

**ESTRUCTURA SALARIAL Y SEGMENTACIÓN EN EL MERCADO
LABORAL DE COLOMBIA: UN ANÁLISIS DE LAS SIETE
PRINCIPALES CIUDADES,
2001-2005**

**Diana Carolina Mesa
Andrés Felipe García
Mónica Roa**

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO

**No. 52
Octubre 2008**

Estructura salarial y segmentación en el mercado laboral de Colombia: un análisis de las siete principales ciudades, 2001-2005

Diana Carolina Mesa[†], Andrés Felipe García[♦]
Universidad del Rosario

y

Mónica Roa^{*}
Departamento Nacional de Planeación

Resumen

Este documento se concentra en el estudio de las diferencias salariales mediante la comparación de las distribuciones de los salarios para las siete principales ciudades colombianas en el periodo 2001-2005 con datos de la Encuesta Continua de Hogares. Se detectan diferencias significativas que se explican a la luz de la teoría del capital humano y de segmentación laboral; mediante la estimación de ecuaciones de salarios a partir de las características socioeconómicas de los trabajadores junto con efectos particulares para región y rama de actividad económica que resultan significativos dando evidencia de segmentación del mercado laboral en Colombia. El componente de los salarios que es particular a la región y a la actividad económica se explica a partir de variables macroeconómicas como el crecimiento económico, la dotación sectorial de factores, el costo de vida y el desempleo a nivel regional.

Clasificación *JEL*: J01, J31, J42.

Palabras clave: estructura de salarios, diferencias salariales, segmentación laboral.

[†] Joven investigador y Estudiante de Maestría en Economía de la Universidad del Rosario.

[♦] Profesor Auxiliar, Facultad de Economía de la Universidad del Rosario

^{*} Investigadora de la Unidad de Estudios Económicos del Departamento Nacional de Planeación.

Direcciones electrónicas: diana.mesate@urosario.edu.co

andres.garcia66@urosario.edu.co

monicaroa@uniandino.com.co

Agradecemos los comentarios de Carlos Esteban Posada, Juan Carlos Guataquí, Hernando Zuleta y Mauricio Rodríguez y a los asistentes al seminario de la Facultad de Economía de la Universidad del Rosario.

Este documento fue aceptado para ser presentado en la XIII reunión LACEA.

INTRODUCCIÓN

Las diferencias salariales en el mercado laboral se han intentado explicar a partir de dos teorías. La primera es la teoría del capital humano, según la cual la remuneración del trabajo esta determinada por la habilidad, la inversión en educación y otros factores que aumenten la productividad (Becker, 1964), dado que el acceso a la inversión en educación y entrenamiento es diferente para los individuos, la distribución de salarios varía con el stock de capital humano individual. La segunda es la corriente de la segmentación de los mercados laborales, que bien puede ser una característica sectorial (Carnoy y Rumberger, 1980; Dickens y Lang, 1993) o geográfica (Blossfeld y Mayer, 1988; Alter *et al*, 2000), y que de cualquier forma tiene consecuencias importantes tanto en el desempleo como en la migración.

La segmentación del mercado laboral se ha asociado en la literatura a la existencia de costos de movilidad de la mano de obra (pecuniarios y no pecuniarios), al proceso de *matching* o a las tecnologías utilizadas por sectores específicos. En cualquiera de estas modalidades, los costos de movilidad implican que la curva de oferta de trabajo sea elástica dentro de cada sector o región y en consecuencia que la remuneración para cada segmento sea diferente y que la asignación del trabajo no sea óptima.

En este sentido, el objetivo del presente documento es evaluar la existencia de segmentación en los mercados laborales de las siete principales ciudades colombianas en el periodo 2001-2005 con los datos de la Encuesta Continua de Hogares; entendiendo la segmentación como la existencia de diferencias en las distribuciones salariales por ciudad y sector que no son explicadas por la productividad de los trabajadores. Además, explicar estas diferencias a través de variables particulares de la ciudad y/o los sectores en el cual desarrolla su actividad el individuo.

El documento está compuesto por cinco secciones adicionales a esta introducción. En la primera se presentan los enfoques teóricos más importantes en el tema así como la descripción de los resultados de los estudios para Colombia; en la segunda se describe la metodología utilizada para determinar y explicar los efectos particulares para las ciudades y ramas de la actividad económica sobre la determinación de los salarios.

En la tercera sección, se realiza una descripción estadística de los salarios reales por hora en ciudades y sectores en el período comprendido entre 2001 y 2005 y a partir de las mismas se presentan los resultados de las estimaciones de los efectos particulares para cada región y sector. Por último se presentan las conclusiones.

SEGMENTACIÓN DEL MERCADO LABORAL: ANTECEDENTES

Las respuestas a preguntas relacionadas con el mercado laboral y específicamente aquellas asociadas con la determinación de salarios, recurren generalmente a la teoría del capital humano que se basa en el *wage competition model*, según el cual la remuneración al trabajo esta determinada por la interacción de la oferta y la demanda y en equilibrio resulta ser igual a la productividad marginal aportada por cada trabajador; ahora bien, dado que existen ciertas actividades que requieren un nivel mayor de habilidades y entrenamiento, los salarios serán mayores para los trabajadores que se desempeñan en éstos sectores.

En este marco teórico, las diferencias salariales existen únicamente por la heterogeneidad en la inversión en entrenamiento de los individuos, que ingresan al mercado de trabajo con un conjunto de habilidades y compiten por ocupar las vacantes de acuerdo a los salarios que están dispuestos a ofrecer la mano de obra.

Sin embargo, la evidencia empírica irrefutable de remuneraciones diferentes para individuos de características similares respecto al stock de capital humano se convirtió en un argumento para explicar la determinación de los salarios a partir de factores diferentes a los considerados en la visión neoclásica. La existencia de información asimétrica, barreras a la movilidad de los factores y características sociales e institucionales específicas limita el alcance de dicha teoría y abre paso a una alternativa que se comenzó a emplear desde principios de los años setenta: la teoría de segmentación del mercado laboral cuya importancia surge al proporcionar una explicación y descripción de distribución del ingreso, sin que ello implique la presencia de fallas de mercado¹ (Dickens y Lang, 1993).

El concepto de segmentación del mercado laboral se puede entender a partir de dos elementos fundamentales (Dickens y Lang, 1993). El primero de ellos es la constitución del mercado laboral, es decir, a éste lo conforman gran número de

¹ La crítica más fuerte realizada desde la teoría del capital humano a la de segmentación del mercado laboral, es que los mercados no se vacían, es decir que el acceso a algunos sectores no está sujeto a la racionalidad de los precios.

segmentos con diferentes reglas para la determinación de salarios y políticas laborales. Segundo, la demanda de empleos en algunos sectores en ciertos períodos presenta un desequilibrio con respecto a la oferta. Así, para este mercado habrá una brecha salarial o presencia de desempleo o ambas situaciones.

Debido a que el término segmentación de mercado implica la presencia de diferentes grupos, es necesario puntualizar sobre ciertos aspectos a los que refiere la palabra segmentos. Los desarrollos iniciales de la teoría de segmentación del mercado laboral que se han denominado como la teoría de los mercados duales plantean que es posible identificar dos grandes segmentos o grupos, un sector primario y uno secundario o de subsistencia entre los cuales existen grandes diferencias estructurales que implican mecanismos de determinación salarial distintos.

El sector primario se caracteriza por empleos de altos salarios con condiciones laborales favorables, mercados internos de trabajo dado el nivel de entrenamiento específico necesario, altos niveles de sindicalización y relaciones laborales que están formalizadas a través de contratos. De otro lado, en el sector secundario o de subsistencia los salarios son generalmente bajos, puesto que en este se concentran actividades intensivas en trabajo y que no requieren entrenamiento específico, además, no hay garantía sobre las condiciones laborales y la inestabilidad de la demanda de los bienes finales producidos en este implican alta rotación del empleo dentro del sector, ya que el modelo parte de la existencia de un gran costo de movilidad del sector secundario al primario (Piore, 1970).

Sin embargo, la falta de evidencia empírica a la existencia de los dos segmentos planteados por la teoría dual o de diferencias sustanciales en las conclusiones que ofrece esta teoría y la de capital humano (Wachter, 1974; Cain, 1976), llevaron a la evolución de la teoría de la segmentación, al *job competition model* (Thurow, 1975), en el que se permiten diferencias sustanciales entre los mecanismos de determinación salarial dentro de un continuo de segmentos que no son claramente identificables en estos sectores.

La idea subyacente al *job competition model* es que los trabajadores ingresan al mercado con un conjunto de capacidades que junto con factores de ponderación sobre las preferencias de los empleadores, los ubican en una fila de oferentes. Por su parte, cada vacante o puesto de trabajo tiene un salario fijo y se va llenando, pagando los salarios más altos a los trabajadores que están en las primeras posiciones de la fila.

Según este modelo, hay un continuo de segmentos en para los que se tiene una estructura salarial distinta.

Debido a que un cierto número de características asociadas con el mecanismo de determinación de salarios están relacionadas con el empleo, los segmentos en primera instancia se pueden referir a regiones en un espacio con dimensiones relativamente pequeñas (Dickens y Lang, 1993); lo cual difiere de manera significativa a la teoría dual, donde se supone que un amplio rango de las características laborales están correlacionadas que los trabajos pueden ordenarse en una sola dimensión y caracterizarse de forma adecuada conforme a la posición que ocupan en tal ordenamiento.

Los primeros estudios que abordaron el tema de la segmentación laboral asociaban una limitada movilidad entre los sectores como aspecto fundamental en el desarrollo de la teoría. Específicamente, argumentaban que hay una jerarquización entre los sectores a través de los salarios que impedía el acceso a los mejores empleos (Carnoy y Rumberger, 1980). Es decir que hay sectores que tienen una mayor demanda en razón de los salarios ofrecidos y en esa medida tienen mayores posibilidades de escoger a sus trabajadores. Esta situación pone de manifiesto una confusión entre lo que implica segmentación y barreras a la entrada. Aún así, la ausencia de movilidad entre sectores puede ser consistente tanto con barreras a la entrada como a la inexistencia de ellas; de hecho, si el primer trabajo al que tienen acceso los individuos es aquel que es el más preferido de todos los posibles, no tendrá necesidad de cambiarse a otro sector. Por el otro lado, si hay un grupo que siempre obtiene el trabajo preferido frente a otro grupo que debe esperar, el segundo tiene mayores probabilidades e incentivos para movilizarse hacia otro sector que ofrezca mejores empleos.

Pese a que la teoría de segmentación ha tenido mayor oportunidad de ser empleada en temas relacionados con la movilidad laboral, también es de gran utilidad para entender la brecha de salarios entre sectores (Dickens y Lang, 1993). En efecto, esta idea surge de la evidencia del exceso de oferta para los empleos de salarios más altos, las diferencias salariales no relacionadas con la habilidad o calidad del trabajo y, el hecho que los trabajadores con salarios bajos preferirían estar en empleos con mayores salarios para los cuales están calificados. Las brechas no sólo implican un exceso de oferta en los empleos mejor remunerados, también implica cierto nivel de rigideces en este tipo de trabajos, lo que sugiere a su vez consistencia que las

fluctuaciones cíclicas en el corto plazo y la persistencia de diferenciales salariales en el largo plazo. En resumen, los dos aspectos claves son las diferencias en los mecanismos de formación salarial y la brecha con los empleos mejor remunerados.

A pesar de que los estudios de mercado laboral en Colombia que se enfocan en la segmentación han sido escasos, se pueden referenciar cuatro trabajos relevantes que parten de definiciones y metodologías diferentes para evaluar los mercados laborales regionales y sectoriales. A continuación serán descritos los principales resultados y conclusiones.

Nupia (1997) es el primer trabajo en el que se pretende evaluar la segmentación del mercado laboral colombiano para el período comprendido entre 1976 y 1995. El autor adopta la definición de integración de los mercados regionales desde la perspectiva espacial, es decir, analiza individuos con características similares en aspectos como productividad y capital humano en donde la única variable que los diferencia es la ubicación geográfica.

El autor evalúa el término de trayectorias independientes para los salarios a través de la aplicación de la metodología de cointegración para las series de salarios inter-rurales, inter-urbanos y rurales-urbanos, analizando la población no calificada. En el trabajo se encuentra evidencia de integración para los mercados urbanos de Cali, Medellín y Bogotá mientras que la cuarta ciudad más importante del país, Barranquilla, presenta una tendencia independiente al resto de las ciudades para la remuneración a este tipo de mano de obra. Para los mercados laborales de las zonas rurales, la evidencia estadística apoya la segmentación total, resultado que se mantiene en el análisis de las diferencias rurales-urbanas.

Teniendo en cuenta que la existencia de tendencias de largo plazo comunes entre las diferentes regiones no necesariamente implica que no exista una brecha salarial entre las mismas y tampoco que esta brecha se elimine en el tiempo; Jaramillo *et al* (2000) definen un mercado laboral integrado como aquel en donde si bien es cierto se presentan tendencias comunes, también se observa que la diferencia entre las remuneraciones tienen a desaparecer en el largo plazo.

Al igual que en Nupia, la población objeto de estudio es la no calificada con un cambio en el período de análisis que en este caso es el comprendido entre 1948 y 1998 y, para el análisis de integración también utilizan la metodología de cointegración de

Johansen y evalúan la convergencia con metodologías ya conocidas para la teoría de crecimiento económico como la convergencia beta y sigma².

Los autores coinciden con Nupia al corroborar la presencia de mercados segmentados en las ciudades de Bogotá, Cali y Medellín, este resultado sólo se mantiene para regiones homogéneas, próximas geográficamente y con vínculos económicos e históricos. Para el caso de la cointegración entre los salarios urbanos y regionales se encuentra que hay evidencia para apoyar la existencia de mercados laborales segmentados.

En cuanto a la convergencia de los salarios entre los mercados se tiene en primer lugar que para el caso de la comparación entre las ciudades sólo los salarios entre Cali y Medellín han convergido y, respecto a Bogotá han mostrado un patrón de divergencia. Por otro lado, la metodología utilizada no permite establecer patrones generales para la convergencia entre los salarios de las ciudades principales y los salarios rurales de zonas geográficamente cercanas pero como particularidad se encuentra que no para todos los casos existe evidencia de convergencia.

Otro trabajo que sigue la misma metodología en líneas generales es Galvis (2002), en el que la integración de los mercados laborales se entiende como el cumplimiento de la ley del precio único para los salarios de las principales siete ciudades³. Este artículo presenta tres particularidades que lo diferencian de los descritos anteriormente; la primera es que el análisis se realiza sobre las series de remuneración para la población calificada, pues se supone que la movilidad de este tipo de mano de obra es el mecanismo a través del cual la brecha salarial entre regiones se elimine. La segunda es que en el análisis tanto de cointegración como de convergencia se controlan las diferencias que producen los niveles de educación en la población. Finalmente, a pesar de que la metodología usada para evaluar la integración de los mercados es la cointegración de Johansen, la determinación de la convergencia entre los salarios

² El término de convergencia se refiere a la posibilidad en la cual varias regiones tienden a disminuir las brechas de desarrollo y bienestar a través del tiempo. En términos de Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992) la convergencia sigma es el producto del análisis de las disparidades regionales a partir de la dispersión de una variable económica de referencia. Por su parte la convergencia beta analiza si una situación de retraso relativo tiende a reducirse en el tiempo, esto implica que de existir este tipo de convergencia, las regiones más pobres crecen más rápido que las ricas de modo que en el largo plazo las zonas analizadas alcanzarían el mismo nivel.

Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1991): "Convergence across the States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.

Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

³ Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto

regionales se evalúa como un caso particular de la cointegración, es decir, en donde sólo existe un vector de cointegración entre las series y este toma la forma (1,-1).

De acuerdo a la metodología utilizada en este trabajo, el autor concluye que si bien las series de salarios de Bogotá, Bucaramanga, Medellín, Cali y Pasto están cointegradas no convergen en el período de estudio. Por otro lado, a partir de la comparación por pares de ciudades se encuentra que sólo los mercados de Bogotá, Cali y Medellín presentan tendencias comunes de largo plazo pero no convergen, lo cual se convierte en evidencia de segmentación de los mercados laborales por ciudad.

Teniendo en cuenta los diferentes niveles educativos, el autor concluye que en contra del argumento de movilidad de la mano de obra calificada, incluso para este sector de la población se encuentra evidencia de diferencias persistentes en sus remuneraciones. Sin embargo, es necesario tener en cuenta que esta conclusión es el resultado del análisis de las series de remuneraciones conjuntas, lo que implica que los mercados que son cercanos geográficamente pueden estar integrados.

A partir de las pruebas de cointegración y convergencia por pares de ciudades, el autor concluye que la integración de los mercados laborales sólo se comprueba para los niveles de educación primaria y secundaria, mientras que para el sector de la población de nivel de educación superior la evidencia no es contundente; este hecho es explicado por el autor a través de la heterogeneidad que caracteriza a este segmento pues en él se incluyen desde los pregrados universitarios hasta los estudios de niveles más altos.

El trabajo más reciente sobre el tema es el de Ortíz *et al* (2007), en el cual la segmentación laboral se concibe como la diferencia permanente de los salarios entre el sector formal e informal de la economía. Según los autores, en cualquier país se pueden distinguir dos grandes sectores; el primero se caracteriza por el uso intensivo de la tecnología o capital, presencia de barreras a la entrada, mercados internos de trabajo y mayores salarios y el otro sector o sector secundario esta caracterizado por la intensidad del uso de la mano de obra, ausencia de barreras a la entrada y bajos salarios.

Adicionalmente, los autores consideran que el tamaño de la empresa tiene un efecto positivo y superior sobre las ganancias de la firma que sobre los salarios de sus empleados. La idea es que el uso intensivo de tecnología y de capital humano genera barreras a la movilidad de la mano de obra entre sectores y por lo tanto implica diferencias en las remuneraciones.

La metodología empleada en el trabajo es la estimación de ecuaciones de Mincer teniendo en cuenta variables *dummy* para el sector informal y el tamaño de las empresas. Dado que los autores adoptan la definición de informalidad de PRELAC 1978⁴, la identificación de las empresas por tamaños y sector están estrechamente relacionadas; sin embargo, la comparación de tamaño de empresa está determinada por la clasificación de pequeñas formales y grandes.

Corrigiendo por sesgo de selección con la metodología de Heckman (1979), los autores encuentran que el coeficiente de la variable de tamaño de la empresa es significativo para todas las estimaciones del período analizado (1988 y 2000). A partir de este resultado se concluye que las barreras que impone el uso de la tecnología de las firmas grandes para la movilidad del trabajo entre sectores, implican una diferencia de los salarios entre estos sectores.

Por otro lado, los coeficientes de las variables de las empresas del sector informal, son todos negativos y estadísticamente significativos, lo que implica que hay evidencia de existencia de segmentación entre los sectores formal e informal. Es necesario destacar que los coeficientes en las estimaciones de cada año son mayores para las empresas unipersonales que los de las familiares, lo que según los autores, refuerza la conclusión del efecto escala sobre la remuneración al trabajo.

METODOLOGÍA

Como hemos visto, en la literatura sobre segmentación laboral se han propuesto diversas metodologías que intentan hacer una separación de los salarios por características geográficas y sectoriales demostrando la persistencia en ellas. En este sentido, una primera aproximación para detectar dichas diferencias desde el punto de vista estadístico, requiere la evaluación de algunos de los momentos centrados de las series de salarios y de las características de las funciones de densidad y distribución de las mismas.

Para el caso aquí estudiado se pueden considerar dos fuentes exógenas de las diferencias en las distribuciones de salarios, la primera es la localización geográfica

⁴ Se consideran trabajadores informales a los trabajadores particulares y obreros que laboren en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta diez personas en todas sus agencias o sucursales, los trabajadores familiares sin remuneración y los empleados domésticos, los trabajadores por cuenta propia (excepto los independientes profesionales) y los patrones o empleadores de empresas de diez trabajadores o menos.

(siete principales ciudades), el sector de la actividad económica (ocho ramas)⁵. Por lo anterior, se pretende evaluar las diferencias entre las distribuciones de los salarios para cada ciudad y sector mediante la aplicación de pruebas estadísticas.

En este orden de ideas, en la literatura se destacan algunas pruebas no paramétricas, a partir de las cuales se lleva a cabo la comparación de distribuciones empíricas de dos muestras como la generalización del test de Wilcoxon (1945) para muestras pareadas, el cual establece si el valor de las medianas de dos muestras es diferente mediante un estadístico que normalizado y con una muestra de tamaño mayor a 16, tiende a una distribución normal. Por otro lado, se encuentra el test de Mann-Whitney (1947), que se puede definir como la aplicación del test de Wilcoxon para muestras independientes.

El test de Kruskal-Wallis (1952) es un test no paramétrico utilizado para probar si k muestras son obtenidas de una misma distribución, en este sentido es una generalización del test de Mann-Whitney (1947) para más de dos muestras. La pertinencia de este test consiste en que no asume normalidad (en ello se asemeja al método *ANOVA*) ni homocedasticidad, su exigencia radica en la aleatoriedad en el muestreo, asumiendo una distribución igual para los grupos con alguna diferencia en las medianas.

El test se basa en el rango asignado a las observaciones ordenadas. Si para cada submuestra se calcula la suma de los rangos y esta es muy diferente entre los grupos, podría esperarse que sus medianas tomaran valores alejados y en consecuencia que no se tuviera evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de la igualdad en la distribución de los k grupos, es decir, que las muestras son producto del muestreo aleatorio sobre una misma distribución por lo que sus medianas podrían ser iguales.

A partir de los rangos calculados y en el caso en el que no se tengan observaciones iguales dentro de una submuestra se construye el siguiente estadístico de prueba:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^c \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

⁵ Agricultura y Minería; Electricidad, Gas y Agua; Manufactura; Construcción; Comercio; Restaurantes y Hoteles; Transporte y Comunicaciones; Establecimientos Financieros y Servicios Sociales.

Donde, C es el número de submuestras, n_i y R_i es el número de observaciones y la suma de los rangos en cada submuestra, respectivamente y N es el número total de observaciones.

La distribución del estadístico depende del número de muestras y de las observaciones en ellas. De esta forma, cuando el número de observaciones en cada una de las submuestras es grande y las muestras pertenecen a una población idéntica el estadístico toma una distribución χ^2 con $(C-1)$ grados de libertad. Por otro lado, cuando $C = 2$ y el número de observaciones en cada submuestra es pequeño o $C = 3$ y $n_i \leq 5$ los autores calculan los valores críticos de la prueba.

En el caso de que en las submuestras se presenten observaciones iguales, la suma de los rangos tendrá una corrección a partir de la media de los mismos, por lo que el estadístico H también se modifica de la siguiente forma:

$$H = \frac{\frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^C \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)}{1 - \frac{\sum_{i=1}^C T}{(N^3 - N)}}$$

Donde $T = t^3 - t$, y t es el número de observaciones que se repiten para cada submuestra.

Ahora bien, para explicar la diferencia en las distribuciones encontrada a partir de la prueba anteriormente descrita, se utiliza la metodología de Alter et al (2000), que consiste en dos etapas. La primera de ellas es la estimación de ecuaciones de Mincer (1974) para el logaritmo de los salarios reales en diferencias respecto a la media por ciudad y región, con el fin de eliminar los efectos particulares de la localización geográfica. Así el modelo a estimar parte de la siguiente ecuación:

El modelo a estimar parte de la siguiente ecuación:

$$\ln w_{ijk} - \overline{\ln w_{jk}} = (X_{ijk} - \overline{X_{jk}})\beta + \mu_{ijk}$$

Donde i, j y k representan los individuos, las siete ciudades en estudio y los ocho ramas de la economía, respectivamente. En la matriz X se encuentran las variables asociados a las características individuales que tradicionalmente se tienen en cuenta para la estimación de la ecuación de Mincer como educación, en la cual se aplicaron splines sobre los años de escolaridad, edad y género; controlando por el potencial sesgo de selección muestral (Heckman, 1979).

La necesidad de emplear una corrección por sesgo de selección surge porque la población asalariada no es una selección aleatoria, por lo que si no se corrige esta situación, las estimaciones de las ecuaciones de salario tienen sesgo de selección muestral. El sesgo surge cuando los elementos no observados de la probabilidad de participación están correlacionados con las variables no observadas que afectan el salario. Por lo tanto las estimaciones deben considerar el sesgo potencial de usar una muestra no aleatoria pues el ingreso es una variable observada sólo para los ocupados.

De no corregirse esta situación no es posible garantizar la consistencia de los coeficientes de las ecuaciones de salarios y por lo tanto se obtendrían conclusiones erróneas sobre la discriminación salarial. La propuesta de Heckman (1979) es estimar probabilidades de participación en una primera etapa para construir el inverso de Mills que se incluye en las ecuaciones de salarios y así, garantizar la consistencia de los estimadores.

La segunda parte de la metodología consiste en estimar el componente salarial que no es explicado por la productividad de los trabajadores y la relevancia de algunos factores específicos a la ciudad y rama de actividad económica sobre dicho componente. De esta forma, se estima un modelo sobre los efectos fijos resultado de la primera etapa tomando como variables de control características particulares a las ciudades y sectores como inflación por ciudad, tasa de desempleo, crecimiento económico y la participación sectorial del capital.

DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS, CASO DE LAS SIETE PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

De acuerdo a un primer acercamiento a la comparación de las distribuciones de los salarios reales por hora, ciudad y sector mediante los momentos centrados (Tabla A.1, Anexo A) se encuentra que para sectores particulares como la construcción, los salarios promedio de ciudades como Pasto y Bogotá son significativamente diferentes, tomando valores de \$1515,3 en Pasto y \$2706 en Bogotá en el año 2001, brecha que ha disminuido notablemente en el período de estudio y que para 2005 era de \$882.1. Sin embargo, es necesario señalar que si bien en este sector los salarios en Bogotá son, para toda la muestra, mayores que en Pasto, la distribución en Bogotá es mucho más dispersa. Lo anterior puede ser explicado por la heterogeneidad de la calificación de la

mano de obra que se tiene en la muestra, lo que implica que la curtosis también es mayor para Bogotá.

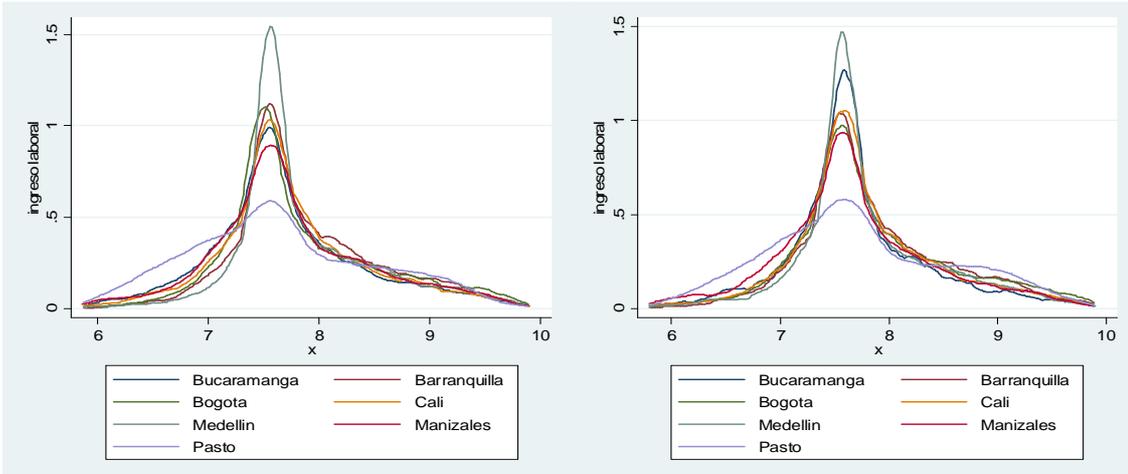
En comparación con lo anterior, los salarios para otro sector como lo es el de establecimientos financieros, se observa que las diferencias en remuneraciones para las ciudades son aún mayores, tomando como referencia los salarios de Bogotá y Pasto, para el 2005 tienen valores de \$5465,9 y \$4646,3, respectivamente; Sin embargo, la dispersión de las observaciones para este sector es menor lo cual se presenta tanto en diferencias menores de las desviaciones estándar como curtosis más pequeñas durante todo el período de estudio.

Para los sectores que involucran servicios públicos como Electricidad, Gas y Agua, y otros como Servicios Sociales y Transporte y Comunicaciones, las brechas entre ciudades de los salarios reales promedio por hora se disminuyen aunque cabe señalar que para los tres sectores y todo el período de estudio se encuentra mayor dispersión para Bogotá respecto al resto de las ciudades.

Con el propósito de complementar las observaciones anteriores se ajustaron kernels a las distribuciones para las ciudades y las actividades, que permiten corroborar que las distribuciones salariales entre las ciudades y sectores no son iguales. Con respecto a los cálculos por ciudades (Ver Figura 1), el resultado es más evidente para Pasto donde no sólo se observa una mayor dispersión de salarios sino una mayor acumulación en la parte baja de la distribución. Las diferencias de las distribuciones del resto de ciudades radican básicamente en la concentración alrededor de la media, con diferencias significativas para Medellín, Bucaramanga y Barranquilla, ciudades para las cuales, las distribuciones presentan niveles de curtosis mayores. Finalmente, se observa que a través del tiempo la distribución de salario está sesgada hacia la izquierda con excepción de 2005, cuando también apuntalamiento las curvas en general.

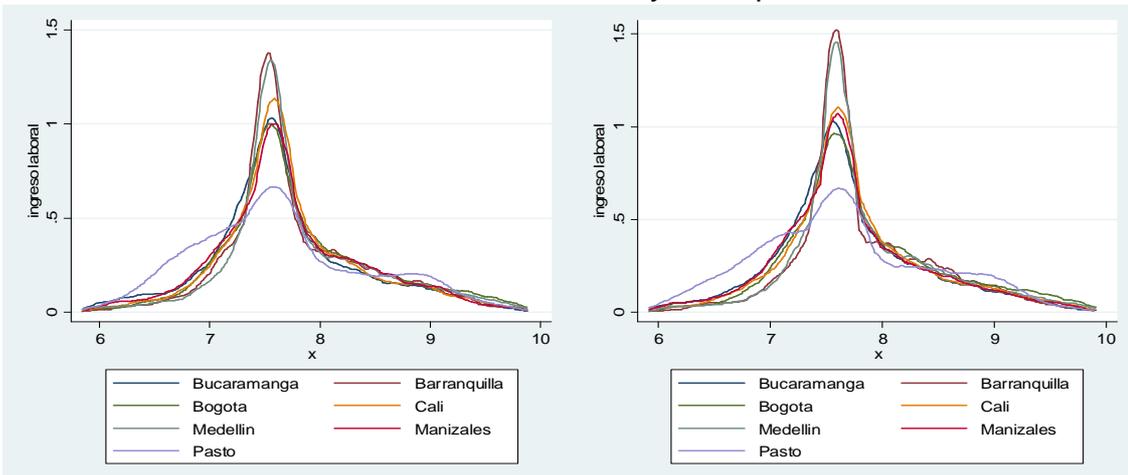
Figura 1. Distribuciones Kernel, año-ciudad

Distribución del salario 2001 y 2002 por ciudad



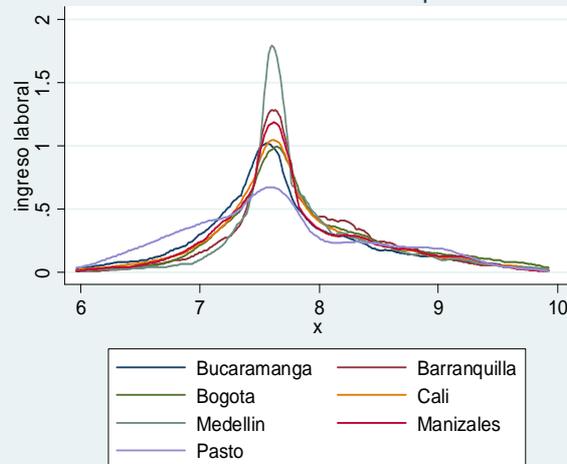
Fuente: Encuesta de Hogares. Cálculos de los autores

Distribución del salario 2003 y 2004 por ciudad



Fuente: Encuesta de Hogares. Cálculos de los autores

Distribución del salario 2005 por ciudad

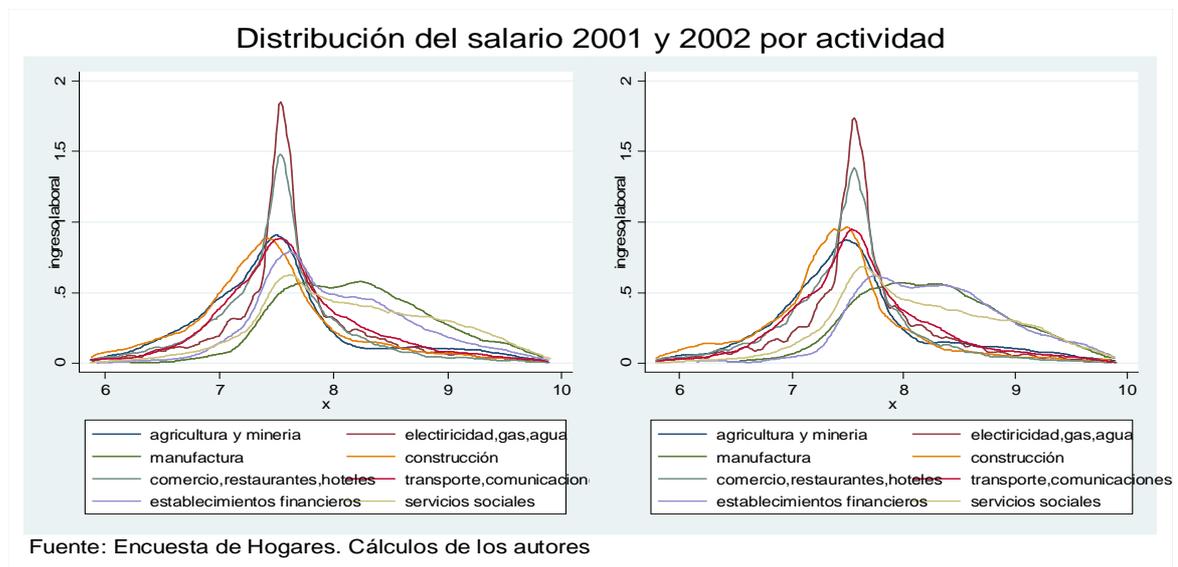


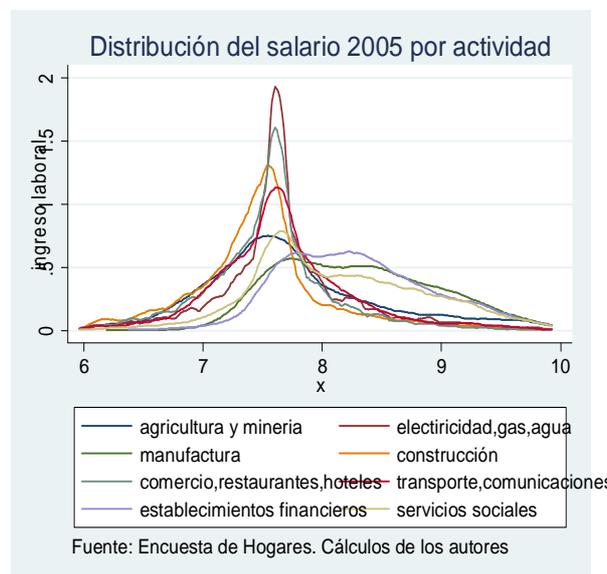
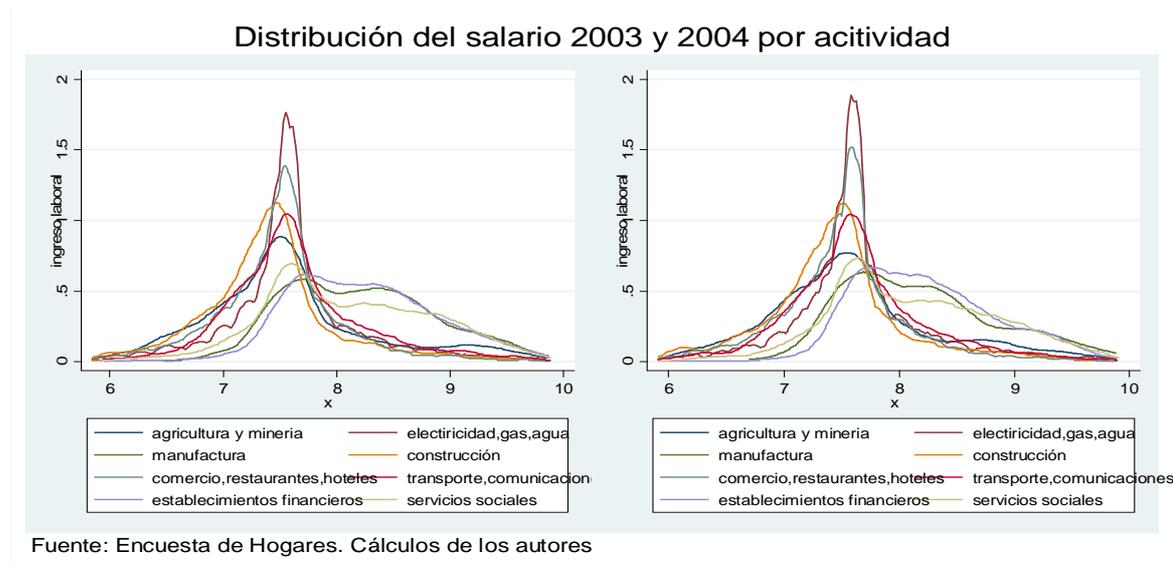
Fuente: Encuesta de Hogares. Cálculos de los autores

Respecto a las distribuciones por rama de actividad económica se observan diferencias significativas; lo cual es además verificable en las distribuciones *kernel* ajustadas en las cuales se puede ver que los sectores de Manufactura, Establecimientos Financieros y Servicios Sociales presentan colas más largas a la derecha y curtosis menores; regularidad que se mantiene a través del período de estudio.

Con el propósito de comparar las distribuciones de los salarios entre ciudades y sectores económicos se realizó el test de Kruskal-Wallis (KW) (Ver Tabla A.2 , Anexo A). Con respecto a los resultados del test por ciudades, se observa que la distribución de salarios no es igual en todas las ciudades pues por lo menos una de las ciudades presenta una distribución de los salarios diferente; de forma similar se advierte que las distribuciones de salarios por actividad económica no iguales entre sí, pues de nuevo y de acuerdo al test KW la distribución salarial es estadísticamente diferente, resultado que se mantiene para la desagregación ciudad-sector económico. Debido a que el test KW, permite concluir que las poblaciones son diferentes más no que la media entre ellas lo sea, por lo tanto es importante tener en cuenta los efectos particulares a sectores y ciudades los cuales no están explicados por la dotación de capital humano.

Figura 2. Distribuciones Kernel, año-sector





El análisis realizado a partir de las estadísticas descriptivas y las pruebas KW junto con las distribuciones Kernel ajustadas, muestran evidencia de las diferencias existentes para las distribuciones salariales por rama económica y región; sin embargo, es necesario identificar la fuente de dichas diferencias, que en principio podría explicarse por la diferencia de capital humano. Por lo anterior, en la siguiente sección se separa el componente de los salarios explicado por esta variable de un componente residual que refleja la heterogeneidad no observable para las ciudades y los sectores que evidencia la presencia de mercados segmentados para el caso colombiano.

EFFECTOS CIUDAD-SECTOR EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS

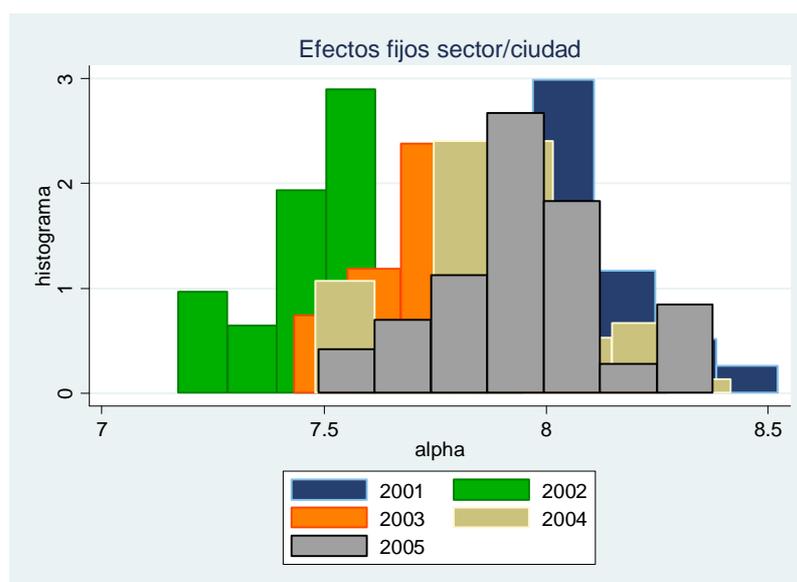
La literatura tradicional acerca de la determinación de salarios ha señalado la importancia del capital humano. El estudio pionero en el tema (Mincer, 1954),

consideraba que la experiencia y la escolaridad determinaban el salario; estos principios se han mantenido pero se han realizado desarrollos metodológicos importantes que consideran los problemas de selección muestral y las relaciones no lineales que pueden existir entre la escolaridad y el salario. Teniendo en cuenta lo anterior se estimó la ecuación de Mincer, bajo el procedimiento propuesto por Heckman (1979) para corregir problemas de sesgo de selección en la que se consideraron *splines* en el nivel de educación para estimar las relaciones no lineales, la edad como *proxy* de la experiencia e interacciones entre estas (Guataqui *et al*, 2008).

La Tabla B.1 del Anexo B presenta los resultados de estas estimaciones para cada uno de los años que hacen parte del estudio, obteniendo los resultados esperados. En particular, los modelos de participación laboral muestran resultados comunes entre años para los individuos, como el hecho que un mayor nivel educativo aumente la probabilidad de participar, al igual que el número de niños económicamente dependientes *ipósis t* la reduce la edad. Con respecto a los resultados de ecuaciones salariales, el término de corrección (λ) es significativo lo que implica la importancia de la corrección del sesgo de selección. A partir de los coeficientes, se observa la permanencia en el tiempo de los efectos positivos de variables como la educación y número de horas trabajadas sobre el salario y un efecto no lineal de la edad.

Siguiendo la metodología de Alter *et al* (2000), se estima el componente del salario explicado por la heterogeneidad no observada de las regiones y los sectores económicos para cada año, los cuales se presentan en la Figura 3; donde es posible observar que existen diferencias significativas para los sectores y las ciudades; adicionalmente la distribución de estos efectos fijos presentan diferencias en el tiempo, las cuales se presentan de manera más clara en la Figura B.1 y Figura B.2 del Anexo B. Se puede observar que existen patrones claros en el comportamiento de estos efectos fijos, pues en general el sector manufacturero presenta niveles más altos y el sector comercio lo más bajos, lo cual da evidencia de la especificidad que representa la heterogeneidad en a estructura salarial.

Figura 3. Distribución de los efectos fijos ciudad-sector sobre el salario



Estas diferencias salariales no explicadas por las dotaciones de capital humano específicas a sectores y regiones deben considerar factores exógenos a los sectores y otros endógenos o internos. Ello implica que el proceso que determina el salario tiene un componente dado por las características socioeconómicas de los individuos otro que depende de las particularidades sectoriales y de los mercados locales.

Siguiendo las diversas explicaciones que dan las teorías de rigideces salariales, fricciones del mercado laboral y determinación de salario, se puede pensar que los factores a nivel de ciudad afectan esta heterogeneidad no observable son el crecimiento del PIB anual total nacional, la tasa de desempleo y la tasa de inflación por ciudad. El crecimiento del PIB permite explicar el efecto que tiene sobre todos los sectores y regiones el aumento en la productividad total de los factores, mientras que la inflación y el desempleo específico a las ciudades permiten explicar el componente de compensación salarial vía costo de vida y el efecto en la determinación de los salario por cuenta de las imperfecciones del mercado laboral y su comportamiento no competitivo.

De otro lado, al considerar características internas a los sectores, se pueden considerar dos factores importantes. El primero hace referencia a la composición de los factores la cual se define como la participación del capital en el pago total de los factores⁶ a nivel de sectores; esto permite capturar el efecto de la intensidad relativa de

⁶ Esta variable sigue la metodología propuesta por Zuleta y García (2008)

los factores sobre el salario lo cual no está explicado por el capital humano sino por la tecnología particular a los sectores. El segundo factor importante es la dispersión de los salarios por sector y ciudad, que da información acerca de la incertidumbre de los agentes sobre su salario, lo cual en principio debería tener un efecto positivo sobre el salario en tanto se observa una relación positiva entre la incertidumbre sobre el salario y su valor esperado.

La Tabla 1 presenta los resultados del modelo de regresión lineal con el ánimo de verificar esas observaciones. Allí se puede ver que las variables presentan el signo esperado y son todas significativas. El efecto del desempleo (haciendo referencia a la regularidad empírica que puede mostrar la curva de salarios) tiene un efecto importante y negativo al igual que el costo de vida. La composición sectorial muestra un efecto significativo implicando que tecnologías más intensivas en capital general efectos positivos sobre el salario lo cual puede estar explicado por la mayor productividad de estos factores en términos de economías de escala.

Tabla 1. Modelo para los efectos fijos, ciudad-sector

	Coefficiente	Desviación estandar
Crecimiento del PIB	13.51211	1.070041
Tasa de desempleo	-1.39115	0.643392
Inflación	11.97658	1.079230
Composición de los factores	0.15669	0.046887
s.e(salarios regionales)	0.00004	0.000004
Constante	6.62510	0.146789
R² (ajustado)		0.591
Prueba F		79.830
p-valor (prueba F)		0.000

La estimación del modelo con efectos fijos permite inferir que hay diferencias exógenas en los salarios para las siete ciudades y los ocho sectores en estudio, a pesar del control establecido para el capital humano, lo que se puede considerar como evidencia de segmentación del mercado laboral.

En este sentido, es necesario identificar las posibles causas de la existencia de las características que implican una organización particular del mercado de trabajo para las diferentes ciudades y ramas de la actividad económica. En la literatura se pueden encontrar diversas explicaciones para la diferencia de los salarios para regiones o ciudades asociadas al costo de vida (Blackaby y Murphy, 1991; Sanromá y Ramos,

1997), a la incertidumbre sobre los salarios nominales (Rosen, 1986) y la probabilidad de encontrar empleo (Sanromá y Ramos, 1997), y para la diferencia entre sectores, las causas han sido asociadas a la productividad del trabajo (Fernandez y Montuenga, 1997; Jimeno, 1987), el efecto escala para las firmas (Farber, 1986; Mellow, 1982) y el poder de negociación sindical (Jimeno, 1992 y Carline, 1985).

Las diferencias entre los salarios para las regiones respecto a las variables de inflación y la volatilidad sobre la remuneración nominal como una compensación al riesgo implícito de residir en determinada ciudad y respecto a la tasa de desempleo se asocia a que el ajuste de los salarios a mayor desempleo es menor; lo que se conoce en la literatura como curva de salarios, es decir, cuando para una región determinada la probabilidad de encontrar empleo es baja por lo que las firmas pueden pagar salarios más bajos.

Como explicaciones alternativas a lo anterior se encuentran algunos de los enfoques microeconómicos que pretenden dar cuenta de las rigideces de los salarios y el desempleo involuntario. Dentro de estos enfoques se encuentran las teorías de búsqueda y salarios de eficiencia. Según las teorías de búsqueda, los costos del *matching* entre las firmas y los trabajadores junto al proceso de negociación que se desarrolla en un contexto de información asimétrica pueden tener como consecuencia la presencia de salarios diferentes para población con características idénticas.

Respecto al enfoque de salarios de eficiencia, las diferencias en salarios para individuos con el mismo capital humano puede explicarse por la disposición que tienen las firmas de determinados sectores y regiones a pagar salarios mayores a la productividad marginal del trabajador para inducir esfuerzo de los trabajadores dado que los costos de monitoreo sobre la productividad son elevados.

Por otro lado, en el análisis de las diferencias de los salarios entre los sectores puede explicarse por las diferencias en la productividad de los factores característica de cada actividad económica. En segundo lugar, el tamaño de las empresas dentro de cada sector puede ser una fuente de diferencias en la remuneración del trabajo, la evidencia empírica ha demostrado que las empresas de mayor tamaño en general pagan salarios mayores a sus empleados, lo cual puede ser justificado por la mayor productividad que genera la mayor inversión en capital físico y por tanto el incremento potencial de la productividad.

Adicionalmente, se encuentra el poder de negociación salarial de los empleados por sector, ya que los procesos de negociación salarial en sectores en los cuales la concentración sindical es grande genera en todos los casos salarios mayores a la productividad de cada trabajador y por último se puede hablar de la incidencia que tiene el tipo de contratación de los empleados sobre las diferencias sectoriales de los salarios, puesto que la evidencia muestra que en las firmas y sectores en los que predominan los contratos temporales, los salarios son significativamente más bajos. Lo anterior, apoya la teoría de contratos implícitos, la cual señala que los contratos de largo plazo y la aversión al riesgo de los trabajadores tienen como consecuencia perfiles de salario más inclinados.

CONCLUSIONES

Las teorías de determinación de salarios se dividen en dos grandes corrientes. De un lado la teoría del capital humano por la cual el salario se explica por la productividad de los trabajadores y la inversión en capital humano; y de otro lado, una explicación alternativa se concentra en la explicación de la segmentación de los mercados debido a las características específicas de los sectores económicos y a los mercados locales.

Para el caso colombiano se observa que sólo para sectores como el de construcción se presentan diferencias importantes del salario real promedio por hora entre las ciudades, lo que se ve acompañado por una mayor dispersión de los mismos, lo cual puede ser explicado por la heterogeneidad en la calificación de la mano de obra. Por otro lado, para sectores que involucran servicios como Electricidad, Gas y Agua, y Transporte y Comunicaciones, la brecha de los salarios entre regiones es menor y la única ciudad con una dispersión significativa es Bogotá.

El componente de los salarios que no es explicado por las dotaciones de capital humano, presenta patrones de comportamiento que reflejan diferencias importantes a nivel de ciudad y a nivel de sector. Estos efectos fijos pueden explicarse por factores exógenos a los mercados locales, así como por variables particulares a los sectores. En este sentido, la tasa de crecimiento económico como medida de la variación en la productividad, la tasa de desempleo y el costo de vida resultan importantes para explicar la heterogeneidad entre los sectores; dando evidencia de la existencia de compensaciones salariales y de la curva de salarios. De otro lado, los factores internos a

los sectores como la intensidad relativa de los factores y la dispersión salarial resultan tener efectos positivos sobre estos efectos fijos.

Ello implica que bajo los supuestos que todas las ciudades tuvieran las mismas dotaciones de capital humano, existen factores específicos a los mercados locales, que dependen de las variables macroeconómicas ya referenciadas, que producen diferencias importantes en la distribución de los salarios, lo cual estaría explicando la presencia de segmentación en el mercado laboral colombiano.

REFERENCIAS

- Aláez, R.; Longás, J. C.; Ullibarri, M. (2000). "Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional". *Documento de Trabajo de la Universidad Pública de Navarra*, número 2000/07.
- Becker, G. S. "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education". (New York: National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press, 1965. Pp. xvi + 187. 37s. 6d.)
- Blackaby, D. H. y Murphy, P. D. (1991). "Industry Characteristics and Inter-Regional Wage Differences", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 38, n. 2, pp. 142-161.
- Blossfeld, H; Mayer, K. (1988). "Labor Market Segmentation in the Federal Republic of Germany: An Empirical Study of Segmentation Theories from a Life Course Perspective". *European Sociological Review*, 4(2), pp. 123-140.
- Cain, G. (1976). "The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory". *Journal of Economic Literature*, 14, pp 1215-1257.
- Carnoy, M; Rumberger, R. (1980). "Segmentation in the U.S. Labor market: its effects on the mobility and earnings of whites and blacks". *Cambridge Journal of Economics*, 4, pp. 117-132.
- Carline, D. (1985): Trade Unions and Wages, en Carline et al. (eds.). *Surveys in Economics: Labour Economics*, Longman, Londres.
- Dickens, W; Lang, K. (1993). Labor market segmentation theory: reconsidering the evidence en *Labor economics: problems in analyzing labor markets*, pag. 141-180. Kluwer Academic Publishers
- Farber, H. S. (1986): "El análisis de la conducta sindical", en: O. Ashenfelter, y R. Layard (Comp.): *Manual de Economía del Trabajo*, cap.18, pp. 1.341-1.406, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid 1991.
- Fernandez, M. y Montuenga, V. (1997): "Salario y productividad sectorial: "Existe evidencia de un comportamiento dual", *Cuadernos Económicos de ICE*, n. 63, pp. 79-103.
- Guataqui, J. Maldonado, D; Guerra, J; García, A. (2008). "Escenarios de Aplicación de Tasas Retributivas como Mecanismos de Financiación de la Educación Superior en Colombia". Informe final. DNP
- Heckman, James. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47 (1),153-162.
- Jaramillo, C; Jiménez, C; Nupia; O. (2000). "Integración En El Mercado Laboral Colombiano 1945-1998". Borradores de Investigación. Banco de la República, No 148.
- Jimeno, J. F. (1987): "La flexibilidad de los costes laborales nominales en la industria española (1978-1982)", *Investigaciones Económicas*, vol. XI, n.3.

Kruskal, W; Wallis, W. (1952) "Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis". *Journal of the American Statistical Association*, 47 (260), pp. 583- 621.

Mann, H; Whitney, D. (1947). "On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other". *Annals of Mathematical Statistics*". 18, pp 50-60.

Mellow, W. (1982): "Employer Size and Wages". *Review of Economics and Statistics*.

Nupia, O. (1997). "Integración espacial en los mercados laborales: Evidencia para las regiones colombianas". *Documento CEDE No 9*.

Ortiz C; Uribe, J; García, G. (2007). "La segmentación del mercado laboral colombiano en la década de los noventa" *Revista Economía Institucional*. 9(16), pp 189-221

Sanrom., E. y Ramos, R. (1997): "Interprovincial Wage Differences in Spain. A Microdata Analysis". Paper presentado en la European Regional Science Association, 37th European Congress, Roma.

Wachter, M (1974) Primary and secondary labor markets: a critique of the dual approach. *Brookings papers on economic activity* 3, pag 637-680.

Wilcoxon, F. (1945). "Individual comparisons by ranking methods". *Biometrics Bulletin*. 1, pp 80-103.

Wilcoxon, F. (1947). "Probabily tables for Individual comparisons by ranking methods". *Biometrics Bulletin*. 3, pp 119-122.

Zuleta H; García A (2008) "Participación de los factores a nivel sectorial en Colombia 190-2005". Universidad del Rosario. Mimeo

ANEXOS

Anexo A

Tabla A.1. Estadísticas descriptivas del salario real por hora, año-ciudad-sector

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Bucaramanga	Agricultura y Minas	Media	2550.2	2794.9	2862.5	2833.7	3375.4
		Desviación Estándar	2569.4	2854.4	2984.8	2546.4	3642.7
		Coef. De Asimetría	3.7	3.3	3.2	2.9	2.6
		Curtosis	18.7	15.1	14.0	12.5	9.4
		Media	2155.4	2130.3	2110.6	2056.4	2167.6
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1692.8	1484.4	1578.3	1415.7	1719.9
		Coef. De Asimetría	4.4	4.3	4.6	4.1	4.3
		Curtosis	32.0	28.9	34.5	28.5	28.8
		Media	2167.9	2178.0	2010.8	2396.7	2265.5
	Construcción	Desviación Estándar	2286.4	1951.2	1411.6	2075.2	2204.9
		Coef. De Asimetría	4.1	5.0	3.1	2.8	4.3
		Curtosis	22.8	36.5	15.0	11.9	25.9
		Media	2049.1	2115.3	1955.0	2078.0	2080.2
	Electricidad, Gas y Agua	Desviación Estándar	1638.5	1551.6	1519.7	1658.1	1662.5
		Coef. De Asimetría	4.5	4.8	4.0	4.8	4.6
		Curtosis	32.5	37.8	28.2	36.2	34.7
		Media	3694.5	4187.2	4127.1	4034.8	4535.5
	Establecimientos Financieros	Desviación Estándar	2617.7	2888.4	2615.9	2617.5	3405.4
		Coef. De Asimetría	2.1	2.2	1.5	2.3	1.9
		Curtosis	8.7	8.8	5.1	10.4	6.3
Media		4933.1	5503.3	4984.9	4629.0	5098.4	
Manufactura	Desviación Estándar	2880.2	3600.6	3360.5	2551.0	2766.9	
	Coef. De Asimetría	1.3	2.3	1.3	1.3	1.8	
	Curtosis	5.4	9.2	4.4	5.4	8.8	
	Media	4533.0	4236.1	4369.7	4334.5	4428.1	
Servicios Sociales	Desviación Estándar	3788.8	3532.5	3370.3	3334.6	3589.8	
	Coef. De Asimetría	1.7	1.9	1.5	1.6	1.7	
	Curtosis	5.5	6.1	4.9	5.8	6.1	
	Media	2847.7	2317.8	2378.8	2427.6	2578.3	
Transportes y Comunicaciones	Desviación Estándar	2562.6	1417.5	1639.9	1917.8	2156.2	
	Coef. De Asimetría	3.1	2.5	3.4	4.5	3.6	
	Curtosis	14.5	11.7	20.4	32.6	19.9	

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Barranquilla	Agricultura y Minas	Media	4876.0	4711.9	4040.7	4452.7	4056.9
		Desviación Estándar	3919.3	3417.4	4010.6	3717.8	3111.6
		Coef. De Asimetría	1.0	0.6	2.0	2.1	1.7
		Curtosis	3.0	2.2	6.5	8.2	5.6
		Media	2393.3	2262.1	2030.0	2140.2	2289.4
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1998.2	1648.0	1334.9	1278.6	1597.2
		Coef. De Asimetría	4.3	3.8	3.4	3.5	4.8
		Curtosis	26.9	25.2	18.9	22.0	38.0
		Media	3832.6	2908.5	2866.8	3314.3	3527.8
	Construcción	Desviación Estándar	3331.4	2888.7	2348.5	2520.2	2597.4
		Coef. De Asimetría	1.7	3.3	3.1	2.3	1.5
		Curtosis	5.0	15.6	15.1	9.9	4.7
		Media	2738.2	2771.5	2588.6	2671.9	2871.9
	Electricidad, Gas y Agua	Desviación Estándar	2090.3	2279.7	2097.5	2031.0	2383.2
		Coef. De Asimetría	3.3	3.3	3.9	3.7	3.7
		Curtosis	16.6	16.6	22.8	20.9	20.0
		Media	3477.0	4794.2	4130.7	4003.0	4591.4
	Establecimientos Financieros	Desviación Estándar	2573.7	3645.4	2596.8	2346.5	3259.4
		Coef. De Asimetría	2.3	1.9	1.5	1.3	2.1
Curtosis		9.4	6.5	6.0	4.3	8.0	
Media		3983.5	4257.2	3575.6	3730.3	3925.5	
Manufactura	Desviación Estándar	2936.7	3209.9	2903.3	2836.1	2855.3	
	Coef. De Asimetría	2.0	2.2	2.5	1.8	2.5	
	Curtosis	7.9	8.5	9.8	5.9	10.8	
	Media	4622.7	4385.7	3995.3	4010.9	4035.9	
Servicios Sociales	Desviación Estándar	3575.7	3518.9	3229.6	3149.4	2998.5	
	Coef. De Asimetría	1.5	1.8	1.9	1.9	2.1	
	Curtosis	5.0	6.3	7.1	7.3	8.5	
	Media	2946.6	2960.9	2586.7	2565.6	2638.4	
Transportes y Comunicaciones	Desviación Estándar	2510.3	2581.0	2121.2	1933.1	1944.5	
	Coef. De Asimetría	3.1	2.6	3.5	3.5	4.1	
	Curtosis	14.3	10.5	19.5	21.5	25.3	
	Media						

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Bogotá	Agricultura y Minas	Media	2774.7	3225.7	4219.6	3663.2	3351.1
		Desviación Estándar	2716.5	3093.2	4272.9	3987.3	3298.5
		Coef. De Asimetría	3.1	2.6	1.7	2.3	2.7
		Curtosis	14.1	9.7	4.6	7.9	10.0
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Media	2518.4	2396.1	2338.6	2447.6	2542.0
		Desviación Estándar	2287.2	2060.7	1882.1	2151.9	2230.1
		Coef. De Asimetría	3.5	3.9	3.9	3.9	4.2
		Curtosis	17.6	23.4	24.6	22.5	25.4
	Construcción	Media	2706.0	2321.8	2357.7	2658.7	2305.0
		Desviación Estándar	2810.5	2131.8	2404.4	2465.2	1434.6
		Coef. De Asimetría	3.2	3.7	3.7	3.1	3.0
		Curtosis	14.4	20.5	18.7	15.0	15.9
	Electricidad, Gas y Agua	Media	2655.4	2587.8	2616.1	2675.2	2870.2
		Desviación Estándar	2368.5	2212.1	2365.8	2492.6	2511.6
		Coef. De Asimetría	3.7	3.8	3.8	3.6	3.4
		Curtosis	19.3	20.2	20.7	17.9	16.6
	Establecimientos Financieros	Media	4307.5	5485.0	4889.2	4920.4	5465.9
		Desviación Estándar	3554.4	3871.5	3921.4	3878.6	3870.4
		Coef. De Asimetría	1.9	1.4	1.7	1.8	1.6
		Curtosis	6.5	4.4	5.5	5.9	5.4
Manufactura	Media	3901.1	5189.1	4125.3	3565.6	5047.5	
	Desviación Estándar	3069.1	3863.3	3026.3	2783.6	4089.5	
	Coef. De Asimetría	1.8	1.6	1.3	1.5	1.6	
	Curtosis	6.1	5.5	3.9	4.4	4.8	
Servicios Sociales	Media	4511.8	4726.7	4232.1	4393.6	4611.9	
	Desviación Estándar	3930.7	4023.9	3638.3	3782.0	4055.3	
	Coef. De Asimetría	1.6	1.6	1.7	1.7	1.7	
	Curtosis	5.0	5.0	5.7	5.7	5.6	
Transportes y Comunicaciones	Media	2895.4	2939.2	2983.5	2797.1	2944.7	
	Desviación Estándar	2734.5	2674.8	2791.0	2309.4	2537.4	
	Coef. De Asimetría	2.8	2.5	2.7	3.0	3.0	
	Curtosis	12.5	9.4	11.0	15.1	13.4	

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Cali	Agricultura y Minas	Media	3428.4	3113.7	2616.7	3332.5	3370.4
		Desviación Estándar	3402.5	3600.7	2110.2	3398.3	3583.7
		Coef. De Asimetría	2.3	2.9	2.2	2.5	3.0
		Curtosis	9.4	11.5	7.3	9.4	12.0
		Media	2271.4	2316.0	2250.1	2246.3	2374.2
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1796.0	1806.4	1742.5	1602.1	1759.6
		Coef. De Asimetría	4.4	4.2	3.9	3.8	3.8
		Curtosis	30.3	27.6	24.1	23.5	23.6
		Media	1892.9	2137.3	1919.7	1970.3	2119.1
	Construcción	Desviación Estándar	1450.3	2072.0	1504.9	1812.1	1849.6
		Coef. De Asimetría	3.3	4.1	4.1	5.4	4.2
		Curtosis	19.5	23.6	23.9	38.4	25.1
		Media	2924.0	2810.8	2717.7	2823.5	2751.0
	Electricidad, Gas y Agua	Desviación Estándar	2587.2	2507.4	2276.7	2460.6	2254.0
		Coef. De Asimetría	2.9	3.4	3.3	3.3	3.2
		Curtosis	12.3	17.4	16.9	15.9	16.4
		Media	3837.5	5107.4	4544.4	4603.9	4922.2
	Establecimientos Financieros	Desviación Estándar	3159.0	3602.2	3280.5	3248.4	3171.6
		Coef. De Asimetría	2.2	1.6	1.7	1.5	1.7
		Curtosis	8.3	5.0	5.4	4.3	6.0
		Media	4893.0	5467.5	4336.3	6705.7	6220.1
	Manufactura	Desviación Estándar	3427.0	4255.2	3067.2	4197.5	3533.5
		Coef. De Asimetría	1.8	1.4	1.1	0.7	0.5
		Curtosis	6.6	4.7	3.2	2.5	2.4
		Media	4024.4	4136.1	3836.4	4043.3	4273.8
	Servicios Sociales	Desviación Estándar	3440.4	3413.3	3130.7	3391.6	3596.0
		Coef. De Asimetría	1.8	1.9	2.0	1.9	1.9
		Curtosis	6.3	6.5	7.2	6.7	6.8
Media		2365.8	2732.2	2927.5	2636.6	2607.8	
Transportes y Comunicaciones	Desviación Estándar	1765.5	2405.7	2832.7	2220.5	2417.4	
	Coef. De Asimetría	3.1	3.0	2.8	3.5	3.7	
	Curtosis	17.0	14.5	11.4	19.6	20.1	

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Medellín	Agricultura y Minas	Media	3194.0	2898.0	3621.2	3406.7	3822.8
		Desviación Estándar	3374.9	2831.4	3072.8	2990.5	3784.5
		Coef. De Asimetría	2.5	2.6	1.4	2.6	2.0
		Curtosis	8.2	9.0	3.8	10.3	6.3
		Media	2395.2	2214.5	2334.8	2377.5	2390.5
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1775.0	1407.6	1971.7	1873.7	1652.5
		Coef. De Asimetría	4.2	3.8	4.5	4.4	5.0
		Curtosis	27.2	23.9	28.9	28.9	38.3
		Media	2742.6	2242.3	2496.1	2300.1	2397.6
	Construcción	Desviación Estándar	2522.4	2255.0	2426.7	1757.5	1896.1
		Coef. De Asimetría	3.8	4.7	3.3	3.7	4.0
		Curtosis	20.4	28.3	15.2	21.3	24.3
		Media	2614.6	2659.9	2612.7	2727.4	2773.6
	Electricidad, Gas y Agua	Desviación Estándar	2028.8	2081.2	2165.4	2381.4	2109.1
		Coef. De Asimetría	3.9	3.6	3.6	3.9	4.0
		Curtosis	21.9	20.3	19.2	20.9	23.7
		Media	3910.1	4990.6	5247.6	5000.0	5108.4
	Establecimientos Financieros	Desviación Estándar	3215.1	3684.7	3455.0	3211.2	3632.9
		Coef. De Asimetría	2.0	1.6	1.4	1.3	1.7
		Curtosis	6.6	5.0	4.8	4.1	6.1
Media		7114.3	5522.6	6326.1	5718.9	6211.2	
Manufactura	Desviación Estándar	4139.4	3285.1	4357.1	4502.4	4383.2	
	Coef. De Asimetría	0.5	1.2	1.0	1.4	1.2	
	Curtosis	2.0	3.7	3.3	4.0	3.7	
	Media	4687.6	4299.7	4531.4	4388.0	4325.8	
Servicios Sociales	Desviación Estándar	3675.1	3372.0	3605.3	3538.0	3429.1	
	Coef. De Asimetría	1.6	1.7	1.6	1.8	2.0	
	Curtosis	5.3	6.2	5.6	6.4	7.2	
	Media	2978.9	2804.0	2685.0	2894.6	2690.7	
Transportes y Comunicaciones	Desviación Estándar	2763.3	2646.7	2560.3	2443.1	2125.0	
	Coef. De Asimetría	3.4	3.2	3.8	2.8	3.8	
	Curtosis	16.9	14.5	20.8	11.5	21.9	
	Media						

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Manizales	Agricultura y Minas	Media	1774.5	1807.6	1654.2	1730.3	2206.7
		Desviación Estándar	1798.4	1714.2	1613.0	1664.6	2391.9
		Coef. De Asimetría	4.4	4.9	5.2	4.2	3.9
		Curtosis	25.1	35.1	38.0	25.5	21.5
		Media	1984.9	1932.1	2003.0	1845.6	1958.8
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1654.0	1664.5	1616.7	1244.2	1328.7
		Coef. De Asimetría	4.9	4.7	4.9	4.5	4.5
		Curtosis	37.7	33.7	37.8	35.8	38.5
		Media	2060.4	1811.5	1811.5	1792.8	1867.3
		Desviación Estándar	1959.2	1613.3	1355.0	1574.9	1364.7
	Construcción	Coef. De Asimetría	4.1	4.8	5.2	5.8	4.1
		Curtosis	24.0	35.6	47.3	47.8	23.9
		Media	2668.6	2516.4	2459.4	2438.9	2662.9
		Desviación Estándar	2208.0	1981.0	1793.6	1689.9	1909.0
		Coef. De Asimetría	3.5	3.8	4.1	3.9	3.9
	Electricidad, Gas y Agua	Curtosis	18.6	22.0	26.9	23.5	23.7
		Media	3574.4	4151.1	4409.2	3831.9	4491.0
		Desviación Estándar	2788.9	2692.7	3059.0	2371.2	3108.5
		Coef. De Asimetría	2.2	2.2	1.9	1.8	2.0
Curtosis		8.7	10.1	7.6	6.6	8.2	
Manufactura	Media	4236.1	4565.3	4251.4	3688.6	4061.9	
	Desviación Estándar	3156.4	3320.2	2566.2	3225.6	2810.3	
	Coef. De Asimetría	2.4	1.5	1.6	3.0	1.7	
	Curtosis	9.1	4.3	5.7	12.0	5.4	
	Media	4591.2	4277.8	4251.1	4318.0	4321.1	
Servicios Sociales	Desviación Estándar	3624.5	3403.0	3229.3	3351.8	3246.6	
	Coef. De Asimetría	1.5	1.7	1.7	1.8	1.6	
	Curtosis	4.8	5.7	6.1	6.2	5.5	
	Media	2604.4	2355.4	2614.0	2593.4	2471.6	
	Desviación Estándar	2481.0	2121.1	2177.9	2390.8	1787.4	
Transportes y Comunicaciones	Coef. De Asimetría	2.9	3.5	3.3	3.9	3.5	
	Curtosis	13.4	19.4	18.8	21.4	18.7	

Ciudad	Rama de Actividad	Estadística	2001	2002	2003	2004	2005
Pasto	Agricultura y Minas	Media	1921.5	1976.6	2841.9	2399.0	2709.5
		Desviación Estándar	2277.8	1629.0	3111.3	2894.8	2671.9
		Coef. De Asimetría	2.4	1.5	2.0	3.2	1.6
		Curtosis	8.0	4.5	6.6	16.3	4.4
		Media	1858.0	1883.1	1776.4	1898.4	1862.8
	Comercio Restaurantes y Hoteles	Desviación Estándar	1374.3	1428.0	1256.8	1426.6	1372.0
		Coef. De Asimetría	3.2	4.1	5.8	4.3	4.2
		Curtosis	18.9	29.5	66.6	30.6	32.9
		Media	1515.3	2108.9	1442.3	1473.2	1422.9
		Desviación Estándar	1465.9	2797.8	1464.3	1444.7	1248.2
	Construcción	Coef. De Asimetría	3.8	3.6	7.4	6.2	4.3
		Curtosis	19.7	17.9	79.7	59.0	26.8
		Media	1927.8	1916.8	1664.3	1697.2	1798.5
		Desviación Estándar	1915.3	2020.2	1445.1	1577.9	1793.0
		Coef. De Asimetría	3.4	4.1	5.0	5.0	4.2
	Electricidad, Gas y Agua	Curtosis	17.4	25.0	36.0	36.4	26.0
		Media	3428.1	4961.1	4771.6	4546.0	4646.3
		Desviación Estándar	2629.3	3534.4	3770.5	3227.1	3299.6
		Coef. De Asimetría	2.2	1.6	2.2	2.2	1.6
		Curtosis	11.3	5.9	7.8	8.6	5.3
Manufactura	Media	3972.3	4185.0	4420.3	4715.0	4025.1	
	Desviación Estándar	2422.9	2145.3	2211.4	2961.2	2275.8	
	Coef. De Asimetría	2.6	0.6	0.9	1.2	0.9	
	Curtosis	12.5	2.5	3.5	3.7	2.9	
	Media	4884.5	5311.8	4956.3	4807.0	4854.0	
Servicios Sociales	Desviación Estándar	3578.6	3783.2	3438.8	3232.6	3423.1	
	Coef. De Asimetría	1.2	1.1	1.1	1.2	1.3	
	Curtosis	4.1	3.9	4.3	4.7	4.8	
	Media	1940.9	2184.0	2050.6	1828.1	2073.0	
	Desviación Estándar	1831.4	2192.3	1993.0	1676.9	2010.2	
Transportes y Comunicaciones	Coef. De Asimetría	3.7	4.3	4.3	5.6	4.3	
	Curtosis	20.2	26.7	24.8	44.8	27.7	

Tabla A.2. Resultados pruebas Kruskal-Wallis por año

Por ciudades

	2001	2002	2003	2004	2005
chi-squared	549.058	369.184	315.779	351.537	835.232
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
chi-squared con empates	549.061	369.186	315.781	351.541	835.371
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001

Por sector

	2001	2002	2003	2004	2005
chi-squared	6221.161	7156.913	6599.784	6772.280	7522.137
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
chi-squared con empates	6221.200	7156.952	6599.828	6772.368	7523.390
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001

Por ciudades y sector

	2001	2002	2003	2004	2005
chi-squared	7602.712	8131.642	7862.808	8066.476	9253.793
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
chi-squared con empates	7602.760	8131.687	7862.861	8066.582	9255.334
probabilidad	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001

Anexo B

Tabla B.1. Resultados Ecuación de Mincer por año

	2001		2002		2003	
	coeficiente	s.e coeficiente	coeficiente	s.e coeficiente	coeficiente	s.e coeficiente
Edad	0.03452*	0.00178	0.03345	0.00179	0.02623	0.00182
Edad cuadrada	-0.00027*	0.00002	-0.00026	0.00002	-0.00018	0.00002
Log(Horas trabajadas)	0.66293*	0.00659	0.75994	0.00647	0.74691	0.00648
Género	0.04071*	0.00638	0.02572	0.00656	0.02243	0.00655
Spline primaria	0.04329*	0.00499	0.03351	0.00513	0.02872	0.00522
Spline secundaria	0.04147*	0.00361	0.05101	0.00367	0.04397	0.00371
Spline superior	0.08420*	0.00542	0.05879	0.00544	0.07162	0.00536
Spline posgrado	0.17046*	0.01718	0.24656	0.01719	0.20485	0.01703
Edad * spline primaria	0.00018*	0.00008	0.00038	0.00008	0.00038	0.00008
Edad * spline secundaria	0.00059*	0.00010	0.00031	0.00010	0.00036	0.00010
Edad * spline superior	0.00101*	0.00015	0.00161	0.00015	0.00135	0.00014
Edad * spline posgrado	-0.00414*	0.00043	-0.00575	0.00042	-0.00514	0.00042
lambda	-0.13330*	0.00727	-0.14399	0.00744	-0.15507	0.00743

	2004		2005	
	coeficiente	s.e coeficiente	coeficiente	s.e coeficiente
Edad	0.02754*	0.00182	0.02726	0.00171
Edad cuadrada	-0.00020*	0.00002	-0.00019	0.00002
Log(Horas trabajadas)	0.72474*	0.00667	0.71703	0.00636
Género	0.04332*	0.00640	0.04630	0.00593
Spline primaria	0.03485*	0.00523	0.03899	0.00489
Spline secundaria	0.04316*	0.00367	0.04507	0.00345
Spline superior	0.05133*	0.00514	0.05363	0.00466
Spline posgrado	0.27736*	0.01716	0.23198	0.01463
Edad * spline primaria	0.00033*	0.00008	0.00022	0.00007
Edad * spline secundaria	0.00030*	0.00010	0.00020	0.00009
Edad * spline superior	0.00166*	0.00014	0.00156	0.00012
Edad * spline posgrado	-0.00604*	0.00042	-0.00499	0.00036
lambda	-0.15381*	0.00746	-0.13821	0.00717

Figura B.1. Comportamiento de los efectos fijos entre sectores por ciudad.

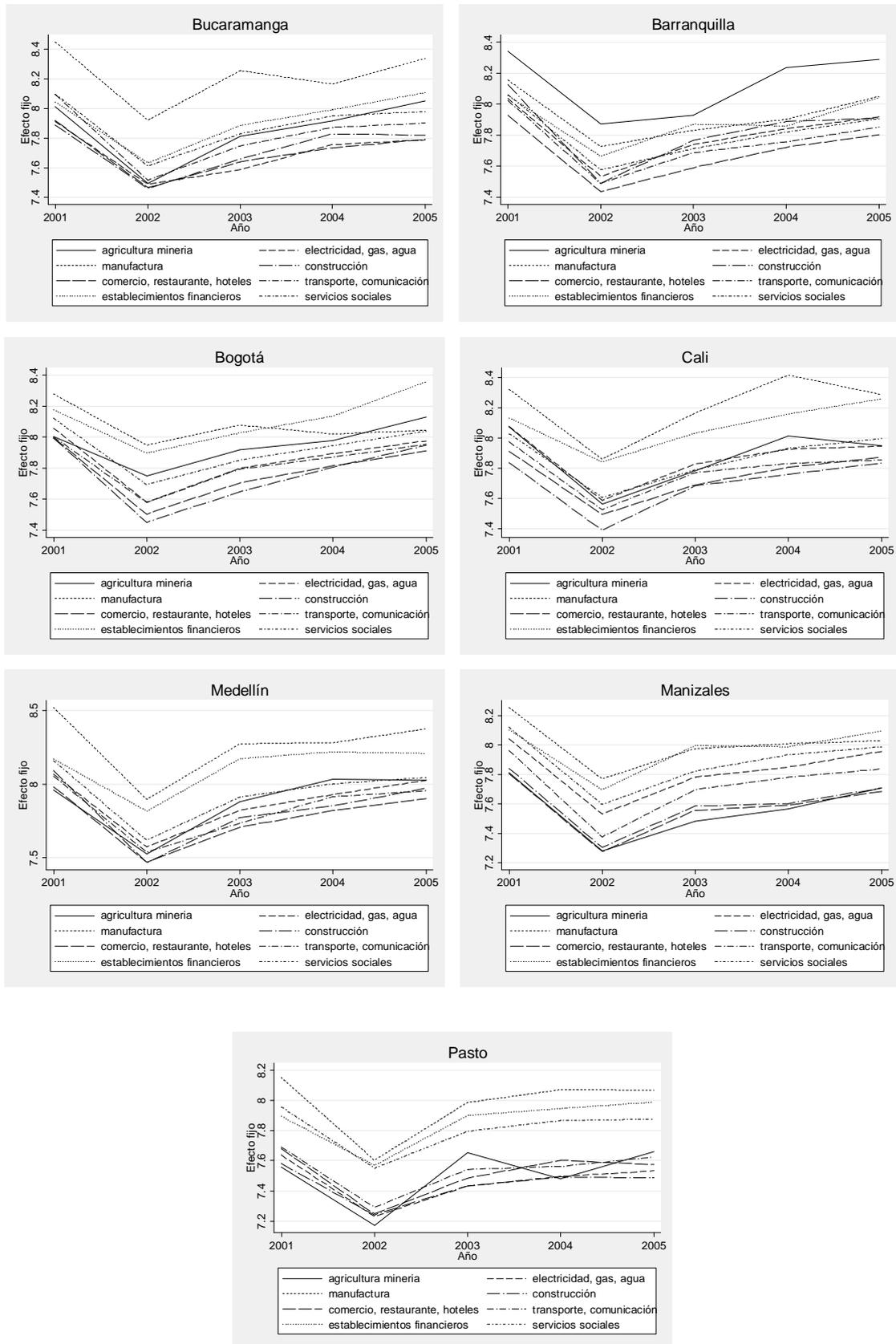


Figura B.2. Comportamiento de los efectos fijos entre ciudades por sector.

