

## Convergencia regional de salarios en Colombia

Luis Armando Galvis\*

\* El autor agradece las sugerencias de Luis E. Arango, Juan D. Barón, Leonardo Bonilla, Adolfo Meisel y Geoffrey Hewings. Asimismo, agradece la colaboración en el procesamiento de la información de Emma Montiel, pasante en la Unidad de Investigaciones. El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), del Banco de la República, sucursal Cartagena.



## I. INTRODUCCIÓN

La hipótesis de la convergencia ha sido estudiada en Colombia empleando el PIB per cápita, el ingreso y los depósitos bancarios per cápita, entre otros. En este trabajo se utilizan los salarios pues estos son una mejor medida del ingreso en las regiones del país y tienen una relación más directa con el nivel de vida que las variables como el PIB per cápita. Las preguntas que guían el estudio son las siguientes: ¿Existen diferenciales significativos en los salarios regionales? Y, si es así, ¿cómo evolucionan estos diferenciales con el tiempo? Para responder a estas preguntas el presente documento utiliza el análisis de los microdatos para calcular salarios promedio y estimar las diferencias a través de distintas ciudades. Además, para capturar el diferencial de salarios de cada ciudad, se incluyen efectos fijos por ciudad, tomando como referencia a Bogotá. De esta manera, los efectos fijos representan los diferenciales condicionales promedio de los salarios de cada ciudad, respecto a Bogotá. La metodología evalúa si estos diferenciales se mantienen después de controlar por otros factores, que incluyen las características del trabajador y del sector donde este se emplea.

Este estudio se diferencia de enfoques previos, como los de Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993), Rocha y Vivas (1998) y Bonet y Meisel (1999), entre otros, que se centraron en la convergencia  $\beta$  condicionada,  $\beta$  no condicional y  $\sigma$ , utilizando las cifras del PIB per cápita. La convergencia  $\beta$  no condicionada existe cuando hay una relación negativa entre las tasas de crecimiento y el ingreso inicial. Cuando dicha relación negativa se encuentra una vez se controla por atributos de las economías, se habla de la convergencia  $\beta$  condicional. La convergencia  $\sigma$ , por su parte, se refiere a la reducción de la dispersión del ingreso medida a través de los coeficientes de variación o el índice de Theil, entre otros.

El objetivo nuestro es determinar si los salarios reales están convergiendo y ampliar trabajos anteriores mediante el análisis de la convergencia sigma condicional, vista en series de tiempo y en corte transversal, incluyendo controles por el sesgo de selección con base en la estimación de modelos hedónicos. Se proponen definiciones alternativas de la convergencia sigma condicional, siguiendo el símil empleado por Barro y Sala-I-Martin (1991) para diferenciar la convergencia condicional  $\beta$  y la no condicional.

Algunos estudios previos realizados en Colombia han utilizado ingresos agregados o promedio, lo cual resulta en conclusiones que son menos detalladas de las que se pueden obtener utilizando un modelo hedónico. En contraste, un modelo basado en microdatos arroja resultados más completos, lo que permite una interpretación más específica de los determinantes de las diferencias en los salarios urbanos. Por ejemplo, los resultados indican que las diferencias en los salarios en las zonas urbanas son persistentes en el tiempo, aun cuando se controle por la variación en el costo de vida, empleando salarios reales. Esto plantea más preguntas sobre si las diferencias siguen siendo las mismas o cambian después de incluir, por ejemplo, variables que incorporen características de los trabajadores (Mincer, 1974), el sector económico (Hewings, 1977) o las posibilidades de sesgo de la selección (Heckman, 1979, 1980). Una vez estos factores se han considerado en el modelo hedónico, el diferencial de salario restante puede ser interpretado como las desigualdades existentes en los salarios a través de los mercados laborales urbanos del país.

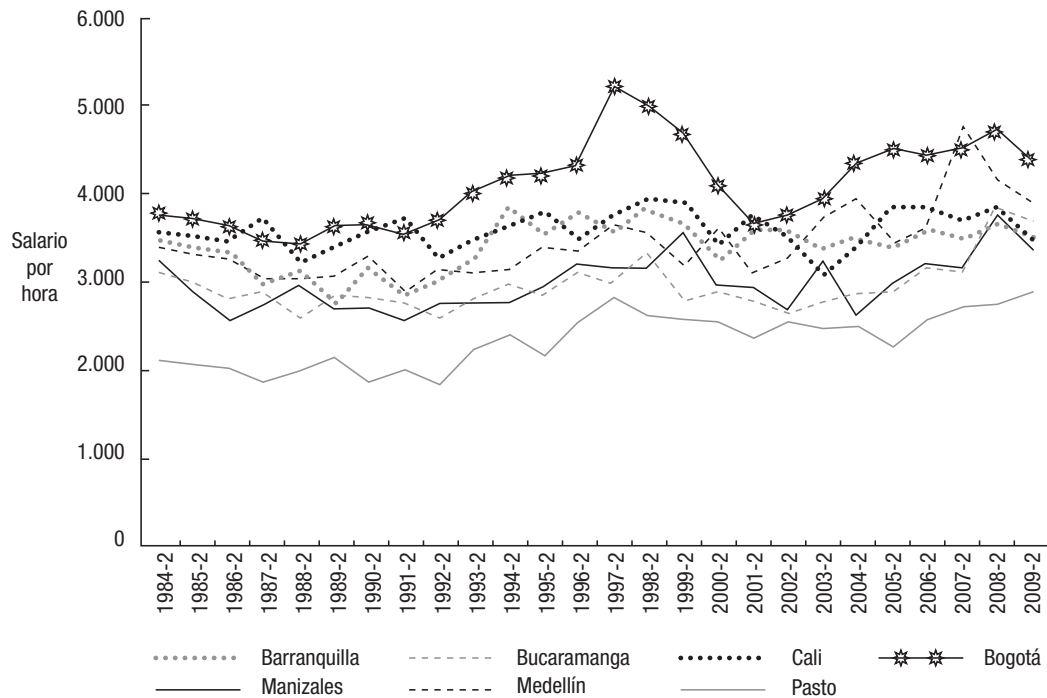
La Sección II del documento describe el comportamiento promedio de los salarios en las principales ciudades del país. La Sección III presenta una breve reseña de trabajos previos en el tema de la convergencia. En la Sección IV se describen los datos empleados en el análisis. La Sección V presenta el marco metodológico empleado en el análisis de la convergencia regional de salarios y propone una medición de la convergencia sigma condicional evaluando el aporte a los diferenciales de salario en las distintas ciudades. En la Sección VI se utiliza la descomposición del índice de Theil y se calculan las desigualdades en cada ciudad y entre las diferentes ciudades, empleando los microdatos de las encuestas de hogares. También se estiman modelos hedónicos que permiten calcular diferenciales salariales condicionales en las regiones. Se argumenta que este enfoque permite una mejor comprensión del comportamiento del mercado de trabajo desde el punto de vista de la compensación salarial. En esa sección también se utilizan los microdatos de las encuestas de hogares para analizar las diferencias en la compensación. Por lo anterior, se pueden implementar correcciones por sesgo de selección con la metodología de Heckman (1979, 1980), lo cual mejora los resultados en comparación con el simple uso de los salarios promedio. La Sección VII concluye.

## II. COMPORTAMIENTO DE LOS SALARIOS URBANOS, 1984-2009

En el Gráfico 1 se muestra el salario promedio por hora, a precios constantes de 2008, para las siete principales áreas metropolitanas. Los resultados muestran que Bogotá es el área que ha experimentado los salarios más altos y los que más se desvían del comportamiento del resto de áreas metropolitanas. Por el contrario, las restantes áreas presentan un comportamiento muy similar en los salarios.

A pesar de esta tendencia similar, que podría tomarse como un indicador positivo de una relación de largo plazo entre ellos, los salarios promedio son claramente diferentes de una ciudad a otra. Igualmente, es interesante notar el comportamiento del salario promedio en la ciudad de Pasto, que se mantiene en todo el período por debajo del resto de ciudades. Dado que se trata probablemente de la ciudad más desconectada del resto de las áreas metropolitanas, es muy razonable que los salarios tengan un comportamiento tan atípico.

**GRÁFICO 1. SALARIOS REALES URBANOS POR CIUDAD, 1984:1-2009:2**



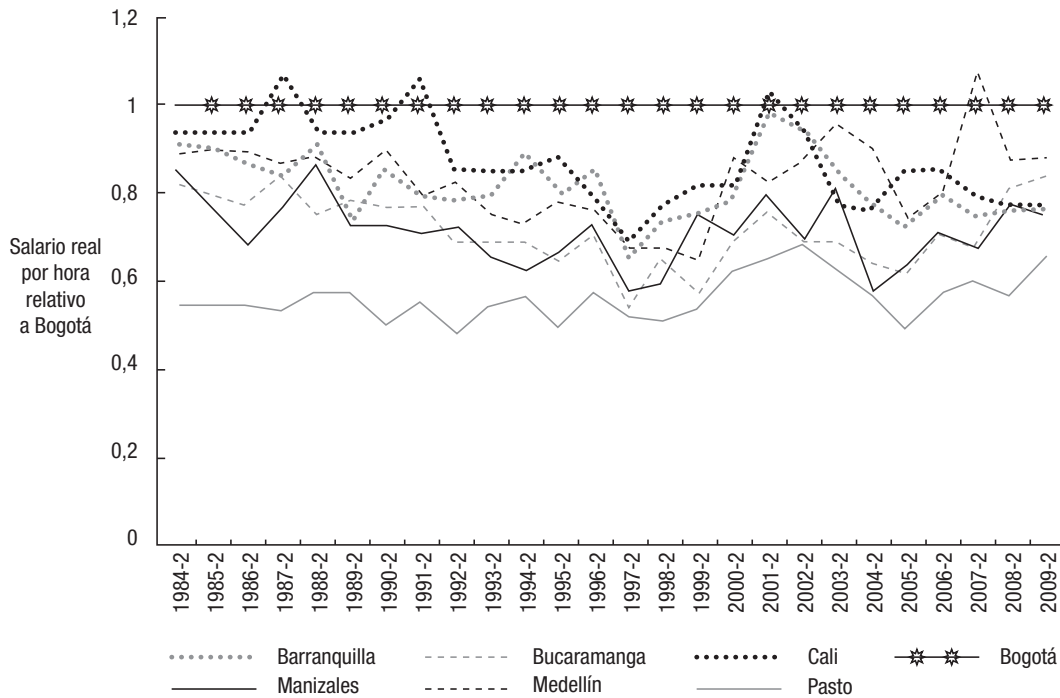
Nota: Los salarios se muestran como el ingreso promedio por hora expresado en pesos de 2008.

Fuente: cálculos con base en el DANE: ENH, ECH, GEIH.

Otro rasgo sobresaliente de este ejercicio es que las dos ciudades que se ubican en los extremos, es decir, Bogotá y Pasto, mantienen una brecha que se conserva estable a lo largo del período, lo cual no es cierto para el resto de las áreas metropolitanas, que fluctúan con cierta regularidad. Los salarios de Cali y Medellín presentan tendencias similares y están muy cercanos entre sí.

Si se calcula el salario relativo de las ciudades respecto a Bogotá, se aprecia que Pasto hasta finales de la década de los noventa no presentaba ningún patrón que replicara el comportamiento de las demás ciudades (véase Gráfico 2).

**GRÁFICO 2. SALARIO REAL POR CIUDADES CON RELACIÓN A BOGOTÁ, 1984-2009 (CÁLCULOS PARA EL SEGUNDO TRIMESTRE)**



Fuente: cálculos con base en el DANE: ENH, ECH, GEIH.

También se observa en el Gráfico 2 que la dispersión de los salarios se reduce significativamente cuando precisamente Bogotá se aleja del resto de áreas metropolitanas, alrededor de 1998. Después de ese año viene una recaída en los salarios en Bogotá, que no es seguida por el resto de áreas metropolitanas, lo que lleva a que los diferenciales respecto a Bogotá se reduzcan, principalmente en los años 2000 y 2001.

Sobre este tema, resulta interesante profundizar en por qué esas brechas salariales no se reducen a través del tiempo y es pertinente, entonces, preguntarse si esos diferenciales de salarios se reducirían al controlar por factores adicionales que pudieran estar determinando comportamientos salariales disímiles respecto a Bogotá y otras áreas metropolitanas importantes.

### III. ANTECEDENTES

¿Por qué es importante el estudio de la convergencia y las desigualdades regionales? Una vasta porción de la literatura aplicada ha identificado una relación negativa entre la desigualdad inicial y el crecimiento futuro en una muestra representativa de países (Deininger y Squire, 1996). Utilizando datos de corte transversal y series de tiempo, Bertola (1993), Alesina y Rodrik (1994) y Persson y Tabellini (1994) mostraron que los mayores niveles de desigualdad inicial se correlacionan con menores tasas de crecimiento futuro. Engerman y Sokoloff (2002), a su vez, estudian las diferencias en las desigualdades en América del Norte en comparación con América del Sur y muestran resultados que apuntan a una asociación negativa entre la desigualdad y el crecimiento económico de largo plazo.

Los diferenciales en salario pueden ser producto de desigualdades internas de un país y es de esperar que esos diferenciales desaparezcan más rápidamente que los que existan entre los países. Esto porque la movilidad de la mano de obra puede ayudar a reducir los diferenciales de salarios a través de las regiones, lo cual llevaría a niveles más elevados de crecimiento de los ingresos en el país. Lo anterior está fundamentado en que los objetivos de equidad y crecimiento se pueden complementar positivamente de tal manera que una mayor equidad puede llevar a un mayor crecimiento (Lustig, Arias y Rigolini, 2002).

Otros estudios realizados en Colombia han analizado el crecimiento económico y la convergencia, y han proporcionando evidencia tanto a favor como en contra de la hipótesis de convergencia (para una revisión, véase Moncayo, 2002). Esta línea de investigación comenzó con el estudio pionero de Cárdenas *et al.* (1993), quienes encontraron evidencia a favor de la hipótesis de convergencia durante el período 1950-1989. Por el contrario, estudios posteriores han coincidido en rechazar la idea de que los ingresos están convergiendo hacia un único nivel de equilibrio. En cada uno de ellos se emplearon diferentes conjuntos de datos o métodos de estimación (Bonet y Meisel, 1999, 2006; Galvis y Meisel, 2001; Rocha y Vivas, 1998).

En el contexto de Colombia y haciendo referencia a las teorías sobre la movilidad de la mano de obra y la migración, Galvis (2002) presentó una aplicación empírica mediante un modelo gravitacional de interacción espacial. Allí se señaló la importancia y la magnitud de la movilidad interregional de la mano de obra en el país. Se demostró que, para períodos de tiempo relativamente similares, la tasa neta de migración interregional en Colombia tiene una magnitud comparable a la de países como España, Irlanda, Japón y Estados Unidos. Una conclusión fundamental de este estudio es la influencia significativa en los flujos migratorios globales de las condiciones económicas en las regiones de origen y destino, con una preponderancia de las diferencias en los ingresos, tal como lo han documentado previos estudios, como el de Gallup (1997).

Esa alta movilidad de la mano de obra no parece haber contribuido a la integración del mercado laboral o a la reducción de disparidades entre los ingresos regionales, ni siquiera entre las áreas urbanas, que son las que atraen el mayor volumen de flujo migratorio. Ello es evidente cuando se analiza la convergencia del ingreso en las principales áreas urbanas del país (Galvis y Meisel, 2001).

Bonet y Meisel (2006) proporcionaron evidencia adicional en el mismo sentido, en un estudio en el que emplearon una serie de datos del ingreso per cápita, construida por el CEGA, basado en el PIB después de deducir los impuestos y transferencias a los gobiernos locales, con lo cual fueron más allá de los trabajos que utilizan solo el PIB per cápita.

Los salarios reales se han utilizado en los estudios de integración en el mercado laboral en Colombia. Tal es el caso de Nupia (1997) que estudió la integración regional del mercado laboral de las cuatro principales áreas metropolitanas. Más tarde Jaramillo *et al.* (2008) utilizaron salarios urbanos y rurales de los trabajadores no calificados para analizar la integración en el mercado laboral durante el período 1945-1998. Ambos documentos presentan avances en la discusión sobre los salarios promedio en las áreas metropolitanas o las regiones del país. Sin embargo, se puede argumentar que la metodología utilizada ha dejado por fuera del análisis características importantes de la mano de obra y los mercados regionales que pueden afectar la igualdad en los salarios. Una de esas características es el nivel de educación, estudiado por Galvis (2004) para el período 1984-2000. Para estudiar la integración del mercado de trabajo, este último realizó un análisis de las siete principales áreas metropolitanas, en el que incluye a los trabajadores calificados y no calificados y hace una diferenciación por el nivel de educación. El documento propone que los

trabajadores altamente calificados o educados son más móviles que los trabajadores no calificados y que un análisis de la integración en el mercado laboral debería incluir ambos tipos de trabajadores para poder sacar conclusiones sobre la dinámica de los salarios en Colombia. El estudio concluye que para los trabajadores altamente calificados hay integración entre submercados regionales, pero la misma conclusión no se puede sostener para los trabajadores no calificados.

Otros tipos de trabajo que se alejan de la perspectiva de las series de tiempo y se basan en estudios más microeconómicos son los de Mesa y García (2008) y Ortiz, Uribe y Badillo (2009). Los primeros estudian el mercado laboral de las siete principales áreas metropolitanas durante el período 2001-2005 y analizan la distribución de los salarios discriminando por ciudad y sector económico. El trabajo utiliza pruebas no paramétricas para comparar las distribuciones y verificar si existen diferenciales. Asimismo, se estiman ecuaciones tipo Mincer para calcular los efectos fijos por ciudad y sector y comparar los diferenciales que no son atribuidos a la productividad de los individuos. Dichos efectos fijos significativos, al mantenerse, constituyen evidencia de segmentación del mercado laboral.

Ortiz *et al.* (2009), por su parte, estudian la segmentación del mercado laboral durante el período 2001-2006, analizando los sectores formal e informal, para los cuales se evalúa si persisten los diferenciales en los salarios de ambos sectores. El documento analiza diferentes versiones de una ecuación minceriana e incluye paulatinamente variables de tamaño de las empresas, *dummies* regionales que extienden el análisis a trece áreas metropolitanas, interacciones de las *dummies* con la educación y variables *spline* de educación. En todos los casos, las variables *dummy* que identifican las empresas pequeñas o informales muestran coeficientes negativos y significativos, lo cual implica que en estas existen remuneraciones que consistentemente están por debajo de las que se pagan en las empresas grandes y formales, o en otras palabras, que existe segmentación en el mercado laboral.

El presente documento se diferencia de investigaciones previas en varios aspectos. En primer lugar, el análisis utiliza los salarios reales para estudiar la convergencia, en contraposición al PIB u otras variables que se han utilizado en estudios anteriores. En segundo lugar, para controlar por diferenciales en los atributos de la mano de obra, se utilizan los salarios promedio condicionales. En tercer lugar, se considera el sesgo de selección —por salarios no observados—, pues no incluirlo en el análisis conduce a estimaciones sesgadas que resultan en menores diferenciales de salario condicional promedio. Asimismo, se centra en la relación entre

los salarios en las regiones y utiliza la Encuesta Nacional de Hogares (ENH), la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) que se llevan a cabo en las principales ciudades y áreas metropolitanas del país. Aunque este enfoque no abarca el mercado laboral nacional en su conjunto y limita el alcance de las conclusiones al mercado urbano, tiene la ventaja de considerar el sesgo de selección y analizar los trabajadores calificados, así como los no calificados.

El propósito de este análisis es evaluar la hipótesis de convergencia en los salarios reales y obtener conclusiones, desde una perspectiva de series de tiempo y de corte transversal. Para hacerlo de manera precisa, se argumenta que para evaluar la hipótesis de la convergencia el análisis del salario promedio simple no es suficiente en sí mismo, dado que pueden surgir variaciones entre los mercados de trabajo diferentes. Dichas variaciones pueden tener origen en los atributos de los sectores en que cada área metropolitana está especializada o en atributos del trabajo o del trabajador. También se tienen en cuenta que las características de la mano de obra no son homogéneas en todos los mercados de trabajo (Galvis, 2004; Mesa y García, 2008). Además, analiza un período más amplio y más reciente y se consideran las diferencias en la actividad económica en las regiones con respecto a cuestiones claves como el sector económico en que se desempeñan los trabajadores, pues dada la composición industrial de cada región, puede haber diferenciales asociados a la especialización.

#### **IV. LOS DATOS**

En la primera parte del trabajo se emplea la ENH para el período 1984-2000, con una frecuencia trimestral. Posteriormente se empalman los datos con los de la ECH, desde 2001 a 2006, y la GEIH, desde 2006 a 2009. Dado que la metodología de las encuestas de hogares cambia entre los tipos de encuestas, para hacer el análisis más consistente se utiliza una fracción de la fuerza de trabajo que representa a los empleados del sector privado que trabajan al menos cuarenta horas semanales. Esto permite analizar un grupo más homogéneo de trabajadores para los que debería existir menos inflexibilidad en los salarios, con más fluctuaciones en estos, las cuales eventualmente pudieran conducir a una convergencia en los salarios.

Algunos grupos de trabajadores que se excluyen de la muestra son, por ejemplo, los empleados por cuenta propia, para los cuales no hay un salario *per se*, sino

un ingreso, que está muy asociado a las fluctuaciones en el mercado de trabajo informal. A este respecto, Guataquí *et al.* (2009) reportan resultados diferenciados para los empleados cuenta propia y los asalariados y justifican el tratamiento de ambos grupos de forma separada en los modelos de salarios. Otro grupo excluido del análisis es el de los empleados públicos, cuyos salarios se ajustan de acuerdo con factores institucionales que pueden imponer rigideces que no permitirían evaluar la convergencia. Una estrategia de trabajo similar se encuentra en Bratsberg y Turunen (1996) y en Arango, Obando y Posada (2010).

En el análisis de corte transversal, para hacer el análisis más manejable, solo se toman datos para el segundo trimestre de cada año. Para consolidar una serie con un amplio cubrimiento en la dimensión temporal, solo se incluyen en el análisis las siete principales áreas metropolitanas, cuando se utiliza la ENH. A partir de 2001 se hace el análisis por separado para las siete y las trece ciudades disponibles.

Los salarios reales se calculan con los salarios nominales, deflactados por el índice de precios al consumidor base 2008. Debido a que es posible que existan algunas diferencias en el costo de vida en las ciudades (Roback, 1982, 1988), se utilizan índices de precios para cada área metropolitana<sup>1</sup>.

Para capturar la importancia de la composición industrial en las diferencias salariales, se incluyen efectos fijos para cada uno de los sectores económicos, dado que se espera que una parte de esos diferenciales en los salarios sea explicada por el sector económico donde se desempeñe el trabajador.

## V. MARCO TEÓRICO Y METODOLÓGICO

Después de los trabajos pioneros de Barro (1991) y Barro y Sala-I-Martin (1991) sobre el crecimiento y la convergencia, la literatura empírica sobre el tema ha dado lugar a nuevos desarrollos y aplicaciones en todo el mundo. Distintas metodologías han evaluado la convergencia en ingreso promedio o la reducción de las disparidades. Sin embargo, muchos de esos estudios se han concentrado en las variables agregadas a nivel de países o regiones y ha habido poca investigación que examine

---

<sup>1</sup> Excepto durante el período 1984-1987, para el cual se utilizan los índices de precios del nivel nacional, pues no existen índices de precios para cada una de las ciudades.

con más detalle los determinantes de los ingresos regionales y tengan en cuenta características microeconómicas. El principal punto que se enfatiza en este documento es que estas variables deben incluirse para ir más allá de las investigaciones que utilizan el ingreso promedio, o el PIB como *proxy* de este, o la simple diferencia en el precio promedio de la mano de obra.

De acuerdo con la teoría neoclásica, cuando los mercados están integrados, las diferencias de precios podrían desaparecer debido a la movilidad de los factores y mercancías. Si esta predicción se cumpliera, deberíamos observar que las diferencias salariales desaparecen con el tiempo y los salarios regionales convergen a un equilibrio común. Otras propuestas argumentan que el modelo sugerido por el enfoque neoclásico es demasiado simple, ya que no tiene en cuenta el efecto de las diferencias entre las regiones en cuanto al capital humano (Becker, 1975), las características de la industria (Hewings, 1977) y los atributos del tipo de trabajo (Roback, 1982, 1988). Diferentes composiciones de la mano de obra entre regiones pueden también explicar los diferenciales salariales (Bellante, 1979).

La teoría del capital humano postula que las diferencias entre los salarios regionales pueden explicarse a partir de la variación en factores como la educación, la experiencia laboral, la posición ocupacional, entre otros (Becker, 1975). Asimismo, Brown (1980) introdujo en el debate su teoría de las diferencias salariales por compensación, donde argumenta que existen ciertas características que hacen un trabajo más o menos deseado, tales como la ubicación, altas tasas de criminalidad o condiciones climatológicas extremas, que justifican la existencia de diferenciales en los salarios. Una discusión relacionada fue presentada por Roback (1982, 1988), quien planteó que las diferencias salariales están relacionadas con los atractivos o amenidades que un lugar de trabajo o entorno urbano pueda proporcionar al trabajador. En ese caso, cuando una ciudad tiene, por ejemplo, altos niveles de delincuencia, los trabajadores pueden ser atraídos para trabajar en ese entorno siempre que reciban un salario superior como compensación. Igualmente, si una ciudad experimenta un costo de vida alto, los trabajadores deberían recibir una compensación superior como ajuste para lograr su permanencia en la región.

La literatura sobre integración del mercado laboral y convergencia ha señalado la diferencia de precios entre dos o más mercados como evidencia de segmentación. Si estos mercados pertenecen a dos economías o países diferentes, el análisis de los precios puede llevarse a cabo a través de la noción de paridad del poder adquisitivo (PPA), para estudiar la idea de convergencia salarial (Asplund y Friberg, 2000).

Con respecto a la tasa de cambio, la teoría de la PPA afirma que, a largo plazo, los precios tienden a igualarse, de tal manera que los precios en una economía doméstica  $i$ ,  $P_i$ , pueden ser expresados como el producto de un tipo de cambio nominal y precios externos,  $P^e$ , como sigue:

$$P_i = \pi P^e. \quad (1)$$

En el caso de los precios de dos regiones de un país, el tipo de cambio entre las regiones es igual a uno y la ecuación anterior queda expresada solo en función de los precios. En un modelo econométrico que incluya un error estocástico se tendrán los salarios de la región  $i$  ( $W_i$ ) y de la región  $j$  ( $W_j$ ) como:

$$\ln W_i = \alpha + \beta \ln W_j + \varepsilon. \quad (2)$$

Esta relación busca aportar evidencia sobre la integración del mercado laboral y la convergencia estocástica de salarios (Bernard y Durlauf, 1994, 1995). Ejemplos de aplicaciones en Colombia que siguen esta línea de razonamiento se encuentran en Nupia (1997) y Jaramillo *et al.* (2001).

Dickie y Gerking (1988) plantean dos posibilidades para la convergencia de ingresos. La convergencia fuerte, en la cual la media no condicional de los salarios o ingresos converge entre regiones, y la convergencia débil donde la media condicional (controlando por atributos determinantes de los diferenciales) converge entre regiones. Diferentes estudios documentan que la convergencia fuerte generalmente no se observa. Tal es el caso de Dickie y Gerking (1988) para Canadá, Blackaby y Manning (1990) para el Reino Unido y Montgomery (1992) para la economía estadounidense.

La convergencia fuerte se relaciona con el concepto de la convergencia sigma y en nuestro caso hablaremos de convergencia sigma no condicionada al referirnos a la convergencia fuerte. La convergencia débil se aborda en este estudio desde la definición de la convergencia sigma condicional. Con este concepto nos referimos a la reducción de las disparidades al controlar por factores adicionales o al condicionar en estos para analizar la convergencia. En este punto se sigue la lógica de Barro y Sala-I-Martin (1991), con la diferenciación entre convergencia beta condicional y no condicional.

El primer enfoque para abordar la convergencia sigma condicional consiste en calcular la participación de las desigualdades interregionales en las desigualdades totales. Este procedimiento se lleva a cabo mediante la descomposición del índice de Theil en sus componentes interregional e intrarregional.

### **A. Convergencia sigma condicional**

La convergencia sigma condicionada que se estudia en el presente documento parte de considerar las desigualdades al interior de las ciudades y con ella se evalúa qué parte de las desigualdades totales está explicada por las desigualdades remanentes, es decir, qué tan importante es el componente regional de las desigualdades.

El análisis de las disparidades entre regiones se realiza a través de la descomposición del índice de Theil en sus componentes intra e interregional, siguiendo la aproximación a la descomposición espacial del índice que emplea Rey (2001). La descomposición del índice de Theil para un grupo  $G$  de ciudades, viene dada por la expresión:

$$T = \sum_{g=1}^G s_g \log \left( \frac{n}{n_g s_g} \right) + \sum_{g=1}^G s_g \sum_{i \in g} s_{i,g} \log (n_g s_{i,g}), \quad (3)$$

donde  $s_g$  es la participación del salario en el total de salarios del grupo o la ciudad  $g$ ;  $n_g$  es el número de observaciones en la ciudad  $g$  y  $S_{i,g}$  es la participación del salario del individuo  $i$  en la ciudad  $g$ . El primer término de la ecuación (3) corresponde a las desigualdades interregionales y el segundo a las intrarregionales.

Dado que no se conoce la distribución de los componentes para evaluar la significancia estadística de cada uno, se simula la distribución del componente interregional para conocer el efecto de la localización en los patrones de concentración del ingreso.

El procedimiento consiste en generar una distribución aleatoria de los individuos entre las ciudades consideradas, utilizando métodos de *bootstrapping* o remuestreo para obtener los percentiles de la distribución y determinar si el valor calculado es estadísticamente significativo.

Dado que se están generando distribuciones de los individuos aleatoriamente distribuidos en el espacio, en las simulaciones estos también son reubicados junto con

los factores de expansión, por lo cual se puede alterar el cálculo del tamaño de la población de cada ciudad, lo cual añadiría una fuente adicional de variabilidad en los resultados. Para evitar este inconveniente, se utiliza la muestra expandida, de tal manera que no se altere el número de individuos pertenecientes a cada ciudad, sino solamente su ubicación espacial. Para cada etapa de la encuesta se calcula el componente interregional del índice de Theil y se compara con los valores calculados para la distribución espacial aleatoria de los individuos. La idea con este procedimiento es comparar el componente interregional efectivo con el que ocurriría si los individuos estuvieran uniformemente distribuidos en el espacio. Este procedimiento se repite 99 veces y se generan los percentiles 2,5 y 97,5 que sirven como puntos de referencia para determinar si el verdadero componente interregional del Theil es estadísticamente diferente del obtenido al azar.

En el análisis anterior se supone que la mano de obra es un “bien homogéneo”, que podrá ser objeto de intercambio entre las regiones sin ninguna barrera a la movilidad. Al flexibilizar este supuesto para analizar la mano de obra según el nivel educativo, se encuentra que existen resultados diferenciados en la convergencia de los salarios de las principales áreas metropolitanas, según el segmento de la mano de obra analizado (Galvis, 2004). Debido a ello, no es muy plausible hacer esta suposición y, por lo tanto, tenemos que estudiar factores adicionales para comprender las diferencias salariales, por ejemplo, las relacionadas con la teoría del capital humano, que incluye la educación y la experiencia, entre otros. También se incluyen otras variables como el género y el estado civil.

### ***B. Convergencia sigma condicional en corte transversal***

El segundo enfoque consiste en evaluar los diferenciales promedio de salarios en cada ciudad, condicionados al control por los determinantes de los salarios sugeridos por la teoría del capital humano, en un modelo tipo Mincer (Becker, 1975).

La ecuación por estimar corresponde a un modelo de precios hedónicos donde el salario del individuo  $i$  en la ciudad  $j$  se modela como:

$$\ln W_{ij} = \gamma_j D_j + X_{ij} \beta_j + \varepsilon_{ij}. \quad (4)$$

En esta expresión los elementos en  $D_j$  son *dummies* regionales que identifican los efectos fijos de cada ciudad analizada en la encuesta. Es bien conocido en la lite-

ratura de economía laboral que los resultados al estimar la anterior ecuación son sesgados cuando no se tiene en cuenta el hecho de que la variable dependiente tiene una distribución truncada, debido a los salarios no observados de las personas que no están trabajando. En este caso, la solución propuesta por Heckman (1979, 1980) es controlar por la probabilidad de participación en el mercado laboral, para lo cual la ecuación (4) se reformularía como el sistema:

$$\ln W_{ij} = \gamma_j D_j + X_{ij} \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$P_{ij}^* = Z_{ij} \theta_j + \mu_{ij}.$$

En este sistema de ecuaciones  $P_{ij}^*$  es una variable latente que representa la probabilidad de participación de cada individuo en el mercado laboral, o la de observar salarios positivos (Heckman, 1979). Los términos de error siguen una distribución normal multivariada con media cero, varianzas  $\sigma_\mu$  y  $\sigma_\varepsilon$ , y coeficiente de correlación  $\rho$ , que junto con los demás parámetros del sistema son estimados por máxima verosimilitud.

Ya que la probabilidad de participación es modelada como una función de variables que afectan los salarios y la participación en el mercado laboral, se incluyen restricciones de exclusión que son usadas para identificar parámetros en la ecuación (5).

Una alternativa para la estimación consiste en hacer la predicción de la probabilidad de observar los salarios positivos y con esta calcular la inversa de la proporción de Mills ( $\lambda$ ), como  $\hat{\lambda} = \phi(Z\hat{\theta}) / \Phi(Z\hat{\theta})$ , donde el numerador y el denominador corresponden a la normal estándar y la normal acumulada, respectivamente. El inverso de Mills se incluye en la ecuación (4) para hacer una nueva estimación, por lo que este procedimiento se conoce como la estimación de Heckman de dos etapas:

$$\ln W_{ij} = \gamma_j D_j + X_{ij} \beta_j + \pi_j \hat{\lambda}_{ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (6)$$

Es recomendable que la estimación se efectúe por máxima verosimilitud, siempre y cuando no haya problemas de multicolinealidad en el modelo, en cuyo caso la estimación en dos etapas arroja resultados más robustos que la estimación por máxima verosimilitud (Puhani, 2000).

En los modelos de salarios como el que aparece en la ecuación (6), el número de niños menores a seis años y el estado civil suelen utilizarse como variables añadidas

al modelo *probit*, como restricciones de exclusión<sup>2</sup>. Esas dos variables se incluyen en el presente documento, ya que se supone que la presencia de los hijos menores y el estado civil afectarán la probabilidad de participación en el mercado laboral, pero no necesariamente el nivel salarial que recibe un individuo. Dolton y Makepeace (1986) muestran que estas variables afectan los ingresos a través del término  $\hat{\lambda}$  que se incluye en la ecuación de salarios.

En esta parte del análisis, si se encuentran desviaciones significativas después de controlar por el conjunto de factores considerados en la matriz  $X$ , que se supone deberían determinar los diferenciales salariales, se puede concluir que existen diferenciales significativos en los salarios a nivel regional. La existencia de convergencia en los salarios dependerá de si estos diferenciales se reducen a través del tiempo (convergencia), se mantienen (integración de mercados sin convergencia) o se amplían (divergencia).

## VI. RESULTADOS

El primer enfoque empleado para caracterizar el comportamiento de los salarios urbanos se basa en analizar sus tendencias a través del tiempo y explorar los patrones sugeridos por la dispersión de los datos. La pregunta principal que se quiere resolver es si existe convergencia sigma no condicionada, mediante el examen del coeficiente de variación de los salarios. La segunda parte de esta sección busca verificar el aporte a la dispersión de los salarios que tienen las ciudades estudiadas en el marco de la convergencia sigma condicional, controlando por los diferenciales al interior de las ciudades. Finalmente se pasa al análisis de los microdatos para el estudio de la convergencia sigma condicional, en el que se controla por factores que influyen sobre los diferenciales salariales en modelos hedónicos.

El Gráfico 3 muestra el comportamiento de la dispersión de los salarios en las áreas metropolitanas del estudio, al emplear los coeficientes de variación. El gráfico hace evidente que, en general, la serie para la mayoría de las ciudades muestra una tendencia decreciente en su dispersión hacia finales de los años noventa. No

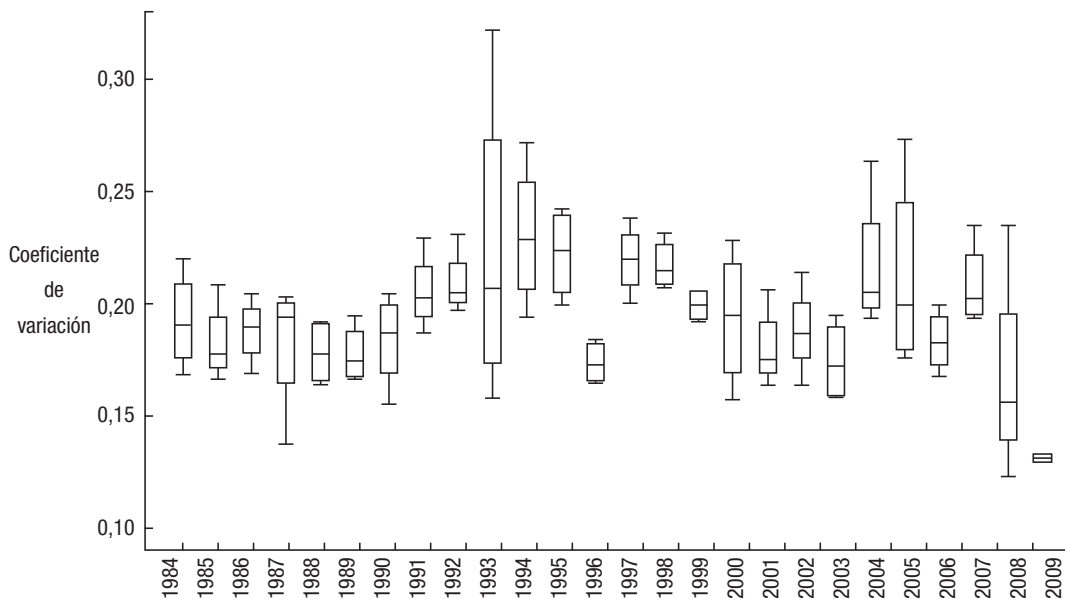
---

<sup>2</sup> Este mismo procedimiento se utiliza en estudios internacionales (Dolton y Makepeace, 1986; Montero y Garcés, 2009). Heckman (1980) emplea el número de niños menores de seis años en el hogar y el salario por hora del esposo, en un estudio de la curva de salarios de una muestra de mujeres.

obstante, durante los siguientes años la dispersión vuelve a ampliarse y, con ello, las brechas salariales vuelven a incrementarse. Nótese, sin embargo, que si se observa el comportamiento de la mediana (la línea dibujada dentro de la barra), no varía significativamente en comparación con los extremos de la distribución, con lo cual son otros percentiles de la distribución los que estarían explicando las variaciones en la dispersión de salarios.

Finalmente, a la pregunta sobre la reducción en los diferenciales de salarios, de acuerdo con el Gráfico 3 hay que responder negativamente. La variabilidad en los salarios entre áreas metropolitanas muestra ciclos donde hay aumentos en la dispersión y en otros, reducciones, aunque, si se examina toda la serie para el período de análisis, no se observa una reducción general en las disparidades en los salarios promedio regionales. En otras palabras, no se observa la convergencia sigma no condicional, es decir, que no existe convergencia fuerte.

**GRÁFICO 3. DISPERSIÓN DE LOS SALARIOS REALES 1984:1-2009:2**



Fuente: cálculos del autor con base en el DANE.

### A. Disparidades interregionales en salarios

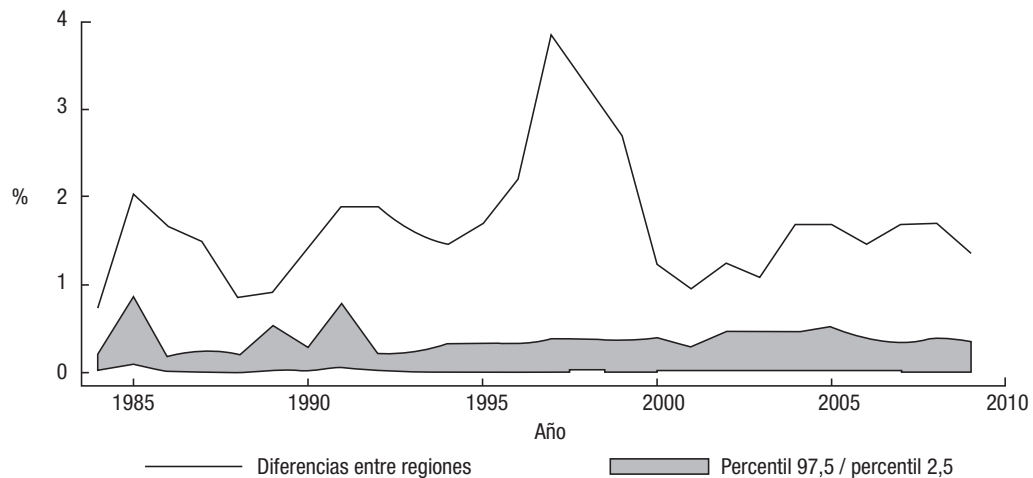
Dado que al comparar los coeficientes de variación a través de los diferentes períodos de estudio se encuentra gran variabilidad en ellos (Gráfico 3), el primer análisis que se realiza es el cálculo de los diferenciales de salarios explicados por la localización de los individuos en alguna de las ciudades consideradas. Esto es, dado que existen disparidades en los salarios a nivel regional, lo que se quiere indagar es cuál es el aporte del componente regional del índice de Theil en las desigualdades totales en el marco de la convergencia sigma condicional.

La convergencia sigma condicional no se refutaría si, de acuerdo con esta metodología, se redujera el componente interregional de las disparidades en salarios.

En el Gráfico 4 se muestran los cálculos de la participación de las desigualdades interregionales en la desigualdad total. Se calcula también el área entre los percentiles 2,5 y 97,5 de los índices calculados a partir de la relocalización de las observaciones, la cual está representada por la franja sombreada.

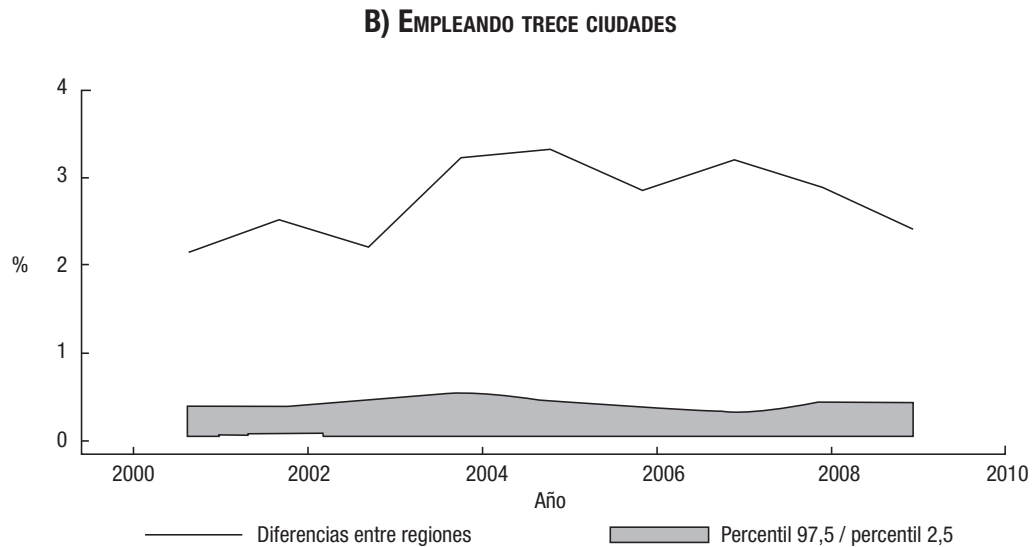
**GRÁFICO 4. CONTRIBUCIÓN DE SIETE CIUDADES A LOS DIFERENCIALES EN SALARIOS, 1984:2-2009:2**

#### A) EMPLEANDO SIETE CIUDADES



(Continúa)

**GRÁFICO 4. CONTRIBUCIÓN DE SIETE CIUDADES A LOS DIFERENCIALES EN SALARIOS, 1984:2-2009:2 (continuación)**



Fuente: cálculos del autor con base en el DANE.

Si bien no se puede decir que hubo un aumento generalizado de las disparidades interregionales, tampoco se puede concluir que estas se redujeron durante todo el período analizado. Más bien se pueden identificar dos períodos marcadamente diferenciados. El primero hasta el año 1997, en el que se observa una tendencia al aumento en las disparidades regionales en los salarios, que viene seguido de una caída abrupta en estos diferenciales. El segundo a partir del año 2000, en el que nuevamente se presenta una tendencia al aumento en los diferenciales observados. Nótese, sin embargo, que en el segundo período el promedio de esos diferenciales es mucho menor que los niveles alcanzados al final del primer período.

Un elemento que merece atención es el porcentaje de las disparidades totales que representa el componente regional. Ciertamente pareciera que ese porcentaje no tiene mayor relevancia. Sin embargo, al comparar las cifras obtenidas con los valores que se hubieran obtenido si la población se distribuyera aleatoriamente en el espacio (localizados entre el percentil 2,5 y el 97,5), se encuentra que los valores calculados sí son significativamente diferentes de esas cifras hipotéticas. Esto quiere decir que, controlando por las disparidades al interior de las ciudades, las diferencias entre ciudades contribuyen con un porcentaje significativo de las disparidades de salarios entre ciudades. En otras palabras, el espacio importa en la explicación de los diferenciales de salarios.

## **B. Estimaciones de las ecuaciones de salario tipo Mincer**

En este apartado se emplean variables de control adicional para explorar las diferencias regionales de los salarios reales en las principales ciudades metropolitanas de Colombia. Las ecuaciones salariales se estimaron para varias etapas de las encuestas de hogares con el fin de cubrir no solo las recientes tendencias en el mercado laboral, sino también los anteriores comportamientos que son importantes para nuestro análisis.

En los modelos mincerianos de salarios se incluyeron variables que se utilizan regularmente para estudiar los factores determinantes de los salarios, como el nivel de educación, la edad, el estado civil y las características del género y del trabajo, de acuerdo con la teoría del capital humano (Becker, 1975)<sup>3</sup>. Las variables de control adicional incluidas en este análisis muestran resultados coherentes con los resultados obtenidos tradicionalmente para este tipo de estimaciones, particularmente en lo que respecta a los signos de los coeficientes de los determinantes de los salarios. Por ejemplo, los resultados apuntan a ganancias salariales inferiores de las mujeres en general, mientras que la edad, como *proxy* de la experiencia, muestra un efecto positivo sobre los salarios, pero con aumentos a ritmos decrecientes.

Las principales variables que son objeto de análisis son los efectos fijos de ciudad, que identifican a los individuos que viven en Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto, en el caso de las siete ciudades. Cuando se analizan las trece ciudades se incluyen adicionalmente Cartagena, Montería, Villavicencio, Cúcuta, Pereira e Ibagué. En ambos casos el grupo base de comparación es Bogotá. De acuerdo con los resultados, salvo en raras excepciones, todos los efectos fijos son estadísticamente significativos en todas las encuestas consideradas<sup>4</sup>. Esto último indicaría que existen impactos diferenciales significativos, debido a la localización de los individuos, que explican las disparidades en los salarios de las ciudades analizadas. Estas disparidades se evalúan en relación con Bogotá, que, como se mencionó anteriormente, se toma como grupo de referencia.

---

<sup>3</sup> Por simplicidad solo se incluyeron en los cuadros los coeficientes de los efectos fijos, con su respectivo error estándar (véanse los Cuadros A1 y A2 del Anexo).

<sup>4</sup> Los cálculos reportan los errores estándar robustos para que sean consistentes con la heterocedasticidad presente en este tipo de estimaciones.

En esta parte de la metodología se estiman regresiones con la metodología de Heckman por máxima verosimilitud para el segundo trimestre de cada año desde 1984 hasta 2009, para siete áreas metropolitanas, y para el período 2001-2009, para las trece principales áreas metropolitanas. A partir de allí se analizan los efectos fijos de cada ciudad, los cuales representan los diferenciales en la media salarial condicional, después de controlar por los demás factores que afectan los salarios<sup>5</sup>.

Tomando como ejemplo el año 2009 en el segundo semestre, se muestra en el Cuadro 1 que al condicionar en los demás factores que afectan el salario, en Barranquilla en promedio se observan salarios que están un 21,2% por debajo de los de Bogotá<sup>6</sup>.

**CUADRO 1. EFECTOS FIJOS POR CIUDADES DEL MODELO DE SALARIOS EN 2009:2**

Variable dependiente: Log (salarios)	Coefficiente	Error estándar	p-valor	Intervalo de confianza al 95%	
				Lím. inferior	Lím. superior
Efecto fijos:					
Barranquilla	-0,2392	0,0202	0	-0,2787	-0,1996
Bucaramanga	-0,0714	0,0211	0,001	-0,1128	-0,0301
Manizales	-0,2271	0,0322	0	-0,2902	-0,164
Medellín	-0,0527	0,0117	0	-0,0756	-0,0297
Cali	-0,0868	0,015	0	-0,1162	-0,0574
Pasto	-0,3924	0,0426	0	-0,4759	-0,3089
Cartagena	-0,2243	0,0285	0	-0,2801	-0,1685
Montería	-0,2538	0,0436	0	-0,3393	-0,1683
Villavicencio	-0,1333	0,0356	0	-0,2031	-0,0635
Cúcuta	-0,1343	0,0259	0	-0,1851	-0,0835
Pereira	-0,1164	0,0266	0	-0,1684	-0,0643
Ibagué	-0,2287	0,0306	0	-0,2886	-0,1688

*Nota:* El cuadro continúa con el resto de las variables del modelo tipo Mincer y las correcciones por sesgo de selección, pero para simplificar solo se muestran los coeficientes utilizados en el análisis de los gráficos de convergencia.

Fuente: cálculos del autor con base en el DANE.

<sup>5</sup> Dado que los resultados representan una extensión muy vasta de información, no se incluyen los cuadros de todos los modelos estimados, sino el resumen de los coeficientes de interés.

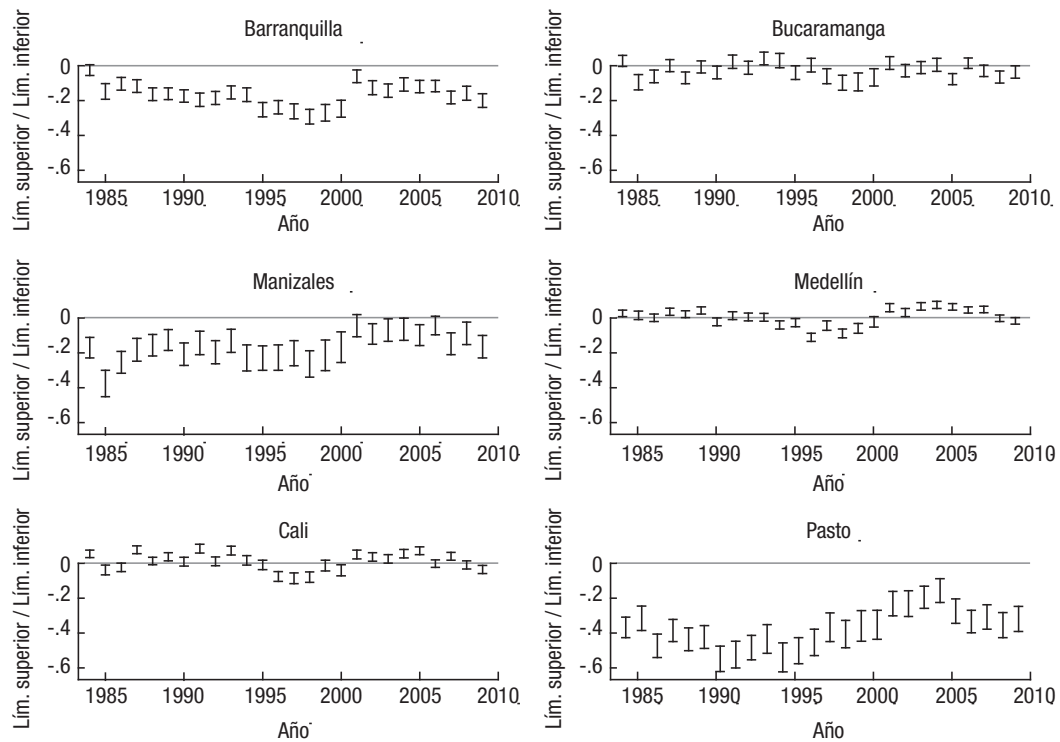
<sup>6</sup> El cálculo de la diferencia porcentual en los salarios entre las áreas metropolitanas se lleva a cabo mediante la ecuación  $\Delta W_{rt} = (e^{\beta_{rt}} - 1) * 100$ , donde  $\beta_{rt}$  es el coeficiente de los efectos fijos para cada área metropolitana o región  $r$  y  $t$  indica el período de tiempo.

La ciudad de Pasto, por su parte, tendría en promedio un salario que está 32,4% por debajo del observado en la capital. Nótese que las principales ciudades, tales como Cali, Medellín e inclusive la ciudad de Bucaramanga, presentan salarios que son muy cercanos en promedio, pues sus diferenciales solo llegan a un 8%. Este monto representa una cuarta parte del diferencial de Pasto, y menos de la mitad del diferencial con respecto a Barranquilla, Manizales, Cartagena, Montería e Ibagué.

La pregunta que se quiere responder con la estimación de los efectos fijos es si esos diferenciales de salario (condicionados en atributos personales y sectoriales) aumentan, se reducen o se mantienen a lo largo del tiempo. Para ello se construye una serie con las estimaciones de los modelos de salarios y se evalúa su tendencia a través del tiempo.

En el Gráfico 5 se presentan los efectos fijos para las siete principales áreas metropolitanas desde 1984 hasta 2009 y en el Gráfico 6 se muestran los resultados incluyendo las trece principales áreas, desde 2001 hasta 2009.

**GRÁFICO 5. COMPARACIÓN DE LOS EFECTOS FIJOS EN LAS PRINCIPALES ÁREAS METROPOLITANAS RESPECTO A BOGOTÁ, 1984-2009**



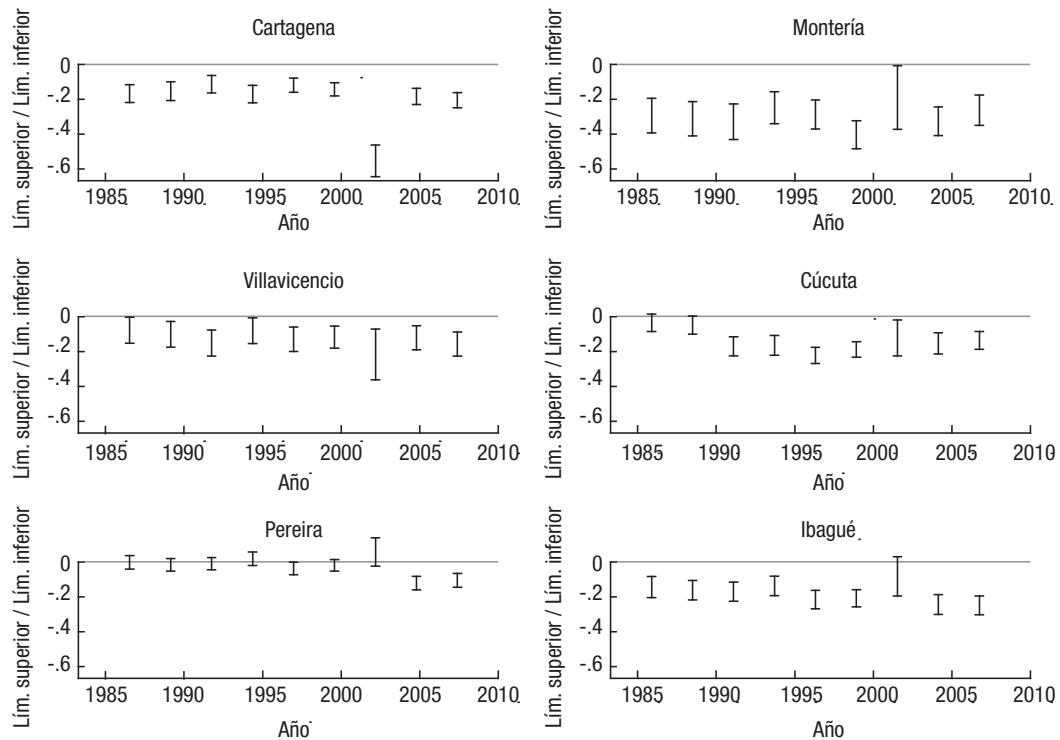
*Nota:* El gráfico muestra el coeficiente del efecto fijo de cada ciudad y el intervalo de confianza. Las cifras representan el porcentaje de diferencial del salario promedio respecto a Bogotá.

Fuente: cálculos del autor con base en el DANE: ENH, ECH, GEIH.

En general, se observa que estos diferenciales a través del tiempo no muestran una tendencia a reducirse. Los casos excepcionales son Manizales y Pasto. La primera ciudad muestra diferenciales del orden del 20% en promedio durante la década de los noventa y hacia el final del período de estudio se reducen a la mitad. Pasto, por su parte, también redujo su diferencial a la mitad, pero las diferencias con las otras áreas metropolitanas son todavía amplias, pues en la década de los noventa el diferencial de salarios en la ciudad respecto a Bogotá era de 50% en promedio y pasó a tener diferenciales del orden del 25% hacia el período 2000-2009.

El análisis señala repetidamente a Cali, Bucaramanga y Medellín como el núcleo de la actividad económica (centro), donde se pagan salarios más cercanos a los de Bogotá, es decir, los más altos del país, en relación con las demás áreas metropolitanas (periferia).

**GRÁFICO 6. COMPARACIÓN DE LOS EFECTOS FIJOS DE LAS ÁREAS METROPOLITANAS PEQUEÑAS RESPECTO A BOGOTÁ, 2001-2009**



*Nota:* El gráfico muestra el coeficiente del efecto fijo de cada ciudad y el intervalo de confianza. Las cifras representan el porcentaje de diferencial del salario promedio respecto a Bogotá.

Fuente: cálculos del autor con base en el DANE: ENH, ECH, GEIH.

Se debe recalcar que, en general, los resultados de los análisis presentados hasta ahora señalan claramente un patrón persistente en las diferencias salariales regionales entre las áreas metropolitanas, pues la dispersión de la media incondicional de salarios no se reduce a través del tiempo. Con ello, no se podría hablar de la convergencia fuerte en el sentido de Dickie y Gerking (1988).

Después de controlar por los determinantes de los salarios en un modelo hedónico, las diferencias que se mantienen son interpretadas como las desigualdades existentes entre las remuneraciones salariales en las principales ciudades del país. Estas desigualdades en la compensación a la mano de obra en el centro, frente a la periferia del país, desempeñan un papel primordial en la no convergencia en los salarios y llevan a que tampoco se presente la convergencia débil, o la convergencia sigma condicional en los atributos del modelo minceriano de salarios.

Para futuros trabajos es importante tener en cuenta información específica acerca de las ciudades, para comparar las diferencias en los salarios explicadas por los atributos de las ciudades y desarrollar un análisis en un nivel agregado con el fin de explorar las posibles explicaciones para la existencia de diferencias salariales y su persistencia, algo en lo que ya se ha avanzado en el trabajo de Arango *et al.* (2010), en relación con el desempleo.

Finalmente, una nota de precaución sobre el hecho de que, debido a la falta de información de las encuestas de hogares, no se incluyen variables como la etnia, la afiliación sindical y la experiencia, entre otras que probablemente sean importantes para analizar las fuentes de las diferencias salariales.

## VII. CONCLUSIONES

En la búsqueda de la comprensión de la dinámica de los salarios entre las áreas metropolitanas de Colombia, este estudio se diferencia de previos trabajos que evalúan la hipótesis de convergencia, en primer lugar, en que se utilizan los datos de las encuestas de hogares para el período 1984-2009. En contraste con las investigaciones previas sobre el tema, en este estudio se desarrolla un análisis alternativo en la convergencia de ingresos, que gira en torno a dos puntos principales: el uso de series que muestren el comportamiento de los salarios reales por varios períodos de tiempo, y el uso de cortes transversales para el análisis microeconómico de los determinantes de los diferenciales salariales.

Los resultados indican que no existe evidencia que soporte la hipótesis de convergencia no condicionada en los salarios en las ciudades principales de Colombia. La convergencia sigma condicionada se analizó a través de la participación de las principales ciudades en las desigualdades en salarios entre estas y se encontró que esos diferenciales no se reducen a través del tiempo, es decir que tampoco existe evidencia de convergencia condicional.

Por otra parte, los resultados del análisis de corte transversal muestran que, a pesar de emplear la serie de los salarios reales y controlar por los atributos que regularmente explican las diferencias salariales, hay diferencias persistentes en los salarios urbanos entre las áreas metropolitanas de Colombia. Este hallazgo es particularmente pronunciado para el caso de Barranquilla, Pasto, Cartagena, Montería, Villavicencio, Cúcuta e Ibagué, ciudades que se localizan en la periferia económica del país.

Como resultado de este análisis se puede sugerir que se revisen las políticas actuales para reducir las desigualdades salariales entre regiones y permitir un proceso de convergencia en la distribución de los ingresos. Esto es fundamental si se tiene en cuenta que en varios estudios se ha documentado que mayores desigualdades pueden conducir a un menor crecimiento económico.

Para trabajos futuros es importante identificar los atributos específicos de ciudad que determinan el diferencial de salarios entre estas. Por ejemplo, sería interesante controlar por el costo de vida y las amenidades de las ciudades y su influencia sobre los salarios, así como por la composición industrial de la ciudad, ya que esta última puede determinar la disponibilidad de puestos de trabajo en cada área metropolitana así como la distribución de los sectores de altos y bajos salarios. Del mismo modo, hay que reconocer que, debido a la estructura y diseño de los datos de las encuestas de hogares, no fue posible incluir en los controles del modelo otras variables que pueden ser importantes en el análisis de las diferencias salariales, como la raza, la afiliación sindical y la experiencia, pues no se encuentran disponibles en las encuestas.

## REFERENCIAS

- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.
- Arango, L. E., Obando, N., & Posada, C. E. (2010). *Sensibilidad de los salarios al desempleo regional en Colombia: nuevas estimaciones de la curva de salarios* (Borradores de Economía N° 570). Banco de la República.
- Asplund, M., & Friberg, R. (2000). *The law of one price in Scandinavian duty-free stores* (Working Paper N° 351). SSE/EFI.
- Barro, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R., & Sala-I-Martin, X. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Becker, G. (1975). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Nueva York: Columbia University Press.
- Bellante, D. (1979). The North-South differential and the migration of heterogeneous labor. *The American Economic Review*, 69(1), 166-175.
- Bernard, A., & Durlauf, S. (1994). *Interpreting tests of the convergence hypothesis* (Technical Working Paper N° 159). NBER.
- Bernard, A., & Durlauf, S. (1995). "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97-108.
- Bertola, G. (1993). *Macroeconomics of distribution and growth* (Economics Working Papers eco98/39). European University Institute.
- Blackaby, D., & Manning, D. (1990). The North-South divide: Questions of existence and stability. *Economic Journal*, 100, 510-527.
- Bonet, J., & Meisel, A. (1999). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995. *Coyuntura Económica*, 29(1), 69-106.
- Bonet, J., & Meisel, A. (2006). *Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000* (Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional). Banco de la República, Cartagena.
- Bratsberg, B., & Turunen, J. (1996). Wage curve evidence from panel data. *Economics Letters*, 51(3), 345-353.
- Brown, C. (1980). Equalizing differences in the labor market. *Quarterly Journal of Economics*, 94(1), 113-134.
- Cárdenas, M., Pontón, A., & Trujillo, J. (1993). Convergencia y migraciones interdepartamentales: Colombia 1950-1989. *Coyuntura Económica*, abril.
- Deininger, K., & Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *World Bank Economic Review*, 10, September, 565-591.

- Dickie, M., & Gerking, S. (1988). Interregional wage disparities, relocation costs, and labor mobility in Canada. *Journal of Regional Science*, 33(1), 61-87.
- Dolton, P. J., & Makepeace, G. H. (1986). Sample selection and male-female earnings differentials in the graduate labour market. *Oxford Economic Papers*, 38(2), 317-341.
- Engerman, S., & Sokoloff, K. (2002). *Factor endowments, inequality, and paths of development among new world economies* (Working Paper N° 9259). NBER.
- Gallup, J. (1997). *Theories of migration* (HIID Development Discussion Paper N° 569). Harvard University.
- Galvis, L. (2002). Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993. *Revista de Economía del Rosario*, 5(1), 93-118.
- Galvis, L. (2004). Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000. En A. Meisel (ed.), *Macroeconomía y regiones en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
- Galvis, L., & Meisel, A. (2001). El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998. En A. Meisel (ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
- Guataquí, J. C., García, A., & Rodríguez, M. (2009). *Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia* (Documentos de Trabajo N° 70). Departamento de Economía, Universidad del Rosario.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-162.
- Heckman, J. (1980). Sample selection bias as a specification error with an application to the estimation of labor supply functions. In J. Smith (Ed.), *Female labor supply: Theory and estimation*. Princeton University Press.
- Hewings, G. J. D. (1977). *Regional industrial analysis and development*. Great Britain: Methuen & Co.
- Jaramillo, C. F., Nupia, C., & Romero, C. (2001). Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998. En A. Meisel (ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
- Lustig, N., Arias, O., & Rigolini, J. (2002). Reducción de la pobreza y crecimiento económico: la doble causalidad. En *Serie de documentos técnicos del Departamento de Desarrollo Sostenible*. Washington, DC: BID.
- Mesa, D., & García, A. (2008). *Estructura salarial y segmentación en el mercado laboral de Colombia: un análisis de las siete principales ciudades, 2001-2005* (Documentos de Trabajo N° 52). Departamento de Economía, Universidad del Rosario.

- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings. Human behavior & social institutions No. 2*. Nueva York: NBER.
- Moncayo, E. (2002). Nuevos enfoques de política regional en América Latina: el caso de Colombia en perspectiva histórica. Enfoques teóricos y evidencias empíricas sobre el desarrollo regional en Colombia. *Archivos de Macroeconomía*, DNP.
- Montero, R., & Garcés, P. (2009). EconPapers: ¿Existe discriminación salarial contra la población indígena en Chile? *El Trimestre Económico*, 76(3), 645-669.
- Montgomery, E. (1992). Evidence on metropolitan wage differences across industries and over time. *Journal of Urban Economics*, 31, 69-83.
- Nupia, O. (1997). Integración espacial de los mercados laborales: evidencia para las regiones colombianas. *Desarrollo y Sociedad*, 40, septiembre.
- Ortiz, C., Uribe, J., & Badillo, E. (2009). Segmentación inter e intrarregional en el mercado laboral urbano de Colombia, 2001-2006. *Ensayos sobre Política Económica*, 27(58).
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *American Economic Review*, 84, 600-621.
- Puhani, P. A. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53-68.
- Rey, S. J. (2001). *Space-Time Analysis of Regional Systems: STARS* (Technical Report). Department of Geography, San Diego State University.
- Roback, J. (1982). Wages, rents and the quality of life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257-1278.
- Roback, J. (1988). Wages, rents, and amenities: Differences among workers and regions. *Economic Inquiry*, 26(1), 23-41.
- Rocha, R., & Vivas, A. (1998). Crecimiento regional en Colombia: ¿Persiste la desigualdad? *Revista de Economía del Rosario*, 1(1), 67-108.

## ANEXO

## REGRESIONES TIPO Mincer PARA LAS ECUACIONES DE SALARIOS

**CUADRO A1. RESULTADOS PARA LOS EFECTOS FIJOS DE CIUDAD PARA SIETE ÁREAS METROPOLITANAS, 1984-2009**

Variable dependiente: Log(salario)	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
Barranquilla	-0,025 [-0,02]	-0,148*** [-0,02]	-0,103*** [-0,02]	-0,118*** [-0,02]	-0,164*** [-0,02]	-0,160*** [-0,02]	-0,174*** [-0,02]	-0,195*** [-0,02]	-0,185*** [-0,02]
Bucaramanga	0,044* [-0,02]	-0,099*** [-0,03]	-0,059** [-0,02]	0,012 [-0,02]	-0,069*** [-0,02]	0,005 [-0,02]	-0,034 [-0,02]	0,039 [-0,02]	-0,002 [-0,02]
Manizales	-0,192*** [-0,03]	-0,395*** [-0,04]	-0,276*** [-0,03]	-0,203*** [-0,03]	-0,178*** [-0,03]	-0,148*** [-0,03]	-0,229*** [-0,03]	-0,165*** [-0,03]	-0,218*** [-0,03]
Medellín	0,037*** [-0,01]	0,026 [-0,01]	0,009 [-0,01]	0,049*** [-0,01]	0,033** [-0,01]	0,059*** [-0,01]	-0,019 [-0,01]	0,023 [-0,01]	0,014 [-0,01]
Cali	0,063*** [-0,01]	-0,050** [-0,02]	-0,032* [-0,02]	0,090*** [-0,01]	0,013 [-0,01]	0,042** [-0,01]	0,008 [-0,02]	0,099*** [-0,02]	0,011 [-0,02]
Pasto	-0,407*** [-0,04]	-0,347*** [-0,04]	-0,530*** [-0,04]	-0,428*** [-0,04]	-0,486*** [-0,04]	-0,471*** [-0,04]	-0,616*** [-0,04]	-0,588*** [-0,04]	-0,540*** [-0,04]

Variable dependiente: Log(salario)	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Barranquilla	-0,153*** [-0,02]	-0,166*** [-0,02]	-0,252*** [-0,02]	-0,238*** [-0,02]	-0,261*** [-0,02]	-0,292*** [-0,02]	-0,270*** [-0,02]	-0,246*** [-0,02]	-0,061*** [-0,02]
Bucaramanga	0,060** [-0,02]	0,046 [-0,02]	-0,034 [-0,02]	0,015 [-0,02]	-0,057* [-0,03]	-0,101*** [-0,03]	-0,096** [-0,03]	-0,066* [-0,03]	0,03 [-0,02]
Manizales	-0,153*** [-0,03]	-0,250*** [-0,04]	-0,251*** [-0,04]	-0,248*** [-0,04]	-0,223*** [-0,04]	-0,285*** [-0,04]	-0,236*** [-0,04]	-0,189*** [-0,04]	-0,067* [-0,03]
Medellín	0,012 [-0,01]	-0,041** [-0,01]	-0,026 [-0,01]	-0,125*** [-0,01]	-0,046** [-0,02]	-0,097*** [-0,02]	-0,064*** [-0,02]	-0,019 [-0,02]	0,078*** [-0,01]
Cali	0,084*** [-0,02]	0,017 [-0,02]	-0,014 [-0,02]	-0,094*** [-0,02]	-0,106*** [-0,02]	-0,099*** [-0,02]	-0,019 [-0,02]	-0,051** [-0,02]	0,058*** [-0,02]
Pasto	-0,483*** [-0,05]	-0,606*** [-0,05]	-0,562*** [-0,04]	-0,507*** [-0,04]	-0,406*** [-0,05]	-0,451*** [-0,05]	-0,396*** [-0,05]	-0,389*** [-0,05]	-0,249*** [-0,04]

(Continúa)

**CUADRO A1. RESULTADOS PARA LOS EFECTOS FIJOS DE CIUDAD PARA SIETE ÁREAS METROPOLITANAS, 1984-2009** (continuación)

Variable dependiente: Log(salario)	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Barranquilla	-0,126*** [-0,02]	-0,142*** [-0,02]	-0,107*** [-0,02]	-0,120*** [-0,02]	-0,117*** [-0,02]	-0,182*** [-0,02]	-0,158*** [-0,02]	-0,200*** [-0,02]
Bucaramanga	-0,021 [-0,02]	0 [-0,02]	0,018 [-0,02]	-0,078*** [-0,02]	0,029 [-0,02]	-0,023 [-0,02]	-0,063** [-0,02]	-0,03 [-0,02]
Manizales	-0,114*** [-0,03]	-0,092** [-0,03]	-0,087** [-0,03]	-0,121*** [-0,03]	-0,066* [-0,03]	-0,169*** [-0,03]	-0,111*** [-0,03]	-0,186*** [-0,03]
Medellín	0,044** [-0,01]	0,085*** [-0,01]	0,097*** [-0,01]	0,083*** [-0,01]	0,062*** [-0,01]	0,066*** [-0,01]	0,006 [-0,01]	-0,012 [-0,01]
Cali	0,042** [-0,01]	0,028 [-0,01]	0,063*** [-0,02]	0,084*** [-0,01]	-0,005 [-0,01]	0,045** [-0,01]	-0,014 [-0,01]	-0,046** [-0,01]
Pasto	-0,249*** [-0,04]	-0,206*** [-0,04]	-0,162*** [-0,04]	-0,299*** [-0,04]	-0,368*** [-0,04]	-0,338*** [-0,04]	-0,392*** [-0,04]	-0,350*** [-0,04]

Nota: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001. Para simplificar los cuadros de resultados se muestran solo los coeficientes utilizados en el análisis de los gráficos de convergencia. Errores estándar entre corchetes.

Fuente: cálculos del autor.

**CUADRO A2. RESULTADOS PARA LOS EFECTOS FIJOS DE CIUDAD PARA TRECE ÁREAS METROPOLITANAS PEQUEÑAS, 2001-2009**

Variable dependiente: Log(salario)	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Barranquilla	-0,083*** [-0,02]	-0,151*** [-0,02]	-0,175*** [-0,02]	-0,136*** [-0,02]	-0,161*** [-0,02]	-0,157*** [-0,02]	-0,276*** [-0,04]	-0,200*** [-0,02]	-0,239*** [-0,02]
Bucaramanga	0,006 [-0,02]	-0,047* [-0,02]	-0,034 [-0,02]	-0,012 [-0,02]	-0,120*** [-0,02]	-0,013 [-0,02]	0,079 [-0,04]	-0,108*** [-0,02]	-0,071*** [-0,02]
Manizales	-0,090** [-0,03]	-0,141*** [-0,03]	-0,126*** [-0,03]	-0,117*** [-0,03]	-0,164*** [-0,03]	-0,107*** [-0,03]	-0,048 [-0,07]	-0,156*** [-0,03]	-0,227*** [-0,03]
Medellín	0,056*** [-0,01]	0,02 [-0,01]	0,053*** [-0,01]	0,069*** [-0,01]	0,042*** [-0,01]	0,021 [-0,01]	0,095*** [-0,03]	-0,037** [-0,01]	-0,053*** [-0,01]
Cali	0,035* [-0,02]	0,016 [-0,02]	-0,005 [-0,02]	0,034* [-0,02]	0,043** [-0,01]	-0,046*** [-0,01]	-0,091** [-0,03]	-0,058*** [-0,01]	-0,087*** [-0,02]
Pasto	-0,272*** [-0,04]	-0,275*** [-0,04]	-0,241*** [-0,04]	-0,192*** [-0,04]	-0,345*** [-0,04]	-0,411*** [-0,04]	-0,464*** [-0,08]	-0,437*** [-0,04]	-0,392*** [-0,04]

(Continúa)

**CUADRO A2. RESULTADOS PARA LOS EFECTOS FIJOS DE CIUDAD PARA TRECE ÁREAS METROPOLITANAS PEQUEÑAS, 2001-2009** (continuación)

Variable dependiente: Log(salario)	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Cartagena	-0,176*** [-0,03]	-0,156*** [-0,04]	-0,106** [-0,03]	-0,178*** [-0,03]	-0,113*** [-0,03]	-0,143*** [-0,02]	-0,674*** [-0,06]	-0,197*** [-0,03]	-0,224*** [-0,03]
Montería	-0,284*** [-0,05]	-0,301*** [-0,05]	-0,317*** [-0,05]	-0,239*** [-0,05]	-0,277*** [-0,04]	-0,392*** [-0,04]	-0,183* [-0,09]	-0,315*** [-0,04]	-0,254*** [-0,04]
Villavicencio	-0,053 [-0,04]	-0,077* [-0,04]	-0,128** [-0,04]	-0,056 [-0,04]	-0,105** [-0,04]	-0,093** [-0,03]	-0,194* [-0,08]	-0,098** [-0,04]	-0,133*** [-0,04]
Cúcuta	-0,032 [-0,03]	-0,046 [-0,03]	-0,168*** [-0,03]	-0,163*** [-0,03]	-0,221*** [-0,02]	-0,187*** [-0,02]	-0,120* [-0,05]	-0,151*** [-0,03]	-0,134*** [-0,03]
Pereira	0,019 [-0,03]	0,001 [-0,02]	0,008 [-0,02]	0,046 [-0,03]	-0,028 [-0,02]	-0,004 [-0,02]	0,098 [-0,05]	-0,138*** [-0,03]	-0,116*** [-0,03]
Ibagué	-0,113*** [-0,03]	-0,132*** [-0,03]	-0,141*** [-0,03]	-0,105*** [-0,03]	-0,193*** [-0,03]	-0,184*** [-0,03]	-0,044 [-0,06]	-0,224*** [-0,03]	-0,229*** [-0,03]

Nota: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001. Para simplificar los cuadros de resultados se muestran solo los coeficientes utilizados en el análisis de los gráficos de convergencia. Errores estándar entre corchetes.

Fuente: cálculos del autor.