrecientes, donde su primera derivada, $\phi'(L)$, el producto marginal, es positiva, pero, su segunda derivada, $\phi''(L)$, es negativa. Asumiendo que la firma es competitiva en todos los mercados, ésta maximiza sus utilidades según la función $\pi = P\phi(L) - WL$, lo cual es posible dada la condición:

$$\phi'(L^*) - w = 0 \tag{1}$$

Dónde $w = W/P$ es el salario real y L^* es la demanda de trabajo que maximiza las utilidades. La condición (1) muestra que la firma maximizadora de utilidades fija el valor del producto marginal igual que el salario real, donde el máximo de utilidades se alcanza cuando los rendimientos son decrecientes. La condición (1) también indica otras dos consideraciones interesantes. De una parte, que para la empresa competitiva en el mercado de productos, la maximización de utilidades es posible al considerar únicamente el precio real de los factores de producción. De otra, que la curva de demanda de trabajo tiene pendiente negativa; en efecto, al diferenciar y reorganizar términos en la condición (1) se tiene que:

$$\frac{dL^*}{dw} = \frac{1}{\phi''(L^*)} < 0 \quad (2)$$

Así mismo, entre más rápido decrezcan los rendimientos, más inclinada será la pendiente de la demanda de trabajo. Como se observa en el denominador del lado derecho de (2), entre más alto sea el valor de la segunda derivada de $\phi(L^*)$, los rendimientos marginales decrecen más deprisa y, en consecuencia, la pendiente de la demanda de trabajo se hará más inclinada, es decir, más inelástica.

Otra forma de demostrar que la pendiente de la curva de demanda es negativa es a partir del principio que la derivada parcial $\partial L/\partial w < 0$. Sobre la base de que los rendimientos marginales del trabajo son decrecientes, una reducción de w debe estar acompañada de la contratación de más trabajo para preservar la condición (1), esto es que $\phi'(L^*) = w$. Para la maximización de los beneficios, el diferencial total de la condición (1) es:

$$dw = \phi''(L^*) \frac{\partial L}{\partial w} dw \quad (3)$$

es decir,

$$1 = \phi''(L^*) \frac{\partial L}{\partial w} \quad (3a)$$

reorganizando se tiene:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = \frac{1}{\phi''(L^*)} \quad (3b)$$

Sabiendo que la maximización del beneficio se da bajo rendimientos decrecientes ($\phi''(L^*) < 0$), se da el siguiente resultado:

$$\frac{\partial L}{\partial w} < 0 \quad (3c)$$

lo que significa que, *ceteris paribus*, una disminución del salario real w hará que se contrate más trabajo. Así queda demostrada la Ley de la demanda de trabajo.

En consecuencia, la función maximizadora de utilidades, para el empresario imperfectamente competitivo, se convierte en $\pi = p(\phi(L)) * \phi(L) - WL$ la cual asume que la variable precio, P, decrece a medida que aumenta la producción. Así, la demanda de trabajo maximizadora de utilidades se transforma en $P'(\phi(L^*)) \phi'(L^*) \phi(L^*) + P \phi'(L^*) - W = 0$ que, al multiplicar el primer término por P/P y teniendo presente la definición de elasticidad, conduce a reformular la condición (1) como

$$\phi'(L^*) \left[1 - \frac{1}{\eta} \right] = \frac{W}{P} \quad (4)$$

Donde $\eta \geq 0$ representa el valor absoluto de la elasticidad precio de la demanda del producto. De este modo, la condición maximizadora de utilidades para la demanda de trabajo del productor imperfectamente competitivo establece que se deben contratar trabajadores hasta un nivel de empleo L^* tal que el ingreso marginal de producción sea igual al salario. Así, la curva del ingreso de producción marginal resulta ser la curva de demanda de trabajo de la firma (perfecta o imperfectamente competitiva) dado que, a todas las combinaciones de ingreso de producción marginal, se estaría cumpliendo la condición de que el salario real es igual al ingreso de producción marginal.

2.2 LA DEMANDA DE TRABAJO CON DOS INSUMOS

Siguiendo el análisis de Hamermesh (1996), dos conclusiones básicas surgen del análisis con un solo factor: primero, las curvas de demanda de trabajo tienen pendiente negativa, y, segundo la elasticidad precio del producto afecta la elasticidad empleo-producto de la demanda de trabajo. A continuación se plantea un modelo de demanda laboral con dos factores: trabajo y capital.

Como punto de partida, se supone una la función de producción lineal homogénea F que depende de dos factores y exhibe rendimientos constantes a escala:

$$Y = F(L, K), F_i > 0, F_{ii} < 0, F_{ij} > 0 \quad (5)$$

donde Y representa la producción y K son los servicios homogéneos de capital. Por ahora, se asume que la función maximizadora de utilidades de la firma es

$$\pi = F(L, K) - wL - rK \quad (6)$$

donde r es el precio exógeno de los servicios de capital, asumiendo que el precio del producto que se vende en un mercado competitivo es igual a uno. De esta forma, la empresa competitiva demanda cada uno de los factores hasta el punto donde el precio unitario de los mismos es igual a su producto marginal correspondiente

$$\frac{F_L}{F_K} = \frac{w}{r} \quad (6.a)$$

de manera que la relación marginal de sustitución técnica o pendiente de la isocuanta igual a la razón del precio de los factores.

Según Allen (1938 –citado por Hamermesh, 1996), la elasticidad de sustitución de servicios de capital y trabajo se define como el efecto del cambio relativo en el precio de los factores sobre la cantidad utilizada de los mismos, manteniendo el nivel de producción constante.

En consecuencia, para el caso de una función lineal de producción homogénea, la elasticidad de sustitución de trabajo y capital se define como

$$\sigma = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(w/r)} = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(F_L/F_K)} = \frac{F_L F_K}{Y F_{LK}} \quad (7)$$

donde, por definición, la elasticidad de sustitución $\sigma > 0$, dado que el trabajo y el capital son sustitutos. Según lo anterior la elasticidad precio de la demanda de trabajo, con producción y costo del capital constante, está dada por la siguiente expresión:

$$\eta_{LL} = -[1 - s]\sigma < 0 \quad (8)$$

donde s es la participación de las remuneraciones laborales en el ingreso total de la firma. η_{LL} tenderá a ser más cercana a cero entre más grande sea s , es decir más elástica, dado un nivel de tecnología σ . Así, la expresión (8) refleja otra de las leyes Marshallianas de la demanda derivada de trabajo: a medida que las posibilidades de sustitución del trabajo por otros factores son mayores, la demanda de trabajo es más elástica.

A su turno, la elasticidad cruzada de la demanda por trabajo, que se define como el cambio porcentual de la demanda de trabajo frente a un cambio relativo en el precio del capital, está dada por la siguiente expresión:

$$\eta_{LK} = [1 - s]\sigma > 0 \quad (8.a)$$

Al señalar que $\eta_{LK} > 0$, queda implícito que el trabajo y el capital son sustitutos. Las elasticidades η_{LL} y η_{LK} reflejan un elemento crucial para el análisis de muchos estudios empíricos y que quedaba por fuera del análisis de la demanda de trabajo con un solo factor: los efectos de sustitución entre trabajo y capital.

Ahora bien, para obtener las elasticidades totales de la demanda de trabajo, es necesario incorporar el efecto producción. El efecto producción se define como el producto entre la

participación del factor y la elasticidad precio del producto. En consecuencia, η_{LL} y η_{LK} se redefinen como

$$\eta'_{LL} = -[1 - s]\sigma - s\eta \quad (8')$$

$$\eta'_{LK} = [1 - s]\sigma[\sigma - \eta] \quad (8.a')$$

donde el término $s\eta$ en la ecuación (8.a') denota la segunda ley Marshalliana de la demanda derivada, según la cual la demanda de trabajo es más inelástica entre más inelástica sea la demanda del producto para el cual el trabajo es contratado. De hecho, la ecuación (8.a') representa la "ley fundamental de la demanda de un factor productivo" dado que ésta divide la elasticidad de la demanda de trabajo entre sus efectos sustitución y producción.

Las elasticidades (8') y (8.a') son relevantes para el estudio de empresas competitivas que están en capacidad de expandirse o contraerse frente a cambios en el salario real. En contraste, si la empresa típica del mercado enfrenta restricciones en la expansión de su oferta de producto, o si se trata de estudiar el caso de un conjunto de sectores económicos en una economía cerrada operando en pleno empleo, las elasticidades (8) y (8.a) resultan ser las más apropiadas.

A continuación se muestran algunos de los estudios sobre la demanda de trabajo en los que se hace uso de ésta teoría para hallar los parámetros de interés.

3. ESTADO DEL ARTE

3.1 INTERNACIONAL

Con base en la literatura internacional Hamermesh podría considerarse como uno de los autores más importantes, debido a que no se limita a hacer una amplia revisión de trabajos empíricos, sino que también hace aportes a la teoría económica laboral, partiendo de que el estudio de la demanda laboral es el "patito feo" de las investigaciones del mercado laboral, debido a la poca información existente para hacer contrastaciones ó al auge de las encuestas de hogares y los censos que permitió un mayor desarrollo de estudios relacionados con la oferta laboral.

Teniendo en cuenta la revisión realizada por este autor en mas de cien estudios, concluye que la evidencia empírica sobre la demanda de trabajo apunta hacia las siguientes conclusiones: el valor absoluto de la elasticidad empleo-salario para el trabajo homogéneo, tanto en el nivel de la firma típica como en el agregado de la economía, oscila en el largo plazo en un rango que va desde 0.15 hasta 0.75; un valor típico de -0.3 resulta un "buen estimativo". El trabajo y la energía son insumos sustitutos, el capital y los trabajadores calificados son complementarios, el cambio tecnológico es complementario con la demanda de trabajadores calificados, la elasticidad empleo-salario decrece con el nivel de habilidad del trabajo, las elasticidades de complementariedad de otros grupos de trabajadores

respecto a los trabajadores inmigrantes son bastante bajas tanto trabajadores como horas contratadas son sustitutos del capital (Hamermesh, 1996).

Hamermesh (2003) revisa algunos estudios sobre la demanda de trabajo en siete países latinoamericanos, incluido Colombia. En todos los estudios se efectúan estimaciones del logaritmo del empleo en función del salario, la producción y, excepto en el caso de Barbados, el valor rezagado del empleo. De dicha revisión se reafirma que -0.3 resulta ser un buen indicativo del valor de la elasticidad empleo-salario, según lo mencionado por Hamermesh (1996) (véase Cuadro 1).

El estudio de Maloney y Fajnzylber (2002) para los obreros en la industria colombiana registra un valor absoluto superior a 1, esto indica que en tal especificación falla las pruebas de correlación serial de segundo orden. En consecuencia y aunque Hamermesh (2003) no lo advierte en forma explícita, dicho estimativo de elasticidad empleo-salario resulta poco confiable.

Los trabajos de Hamermesh (2003) y Maloney y Fajnzylber (2002) alertan sobre el peligro de asumir la elasticidad empleo-salario como un indicador de la flexibilidad o el grado de regulaciones que tiene un mercado de trabajo. Como lo muestran los resultados arriba, es evidente que aunque Chile cuenta con una legislación laboral más flexible que Colombia, su demanda de trabajadores resulta ser mucho menos elástica frente a las variaciones del salario real. Dos factores hacen difíciles este tipo de comparaciones. Por una parte, las elasticidades difieren sustancialmente entre diferentes actividades económicas. Por otra, alguna investigación preliminar sugiere variaciones sustanciales en la elasticidad empleo-salario a lo largo del ciclo económico (Fajnzylber y Maloney, 2002).

Cuadro 1: Estimativos de la elasticidad empleo-salario de la demanda de trabajo en Latinoamérica y el Caribe (países seleccionados)

<i>País</i>	<i>Autor</i>	<i>Tipo de datos</i>	<i>Periodicidad</i>	<i>Período evaluado</i>	<i>Elasticidad estimada</i>	
Barbados	Downes et al (2000)	Agregados	Anual	1970-1996	-0.17	
Brasil	Paes de Barros y Corseuil (2000)	Establecimientos	Mensual	1986-1997	-0.40	
					Obreros	Empleados
Chile	Fajnzylber y Maloney (2002)	Firmas	Anual	1981-1986	-0.32	-0.48
Colombia		Firmas	Anual	1980-1991	-1.37	-0.59
México		Firmas	Anual	1986-1990	-0.42	-0.44
Perú	Saavedra y Torero (2000)	Sectores	Trimestral	1987-1997	-0.19	
Uruguay	Cassoni et al (1999)	Industrias a dos dígitos	Trimestral	1975-1984	-0.69	-0.22

Adaptado de Hamermesh (2003)

3.2 EL CASO COLOMBIANO

Teniendo en cuenta las diferentes investigaciones sobre la demanda laboral en Colombia se encuentran diferentes grupos, según el tipo de estudio usado por cada uno de ellos y el tipo de encuesta utilizada. El primer grupo de investigaciones esta formado por trabajos que concentran su atención en la demanda de trabajo en la industria, utilizando la metodología que se pretende usar en este trabajo que es la de datos de panel. La industria colombiana a diferencia de otros sectores se analiza a través de dos encuestas realizadas por el DANE: la EAM y la MMM como se mencionó anteriormente. Otras actividades económicas no son monitoreadas de esta forma, lo cual hace prácticamente imposible la construcción de índices de costos laborales y el trabajo con datos tipo panel. Esto explica en parte por qué la mayoría de trabajos sobre la demanda laboral para el caso colombiano se concentran exclusivamente en la industria.

Un primer trabajo en este grupo es el de Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998) donde los autores calculan elasticidades de la demanda de trabajo en la industria frente al costo laboral y el producto, utilizan dos conjuntos de datos, uno de 2.570 empresas para el período 1978-1991 y otro de 91 sectores manufactureros para el período 1978-1995, usando la metodología de datos de panel. Ambos paneles fueron contruidos a partir de la EAM. Esta investigación se concentra en encontrar las elasticidades a través de la forma generalizada Leontief para el primer periodo 1978-1991, utilizan variables instrumentales que son los valores rezagados del empleo, las tasas contemporáneas del consumo del

gobierno, el stock de capital y los precios de los bienes intermedios. Los resultados muestran una elasticidad empleo salario de -0.05 y -2.27 en el corto y largo plazo respectivamente, una elasticidad cruzada del empleo con respecto al precio de otros factores de 1.36 mostrando con esto que el empleo es un bien sustituto de otros bienes intermedios y finalmente muestran una elasticidad empleo producto de 0.24 para el segundo periodo, los resultados del panel muestran una elasticidad empleo salario de largo plazo de -1.43, una elasticidad cruzada con respecto a otros bienes intermedios de -1.2, que contrario a lo anterior muestra la complementariedad de dichos bienes con el empleo y finalmente una elasticidad empleo producto de 1.05.

El Segundo de los trabajos que cumple con las características anteriores es el de Roberts y Skoufias (1997), que elaboran estimaciones de largo plazo de la demanda por trabajo calificado y no calificado en la industria para el período 1981-1987, con datos de la EAM al igual que Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998). Estos incluyen variables proxy para el costo de la tecnología y del stock del capital, así como variables dummies sectoriales y regionales. Los autores emplean como estimadores tanto variables instrumentales como rezagos, para corregir la posible correlación en los errores generada por la heterogeneidad o la medición. Los resultados muestran que la elasticidad empleo salario del trabajo no calificado es mayor que aquella del trabajo calificado siendo estas últimas del orden de -0.650 y -0.423 respectivamente. Por sectores industriales los autores encontraron que la elasticidad empleo salario es mayor para 14 de un total de 17 sectores. En contraste, la elasticidad empleo producto resulta mayor para el trabajo calificado frente al no calificado, siendo estas de 0.894 y 0.76 respectivamente. La elasticidad empleo producto del trabajo calificado es mayor que la del no calificado en 16 de 17 sectores industriales analizados.

El tercer trabajo elaborado por Maloney y Fanjzylver (2002) se clasifica dentro del grupo de análisis de datos de panel y es el que está incluido en la revisión de literatura elaborada por Hamermesh (2003) para algunos países latinoamericanos y que se comenta en la sección 3 de este documento.

Finalmente el grupo termina con el trabajo de Arango y Rojas (2003) en el cual se realiza una estimación de un modelo dinámico de demanda de trabajo en la industria con base en datos tipo panel de establecimientos construido a partir de la EAM para el período 1977-1999. Los resultados de este trabajo muestran que en la década de los 90, y debido a los diferentes cambios estructurales de la economía mencionados anteriormente, las firmas registraron aumentos importantes en la velocidad de ajuste y la elasticidad de sustitución factorial. Los autores reconocen que los datos existentes para la industria en Colombia solo permiten estimar las elasticidades de sustitución empleo-salario y empleo-producto, sin capturar el efecto producción. Utilizan una metodología similar a la de Maloney y Fanjzylver (2002), las elasticidades empleo salario y empleo producto que encuentran son -0.33 y 0.8, respectivamente, con una elasticidad de sustitución factorial de 0.7.

Un segundo grupo que utiliza además de la EAM la MMM es el grupo de Henao y Lora (1995), Zerda (1997), y Cárdenas; Bernal y Gutiérrez (1998) quienes emplean la metodología de ajuste parcial. Estos utilizan modelos de corto plazo en diferencias para

identificar el valor de las elasticidades empleo-producto y empleo-salario para períodos distintos. El primer estudio de este grupo es el de Henao y Lora (1995) para el periodo 1980-1989 y 1990-1994. En este encuentran que la elasticidad empleo-salario en la industria pasa de -0.129 a -0.49, al tiempo que la elasticidad empleo-producto aumenta de 0.099 a 0.218. Por su parte Zerda (1997), además de hacer algo similar a lo de los trabajos anteriores incluye la tasa de crecimiento del precio del capital. Este utiliza la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE, la cual es más completa que la MMM ya que incorpora un conjunto de variables adicionales, las elasticidades empleo producto y empleo salario encontradas para el período 1974-1996 fueron de 0.026 y -0.552 respectivamente.

Por esta línea Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998) realizan el estudio por personal calificado y no calificado, a partir de la forma generalizada de Leontief, para las siete áreas metropolitanas de Colombia. En el caso del trabajo no calificado, la demanda laboral se torna mas elástica pasando de -0.461 en el período 1986-1991 a -0.515 en el período 1992-1996. Mientras el trabajo calificado, se comporta de manera contraria con una elasticidad empleo salario que pasa de -0.507 a -0.445 en el mismo periodo. Estos incorporan una variable dummy al modelo para concluir que la reforma laboral de los 90 (ley 50) no provocó cambios estructurales en las elasticidades empleo producto y salario de la demanda laboral.

El tercero y último grupo de investigaciones sobre la demanda laboral, es el que esta formado por trabajos que utilizan datos tipo longitudinal para estimar las elasticidades de largo plazo, utilizan el método de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC en adelante). Estos trabajos realizan estimaciones para otro tipo de sectores como el comercio, la construcción, el transporte, entre otros. Las series estadísticas de empleo y costos laborales son construidas a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) del DANE. Pero hay que tener en cuenta que la Encuesta presenta problemas metodológicos tales como la subvaloración de los ingresos declarados, en particular, entre los estratos más solventes, y la codificación de los mismos. Además que el reporte de ingresos de la encuesta hace referencia al monto que recibe el trabajador y no incluye los costos laborales (impuestos parafiscales, cotizaciones de salud y pensión, riesgos profesionales, entre otros), lo cual obliga a efectuar un ajuste a las cifras de la encuesta.

En este último grupo se encuentran tres trabajos Vivas, Farné y Urbano (1998), Farné y Nupía (1999), e Isaza y Carvajalino (2003). En el trabajo de Vivas, Farné y Urbano (1998) se realizan estimaciones con base en la ENH, a su vez calculan coeficientes de elasticidad para la industria, a partir de la EAM y la MMM. Los resultados que encuentran según la EAM, son una elasticidad empleo salario de -0.715 y una elasticidad empleo producto de 1.101, para el período 1984-1996. Seguidamente involucran en la especificación econométrica una variable dummy para el periodo de apertura (1991 en adelante), a su vez encuentran valores menores en las elasticidades y concluyen que dado que la dummy dio significativa, la presencia de un cambio estructural en la demanda de trabajo industrial, antes y después de las reformas estructurales ocurridas al inicio de los noventa. Los autores llegan a que hay cointegración sólo en la serie del sector comercio. Encuentran resultados similares a los que se presentaron en la industria, para el resto de actividades (construcción,

transporte, servicios financieros, servicios del gobierno, energía gas y agua, y servicios comunales) las pruebas de Johansen no permiten encontrar vectores de cointegración, lo cual impide la estimación de los VEC.

El segundo trabajo es el de Farné y Nupía (1999), donde éstos realizan un estudio para la OIT (Organización Internacional del Trabajo), en el que calculan funciones de demanda de trabajo por sectores económicos y nivel de calificación de la fuerza laboral. Las estimaciones para la industria las elaboran a partir de la ENH y la MMM para el período 1984-1997. Para el primer caso, los autores encuentran elasticidades de largo plazo del empleo frente al salario y el producto de -0.08 y 1.07, respectivamente. Para el segundo, en donde la especificación incluye el costo del capital, encuentran una elasticidad empleo salario de -0.38 y una elasticidad empleo producto de 0.26. Con base en la ENH, el estudio muestra que, en general, la elasticidad empleo salario del trabajo no calificado resulta mayor frente al trabajo calificado en todos los sectores económicos estudiados. También encuentran que, en general, el empleo calificado no responde en el largo plazo a las variaciones en su precio. Los valores encontrados para la elasticidad empleo salario oscilan entre -0.22 y -0.65 para el empleo total y entre -0.16 y -0.72, para el empleo no calificado. Al igual que en el trabajo de Isaza y Carvajalino (2003) las elasticidades empleo-costo laboral encontradas en este trabajo resultaron ser más altas en la industria y el comercio. Con relación a la elasticidad empleo producto, los autores encuentran que, en la mayoría de los sectores, los valores están por encima de 1.

Los resultados de los trabajos revisados para la demanda de trabajo en el caso colombiano se resumen en el cuadro 2:

Cuadro 2: Estimativos de las elasticidades de la demanda de trabajo para Colombia

Autor	Sectores	Período	Metodología	Fuente	Empleo	Elasticidades			
						Empleo-costo laboral		Empleo-producto	
						Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo
Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998)	Industria	1978-1991	Panel	EAM	Total	-2,270		-0,050	
		1976-1994			Panel	EAM	Total	-1,430	
Roberts y Skoufias (1997)	Industria	1981-1997	Panel	EAM	Calificado	-0,423		0,894	
					No calif.	-0,650		0,755	
Maloney y Fanjzylver (2002)	Industria	1980-1991	Panel	EAM	Obreros	-1,373		0,906	
					Empleados	-0,593		0,957	
Arango y Rojas (2003)	Industria	1977-1999	Panel	EAM	Total	-0,330		0,800	
Henao y Lora (1995)	Industria	1980-1989	Ajuste parcial	MMM	Total		-0,129		0,099
		1990-1994	Ajuste parcial		Total		-0,049		0,218
Zerda (1997)	Industria	1974-1994	Ajuste parcial	EAM	Total		-0,552		0,026
Cárdenas, Bernal y Gutiérrez (1998)	Secundario y terciario urbano (7 áreas)	1986-1991	Ajuste parcial	ENH	Calificado	-0,507		1,714	
					No calif.	-0,461		0,975	
		1992-1996	Ajuste parcial	MMM	Calificado	-0,445		1,839	
					No calif.	-0,515		0,966	
Vivas, Farné y Urbano (1998)	Industria	1984-1996	Cointegración	EAM	Total	-0,715	-0,380	1,101	1,330
	Industria Comercio Construcción Financiero Transporte Servicios Gobierno Ser. Pub			ENH	Total	-0,150		1,160	
				ENH	Total	-0,373		0,707	
				ENH	Total		-0,230		0,480
				ENH	Total		-0,200		0,250
				ENH	Total		-0,130		0,130
				ENH	Total		-0,100		0,160
				ENH	Total		-0,290		0,240
				ENH	Total		-0,270		0,620
Farné y Nupía (1999)	Industria	1984-1997	Cointegración	MMM	Total	-0,380		0,260	
				ENH	Total	-0,080		1,070	
				No calif.		-0,160		0,960	
	Servicios			ENH	Total	-0,230		0,880	
				No calif.		-0,360		0,630	
				ENH	Total	-0,220		1,370	
	Transporte			ENH	Calificado	-0,320		1,780	
				No calif.		-0,270		1,470	
				ENH	Total	-0,650		1,580	
	Comercio			ENH	No calif.	-0,720		1,610	
				ENH	Total	0,050		1,440	
				No calif.		-0,620		1,570	

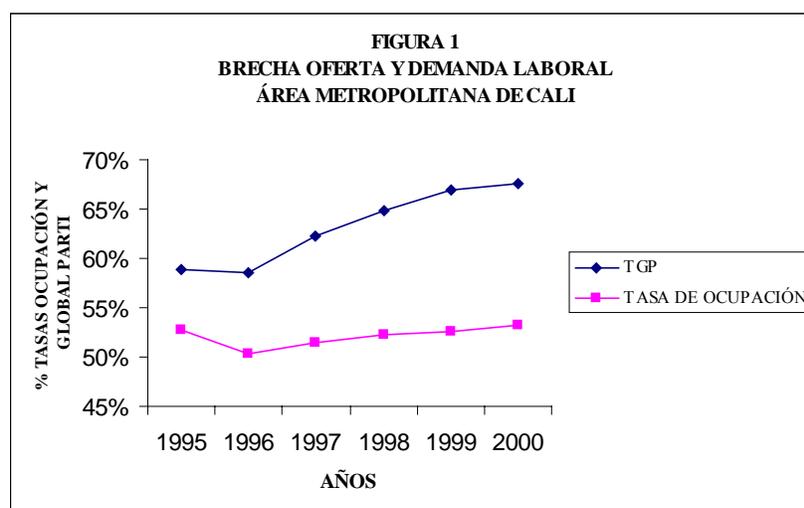
Adaptado de Isaza y Carvajalino (2003)

Como el objetivo del presente trabajo se centra en determinar la estructura de la demanda laboral para el Área Metropolitana de Cali lo que se hace a continuación es presentar a manera de resumen como fue el comportamiento del mercado laboral colombiano y del Área Metropolitana de Cali en el período de interés.

4. UNA BREVE DESCRIPCIÓN DEL MERCADO LABORAL DE COLOMBIA Y DEL ÁREA METROPOLITANA DE CALI EN EL PERÍODO 1995-2001

Es conocido que las Encuestas de Hogares son utilizadas como fuentes de información para realizar estudios en el campo laboral, de la misma forma las Encuestas de Calidad de Vida, y en menor medida los Censos Poblacionales. Todos estos recursos han sido usados para hacer análisis referentes a la oferta laboral. Uno de los aspectos que, de hecho, dificultan la realización de estudios empíricos sobre la demanda laboral radica en que no se cuenta, por lo menos en el caso de Colombia y algunos países latinoamericanos, con índices de población ocupada y costos laborales para las diferentes ramas de actividad económica. Dado lo anterior los estudios del mercado laboral del Área Metropolitana de Cali y de Colombia en general han sido abordados principalmente por el lado de la oferta laboral.

Algunos autores han intentado aproximarse al comportamiento de la demanda laboral mostrando la relación entre la tasa de ocupación (Proxy de la demanda) y la tasa global de participación (Proxy de la oferta) este es el caso del trabajo realizado por Urrea y Ortiz (1999). Aún así esta aproximación al comportamiento de la demanda laboral deja de lado la participación de los sectores económicos en la generación de empleo (figura 1).



Fuente: ENH DANE 1995-2001

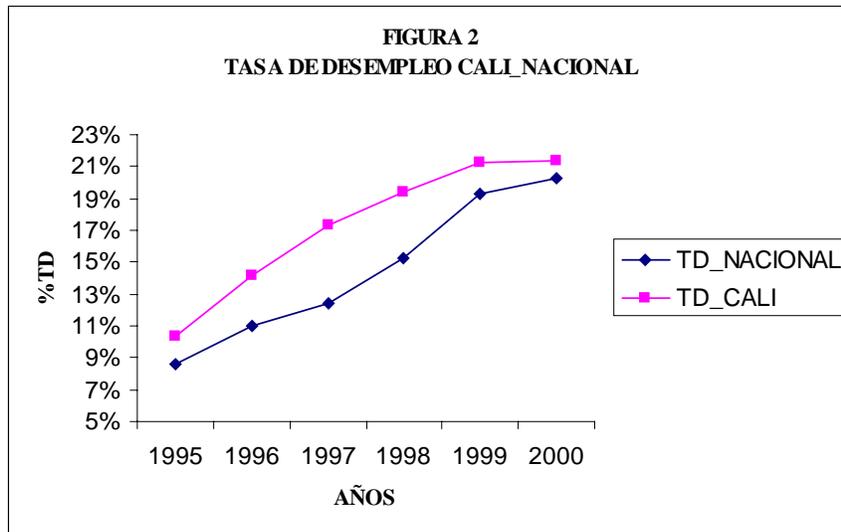
Lo anterior refleja que dados los problemas de información, el estudio de la demanda laboral (utilizando la tasa de ocupación como Proxy de la demanda laboral) y las posteriores recomendaciones de política han sido mínimas por parte de los autores que se han dedicado a estudiar el mercado laboral. De ahí el interés en determinar la estructura de la demanda laboral del Área Metropolitana de Cali.

Antes de identificar el valor de las elasticidades empleo-salario y empleo-producto de la demanda laboral, es importante caracterizar los mercados laborales de Colombia y del Área Metropolitana de Cali y los problemas que se presentaron en la economía y que pudieron afectar la demanda laboral en dicho periodo, se identificaron tres etapas:

- 1 ETAPA: 1995:1 1997:1: esta etapa muestra diferentes sucesos que desaceleraron el crecimiento de las empresas en términos productivos como lo son: el incremento de las tasas de interés, la revaluación del peso, la disminución del ingreso disponible y el desmantelamiento del narcotráfico por parte del estado.
- 2 ETAPA: 1997:2 1999:1: Esta etapa muestra los mismos sucesos de la anterior, sólo que se presenta una disminución de las tasas de interés y una devaluación del peso, provocada por la intervención del estado a través del Banco de la República.
- 3 ETAPA 1999:2 2001:4: Desde finales de la etapa anterior se presenta la peor recesión de la historia de la economía colombiana, generándose un aumento de la duración del desempleo, un incremento de la informalidad, ligado esto a una disminución de las condiciones laborales de los colombianos y de los caleños en particular, se caracteriza nuevamente por un aumento de las tasas de interés a niveles mayores que los de 1997. Diferentes “golpes” a la banda cambiaria ante el problema de la sostenibilidad del peso, en un contexto de déficit nacional y regional, incertidumbre política, amenaza de descertificación y posterior descertificación. Desestabilización de los mercados internacionales ante los problemas del sudeste asiático, Rusia y Brasil. La banda cambiaria se pretende sostener con la venta de las reservas, llevando de esta forma a que se presenta una situación de iliquidez del sistema financiero colombiano, las tasas de interés alcanzan niveles extraordinarios y la economía entra en recesión.

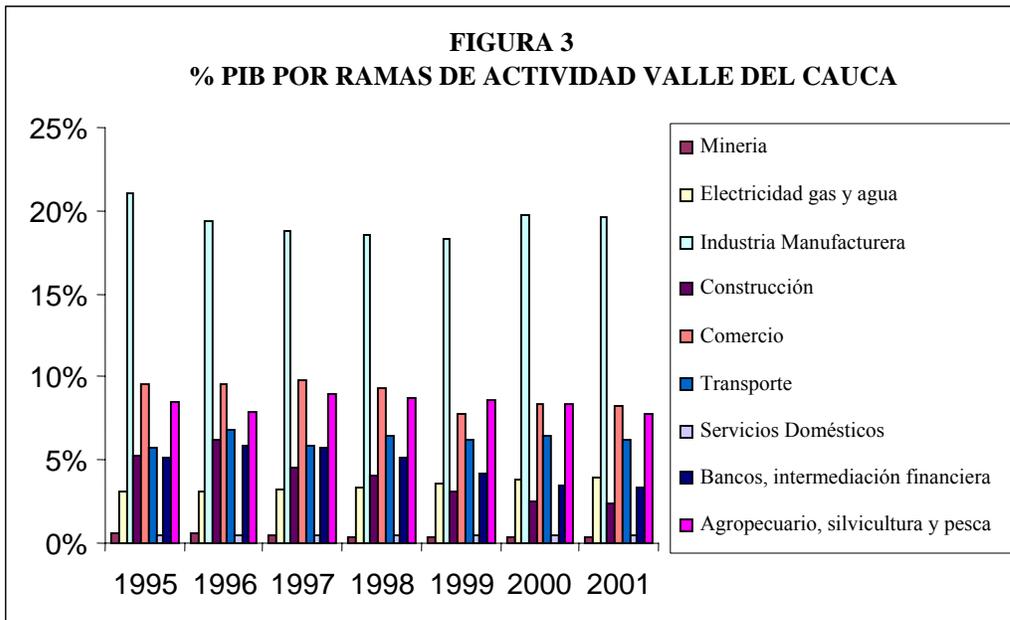
En un contexto como el anterior las empresas y por ende la demanda laboral entró en una especie de letargo, mantenía una tasa de ocupación constante, ante un desempleo creciente dado el incremento de la oferta laboral y la incapacidad estatal (nacional y regional) de contrarrestar la recesión por el ajuste del gasto público, la imposibilidad de crédito, y la crisis fiscal de los gobiernos locales (excesivo endeudamiento).

Igualmente a partir del año 2000 el Dane implanta un cambio en la metodología de la realización de la Encuesta Nacional de Hogares, aplicando la Encuesta Continua de Hogares, cambiando la forma como se medía el desempleo en Colombia, esto genera una disminución en la tasa de desempleo dados los cambios de la nueva metodología. Aún así el Área Metropolitana de Cali se ha caracterizado por mantener niveles de desempleo históricos incluso por encima del promedio nacional. En septiembre de 1997 el Área Metropolitana de Cali obtuvo la tasa de desempleo más alta entre las áreas metropolitanas del país 17%. (Figura 2)



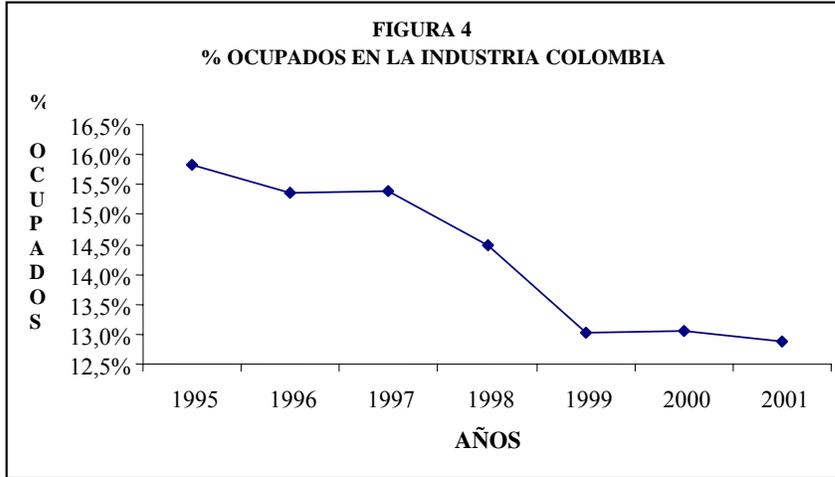
Fuente: ENH DANE 1995-2001

Por otro lado el comportamiento de la economía Vallecaucana es muy similar a la de un país desarrollado según lo mencionan Urrea y Ortiz (1999), estos muestran que el sector primario generó un 9.2% del producto del departamento, mientras el sector secundario (Industria Manufacturera, etc.) generó un 38.3% del mismo y finalmente el sector terciario (servicios) generó un 52.5% del PIB regional. (Véase figura 3). Se encuentra que tiene un mayor peso la industria manufacturera con un (21%), seguida por el comercio (9.5%), Actividad agropecuaria (9%), Transporte (6.5%), Bancos e intermediación financiera (5.5%), construcción (5.2%), servicios domésticos (2.5%), minería (1.5%).



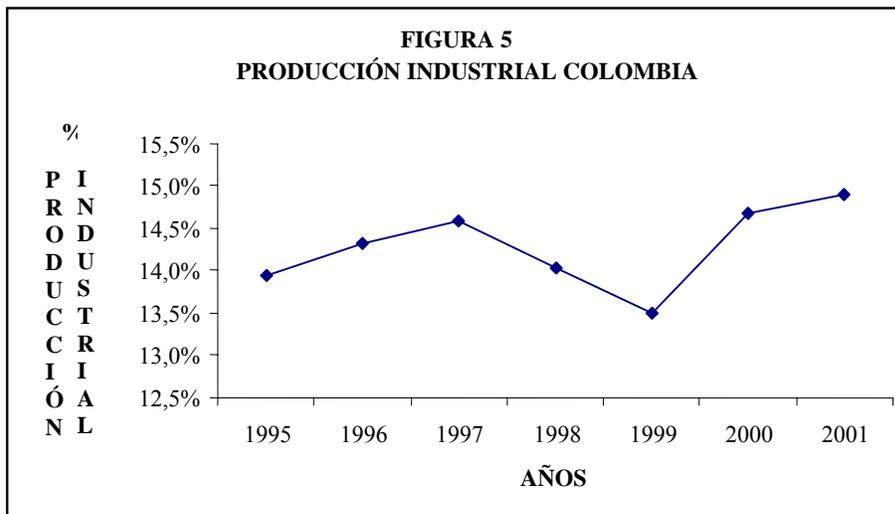
Fuente: DANE

Según lo mencionado cuando se habló de las diferentes etapas de la economía tanto colombiana como caleña, se mencionó la disminución de la tasa de ocupación, en la figura 4 se observa la ocupación en la industria dado que es el campo de análisis del presente trabajo para categorizar la demanda laboral del área metropolitana de Cali.



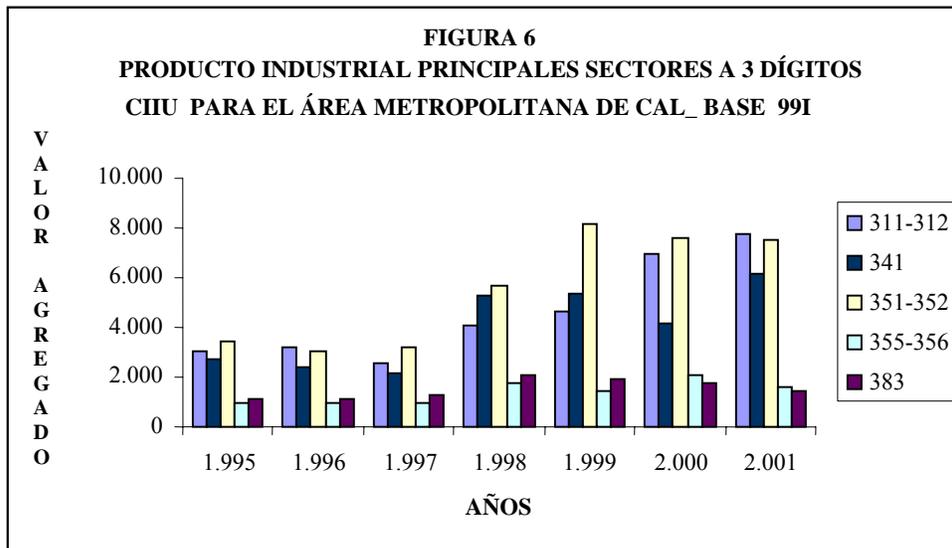
Fuente: EAM cálculos propios

Acorde con las tres etapas mencionadas la ocupación tuvo un comportamiento similar al del ciclo económico. La figura 5 complementa lo anterior mostrando el comportamiento de la producción en las tres etapas mencionadas, donde se presenta un leve crecimiento a partir de 1995, dados los sucesos que se explicaron antes, pero se ve la caída marcada de la recesión económica que vivió el país en el año 1999. Las condiciones económicas han cambiado en términos de producción industrial y luego de la recesión se presenta un leve crecimiento y una tendencia estable entre el 2000 y el 2001 de la industria.



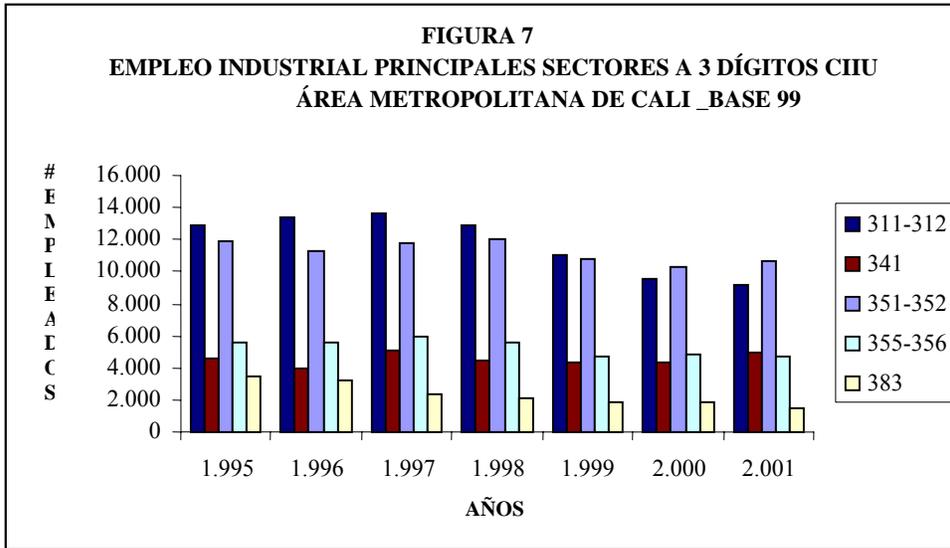
Fuente: EAM cálculos propios

Al desagregar la producción por sectores para el área metropolitana de Cali, utilizando la información de la Encuesta Anual Manufacturera 1995-2001 a tres dígitos CIU (véase anexo 1), se encuentra que los sectores con mayor participación son: 351-352 (fabricación de sustancias químicas industriales y fabricación de otros productos químicos) ,311-312 (fabricación de productos alimenticios excepto bebidas), 341 (fabricación de papel y productos de papel),355-356 (fabricación de productos del caucho y productos del plásticos n.e.p) y 383 (fabricación de maquinaria, aparatos, accesorios y suministros eléctricos) véase la figura 6.



Fuente: EAM cálculos propios

Igualmente las empresas que presentaron mayor representación en la ocupación fueron: 351-352 (fabricación de sustancias químicas industriales y fabricación de otros productos químicos) ,311-312 (fabricación de productos alimenticios excepto bebidas), 341 (fabricación de papel y productos de papel), 355-356 (fabricación de productos del caucho y productos del plásticos n.e.p), y 383 (fabricación de maquinaria, aparatos, accesorios y suministros eléctricos) véase la figura 7.



Los anteriores resultados muestran que existen algunos sectores que son más representativos en la economía del área metropolitana de Cali, como por ejemplo, los productos alimenticios, la fabricación de sustancias químicas y la fabricación de papel, estos tres son los más representativos y tienen un mayor peso tanto en el producto como en la generación de empleo.

A continuación se realiza la estimación de un modelo en el que se determina la estructura de la demanda laboral en el área metropolitana de Cali, para el caso de dos factores: capital y trabajo.

5. METODOLOGÍA Y ANÁLISIS ECONOMETRICO

La estimación de funciones de *demanda de trabajo de corto plazo* se efectúa mediante el siguiente modelo de efectos fijos:

$$\ln L_{it} = D_i + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln w_{it} + \alpha_3 L_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

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

$$i = 1, 2, \dots, 17$$

$$t = 1995, \dots, 2001$$

Donde:

$$D_i \begin{cases} 1: \text{SECTOR } i \\ 0: \text{OTRO CASO} \end{cases}$$

$\ln L_{it}$: Logaritmo del número de ocupados del sector i en el período t.

$\ln Y_{it}$: Logaritmo del producto deflactado con el IPP 1999 del sector i en el período t.

$\ln w_{it}$: Logaritmo del salario deflactado con el IPP 1999 del sector i en el período t.

L_{it-1} : El número de ocupados del sector i en el período t rezagado un período.

ε_{it} =Perturbación aleatoria.

α_1 = elasticidad empleo-producto.

α_2 = la elasticidad empleo-salario

α_3 =coeficiente del empleo rezagado en un período.

Los resultados muestran (Cuadro 3) que la elasticidad empleo-producto en el corto plazo, para el total de los asalariados de la industria del Área Metropolitana de Cali, se ubica en 0,78, el empleo es muy sensible a cambios en el producto (efectos cíclicos). De otra parte, la elasticidad empleo-salario de corto plazo se ubica en -0.33 un valor muy acorde con lo que plantea Hamermesh (1996) como un buen estimativo.

En lo concerniente a la significancia estadística las variables independientes analizadas (el logaritmo del salario deflactado con el IPP 1999, el logaritmo del Producto deflactado con el IPP de 1999, y el empleo rezagado un periodo) son significativas a cualquier nivel de significancia (véase anexo). De la misma forma los coeficientes del modelo de efectos fijos muestran que para todos los sectores estudiados existe algún nivel de empleo independiente de los cambios en el producto y en los salarios, e independiente del nivel de empleo del período anterior, un empleo autónomo (véase anexo).

El modelo en su conjunto es significativo y no presenta autocorrelación, el R^2 del modelo presenta un ajuste de 99.53%, el DW es cercano a 2.

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

$$\ln L_{it} = D_i + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln w_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

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

$i = 1,2,\dots,17$

$t = 1995,\dots,2001$

Donde:

$$D_i \begin{cases} 1: \text{SECTOR } i \\ 0: \text{OTRO CASO} \end{cases}$$

$\ln L_{it}$: Logaritmo del número de ocupados del sector i en el período t.

$\ln Y_{it}$: Logaritmo del producto deflactado con el IPP 1998 del sector i en el período t.

$\ln w_{it}$: Logaritmo del salario deflactado con el IPC 1998 del sector i en el período t.

ε_{it} =Perturbación aleatoria.

α_1 = elasticidad empleo-producto.

α_2 = la elasticidad empleo-salario

Los resultados muestran (Cuadro 3) que en el largo plazo la elasticidad es mayor, tanto del salario como del producto, a su vez los coeficientes del modelo de efectos fijos muestran que en el largo plazo los sectores utilizan mayor cantidad de factor trabajo. Las variables independientes son significativas. El modelo en su conjunto es significativo. El R^2 del modelo es del 99.07%.

CUADRO 3 ESTIMACIÓN DE UN MODELO DE EFECTOS FIJOS DE LA DEMANDA DE TRABAJO ASALARIADO TOTAL PARA EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1995-2001		
VARIABLES	η_{LL} (Elasticidad empleo-salario)	η_{LY} (Elasticidad empleo - producto)
<i>Corto plazo</i>	-0.330161 (0.0001)	0.780823 (0.0000)
<i>Largo plazo</i>	-0.446397 (0.0000)	0.789195 (0.0000)

Fuente: EAM véase anexo.

Luego de determinar la estructura de la demanda de trabajo y el signo de los coeficientes obtenidos, se puede observar que el producto tiene un efecto representativo en la generación de empleo en el Área Metropolitana de Cali. A partir del presente documento se deja abierta la posibilidad de utilizar en un futuro el costo del uso del capital para determinar la elasticidad cruzada entre trabajo y capital.

En el anexo se muestran diferentes test realizados en STATA 8.0 en los que se determinan que es mejor usar un modelo de efectos aleatorios, pero como uno de los objetivos es determinar el comportamiento del nivel de empleo autónomo sectorial, lo que se hizo dado que las elasticidades no cambiaban mucho al utilizar un modelo u otro fue dejar el modelo de efectos fijos como referencia.

6. CONCLUSIONES

Las elasticidad empleo-producto y empleo-salario para Colombia son difícilmente comparables entre los diferentes estudios, dadas las diferentes metodologías, datos y cobertura geográfica utilizada, aún así los estudios han coincidido en que la información existente no es la adecuada para determinar la estructura de la demanda laboral, de todas formas la mayoría utilizan la EAM y la MMM, unos pocos utilizan la ENH a pesar de que

es información tomada desde la oferta, los autores asumen trabajar con esta información por los problemas que hay en la información por el lado de las firmas.

Para Colombia por lo menos para el caso de la demanda de trabajo en la industria la elasticidad está entre -2.27 y -0.15 , un valor muy inferior al -0.3 que se considera buen estimativo en la literatura. La comparación entre el largo plazo y el corto plazo muestra que para el caso Colombiano, la elasticidad empleo-salario es mayor en el largo plazo, tal como lo predice la teoría, en promedio -0.23 en el corto plazo y -0.54 en el largo plazo. El caso de la elasticidad empleo-producto es igual, en el corto plazo en promedio la elasticidad fue de 0.355 y en el largo plazo de 1.092 .

Para el Área Metropolitana de Cali la elasticidad empleo salario en el corto plazo fue de -0.33 y en el largo plazo fue de -0.44 , mostrando que en el largo plazo existe mayor elasticidad (acorde con la teoría). Para el Área Metropolitana de Cali la elasticidad empleo producto en el corto plazo fue de -0.78 y en el largo plazo fue de -0.79 , mostrando que en el largo plazo existe mayor elasticidad (acorde con la teoría). Los sectores más representativos para la generación de empleo son aquellos que utilizan mayor tecnología, por ejemplo en el caso del sector representado en el anexo con el efecto fijo 5--C , que es el código CIIU 341 - FABRICACIÓN DE PAPEL Y PRODUCTOS DE PAPEL- tiene un nivel de empleo autónomo alto.

Finalmente el comportamiento de la demanda laboral muestra que existe una parte importante en la generación de empleo que está determinada por el nivel de producto, que se asocia al nivel de tecnología usado en la industria. Es criticado por los autores que han estudiado la demanda laboral el hecho de determinar a través de análisis empírico que el comportamiento de los salarios está asociado a la flexibilidad laboral, para los estudios realizados se muestra que economías más flexibles como el caso de Chile la demanda laboral es menos elástica frente a variaciones en el salario. Lo que si queda revelado es el efecto positivo de la producción en la generación de empleo para la industria del Área Metropolitana de Cali.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arango, Carlos y Rojas, Ángela M. (2003): “Demanda laboral en el sector manufacturero colombiano: 1977-1999”. *Borradores de Economía* N.247. Bogotá, D.C., Banco de La República.
- Blundell, Richard y Bond, Stephen (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”. En: *Journal of Econometrics* Volume 87 Issue 1. Amsterdam (Noviembre): 115p.
- Breusch, T., and Pagan, A., (1980) The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Cárdenas, Mauricio y Bernal, Raquel (2001): Determinants of labor demand in Colombia: 1976-1991. *Social Science Research Network Electronic Library*. Disponible en: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=467545 (Acceso: Julio 06, 2004; 5:31 p.m.).

- Cárdenas, Mauricio; Bernal, Raquel y Gutiérrez, Catalina (1998): *Demanda de trabajo, impuestos a la nómina y desempleo en Colombia*. Bogotá, Fedesarrollo.
- Cassoni, Adriana; Allen, Steven; y Labadie, Gaston (1999): *Unions and Employment in Uruguay*. Documento sin publicar. Montevideo, GEOPS.
- Downes, Andrew; Mamingui, Nlandu; y Antonie, Rose-Marie Belle (2000): "Labor Market Regulation in the Caribbean". IADB *Research Network Working Paper* R-388. Inter American Development Bank.
- Farné, Stefano y Nupía, Oscar (1999): "Costos laborales, productividad, competitividad y empleo". En: Organización Internacional del Trabajo –Equipo Técnico Multidisciplinario para los Países Andinos- *Empleo. Un desafío para Colombia*, Capítulo 5. Lima, OIT.
- Green William (1997). "Análisis Econométrico", Prentice Hall, tercera edición, New Jersey.1997.
- Hamermesh, Daniel (1996): *La demanda de trabajo*. Ministerio de trabajo y seguridad social, publicada en inglés originalmente por Princeton University Press 1993.
- Hamermesh, Daniel (2003): *Labor Demand in Latin America and the Caribbean: What Does It Tell Us?*. Washington, *National Bureau of Economic Research* –NBER.
- Hausman, J.A. (1978) "Specification tests in econometrics." *Econometrica*. 46: 1251-1271.
- Henao, Martha Luz y Lora, Eduardo (1995): "La estrategia de empleo de El Salto Social". En: *El Salto Social en Discusión*. Bogotá, Fedesarrollo-TM Editores: 165-180.
- Isaza, Jairo, Carvajalino Carlos (2003): "LA DEMANDA DE TRABAJO:ASPECTOS TEORICOS Y EVIDENCIA EMPIRICA PARA COLOMBIA". *Revista Equidad y Desarrollo* No.1. Universidad de La Salle, Área de Ciencias Económicas, Administrativas y Contables. Bogotá, D.C., Universidad de La Salle (noviembre): 9-40.
- Johansen, Søren (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models* (Advanced Texts in Econometrics). New York: Oxford University Press.
- McConnell, Campbell y Brue, Stanley (1997): *Economía Laboral Contemporánea* Cuarta Edición. (Contemporary Labor Economics) Traducción al español de Esther Rabasco y Luis Toharia. McGraw-Hill, Madrid.
- Maloney, William y Fajnzylber, Pablo (2002): "Labor Demand and Trade Reform in Latin America". World Bank, Poverty Reduction and Economic Management Unit, Latin America and Caribbean Region. *Policy Research Working Paper* No.2491. Washington, the World Bank.
- Mundlak, Y., "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46, 69-85, 1978
- Urrea y Ortiz (1999). "Patrones sociodemograficos , pobreza y mercado laboral en Cali", Documento de trabajo para el Banco Mundial.
- Paes de Barros, Ricardo y Corseuil, Carlos Henrique (2000): "Labor Market Reforms and their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover". IADB *Research Network Working Paper* R-394. Inter American Development Bank.

- Roberts, Mark y Skoufias, Emmanuel (1997): "The Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants". *The Review of Economics and Statistics* Vol. LXXIX Number 2. Published for Harvard University by The MIT Press: 330-334.
- Saavedra, Jaime y Torero, Máximo (2000): "Labor Market Reforms and Their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: the Case of Peru". IADB *Research Network Working Paper* R-394. Inter American Development Bank.
- Vivas, Alejandro; Farné, Stefano y Urbano, Dagoberto (1998): "Estimaciones de Funciones de Demanda de Trabajo Dinámicas para la Economía Colombiana". En: *Archivos de Economía* No.92. Bogotá, Departamento Nacional de Planeación (julio).
- Zerda, Álvaro (1997): Diagnóstico y perspectivas del empleo industrial (octubre). Multicopiado.

ANEXO

INDICES DE LA CLASIFICACION INDUSTRIAL INTERNACIONAL UNIFORME DE TODAS
LAS ACTIVIDADES ECONÓMICAS (CIU) 3 DIGITOS

SECTORES UTILIZADOS EN EL MODELO

311-312 FABRICACIÓN DE PRODUCTOS ALIMENTICIOS EXCEPTO BEBIDAS

313 INDUSTRIA DE BEBIDAS

321-322 FABRICACIÓN DE TEXTILES Y FABRICACIÓN DE PRENDAS VESTIR EXCEPTO CALZADO

324 FABRICACIÓN DE CALZADO, EXCEPTO DE CAUCHO VULCANIZADO O MOLDEADO O DE CALZADO EXCEPTO CAUCHO Y PLASTICO

341 FABRICACIÓN DE PAPEL Y PRODUCTOS DE PAPEL

342 IMPRENTAS, EDITORIALES E INDUSTRIAS CONEXAS

351-352 FABRICACIÓN DE SUSTANCIAS QUÍMICAS INDUSTRIALES Y FABRICACIÓN DE OTROS PRODUCTOS QUIMICOS

355-356 FABRICACIÓN DE PRODUCTOS DEL CAUCHO Y PRODUCTOS DEL PLASTICOS N.E.P.

362-369 FABRICACIÓN DE VIDRIO Y PRODUCTOS DEL VIDRIO Y FABRICACIÓN DE OTROS PRODUCTOS MINERALES NO METALICOS.

371-372 INDUSTRIAS BÁSICAS DE HIERRO Y ACERO Y INDUSTRIAS BÁSICAS DE METALES NO FERROSOS

381 FABRICACIÓN DE PRODUCTOS METÁLICOS, EXCEPTO MAQUINARIA Y EQUIPO

382 CONSTRUCCIÓN DE MAQUINARIA EXCEPTO ELÉCTRICA.

383 MAQUIN.APAR. Y SUMIN.ELECTRICOS

384 MATERIAL DE TRANSPORTE

385 FABRICACIÓN DE EQUIPO PROFESIONAL Y CIENTÍFICO, INSTRUMENTOS DE MEDIDA Y DE CONTROL N.E.P., Y APARATOS FOTOGRÁFICOS E INSTRUMENTOS DE ÓPTICA

390 OTRAS INDUSTRIAS MANUFACTURERAS.

MODELO DE EFECTOS FIJOS PARA LA INDUSTRIA EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1995 2001 (CORTO PLAZO)				
Dependent Variable: LOCUP?				
Method: Pooled Least Squares				
Date: 03/24/96 Time: 15:18				
Sample(adjusted): 1996 2001				
Included observations: 6 after adjusting endpoints				
Number of cross-sections used: 17				
Total panel (balanced) observations: 102				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSUELDOSIP?	-0.330161	0.065202	-5.063692	0.0000
OCUPR?	7.58E-05	1.51E-05	5.023074	0.0000
LPRODUC98?	0.780823	0.021455	36.39430	0.0000
Fixed Effects				
1--C	2.259865			
2--C	1.901519			
3--C	2.477070			
4--C	2.569967			
5--C	2.962880			
6--C	1.808196			
7--C	2.075634			
8--C	1.669806			
9--C	2.005441			
10--C	1.842311			
11--C	2.014307			
12--C	2.288854			
13--C	2.301150			
14--C	2.050498			
15--C	2.185613			
16--C	2.377273			
17--C	2.490594			
R-squared	0.995201	Mean dependent var	7.820681	
Adjusted R-squared	0.994089	S.D. dependent var	0.984323	
S.E. of regression	0.075677	Sum squared resid	0.469611	
F-statistic	8502.626	Durbin-Watson stat	1.802928	
Prob(F-statistic)	0.000000			

MODELO DE EFECTOS FIJOS PARA LA INDUSTRIA EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1995 2001 (LARGO PLAZO)				
Dependent Variable: LOCUP?				
Method: Pooled Least Squares				
Date: 03/24/96 Time: 15:18				
Sample: 1995 2001				
Included observations: 7				
Number of cross-sections used: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSUELDOSIP?	-0.446397	0.052780	-8.457635	0.0000
LPRODUC98?	0.789195	0.027704	28.48707	0.0000
Fixed Effects				
1--C	4.943295			
2--C	5.361439			
3--C	5.202464			
4--C	5.779306			
5--C	5.649491			
6--C	4.659496			
7--C	4.972564			
8--C	5.059705			
9--C	4.951732			
10--C	4.543430			
11--C	4.665026			
12--C	5.125330			
13--C	4.989711			
14--C	4.809041			
15--C	4.850484			
16--C	4.991705			
17--C	5.102884			
R-squared	0.990777	Mean dependent var	7.854987	
Adjusted R-squared	0.989117	S.D. dependent var	0.965498	
S.E. of regression	0.100724	Sum squared resid	1.014541	
F-statistic	10742.15	Durbin-Watson stat	1.178593	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**MODELO DE EFECTOS ALEATORIOS PARA LA DEMANDA LABORAL INDUSTRIAL
PARA EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1995-2001 (CORTO PLAAZO)**

```

Random-effects GLS regression                    Number of obs   =    102
Group variable (i): sector                      Number of groups =    17

R-sq:  within = 0.9513                          Obs per group:  min =    6
        between = 0.9211                          avg =    6.0
        overall = 0.9220                          max =    6

Random effects u_i ~ Gaussian                  Wald chi2(3)    =  1689.90
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                    Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      ltotaloc |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lsueldosi |   - .3587401   .0629532   -5.70  0.000   - .4821261   - .235354
      lproduc98 |    .773206    .0230514   33.54  0.000    .728026    .818386
      ocup_1     |    .0000626   .0000123    5.08  0.000    .0000385   .0000868
      _cons      |    3.033284   1.578246    1.92  0.055   - .0600216    6.12659
-----+-----
      sigma_u    |    .26548636
      sigma_e    |    .07494068
      rho        |    .92620012   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

**MODELO DE EFECTOS ALEATORIOS PARA LA DEMANDA LABORAL INDUSTRIAL
PARA EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1995-2001(LARGO PLAAZO)**

```

Random-effects GLS regression                    Number of obs   =    119
Group variable (i): sector                      Number of groups =    17

R-sq:  within = 0.9100                          Obs per group:  min =    7
        between = 0.8794                          avg =    7.0
        overall = 0.8825                          max =    7

Random effects u_i ~ Gaussian                  Wald chi2(2)    =  1132.17
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                    Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      ltotaloc |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lsueldosi |   - .4374213   .0533855   -8.19  0.000   - .542055   - .3327877
      lproduc98 |    .7969356   .0276702   28.80  0.000    .7427029    .8511683
      _cons      |    4.704327   1.436598    3.27  0.001    1.888646    7.520008
-----+-----
      sigma_u    |    .34655661
      sigma_e    |    .10057033
      rho        |    .92232598   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

TEST HAUSMAN

Finalmente se utiliza el contraste de Hausman, Mundlak (1978) argumenta que siempre debemos tratar los efectos individuales como aleatorios. El modelo de efectos fijos simplemente se analiza, condicional a los efectos presentes en la muestra observada. Se puede argumentar que ciertos factores, o características de los datos, abogan por uno u otro pero desgraciadamente este enfoque no siempre es de mucha ayuda. Desde un punto de vista estrictamente práctico el enfoque de las variable dummies o artificiales es costoso en términos de grados de libertad perdidos y, en un conjunto de datos longitudinales amplio, el modelo de efectos aleatorios tiene un cierto atractivo desde el punto de vista intuitivo. Por otra parte el modelo de efectos fijos tiene otra ventaja y es que no hay justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros regresores como se supone en el modelo de efectos aleatorios. Por tanto el modelo de efectos aleatorios puede ser inconsistente debido a las variables omitidas (Greene 1997 Pág. 548).

El contraste de Hausman (1978) se basa en la idea de que, bajo la hipótesis de no autocorrelación, ambos MCO(Mínimos Cuadrados Ordinarios) en el modelo MCVF(modelo de mínimos cuadrados de variables ficticias), y MCG(Mínimos Cuadrados Generalizados), son consistentes, pero MCO es ineficiente, mientras en la alternativa, MCO es consistente, pero MCG no lo es. Otro punto importante del contraste es la matriz de varianzas-covarianzas del vector de diferencias, $[b - \hat{\beta}]$:

$$\text{var}[b - \hat{\beta}] = \text{var}[b] + \text{var}[\hat{\beta}] - \text{cov}[b, \hat{\beta}] - \text{cov}[b, \hat{\beta}]$$

El resultado esencial de Hausman es que la covarianza del estimador eficiente con su diferencia respecto un estimador ineficiente es cero. Esto implica que:

$$\text{Cov}[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[b - \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = 0$$

O que:

$$\text{Cov}[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{var}[\hat{\beta}] = 0$$

El contraste chi-cuadrado se basa en el contraste de Wald:

$$W = \chi^2[K] = [b - \hat{\beta}] \Sigma^{-1} [b - \hat{\beta}]$$

Para Σ^{-1} utilizamos las matrices de varianzas covarianzas estimadas de los estimadores pendientes en el modelo MCVF, y la matriz de varianzas y covarianzas estimada en el modelo de efectos aleatorios, excluyendo la constante. Bajo la hipótesis nula, W se distribuye como un chi-cuadrado con K grados de libertad.

En los cuadros siguientes, se consignan el contraste de Hausman encontrándose que no se rechaza la hipótesis nula y que es mejor utilizar efectos aleatorios tanto en el corto como en el largo plazo.

```

hausman fixed, all (CORTO PLAZO)

      ---- Coefficients ----
      |          (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
      |          fixed          .          Difference          S.E.
-----+-----
lsueldosi | -.3140142   -.3587401   .0447259   .0191491
lproduc98 | .7934133    .773206    .0202073   .0035211
ocup_1    | .0000751    .0000626   .0000124   8.44e-06
-----+-----

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:   Ho:   difference in coefficients not systematic

      chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =    -8.81   chi2<0 ==> model fitted on these
                          data fails to meet the asymptotic
                          assumptions of the Hausman test;
                          see suest for a generalized test

```

```

. hausman fixed, all (LARGO PLAZO)

      ---- Coefficients ----
      |          (b)          (B)          (b-B)          sqrt(diag(V_b-V_B))
      |          fixed          .          Difference          S.E.
-----+-----
lsueldosi | -.4369028   -.4374213   .0005185   .009259
lproduc98 | .7977156    .7969356   .0007799   .0112793
-----+-----

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:   Ho:   difference in coefficients not systematic

      chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =          0.00
      Prob>chi2 =          0.9976

```

El siguiente contraste a realizar es el de efectos aleatorios, Breusch y pagan (1980) han diseñado un contraste de multiplicador de Lagrange para el modelo de efectos aleatorios, basado en los residuos del MCO. Para:

$$H_0 = \sigma_U^2 = 0 \quad (0 \text{ CORR}[w_{it}, w_{is}] = 0)$$

$$H_A = \sigma_U^2 \neq 0$$

El contraste estadístico es

$$= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\bar{T}e_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

Bajo la hipótesis nula, LM se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad, el cuadro siguiente muestra que se rechaza la hipótesis nula a cualquier nivel de significancia el p-value es 0.0000, es decir que es preferible utilizar un modelo de efectos aleatorios.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects:		
ltotaloc[sector,t] = Xb + u[sector] + e[sector,t]		
Estimated results:		
	Var	sd = sqrt(Var)
----- -----	-----	-----
ltotaloc	.9362851	.9676183
e	.0101144	.1005703
u	.1201015	.3465566
Test: Var(u) = 0	chi2(1) =	295.01
	Prob > chi2 =	0.0000