

Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000

LUIS ARMANDO GALVIS APONTE*

I Introducción

LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO laboral reviste gran importancia por cuanto al interior de un país existe mayor movilidad de la mano de obra que a nivel internacional. Dado que no existen barreras institucionales o legales que impidan la migración de la población entre las diferentes regiones, las brechas salariales que afectan la distribución del ingreso entre las regiones deberían reducirse paulatinamente.

¿Está integrado el mercado laboral en Colombia? ¿Existe suficiente movilidad de la mano de obra para acortar las brechas salariales entre regiones? ¿Se ha mejorado la distribución del ingreso territorial en los últimos años? El propósito del presente trabajo se centra en la primera pregunta para ir aportando evidencia en torno a los demás interrogantes que son de gran importancia para el desarrollo de un país como Colombia.

En Colombia se han realizado dos trabajos en torno al tema de la integración del mercado laboral. Oskar Nupia hizo un análisis de la integración espacial de los mercados laborales de las cuatro principales áreas metropolitanas y para los mercados rurales durante el período 1976-1995. Al asimilar la integración de los mercados a la cointegración de los salarios, Nupia encuentra que el mercado laboral de Barranquilla está segmentado respecto de las otras tres principales ciudades.¹ El trabajo de Nupia se limita a con-

* El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel a una versión preliminar de este documento. El documento también se benefició de la colaboración de Igor Esteban Zuccardi y Juan David Barón.

¹ Oskar Nupia, "Integración espacial de los mercados laborales: evidencia para las regiones colombianas", *Desarrollo y sociedad*, núm. 40, septiembre, 1997.

siderar los salarios de los trabajadores no calificados para poder compararlos con los de las áreas rurales.

Carlos Felipe Jaramillo, Óskar Nupia y Carmen Astrid Romero desarrollan su análisis desde 1945 hasta 1998, plantean una definición de integración de los mercados laborales que es equiparada a la cointegración de los salarios entre diferentes zonas del país.²

Una de las falencias del trabajo de Jaramillo *et al.*, es que el período de análisis es lo suficientemente amplio como para que se hubieran considerado cambios estructurales importantes que se presentaron en Colombia durante dicho período: es claro que las condiciones de comunicación, en especial de infraestructura vial y telecomunicaciones, eran muy diferentes en la década de los cincuenta frente a las existentes en épocas recientes. Esas diferencias en la infraestructura inciden en la conectividad de las diferentes regiones, con lo cual las condiciones de integración del mercado laboral, de igual manera, “padecen” de diferencias cualitativas en las posibilidades de integración por la vía de la movilidad de la mano de obra y el mayor volumen de transacciones de bienes entre regiones o puntos geográficos.

En adición a lo anterior, el trabajo de Jaramillo *et al.*, se centra en el segmento de la mano de obra con baja calificación. Estos autores consideran los mercados urbanos enfrentados a los mercados rurales, en los cuales la sustitución de la mano de obra es baja, puesto que aquel segmento de la mano de obra que posee baja calificación tiene restricciones en su movilidad, dadas las limitaciones en los medios requeridos para asumir los costos de migración, con lo cual hablar de la integración de su mercado laboral en cierta forma sería como hablar de la integración de un mercado de bienes no transables. Esto nos lleva a pensar que sería más consistente el análisis de la integración de la mano de obra calificada que labora en los centros urbanos, con mayores posibilidades de movilidad entre regiones y con mayor grado de homogeneidad.

En este sentido, el presente trabajo analiza la integración del mercado laboral urbano considerando la calificación de la mano de obra y se encuentran resultados diferentes al interior de los segmentos en que se clasifica la

² Carlos Felipe Jaramillo, Óskar Nupia y Carmen A. Romero, “Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998”, En: Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Bogotá, 2001.

población ocupada. Se propone una revisión de la noción de integración del mercado laboral en términos de la cointegración y la convergencia estocástica de los salarios.

II Los salarios reales urbanos

El análisis de la integración del mercado laboral se llevó a cabo evaluando la relación existente entre los salarios locales a nivel de las principales áreas metropolitanas –Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, Manizales, Bucaramanga y Pasto–, para las cuales existe información trimestral en la Encuesta Nacional de Hogares, ENH, en un período largo de tiempo. El período de análisis comprende los años 1984-2000 con una frecuencia trimestral. Antes de 1984 la ENH se realizaba trimestralmente sólo para las cuatro principales áreas metropolitanas –Bogotá, Cali, Medellín y Barranquilla– y desde 1984 se incluyeron continuamente Manizales, Bucaramanga y Pasto.

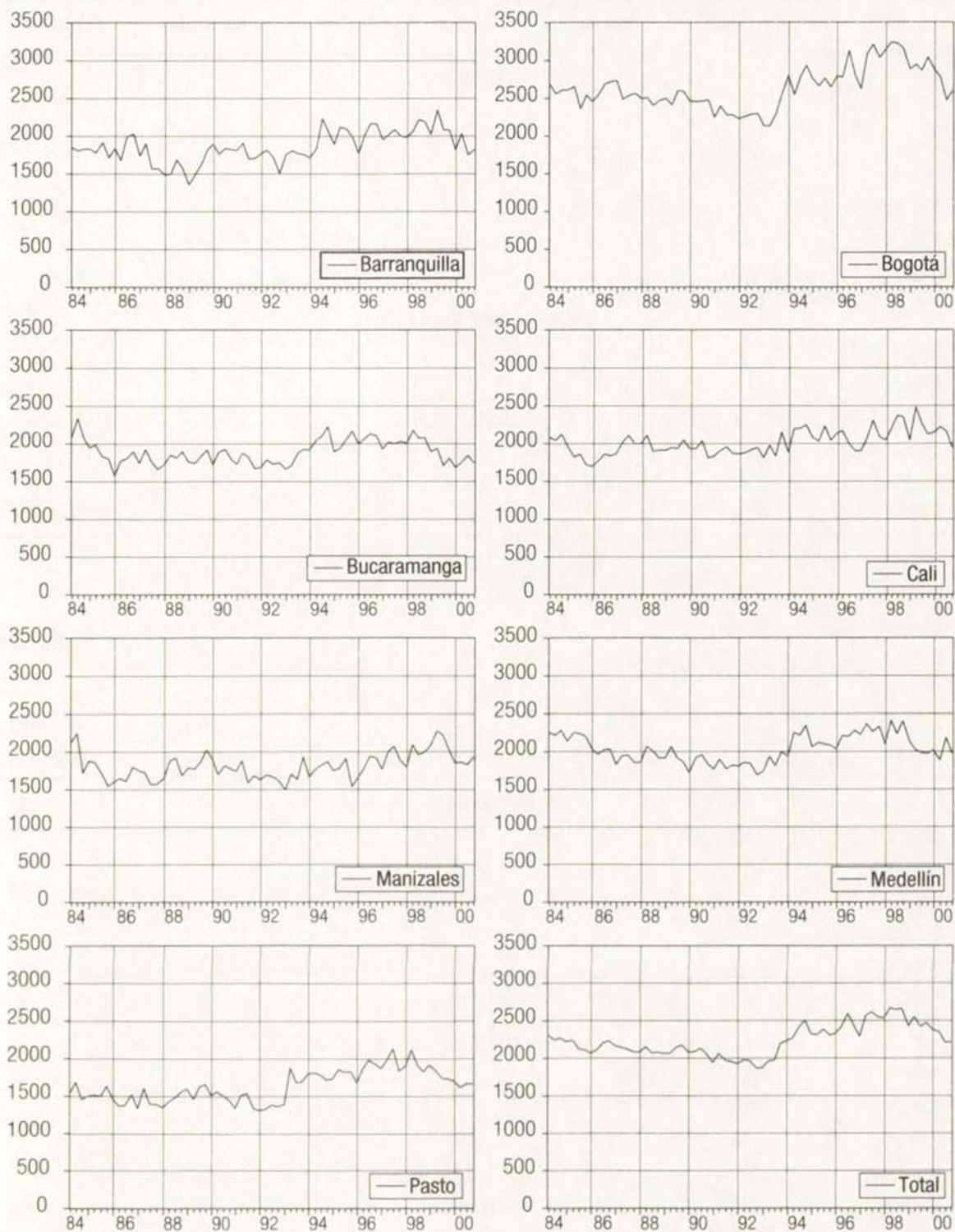
Para la construcción de las series de salarios se calcularon promedios de los ingresos totales reportados en la ENH y se calculó el salario por hora teniendo en cuenta el número de horas trabajadas en promedio a la semana. No se tuvieron en cuenta los registros de las personas que no reportan ingreso.

Al tener las series de salario promedio por hora en las diferentes áreas metropolitanas según nivel educativo, se procedió a calcular el salario real por hora, utilizando el índice de precios al consumidor –IPC–. Con el fin de evitar la utilización de un mismo deflactor para grupos de individuos con diferenciales significativos en los salarios, se utilizó el IPC de ingresos medios para deflactar los salarios de los ocupados con educación secundaria y superior, así mismo, se utilizó el IPC para ingresos bajos para deflactar los salarios de los individuos con educación primaria o ninguno. Los resultados se presentan en el gráfico 1.

Uno de los resultados que se debe resaltar es que existe una brecha bastante pronunciada entre los salarios de la mano de obra sin calificación y la que tiene un nivel educativo medio o superior (ver anexo 1). Así, pues, al realizar una estimación de las relaciones en los salarios en diferentes regiones, sin tener en cuenta el factor educativo, puede llevar a conclusiones erróneas.

Con el fin de realizar un análisis intuitivo de cuáles son las relaciones que se presentan entre los salarios reales se evalúan las correlaciones existentes entre las series generadas a partir de la ENH.

Gráfico 1. Salarios reales urbanos 1984-2000 en pesos de 1998 (por hora)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Cuadro 1. Matriz de correlaciones de los salarios urbanos según nivel educativo, 1984-2000

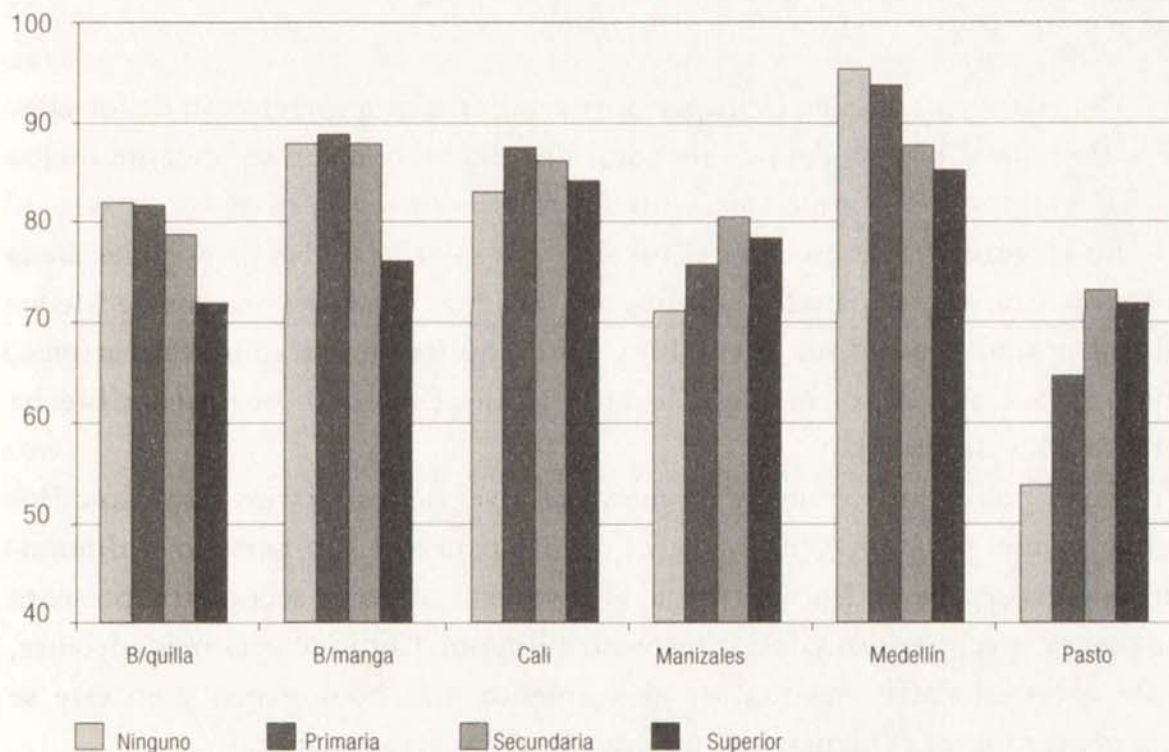
| | B/quilla | Bogotá | B/manga | Cali | Manizales | Medellín |
|-------------------------------|----------|--------|---------|------|-----------|----------|
| TOTAL | | | | | | |
| Bogotá | 0,66 | | | | | |
| B/manga | 0,52 | 0,57 | | | | |
| Cali | 0,51 | 0,63 | 0,48 | | | |
| Manizales | 0,51 | 0,57 | 0,44 | 0,59 | | |
| Medellín | 0,52 | 0,66 | 0,74 | 0,45 | 0,43 | |
| Pasto | 0,65 | 0,73 | 0,62 | 0,57 | 0,52 | 0,64 |
| NINGÚN NIVEL EDUCATIVO | | | | | | |
| Bogotá | 0,04 | | | | | |
| B/manga | 0,02 | 0,17 | | | | |
| Cali | 0,22 | 0,16 | 0,18 | | | |
| Manizales | 0,01 | 0,20 | 0,09 | 0,18 | | |
| Medellín | 0,33 | 0,15 | 0,08 | 0,17 | 0,27 | |
| Pasto | 0,16 | 0,28 | -0,04 | 0,27 | 0,00 | 0,15 |
| PRIMARIA | | | | | | |
| Bogotá | 0,43 | | | | | |
| B/manga | 0,56 | 0,55 | | | | |
| Cali | 0,44 | 0,42 | 0,56 | | | |
| Manizales | 0,33 | 0,36 | 0,32 | 0,35 | | |
| Medellín | 0,51 | 0,67 | 0,49 | 0,41 | 0,38 | |
| Pasto | 0,36 | 0,67 | 0,62 | 0,50 | 0,35 | 0,59 |
| SECUNDARIA | | | | | | |
| Bogotá | 0,53 | | | | | |
| B/manga | 0,48 | 0,69 | | | | |
| Cali | 0,30 | 0,44 | 0,61 | | | |
| Manizales | 0,39 | 0,49 | 0,52 | 0,47 | | |
| Medellín | 0,55 | 0,67 | 0,63 | 0,50 | 0,51 | |
| Pasto | 0,50 | 0,66 | 0,68 | 0,36 | 0,43 | 0,70 |
| SUPERIOR | | | | | | |
| Bogotá | 0,65 | | | | | |
| B/manga | 0,30 | 0,52 | | | | |
| Cali | 0,44 | 0,58 | 0,49 | | | |
| Manizales | 0,50 | 0,60 | 0,43 | 0,56 | | |
| Medellín | 0,56 | 0,68 | 0,65 | 0,55 | 0,55 | |
| Pasto | 0,51 | 0,69 | 0,52 | 0,50 | 0,56 | 0,56 |

FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Según se muestra en el cuadro 1 las correlaciones en los salarios entre las diferentes áreas metropolitanas aumentan en la medida que se incrementa el nivel educativo. Esto es, considerando que la mayor correlación de los salarios implica una mayor integración del mercado laboral, éste se encuentra más integrado para la población ocupada que alcanza un mayor nivel educativo. Este resultado puede ser atribuible a que la población con nivel educativo más alto presenta una mayor movilidad y, en ese sentido, los salarios de esta población deben observar un comportamiento similar, en la medida en que cuando en una determinada área geográfica los salarios se incrementan, deben existir respuestas en el mismo sentido en las demás áreas.

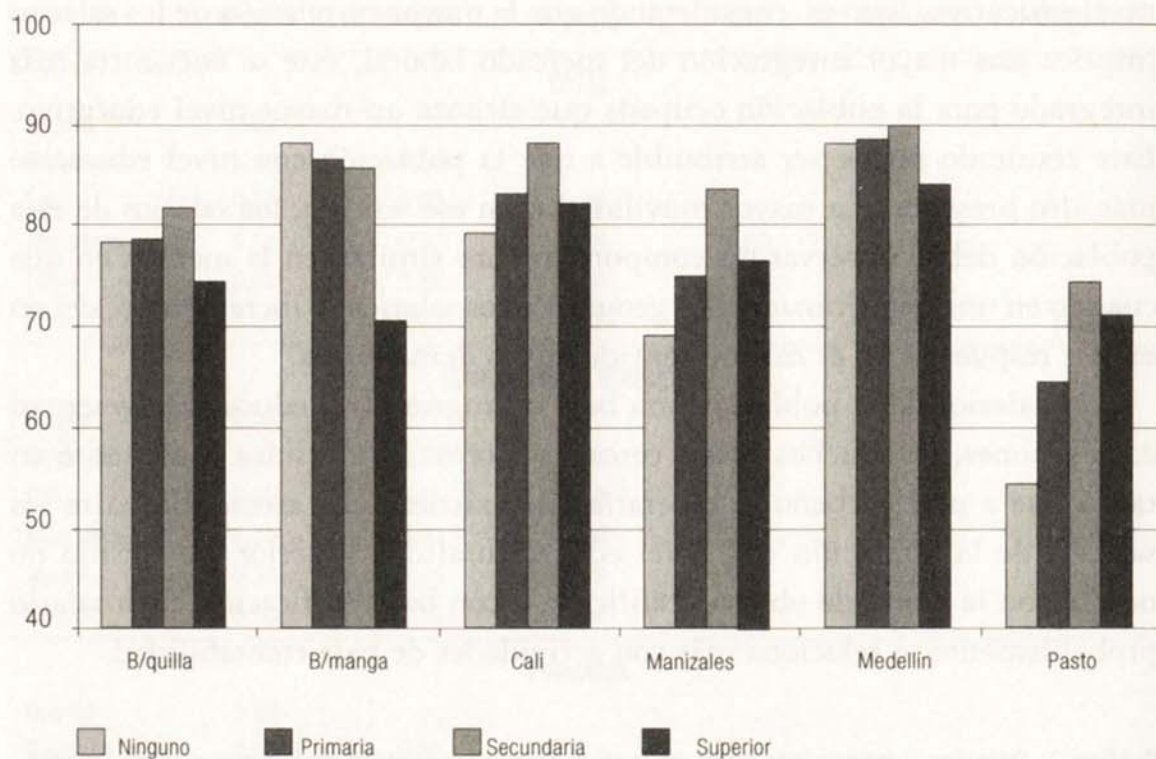
Los salarios de la población con bajo o ningún nivel educativo presentan correlaciones, en muchos casos, cercanas a cero. Ello resulta consistente en tanto que a nivel urbano se esperaría que existiese una asociación entre los salarios de la población con nivel educativo alto o superior. Lo mismo no ocurre con la mano de obra no calificada o con baja calificación cuyo salario probablemente se relaciona más con actividades de baja transabilidad.

Gráfico 2. Salarios urbanos por nivel educativo como porcentaje de los salarios en Bogotá (Promedio 1984-2000)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfico 3. Salarios urbanos por nivel educativo como porcentaje de los salarios en Bogotá (Promedio 1996-2000)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Del cuadro 1 también es importante resaltar la alta correlación de los salarios de Bogotá con las demás ciudades. Esa alta correlación se presenta incluso al desagregar el comportamiento de los salarios según nivel educativo.

En el gráfico 2 se muestra el nivel de los salarios de las principales áreas metropolitanas comparados con Bogotá. Los más similares son los de Medellín, Bucaramanga y Cali. Medellín y Barranquilla presentan un caso atípico, pues los salarios de los niveles educativos bajos presentan una menor brecha frente a los de Bogotá.

En el gráfico 2 se muestra de nuevo el nivel de los salarios respecto a Bogotá, para el período 1996-2000. El cuadro para este sub-período es diferente: con excepción de Bucaramanga, el nivel educativo de secundaria presenta la menor brecha en los salarios respecto a Bogotá. Como se verá más adelante, este nivel educativo resulta ser el segmento más homogéneo y en éste se encuentra fuerte evidencia de integración del mercado laboral.

III Marco teórico

Los diferenciales en los precios entre dos o más economías se han interpretado como un índice de segmentación del mercado. La integración del mercado lleva a que esos diferenciales se reduzcan, o desaparezcan con el tiempo. En correspondencia, en el mercado laboral la persistencia en los diferenciales salariales es también un índice de segmentación. Por estas razones, en nuestro trabajo la definición de integración del mercado se referirá a la existencia de convergencia en los salarios.

Entre regiones pueden permanecer ciertos diferenciales en los precios de la mano de obra a través del tiempo, compatibles con una baja movilidad de la mano de obra y ello no implica que el mercado no esté integrado. Esos diferenciales se pueden mantener en la medida que sean compensados con la valoración que se hace de los *amenities* asociados a una determinada área geográfica,³ o bien porque los diferenciales salariales no compensan el costo de migrar. Ahora bien, si ese diferencial se hace cada vez más grande se crean incentivos para que la mano de obra se desplace hacia las zonas donde la ganancia salarial esperada sea mayor.⁴

Así, pues, la definición de la integración de un mercado no implica necesariamente que los precios tengan que ser iguales entre sí. Una definición de integración muy simple podría proponerse en términos de la ausencia de tendencias marcadas en los precios relativos de los mercados. La teoría económica plantea que cuando en un determinado mercado se incrementan los precios relativos, las fuerzas del mercado tienden a eliminar esos diferenciales. El supuesto detrás de este mecanismo de ajuste es naturalmente que no existen barreras a la movilidad de productos y factores entre dichos mercados, en otras palabras, que los mercados estén integrados.

La igualación de los precios de la mano de obra se relaciona igualmente con la integración del mercado en términos de los planteamientos del modelo de Heckscher-Ohlin, en donde un aumento en los intercambios comerciales lleva a la igualación de los precios de los factores, o en términos del

³ Es decir que un empleado puede permanecer en una región donde obtiene un menor salario porque encuentra atractivo vivir en ese lugar.

⁴ Véase: John Luke Gallup, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.

denominado efecto Stolper-Samuelson que predice que la igualación de los precios de los bienes entre dos mercados tiende a igualar los precios de los factores.

En la definición que proponen Jaramillo *et al.* (2001) los mercados laborales están integrados si los salarios están cointegrados. Estos autores plantean que para propósitos de su estudio, “*existe integración entre los mercados laborales de dos o más regiones si sus series salariales respectivas no son estacionarias y además exhiben tendencias estocásticas comunes*”.⁵

Aquí hay que aclarar que la definición de integración de mercados a través de la existencia de cointegración en las series de salarios simplifica exageradamente la verdadera condición de integración, en tanto que la cointegración en los salarios es una condición necesaria, mas no suficiente para la definición de la integración o segmentación del mercado. Más aún, hay que considerar que, como lo plantean Jaramillo *et al.*: “*La cointegración entre dos series puede ser consistente con un diferencial creciente, decreciente o constante, dependiendo de los valores de los parámetros de la relación*”.⁶ Pues bien, si existe un diferencial creciente en los salarios, ¿podría decirse que los mercados laborales están integrados? Al parecer la respuesta más obvia es que no.

En consecuencia, la definición de la integración del mercado que adoptamos se cumple si existe convergencia en los precios. En el caso del mercado laboral, la integración del mercado estará determinada por la convergencia en los salarios.

Según Michael Knetter y Matthew Slaughter la versión absoluta de “ley de precio único” provee un “criterio natural” para evaluar la integración de los mercados.⁷ Su análisis sobre la integración de los mercados se concentra principalmente en evaluar la reducción de los diferenciales de precios examinando la existencia de convergencia. La metodología de Knetter y Slaughter parece más acertada que el simple hecho de equiparar la integración a la cointegración en los precios.

Es importante anotar aquí una implicación que involucra la integración del mercado y su relación con el orden de integración de las series y la hipótesis de la paridad de poder adquisitivo, PPA, ajustada al mercado laboral.

⁵ Jaramillo *et al.* (2001). *Op. cit.*, p. 93.

⁶ *Ibid*, p. 94.

⁷ Michael Knetter and Matthew Slaughter, “Measuring Product-Market Integration”, *NBER Working Paper*, núm. 6969, Cambridge, 1999. p. 8.

La versión absoluta de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo⁸ es una generalización de la *ley de precio único* que plantea la igualación de los precios entre dos países bajo condiciones de flexibilidad de precios y libre movilidad de las mercancías. Empíricamente la hipótesis de PPA se cumple cuando la serie de tipo de cambio real es estacionaria. Esto es, cuando los precios relativos entre los dos países no presentan raíces unitarias.

En términos del tipo de cambio, la hipótesis de PPA plantea que a largo plazo los precios tienden a igualarse en términos de su poder de compra, de tal manera que los precios de la economía doméstica i , P_i , pueden expresarse como el producto del tipo de cambio nominal, π , y los precios externos, P^e :

$$P_i = \pi P_i^e \quad [1]$$

En nuestro caso podría plantearse paridad del poder de compra de la mano de obra bajo ciertas condiciones: asumiendo que el tipo de cambio al interior del país es igual a la unidad, tomando los salarios relativos como los precios relativos de la mano de obra y considerando a esta última como un bien transable. El resultado nos arroja evidencia de la integración del mercado en la medida que se cumpla la PPA.

En este caso, la versión absoluta de la PPA puede plantearse en términos de la relación entre los salarios de la región i , W_i , frente a los de la región j , W_j , así:⁹

$$\log W_i = \alpha + \beta \log W_j + \varepsilon_i \quad [2]$$

La hipótesis para contrastar es la existencia de cointegración entre los salarios de la región i y los de la región j , evaluando adicionalmente la restricción de que $\alpha=0$ y $\beta=1$. Un contraste menos restrictivo se plantea al evaluar

⁸ Derivada de una estricta interpretación de la *ley del precio único*. También existe la versión relativa de la PPA que plantea que la variación porcentual del tipo de cambio es igual a la diferencia entre la inflación doméstica y la internacional.

⁹ Esta metodología sigue la aplicación realizada por Irene Olloqui y Simón Sosvilla, "Paridad de poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", *Documentos de trabajo FEDEA*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.

simplemente la hipótesis de que $\beta=1$, considerando la existencia de una constante en la diferencia de los precios a través del tiempo.¹⁰ El cumplimiento de la hipótesis de PPA requiere en ambos casos que las series hayan convergido puesto que se debe cumplir que $\beta=1$.

De esta manera, haciendo el símil con el mercado de bienes y la hipótesis de PPA planteamos que, en términos prácticos, la integración del mercado laboral se evalúa a través de la relación de los salarios del personal ocupado en cada área metropolitana: si los salarios de dos o más regiones convergen, el mercado laboral en dichas regiones está integrado. Si $\alpha=0$ y $\beta=1$ las series habrán convergido a un mismo valor; si $\alpha \neq 0$ las series habrán convergido a una constante igual a α . En este caso las diferencias en los salarios pueden estar explicadas, como se mencionó antes, por los costos de transporte, los *amenities*, etc.

En este sentido se debe plantear el tipo de convergencia que se va a analizar: en la literatura sobre crecimiento económico se estudia la convergencia tipo β (beta) en la cual, en análisis de corte transversal, se plantea una relación negativa entre las tasas de crecimiento del nivel de producto y su nivel inicial, de tal manera que a través del tiempo quienes inician con un nivel de producto bajo y crecen muy rápido van a "alcanzar" a quienes inician con un nivel de producto alto, pero que crecen más lento. Cabe anotar, sin embargo, que este análisis referido a datos de corte transversal no permite identificar cuáles regiones o países están convergiendo y cuáles no.

Por otra parte, para que se cierre la brecha entre los niveles de ingreso no es suficiente con que se cumpla la convergencia tipo β : es necesario, además, que la variabilidad entre los niveles de producto se reduzca a través del tiempo, lo que en la literatura se conoce como convergencia σ (sigma).

Andrew Bernard y Steven Durlauf (1994) proponen definiciones importantes sobre el tema de la convergencia haciendo alusión a los tests utilizados en los trabajos sobre crecimiento económico,¹¹ pero centran su análisis en lo que denominan la "convergencia estocástica". Bernard y Durlauf plantean que, dado un conjunto de información, \mathfrak{I}_t , en el tiempo t , dos

¹⁰ Un análisis detallado de la hipótesis de PPA se encuentra en: Keith Pilbeam, *International Finance*, Macmillan Press, London, 1998.

¹¹ Véase: Andrew B. Bernard and Steven N. Durlauf, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Technical Working Paper NBER*, núm. 159, 1994.

economías j y j^* convergen si el pronóstico de largo plazo de producto per cápita tiende a igualarse:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E[y_j(t+T) - y_{j^*}(t+T) | \mathfrak{I}_t] = 0 \quad [3]$$

Así, pues, estos autores proponen que la convergencia en el análisis de series temporales se cumple cuando en un horizonte temporal los diferenciales del producto entre dos economías son transitorios, lo cual implica que los diferenciales de producto no deben tener raíces unitarias ni tendencias, pues así los shocks en las diferencias en el producto tenderían a persistir hacia el futuro. Así mismo, para que exista convergencia en los niveles de producto las series (en niveles) deberían estar cointegradas con la condición de que el vector de cointegración sea de la forma $[1, -1]$. Nótese que este análisis se limita al caso de la convergencia de forma bivariada.

En el caso multivariado es importante recordar que si se tienen P variables, puede existir un número r de vectores de cointegración y por consiguiente un número $P-r$ de tendencias estocásticas comunes.¹² Partiendo de esta definición se plantea que en series temporales la convergencia requiere que exista cointegración entre las variables involucradas y que los vectores de cointegración de cada una de las variables sean de la forma $[1, -1]$.¹³ Sin embargo, no es suficiente con el hecho de que las series estén cointegradas para que exista convergencia: es necesario además que si se tienen P variables, con r vectores de cointegración de la forma $[1, -1]$, $P-r$ debe ser igual a la unidad, para que exista una sola tendencia estocástica común entre las series analizadas, esto es, "convergencia completa" entre las mismas.¹⁴ Cuando se presenta el caso de que $P-r$ es mayor que la unidad se dice que existe "con-

¹² Véase Robert Engle and C.W.J., Granger, "Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, núm. 55, 1987. Phillip Hans Franses, *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998.

¹³ Véase: Steven N. Durlauf and Danny Quah, "The New Empirics of Economic Growth", *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, 1999.

¹⁴ Véase: Andrew B. Bernard and Steven N. Durlauf, "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, VOL.1, núm. 2, 1995. p. 102.

vergencia parcial”, pues las series presentan más de una tendencia estocástica común.¹⁵

Por lo antes expuesto, es que se plantea que por el hecho de que las series de salarios estén cointegradas no se puede plantear que existe integración del mercado laboral, pues ello va a depender de los resultados en términos de la convergencia y del número de tendencias estocásticas comunes que presenten las series.

La definición de tendencia común en términos multivariados en el marco analítico de Bernard y Durlauf se tiene en función de la proporcionalidad de las series a través del tiempo. De acuerdo con estos autores un número P de variables tiene una tendencia común si el pronóstico de largo plazo es proporcional. Con esto, si existe más de una tendencia estocástica común las series no serán, de conjunto, proporcionales entre sí.

Dada la importancia del concepto de cointegración es necesario desarrollar esta metodología para entrar a considerar la existencia de convergencia y de integración de mercados. Para este efecto se emplea la metodología de Johansen, puesto que ésta nos provee un marco analítico en donde se superan las deficiencias encontradas en el análisis de cointegración uniecuacional. Además, con la metodología de Johansen se evitan los sesgos que se encuentran al colocar una de las variables analizadas en función de otra (u otras) sin un conocimiento previo de las condiciones de exogenidad de las variables.

La metodología de Johansen para cointegración parte de considerar un modelo VAR(k) en donde:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad [4]$$

¹⁵ Aplicaciones de esta definición se encuentran en: David E. Giles, “Output Convergence and International Trade: Time Series and Fuzzy Clustering Evidence for New Zealand and Her Trading Partners”, *Working Paper*, núm., 0102, University of Victoria, Canada, June, 2001; Mark Holmes, “Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services”, *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, 1998. Nlandu Mamingi, “Testing for Convergence and Common Features in International Output: The Case of The Eastern Caribbean Countries”, *Journal of Eastern Caribbean Studies*, VOL. 24, núm. 3, 1999; Amalia Morales “Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors”, VII Jornadas de Economía Internacional, Universidad de Alcalá, February, 2001; Irene Olloqui, Simón Sosvilla y Javier Alonso, “Convergencia en precios en las provincias españolas”, *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 99-04, FEDEA, España, 1999.

en este caso z_t es un vector de variables integradas de orden 1, de rango $(P \times 1)$, μ es una constante y D_t es un vector de variables exógenas o no estocásticas que bien pueden ser *dummies* estacionales o *dummies* de intervención.

La ecuación [4] es reformulada en términos del modelo de corrección de errores de tal manera que:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

la matriz Π es de orden $P \times r$ con P el número de variables y r el número de vectores de cointegración. Π puede ser expresada como $\alpha\beta'$ siendo α la velocidad promedio de ajuste del corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo. β es un vector que describe las relaciones de largo plazo. El número de vectores linealmente independientes nos da el rango de Π , o lo que es lo mismo, el número de vectores de cointegración. Johansen propone dos pruebas de máxima verosimilitud para hallar el rango de la matriz Π , la prueba de la traza y la del máximo valor propio. Todos los procedimientos para desarrollar la metodología se encuentran en el módulo CATS bajo RATS.¹⁶

En el anterior sistema se puede considerar la existencia de componentes determinísticos tales como tendencia e intercepto y de acuerdo con ello se pueden tener diferentes tipos de modelos y, a su vez, diferentes pruebas por realizar para evaluar la existencia de cointegración. De esta manera se pueden tener 5 tipos de modelos de la siguiente forma:

Modelo 1: es el modelo más simple, en el cual no existen componentes determinísticas.

Modelo 2: se considera la existencia de un intercepto en la relación de cointegración.

Modelo 3: se considera una tendencia determinística en los niveles de las series.

Modelo 4: en este modelo se considera la existencia de una tendencia en la relación de cointegración.

¹⁶ Una descripción completa del análisis de cointegración bajo Johansen se encuentra en: Martha Misas y Hugo Oliveros, "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas. Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio más", *Borradores de Economía*, núm. 75, Banco de la República, Bogotá, 1997.

Modelo 5: es el modelo más complejo o que tiene el menor número de restricciones, pues considera incluso una tendencia cuadrática en los niveles de la serie.

IV Resultados

A. Dispersión de los salarios reales

El análisis de la integración de mercados se puede abordar desde diversas perspectivas. Una de ellas consiste en analizar la dinámica de los precios entre los diferentes mercados, respondiéndose interrogantes como ¿existe convergencia en los precios?, ¿comparten una misma tendencia?

Stephen Cecchetti, Nelson Mark y Robert Sonora evalúan estos interrogantes para los bienes transables y no transables en un grupo de ciudades de Estados Unidos.¹⁷ Esa convergencia en los niveles de precios se presume más probable al interior de un país que entre países, debido a que entre las regiones de un mismo país los mercados se encuentran más integrados. Siguiendo la metodología desarrollada por estos autores veamos qué ocurre con los precios de la mano de obra en las principales áreas metropolitanas en Colombia.

En el gráfico 4 se toma a los salarios reales por hora de Bogotá como numerario¹⁸ y se calcula un índice de salarios relativos de las demás áreas metropolitanas respecto a Bogotá. La selección de Bogotá como numerario obedece a la gran importancia que tiene esta ciudad en la economía nacional. En promedio, durante la década de 1980 y los inicios de la década de 2000, Bogotá ha concentrado más del 45% de los ocupados en las 7 principales áreas metropolitana.¹⁹

En el gráfico 4 se observa que Pasto presenta un comportamiento diferenciado en los salarios respecto del resto de áreas metropolitanas. Igual ocurre con Barranquilla, pero estas diferencias son particularmente notorias durante

¹⁷ Stephen Cecchetti, Nelson Mark and Robert Sonora, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", *NBER Working Paper*, núm. 7681, May, 2000

¹⁸ Los salarios de las áreas metropolitanas analizadas se normalizan por los salarios de Bogotá.

¹⁹ Según cifras de la Encuesta Nacional de Hogares, ENH, del DANE.

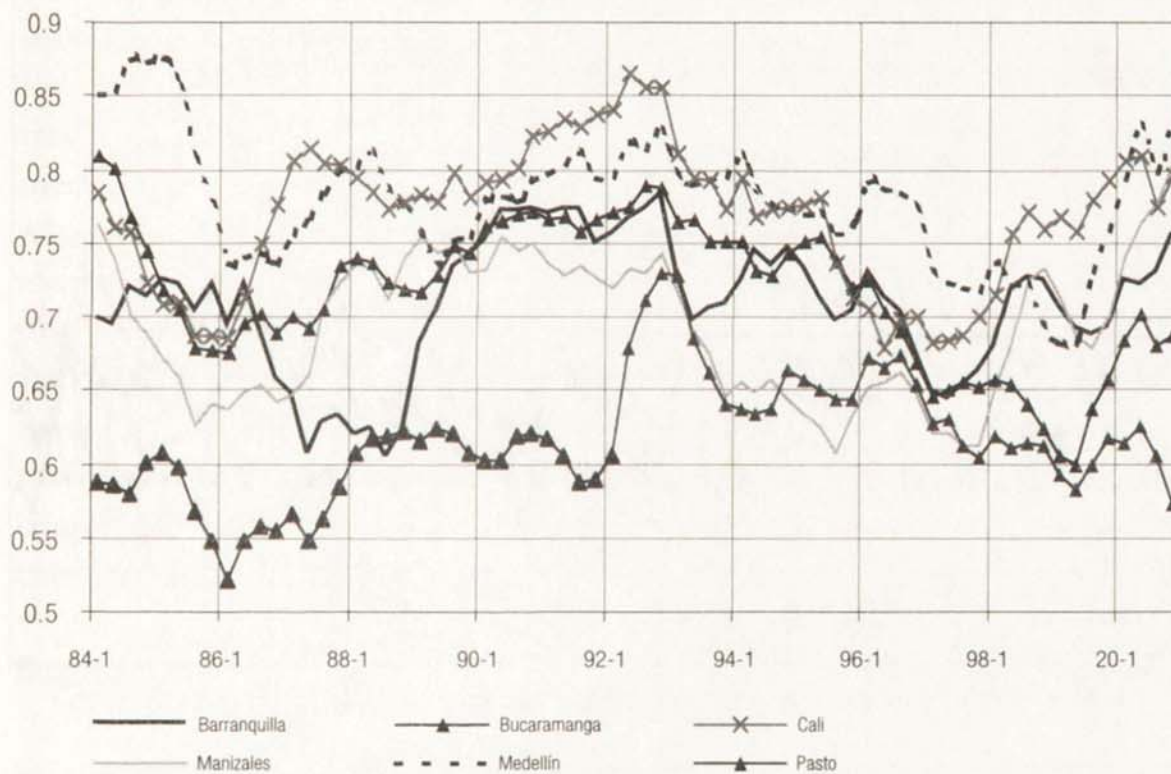
el período comprendido entre junio de 1986 y junio de 1989, pues en el resto de la serie la trayectoria seguida por los salarios de los barranquilleros es bastante similar a los de las demás ciudades.

El resultado que más resalta es que en ninguna de las ciudades analizadas se presenta una relación de salarios uno a uno frente a Bogotá. En promedio, en las demás ciudades los salarios sólo alcanzan a ser el 80% de los salarios por hora reales en comparación con el salario de Bogotá.

Se observa que al inicio del período Medellín presentó unos niveles de salarios relativamente altos que descendieron rápidamente hacia los niveles de las demás ciudades. También es notorio el fuerte crecimiento que tuvo el salario real de Cali entre 1989 y 1993 en relación con el salario de Bogotá. Por último, es importante observar que no se encuentran brechas que crezcan sistemáticamente en el tiempo.

Otro elemento que se debe destacar es que la dispersión en los salarios es más alta en ciudades como Pasto y Manizales, que en la mayoría de los casos presentan mercados laborales segmentados.

Gráfico 4. Salario real urbano relativo a Bogotá, 1984:1-2000:4
(promedio de orden 4)



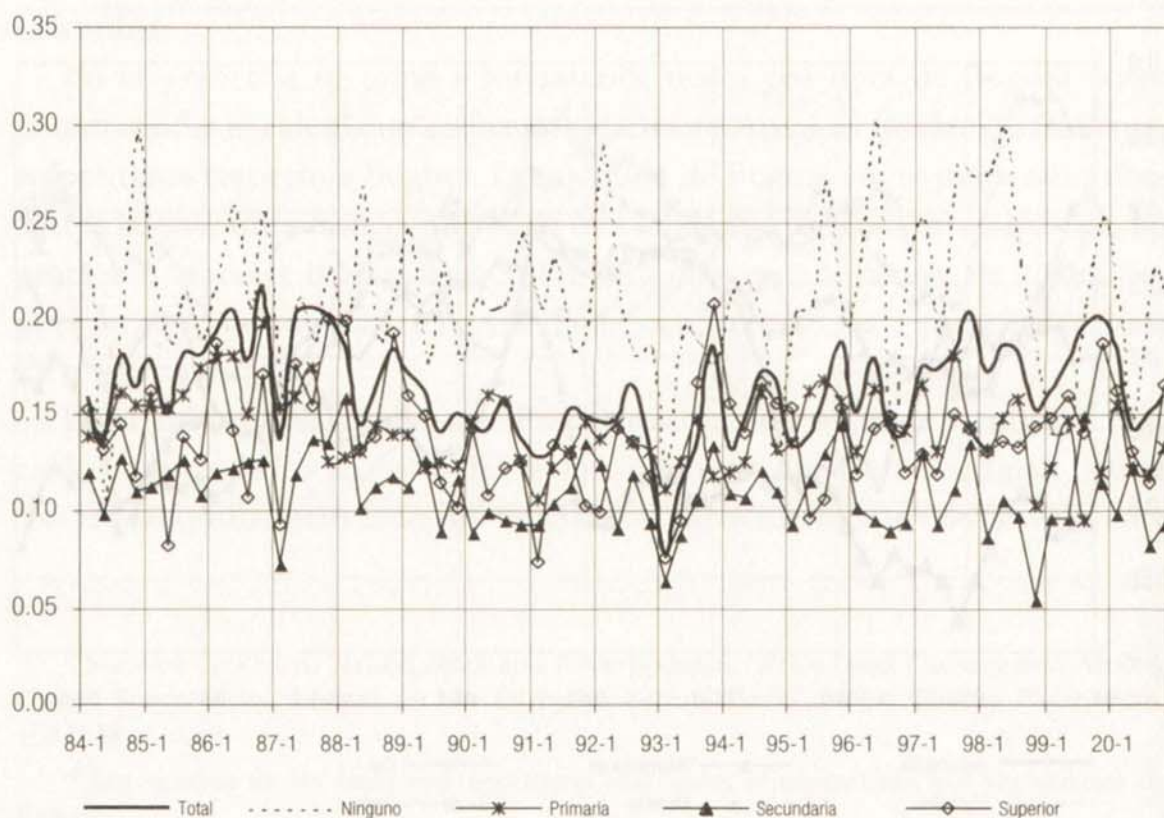
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Para el análisis de la volatilidad o dispersión de los salarios urbanos se calculó el coeficiente de variación de los salarios reales entre las principales áreas metropolitanas según nivel educativo. Los coeficientes de variación no muestran una tendencia clara, pues hacia el inicio de la década de 1990 mostraban una leve reducción, pero a partir de allí se recuperan los niveles que habían alcanzado al inicio del período de análisis.

Según el nivel educativo hay un elemento que llama la atención, no por inesperado sino porque confirma una de las hipótesis planteadas en el trabajo, y es lo referente a que los ocupados con bajo o ningún nivel de calificación presentan una mayor brecha salarial frente a los de educación media y superior. Pero sobre todo, los salarios en estos niveles de baja calificación presentan una volatilidad bastante pronunciada y con ello, comportamientos bastante diferenciados entre las áreas metropolitanas (ver gráfico 5).

El análisis de series temporales desarrollado a partir de la evaluación de la existencia de raíces unitarias a través del Test de Dickey-Fuller, KPSS y

Gráfico 5. Coeficientes de variación de los salarios reales urbanos según nivel educativo



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Phillips-Perron, nos muestra que todos los coeficientes de variación son estacionarios, con excepción del nivel educativo primaria (ver cuadro 2). Esto quiere decir que la dispersión de los salarios en las áreas metropolitanas tiene una media constante a través del tiempo. Además, ello implica que alguna desviación de su valor medio tiende a revertir nuevamente hacia el mismo. Es decir, que durante el período de estudio los diferenciales en los salarios reales de las áreas metropolitanas han permanecido relativamente estables.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de raíces unitarias sobre el coeficiente de variación de los salarios según nivel educativo

| | ADF | KPSS | Phillips-Perron |
|------------|-----------------|--------------|-----------------|
| Ninguno | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Primaria | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Secundaria | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Superior | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Total | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada.

FUENTE: Cálculos del autor.

Los resultados mencionados son también una muestra de la existencia de integración del mercado laboral, en tanto que de aquí se puede derivar que los aumentos en la variabilidad de los salarios reales no son persistentes a través del tiempo, pues éstos tienden rápidamente a regresar a su nivel medio. En otras palabras, con excepción de los ocupados que alcanzan el nivel educativo de primaria, los salarios de los ocupados en las diferentes áreas metropolitanas tienden a moverse relativamente coordinados, en tanto su dispersión no tiene una tendencia estocástica en su comportamiento.

Ahora bien, este resultado podría ser consecuencia de que los salarios permanecen separados por la brecha que no se amplía ni se reduce sistemáticamente a través del tiempo, sin que ello necesariamente conduzca a que exista convergencia o divergencia de las series, o bien, que las series convergen a una constante.

B. ¿Paridad en los salarios urbanos?

Complementario a este análisis de la dispersión de salarios reales se calculan los salarios relativos y se evalúa su comportamiento durante el período

1984-2000. Como se mencionó, se toma a Bogotá como numerario para definir los salarios relativos, entre otras cosas, por el papel central que la economía de esta ciudad desempeña en el ámbito nacional.

En el cuadro 3 se muestran las pruebas de raíces unitarias de los salarios relativos en seis áreas metropolitanas: Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto. Según se muestra en el cuadro, con excepción de Barranquilla, todas las series de salarios relativos son estacionarias.

Cuadro 3. Pruebas de raíces unitarias sobre los salarios relativos
(Tomando a Bogotá como numerario)

| | ADF | KPSS | Phillips-Perron |
|--------------|-----------------|--------------|-----------------|
| Barranquilla | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | No estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Cali | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Manizales | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Medellín | No estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Pasto | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada.

FUENTE: Cálculos del autor.

De acuerdo con los resultados mostrados en el cuadro 3, aplicando la metodología de Bernard y Durlauf (1994), se cumple la hipótesis de convergencia en los salarios reales en todas las áreas metropolitanas con excepción de Barranquilla.

¿Qué quiere decir este resultado? En términos generales la estacionariedad de una serie implica la existencia de un patrón estable y con movimientos tendientes a fluctuar alrededor de la media con varianza constante. Como se anotó, en nuestro caso este resultado podría interpretarse como una prueba de integración del mercado laboral en tanto los precios relativos no presentan una tendencia a crecer (decrecer) o a desviarse permanentemente de su valor medio.

Así, pues, se encuentra evidencia en torno a la existencia de convergencia en los salarios reales en las principales áreas metropolitanas de la manera como lo proponen Bernard y Durlauf (1994). No obstante, hay que anotar que estos mismos autores plantean que esta definición de convergencia tiene ciertas limitaciones, en tanto que pueden existir cambios estructurales en las

series que conduzcan a una decisión errada en términos de la existencia de convergencia. Estas limitaciones van a ser superadas con la noción de convergencia estocástica propuesta en Bernard y Durlauf (1995).

Por otro lado, los resultados mostrados en el cuadro 3 nos arrojan evidencia sobre la hipótesis de la PPA. De esta manera, al hacer un símil con las implicaciones que esta hipótesis tiene sobre el mercado de bienes se podría decir que, dado que al interior del país se utiliza una sola moneda con tipo de cambio interregional igual a la unidad, las diferencias en precios de la mano de obra entre regiones no se ajustan por la vía del tipo de cambio. Los salarios, entonces, tienen un mecanismo de ajuste que permite que los precios relativos se mantengan estables o fluctuando alrededor de su media a través del tiempo; ese mecanismo en el mercado de bienes puede ser referido al comercio de bienes entre las economías, con lo cual en el caso del mercado laboral se podría estar hablando de la movilidad de la mano de obra entre las áreas urbanas como el factor de ajuste de los diferenciales salariales, o bien, los mayores intercambios comerciales entre las regiones.

En conclusión, el análisis preliminar pareciera dar indicios de la existencia de integración del mercado laboral en Colombia, sin embargo, valdría la pena preguntarse por la interrelación de los salarios de las diferentes áreas a fin de evaluar las posibles interdependencias que existen entre ellos. Para este efecto es necesario recurrir a metodologías multivariadas que nos permitan examinar el comportamiento conjunto de las series. Esta es la motivación que da lugar a la siguiente sección del trabajo que como veremos a continuación, será dedicada a la estimación de las relaciones de cointegración o relaciones de largo plazo entre los salarios reales en las áreas metropolitanas a través de la metodología de Johansen. De acuerdo con los resultados obtenidos se evalúa la existencia de convergencia en los salarios. Ya en esta parte se pueden responder los interrogantes en torno al cumplimiento de la *ley de precio único*, o su equivalente en la hipótesis de PPA. En este sentido, se realizan las pruebas para contrastar empíricamente las restricciones impuestas sobre los coeficientes y verificar la validez de la hipótesis de la PPA absoluta.

C. Cointegración y convergencia de los salarios reales

La noción de integración del mercado laboral se basa en la convergencia estocástica de los salarios en las principales áreas urbanas. En un mercado inte-

grado la convergencia estocástica es compatible con desviaciones temporales de los salarios en sus niveles de equilibrio de largo plazo, con la condición de que esas desviaciones no sean persistentes.

Para la estimación de las relaciones de cointegración en primer lugar es necesario realizar las pruebas de raíces unitarias para determinar el orden de integración de las series y así saber si se puede realizar el análisis de cointegración. Como se puede apreciar en el cuadro 4 no todas las series tienen raíces unitarias, por lo cual no es posible saber si todas las ciudades simultáneamente comparten una tendencia común.

De acuerdo con el análisis gráfico de las series utilizadas en el ejercicio empírico se puede determinar intuitivamente que las series no tienen un componente tendencial cuadrático en sus niveles, razón por la cual se descarta el modelo 5 de la metodología de Johansen. Así mismo, dado que el comportamiento de las series muestra al menos la existencia de un intercepto, tampoco se considera el modelo 1 por no considerar componentes determinísticas.²⁰

Para determinar la longitud del rezago en el VAR se realizaron cálculos para un total de 6 rezagos, aplicando además criterios de información. En algunos casos los criterios de información no arrojan un orden para el VAR que cumpla las condiciones de normalidad de los residuos, por lo cual fue necesario hacer pruebas para varios rezagos hasta encontrar las condiciones óptimas en los residuales. Escogido el orden del VAR se selecciona el modelo para utilizar siguiendo la metodología propuesta por Harris (1995),²¹ también llamado el criterio de Pantula sobre la prueba de la traza y del máximo valor propio.²² Luego se valida el tipo de modelo a partir de las pruebas de exclusión (Johansen 1995) aplicadas sobre los componentes determinísticos. Seleccionado el modelo que mejor describe el comportamiento de las series se procede a evaluar el comportamiento de los residuos, buscando específicamente

²⁰ Nótese que Hansen y Juselius advierten que es importante considerar al menos la existencia de un intercepto en los modelos y que un caso en el cual no existan componentes determinísticas es excepcional. Ver Henrik Hansen and Katarina Juselius, *Cats in Rats. Cointegration Analysis of Time Series*, ESTIMA, Illinois, 1995.

²¹ R.I.D. Harris, *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.

²² Los estadísticos calculados se ajustan por el tamaño de muestra según el planteamiento de Cheung y Lai (1993).

Cuadro 4. Pruebas de estacionariedad de las series de salarios reales

| | ADF | KPSS | Phillips-Perron |
|------------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Total | | | |
| Barranquilla | Estacionaria | No estacionaria | Estacionaria |
| Bogotá | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Cali | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Manizales | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Medellín | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Pasto | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Nivel educativo: Superior | | | |
| Barranquilla | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bogotá | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Cali | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Manizales | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Medellín | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Pasto | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Nivel educativo: Secundaria | | | |
| Barranquilla | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Bogotá | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Cali | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Manizales | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Medellín | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Pasto | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Nivel educativo: Primaria | | | |
| Barranquilla | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Bogotá | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Cali | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Manizales | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Medellín | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Pasto | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Nivel educativo: Ninguno | | | |
| Barranquilla | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bogotá | No estacionaria | Estacionaria | No estacionaria |
| Bucaramanga | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Cali | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |
| Manizales | Estacionaria | No estacionaria | Estacionaria |
| Medellín | No estacionaria | No estacionaria | No estacionaria |
| Pasto | Estacionaria | Estacionaria | Estacionaria |

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada. En los casos en los que la serie es no estacionaria se evaluó su primera diferencia y en todos los casos se encontró estacionariedad.

FUENTE: Cálculos del autor.

mente si cumplen con las condiciones de normalidad multivariada y si se comportan como ruido blanco para validar que en efecto el modelo está bien especificado antes de tomar la decisión sobre la cointegración. Finalmente, a través de las pruebas de exclusión se verifica si las variables pertenecen al vector de cointegración para confirmar si existe cointegración entre todas las series analizadas.

Cabe señalar que en el trabajo de Jaramillo *et al.*, (2001), no se menciona si ellos realizaron todas las pruebas que implica la metodología de Johansen, al menos para uno de los 110 ejercicios de cointegración que reportan en su documento. Esto es crucial, pues la metodología de Johansen no sólo consta de la prueba de la traza y del máximo valor propio. Si no realizaron todas estas pruebas es probable que sus resultados no sean válidos.

Para el total de los niveles educativos sólo Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto presentan series de salarios reales integradas de orden uno. Las series de Manizales y Barranquilla son estacionarias. Inicialmente se realizó el análisis de cointegración de los salarios promedio totales para estas cinco áreas metropolitanas. En el anexo 2 se muestran los resultados de la prueba de cointegración de la traza y del máximo valor propio. En el anexo 2 también se presentan los resultados de las pruebas de normalidad multivariada y las pruebas de exclusión y exogeneidad.

Con la prueba de la traza encontramos para el primer rezago con el modelo 4 una especificación que no permite rechazar la hipótesis de que existe un vector de cointegración. Al realizar las pruebas sobre los residuos se encuentra que son ruido blanco y normales multivariados, pero las pruebas de exclusión rechazan la presencia de una tendencia en el vector de cointegración con lo cual este modelo no es el adecuado. Por consiguiente, se continúa desarrollando el criterio de Pantula y se encuentra un modelo 2 con 1 rezago y dos vectores de cointegración. En este caso se cumplen las condiciones de optimalidad de los residuos y todas las variables se encuentran en el vector de cointegración, incluso la constante, con lo cual el modelo está bien especificado.

En resumen, los salarios reales de Bogotá, Bucaramanga, Medellín, Cali y Pasto están cointegrados. Cabe entonces preguntarse si los salarios están convergiendo para encontrar evidencia en términos de la integración del mercado laboral. Según los resultados en términos del número de vectores de cointegración existe más de una tendencia estocástica común, con lo cual las series presentan una convergencia parcial (véase anexo 2).

Del análisis conjunto de los resultados de la cointegración y la convergencia de los salarios se concluye que el mercado laboral de Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto no está integrado.

Según el análisis por pares se encuentra cointegración entre los salarios de Bogotá con Cali y Medellín. Pasto es la única ciudad que no muestra cointegración con ninguna de las demás ciudades analizadas.

El análisis de convergencia de los salarios se realiza evaluando dos restricciones en el vector de cointegración, de tal manera que éste se pueda expresar como $[1, -1, 0]$, en este caso las series convergen. Si esta condición no se cumple se prueba una sola restricción en cuyo caso en el vector de cointegración sólo se restringe a $[1, -1, *]$.²³ Si se cumple esta última restricción las series convergen a una constante.

Es importante anotar que los resultados sobre la exogeneidad son un insumo importante para las pruebas de hipótesis por realizar en la evaluación de la convergencia, pues se requiere saber cuál de las variables se debe emplear para normalizar el vector de cointegración.

El problema de las pruebas de integración para este grupo de ciudades es que considera al conjunto de la población ocupada como un grupo homogéneo y por ello, los resultados resultan inconsistentes en tanto que se esperaría

Cuadro 5. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades

| | Bogotá | B/manga | Cali | Medellín |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Cointegración | | | | |
| B/manga | No cointegrado | | | |
| Cali | Cointegrado | Cointegrado | | |
| Medellín | Cointegrado | No cointegrado | No cointegrado | |
| Pasto | No cointegrado | No cointegrado | No cointegrado | No cointegrado |
| Convergencia | | | | |
| B/manga | N.A. | | | |
| Cali | No converge* | No converge* | | |
| Medellín | No converge* | N.A. | N.A. | |
| Pasto | N.A. | N.A. | N.A. | N.A. |

N.A.: No aplica.

*: Se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

FUENTE: Cálculos del autor.

²³ En CATS cuando se imponen las 2 restricciones se introduce la matriz $H' = [1, -1, 0]$. Cuando se tiene una sola restricción se introduce la matriz $H' = \{[1, -1, 0], [0, 0, 1]\}$.

que las ciudades que están localizadas sobre puntos geográficos más cercanos, presenten un mercado laboral integrado. De acuerdo con lo que se encuentra en el cuadro 5 ello no sucede en nuestro caso.

¿Qué puede estar explicando este resultado? Una primera explicación se encuentra al desagregar la mano de obra según la calificación de ésta, pues como veremos más adelante los resultados difieren sustancialmente cuando se analizan grupos de individuos con distintos niveles educativos. En términos de la integración de los mercados, la homogeneidad del producto analizado reviste gran importancia: como ejemplo tiene cabida mencionar que Marcus Asplund y Richard Friberg realizaron un análisis de la integración del mercado de un grupo de bienes idénticos en los países escandinavos y encuentran que, incluso para ese tipo de bienes, los mercados no se encuentran integrados en el sentido que no se cumple la "ley del precio único".²⁴

Igual sucede con el trabajo de Nupia (1997) quien encuentra que los mercados laborales, considerando en conjunto las áreas rurales y urbanas, no presentan salarios cointegrados. Pero cuando considera sólo las áreas urbanas encuentra que los salarios de las cuatro principales áreas metropolitanas están cointegrados, con excepción de Barranquilla. Y en las áreas rurales su evidencia es a favor de la segmentación del mercado laboral, entendida como la no cointegración de las series de salarios. Así, pues, el considerar el conjunto de la mano de obra puede llevar a conclusiones erróneas.

Teniendo en cuenta lo anterior a continuación se desarrolla el análisis de la integración del mercado laboral, según la calificación de la mano de obra, considerando así grupos de mano de obra relativamente homogéneos.

1. Nivel educativo: superior

Tomando las series de salarios que según las pruebas de raíces unitarias resultan integradas de orden uno, se encuentra que para el nivel educativo superior las series no están cointegradas (ver anexo 2).

Esto es, para la mano de obra que posee un nivel educativo universitario o superior, los mercados de trabajo regionales se encuentran segmentados por cuanto los salarios no presentan una relación de equilibrio de largo plazo. En este punto se encuentra una aparente contradicción con los resultados

²⁴ Marcus Asplund and Richard Friberg, "The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores", *SSE/EFI Working Paper*, núm. 351, 2000.

obtenidos mediante las correlaciones de los salarios en el nivel educativo superior. No obstante, la metodología de cointegración es una herramienta estadística más rigurosa y ésta nos dice que el mercado laboral de la mano de obra con educación superior está segmentado.

El resultado que se esperaría de este segmento de la mano de obra es que hiciera parte de un mercado integrado, pues sus posibilidades de movilidad son mucho mayores que las de otros niveles educativos y en esa medida las tendencias en los salarios deberían corresponderse entre las diferentes áreas metropolitanas. Sin embargo, la evidencia muestra unas características totalmente diferentes que podrían, tal vez, ser explicadas por la heterogeneidad de este nivel educativo en tanto los salarios difieren significativamente entre las diferentes profesiones y calidades de entrenamiento en una misma profesión. Además, en este nivel, se encuentran agrupados los salarios correspondientes tanto a los profesionales de pregrado como a los de posgrados, lo cual hace más marcadas las diferencias en los salarios y, por ende, la heterogeneidad de este grupo.

Ahora bien, el hecho de que el grupo de ciudades no arroje evidencia hacia la cointegración no implica que no puedan existir mercados laborales locales integrados, por lo cual es importante hacer el ejercicio de la cointegración y, por ende, el de convergencia, por pares de ciudades y tener así una visión completa de la posible integración a nivel sub-regional.

En el cuadro 6 se muestra la matriz de cointegración por pares de ciudades en el nivel educativo superior. En el caso de encontrar cointegración se evalúa la convergencia en los salarios. El mercado laboral de Bogotá está integrado con todas las demás ciudades, puesto que los salarios en todas las combinaciones de ciudades convergen entre sí con Bogotá.

Nótese que la afirmación de que el mercado laboral de Barranquilla no está integrado con el de las demás áreas metropolitanas no es del todo cierta.²⁵ Según se muestra en algunas combinaciones de ciudades para el nivel educativo superior, las series de salarios están cointegradas y convergen, es decir, que al menos en este segmento de la mano de obra Barranquilla sí presenta integración con otros mercados laborales urbanos, específicamente con los de Bogotá, Cali y Pasto. Nótese que los salarios de Pasto también con-

²⁵ Según se coincide en determinar en el trabajo de Nupia (1997) y de Jaramillo *et al.* (2001).

Cuadro 6. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo superior

| | Barranquilla | Bogotá | Cali | Manizales |
|----------------------|----------------|----------------------------|----------------|-------------|
| Cointegración | | | | |
| Bogotá | Cointegrado | | | |
| Cali | Cointegrado | Cointegrado | | |
| Manizales | No cointegrado | Cointegrado | No cointegrado | |
| Pasto | Cointegrado | Cointegrado | Cointegrado | Cointegrado |
| Convergencia | | | | |
| Bogotá | Converge* | | | |
| Cali | Converge* | Converge* | | |
| Manizales | N.A. | Converge a una constante** | N.A. | |
| Pasto | Converge* | Converge* | Converge* | Converge* |

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

** : No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor.

vergen a los de Bogotá y Cali, lo cual podría explicar por qué existe convergencia entre los salarios de Barranquilla y Pasto, siendo estas ciudades tan distantes.

2. Nivel educativo: secundaria

En este nivel educativo se realizan las pruebas de cointegración para Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto. Según los resultados presentados en el anexo 2 en este grupo de ciudades los salarios están cointegrados. Adicionalmente, según el planteamiento de Bernard y Durlauf, las series convergen puesto que existe una sola tendencia estocástica común, dado que el número de vectores de cointegración es igual a $P-1$.

De acuerdo con la definición de integración de mercado que adoptamos, la fracción de la mano de obra que alcanzó el nivel educativo secundaria presenta un mercado laboral integrado.

El análisis por pares muestra también una gran consistencia en términos de la cointegración de los salarios en este grupo de ciudades. Según se muestra en el cuadro 7 sólo se encuentra una combinación de ciudades cuyos salarios no están cointegrados que es Bucaramanga-Medellín.

Cuadro 7. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo secundaria

| | Bogotá | Bucaramanga | Cali | Medellín |
|----------------------|-------------|----------------|-------------|-------------|
| Cointegración | | | | |
| Bucaramanga | Cointegrado | | | |
| Cali | Cointegrado | Cointegrado | | |
| Medellín | Cointegrado | No cointegrado | Cointegrado | |
| Pasto | Cointegrado | Cointegrado | Cointegrado | Cointegrado |
| Convergencia | | | | |
| Bucaramanga | Converge* | | | |
| Cali | No converge | No converge | | |
| Medellín | Converge* | N.A. | Converge** | |
| Pasto | Converge* | Converge* | No converge | Converge* |

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

** : No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor

En el análisis de convergencia se observa que casi todas las combinaciones de ciudades presentan un mercado laboral integrado, pues en la mayoría de los casos se encuentra convergencia en los salarios.

En el caso de Cali, con excepción de la combinación de Cali-Medellín, todos los pares de ciudades muestran segmentación en el mercado laboral para el nivel educativo secundaria.

El resultado encontrado en este nivel educativo refuerza la hipótesis planteada sobre la integración del mercado en los grupos de mano de obra con similar calificación. Ese grupo, además de presentar una mano de obra más homogénea, tiene más movilidad entre mercados que la de baja calificación, lo cual incide para que su mercado esté integrado entre las diferentes áreas metropolitanas.

3. Nivel educativo: primaria

En el nivel educativo primaria los resultados no son tan contundentes como los hallados en el nivel de secundaria. Sólo la mitad de las combinaciones de ciudades da resultados de integración del mercado. En este sentido, al parecer falla la hipótesis de que la integración que se presenta es en la mano de obra que se puede considerar homogénea. No obstante, aunque en promedio la mano de obra con nivel educativo primaria no va a presentar una calificación diferente entre las ciudades, la explicación a este resultado se

Cuadro 8. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo primaria

| | Bogotá | Bucaramanga | Cali | Medellín |
|----------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Cointegración | | | | |
| Bucaramanga | Cointegrado | | | |
| Cali | No cointegrado | Cointegrado | | |
| Medellín | Cointegrado | No cointegrado | No cointegrado | |
| Pasto | Cointegrado | Cointegrado | No cointegrado | No cointegrado |
| Convergencia | | | | |
| Bucaramanga | Converge* | | | |
| Cali | N.A. | Converge** | | |
| Medellín | Converge** | N.A. | N.A. | |
| Pasto | Converge* | Converge* | N.A. | N.A. |

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

** : No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor

puede enfocar desde el punto de vista de la baja movilidad de la mano de obra en este segmento.

Al realizar el análisis de conjunto se encuentra cointegración en los salarios de Barranquilla, Bogotá, Cali, Manizales y Pasto. Según se muestra en el anexo 2, el resultado de las pruebas de Johansen nos arroja 4 vectores de cointegración, con lo cual, según el planteamiento de Bernard y Durlauf (1995) las series presentan convergencia total y el mercado laboral está integrado para Barranquilla, Bogotá, Manizales y Pasto, en el segmento de la mano de obra con educación primaria. Esto es así porque los salarios de las ciudades comparten una sola tendencia estocástica común.

4. Nivel educativo: ninguno

Para los ocupados que no tienen algún nivel educativo se encuentran sólo tres ciudades cuya serie de salarios es no estacionaria: Barranquilla, Bogotá y Medellín. En este caso se aplicó la metodología de Johansen entre las ciudades mencionadas y no se encontraron las condiciones óptimas en los residuos para evaluar la cointegración.

En el análisis por pares de ciudades, en la combinación de Bogotá con Medellín, las pruebas de la traza y del máximo valor propio dan como resultado cero vectores de cointegración. En las demás combinaciones no se

Cuadro 9. Cointegración de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo ninguno

| | Barranquilla | Bogotá |
|----------|--------------|----------------|
| Bogotá | N.A.* | |
| Medellín | N.A.* | No cointegrado |

* En estas combinaciones no se encontraron residuales óptimos, con lo cual no se pudo realizar el análisis de cointegración.

FUENTE: Cálculos del autor

encontraron las condiciones óptimas en los residuales para llevar a cabo la metodología de Johansen. Como resultado, no es posible indagar por la convergencia estocástica de los salarios y, por ende, este segmento de la mano de obra hace parte de un mercado laboral no integrado.

V Conclusiones

Uno de los principales aportes del presente trabajo consiste en analizar la segmentación del mercado laboral teniendo en cuenta el nivel educativo de la población ocupada. El nivel educativo de los ocupados en el mercado laboral se emplea aquí como un índice que se puede controlar por la calidad de la mano de obra.

Los resultados muestran consistentemente que la integración del mercado laboral no se da en términos globales sino que, aunque parezca algo contradictorio, se presenta lo que se podría llamar una *integración segmentada*. Esto porque la integración se da en aquellos segmentos de la mano de obra que alcanzaron el nivel educativo secundaria y primaria, principalmente. En el nivel educativo superior, en el que se esperaría encontrar un resultado similar, ello no ocurre sino entre algunas ciudades, probablemente como consecuencia de la gran heterogeneidad que tiene este segmento de la mano de obra.

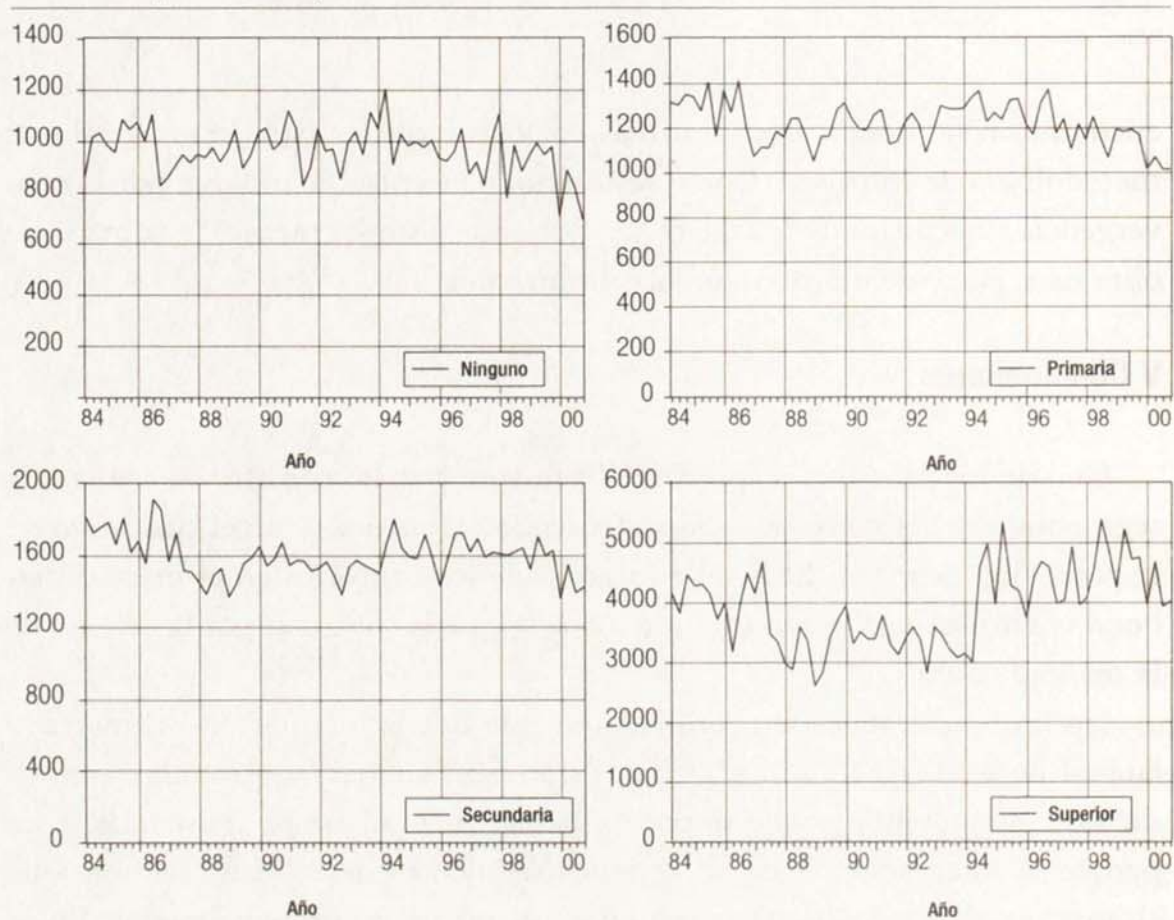
Las pruebas de convergencia coinciden en mostrar un mercado laboral integrado en las principales áreas metropolitanas, si se tiene en cuenta la mano de obra que puede caracterizarse como relativamente homogénea, pues al considerar a la población ocupada como un todo, los resultados son ambiguos como consecuencia de las diferencias en la calidad de la mano de obra.

Finalmente, hay que anotar que si se tuvieran en cuenta los costos de transporte, los diferenciales en el costo de vida entre regiones y los *amenities* asociados a cada ciudad, los resultados serían tal vez más contundentes todavía en mostrar que hay integración en el mercado laboral en Colombia.

Anexos

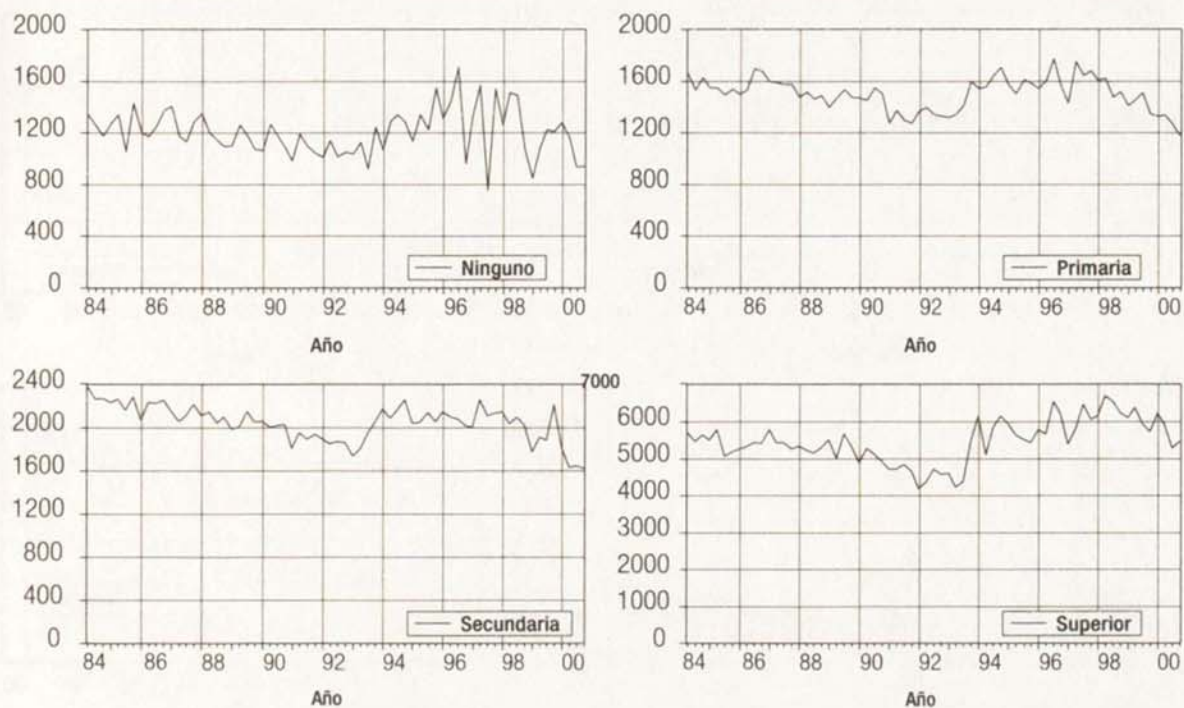
Anexo 1. Salarios reales por hora según nivel educativo por área metropolitana

Gráfico 1. Salario real por hora en Barranquilla según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



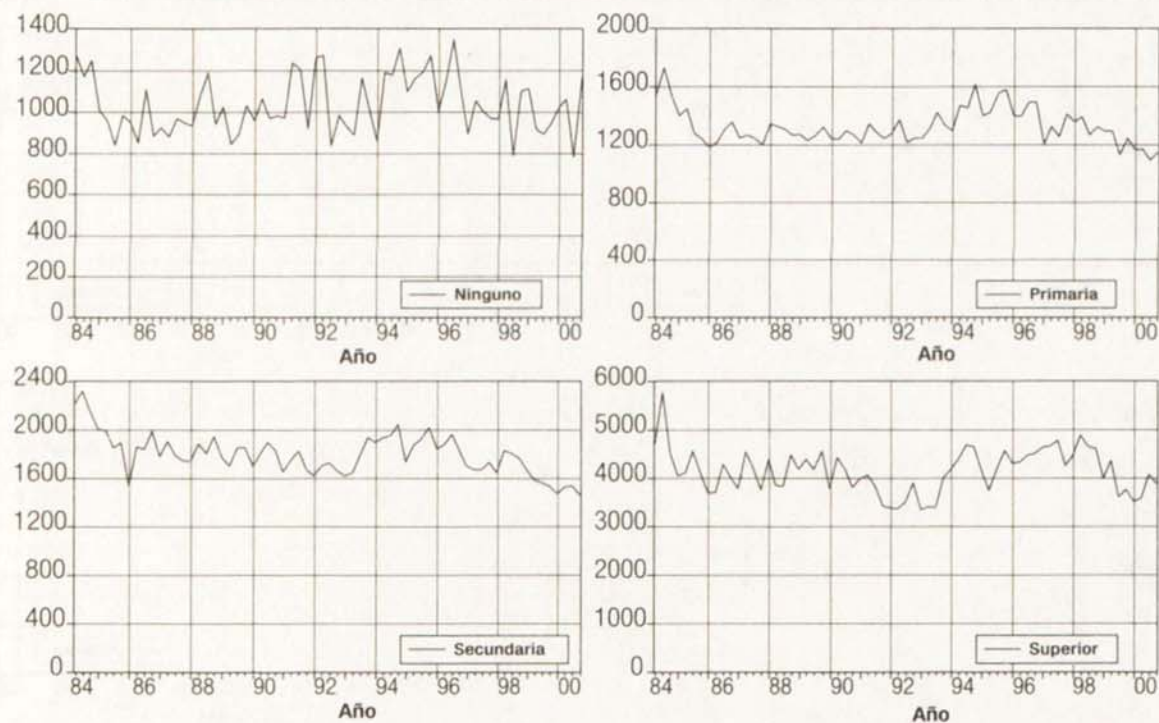
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfico 2. Salario real por hora en Bogotá según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



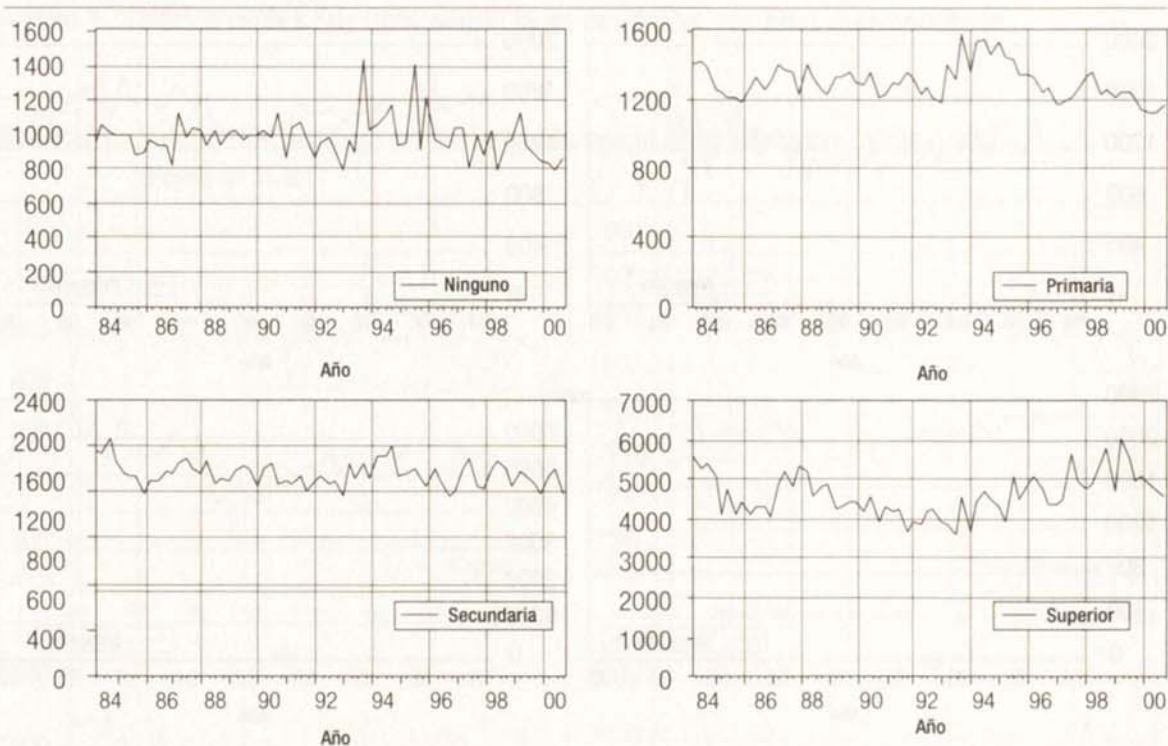
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 3. Salario real por hora en Bucaramanga según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



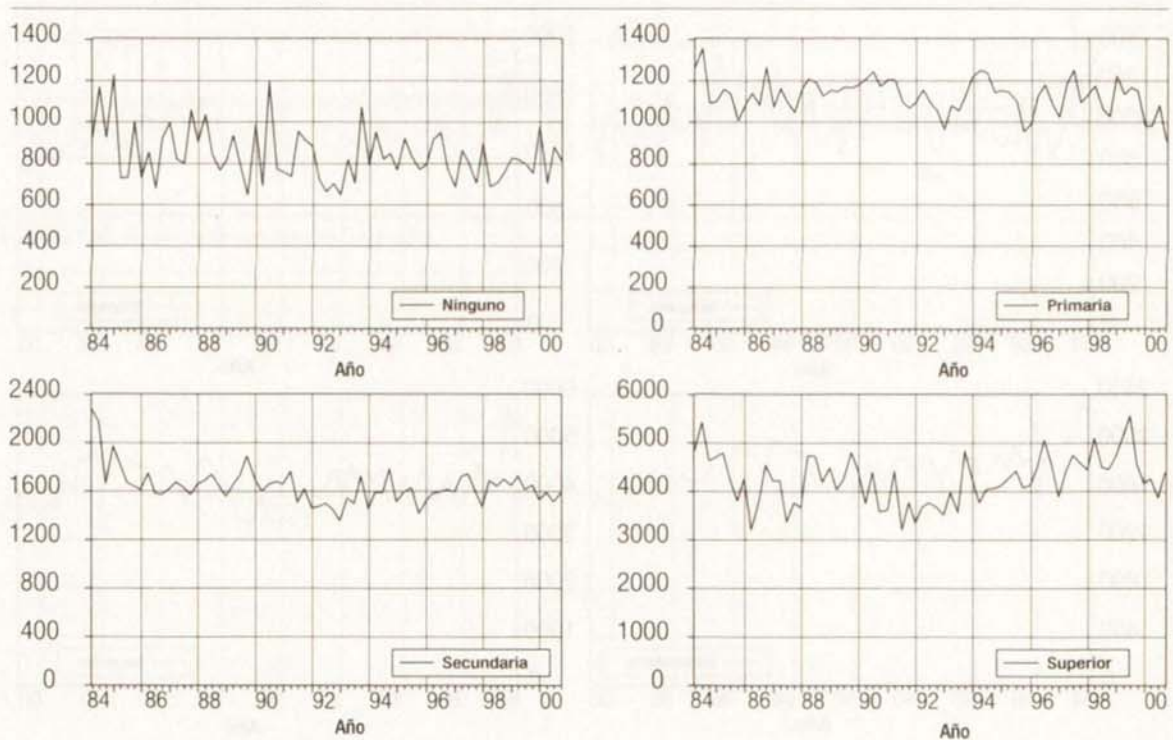
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 4. Salario real por hora en Cali según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



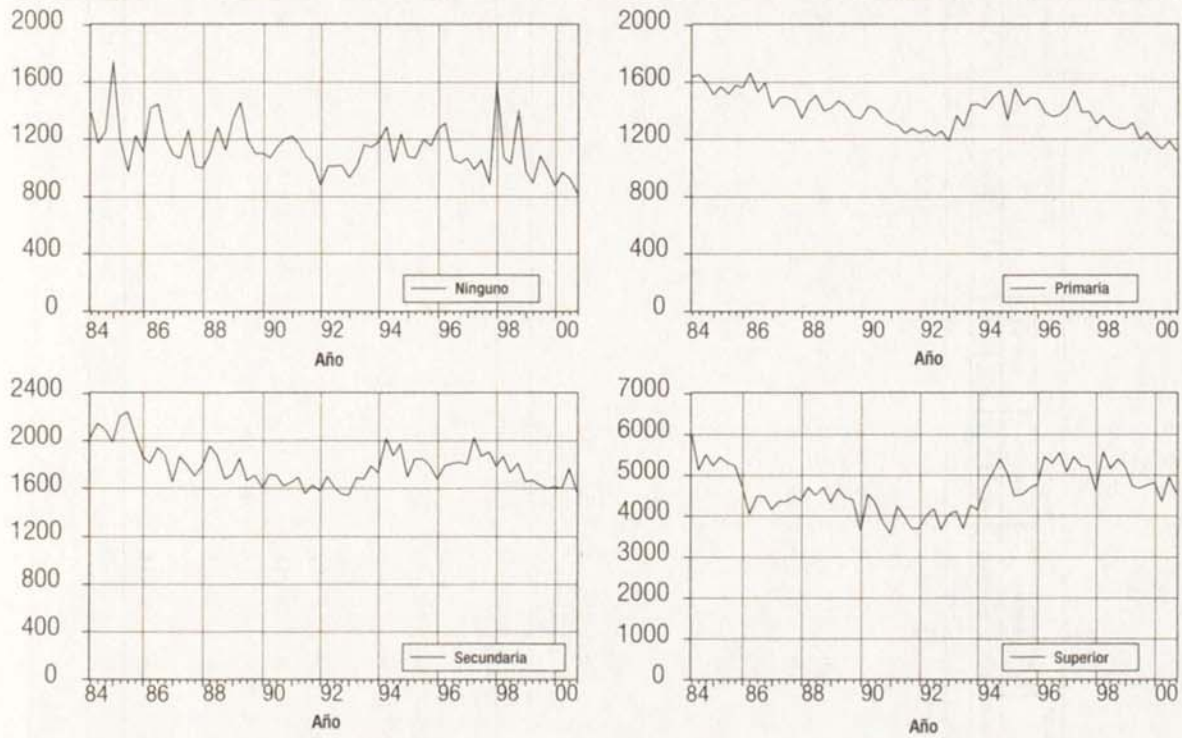
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 5. Salario real por hora en Manizales según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



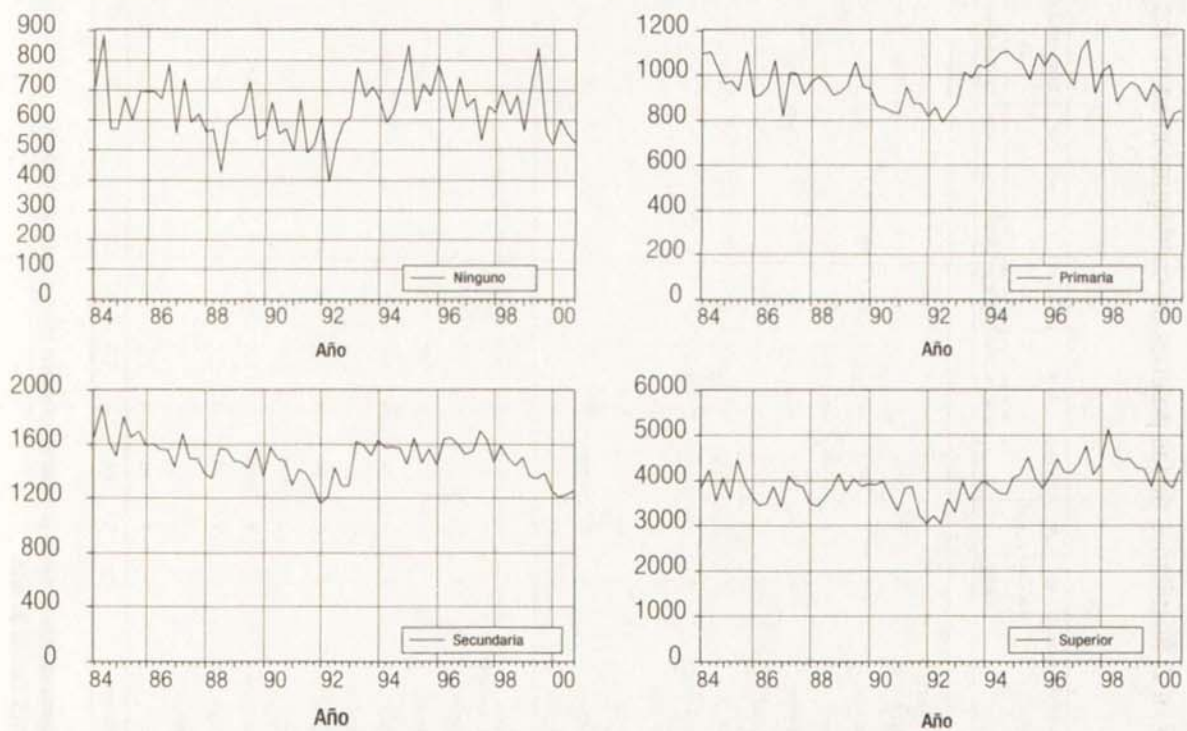
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 6. Salario real por hora en Medellín según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 7. Salario real por hora en Pasto según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Anexo 2. Resultados de las pruebas de cointegración sobre los salarios reales

| combinación de ciudades | No. vectores rezagos | No. modelos | traza | | L-max | | normalidad | | Autocorrelación LB | | Autocorrelación LMI | | Autocorrelación LMA | | Exclusión | | | | estacionariedad | | ergogenicidad | | | |
|-------------------------|----------------------|-------------|-------|------------|-------|------------|------------|---------|--------------------|---------|---------------------|---------|---------------------|---------------|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|--|
| | | | traza | λ. crítico | L-max | λ. crítico | chi.sq | p-value | chi.sq | p-value | chi.sq | p-value | Variables | | constante | | tendencia | chi.sq | p-value | chi.sq | p-value | chi.sq | p-value | |
| | | | | | | | | | | | | | χ. calculado* | χ. calculado* | χ. cal | χ. cal | | | | | | | | |
| TOTAL | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bogotá-Bucaramanga | 2 | 1 | 32.21 | 34.91 | 24.12 | 28.14 | 11.42 | 0.33 | 406.46 | 0.27 | 37.70 | 0.05 | 12.64 | 0.98 | 5.99 | 21.41-6.98-24.79 | 21.41-6.98-24.79 | 21.41-6.98-24.79 | 21.41-6.98-24.79 | 25.79-25.79-25.80 | 25.79-25.79-25.80 | 12.70-0.20-23.66 | 12.70-0.20-23.66 | |
| Cali-Medellín-Pasto | 1 | 2 | 3.56 | 9.24 | 3.56 | 9.24 | 4.44 | 0.35 | 78.85 | 0.04 | 2.93 | 0.57 | 0.92 | 0.92 | 3.84 | 26.59-9.41 | 26.59-9.41 | 26.59-9.41 | 26.59-9.41 | 9.40 | 25.79-25.80 | 5.99 | 13.79-5.66 | |
| Biranga-Bogotá | 1 | 1 | 4.39 | 9.24 | 4.39 | 9.24 | 3.79 | 0.44 | 63.96 | 0.43 | 10.27 | 0.04 | 2.11 | 0.72 | 3.84 | 12.37-5.41 | 12.37-5.41 | 12.37-5.41 | 12.37-5.41 | 5.99 | 15.38-15.41 | 3.84 | 6.61-1.87 | |
| Cali-Bogotá | 1 | 6 | 2.99 | 9.24 | 2.99 | 9.24 | 3.17 | 0.53 | 47.10 | 0.15 | 1.72 | 0.79 | 0.65 | 0.96 | 3.84 | 21.37-14.07 | 21.37-14.07 | 21.37-14.07 | 21.37-14.07 | 5.99 | 26.50-26.49 | 3.84 | 18.33-1.60 | |
| Medellín-Bogotá | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | 3.84 | 19.13-16.36 | 19.13-16.36 | 19.13-16.36 | 19.13-16.36 | 5.99 | 22.81-22.83 | 3.84 | 5.46-12.43 | |
| Pasto-Bogotá | 1 | 1 | 7.33 | 12.25 | 7.32 | 12.25 | 1.89 | 0.76 | 60.26 | 0.54 | 7.85 | 0.10 | 0.70 | 0.95 | 3.84 | 21.04-7.93 | 21.04-7.93 | 21.04-7.93 | 21.04-7.93 | 5.99 | 16.18-21.30 | 3.84 | 20.66-0.10 | |
| Cali-Biranga | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín-Biranga | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Biranga | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín-Cali | 1 | 2 | 2.60 | 9.24 | 2.25 | 9.24 | 9.12 | 0.06 | 52.40 | 0.68 | 3.46 | 0.48 | 3.06 | 0.55 | 3.84 | 10.01-12.43 | 10.01-12.43 | 10.01-12.43 | 10.01-12.43 | 5.99 | 15.80-15.80 | 3.84 | 0.74-12.88 | |
| Pasto-Cali | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Medellín | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| SUPERIOR | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Biquilla-Bogotá-Cali | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Manzales-Pasto | 1 | 3 | 2.37 | 3.76 | 2.43 | 3.76 | 8.44 | 0.08 | 48.97 | 0.67 | 2.78 | 0.60 | 0.66 | 0.96 | 3.84 | 18.60-14.59 | 18.60-14.59 | 18.60-14.59 | 18.60-14.59 | 3.84 | 14.59-18.60 | 3.84 | 18.67-0.00 | |
| Biquilla-Bogotá | 1 | 3 | 3.66 | 3.76 | 2.95 | 3.76 | 1.93 | 0.75 | 50.03 | 0.63 | 1.98 | 0.74 | 1.84 | 0.77 | 3.84 | 7.97-6.86 | 7.97-6.86 | 7.97-6.86 | 7.97-6.86 | 3.84 | 6.86-7.97 | 3.84 | 7.23-1.57 | |
| Cali-Biquilla | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Manzales-Biquilla | 1 | 3 | 2.96 | 3.76 | 2.96 | 3.76 | 1.56 | 0.81 | 54.96 | 0.44 | 6.18 | 0.19 | 4.19 | 0.38 | 3.84 | 9.51-10.19 | 9.51-10.19 | 9.51-10.19 | 9.51-10.19 | 3.84 | 10.19-9.51 | 3.84 | 4.57-5.67 | |
| Pasto-Biquilla | 1 | 3 | 2.52 | 3.76 | 2.52 | 3.76 | 8.93 | 0.06 | 51.27 | 0.58 | 3.06 | 0.55 | 2.14 | 0.71 | 3.84 | 14.89-10.90 | 14.89-10.90 | 14.89-10.90 | 14.89-10.90 | 3.84 | 10.90-14.89 | 3.84 | 14.81-0.00 | |
| Cali-Bogotá | 1 | 4 | 2.32 | 9.24 | 2.28 | 9.24 | 4.67 | 0.32 | 64.98 | 0.08 | 4.67 | 0.32 | 6.28 | 0.18 | 3.84 | 20.22-13.89 | 20.22-13.89 | 20.22-13.89 | 20.22-13.89 | 5.99 | 22.81-22.81 | 3.84 | 17.77-0.21 | |
| Manzales-Bogotá | 1 | 4 | 2.24 | 3.76 | 2.24 | 3.76 | 5.72 | 0.22 | 60.79 | 0.14 | 1.01 | 0.91 | 1.35 | 0.85 | 3.84 | 18.23-17.09 | 18.23-17.09 | 18.23-17.09 | 18.23-17.09 | 3.84 | 17.09-18.23 | 3.84 | 8.79-4.55 | |
| Pasto-Bogotá | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Manzales-Cali | 1 | 4 | 2.79 | 3.76 | 2.79 | 3.76 | 3.16 | 0.53 | 47.19 | 0.59 | 0.88 | 0.93 | 1.02 | 0.91 | 3.84 | 10.93-13.09 | 10.93-13.09 | 10.93-13.09 | 10.93-13.09 | 3.84 | 13.09-10.93 | 3.84 | 0.64-11.66 | |
| Pasto-Cali | 1 | 5 | 2.57 | 3.76 | 2.57 | 3.76 | 0.56 | 0.97 | 45.59 | 0.33 | 2.25 | 0.69 | 1.82 | 0.77 | 3.84 | 25.93-30.74 | 25.93-30.74 | 25.93-30.74 | 25.93-30.74 | 3.84 | 30.74-25.93 | 3.84 | 4.20-20.49 | |

* Los valores calculados se muestran en el orden en que aparecen las variables en la primera columna.

FUENTES: Cálculos del autor.

Anexo 2. Resultados de las pruebas de cointegración sobre los salarios reales (continuación)

| combinación de ciudades | No. vectores cointeg. | No. modelos | traza | | L-max | | normalidad | | Autocorrelación LB | | Autocorrelación LM1 | | Autocorrelación LMA | | Exclusión | | | | estacionariedad | | exogeneidad | | | | | | | | | | | |
|-------------------------|-----------------------|-------------|-------|-----------|-------|-----------|------------|---------|--------------------|---------|---------------------|---------|---------------------|---------|--------------|--------|-----------|-----------|-----------------|--------|-------------|--------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|--|
| | | | traza | λ crítico | L-max | λ crítico | chi-sq | p-value | chi-sq | p-value | chi-sq | p-value | chi-sq | p-value | Variables | | constante | tendencia | | chi-sq | p-value | chi-sq | p-value | | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | | | | | | v. calculado | chi-sq | | v. calc. | chi-sq | | | | | | | | | | | | | |
| SUPERIOR | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bogotá-Bimanga-Cali | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín-Pasto | 4 | 1 | cmean | 2.94 | 9.24 | 2.94 | 9.24 | 17.37 | 0.07 | 345.74 | 0.89 | 15.12 | 0.94 | 13.34 | 0.97 | 26.96 | 18.35 | 23.66 | 9.49 | 73.94 | 33.86 | 9.49 | 14.82 | 5.99 | 16.97 | 16.97 | 16.99 | 16.51 | 9.85 | 25.08 | | |
| Bimanga-Bogotá | 1 | 1 | drift | 2.60 | 3.76 | 2.60 | 3.76 | 6.82 | 0.15 | 79.99 | 0.06 | 6.54 | 0.16 | 5.87 | 0.21 | 3.84 | 15.11 | 7.83 | 3.84 | 7.83 | 15.11 | 3.84 | 14.82 | 3.84 | 7.83 | 15.11 | 3.84 | 1.99 | 11.01 | | | |
| Cali-Bogotá | 1 | 1 | cmean | 4.07 | 9.24 | 4.07 | 9.24 | 2.23 | 0.69 | 68.03 | 0.28 | 5.19 | 0.27 | 4.11 | 0.39 | 3.84 | 21.32 | 7.10 | 3.84 | 12.03 | 5.99 | 24.36 | 24.34 | 3.84 | 5.99 | 24.36 | 24.34 | 3.84 | 19.43 | 0.53 | | |
| Medellín-Bogotá | 1 | 1 | drift | 1.70 | 3.76 | 1.71 | 3.76 | 3.41 | 0.49 | 55.34 | 0.71 | 3.68 | 0.45 | 4.42 | 0.35 | 3.84 | 22.85 | 18.78 | 3.84 | 18.78 | 22.85 | 3.84 | 18.78 | 22.85 | 3.84 | 18.78 | 22.85 | 3.84 | 17.49 | 6.92 | | |
| Pasto-Bogotá | 1 | 1 | drift | 1.08 | 3.76 | 1.09 | 3.76 | 5.91 | 0.21 | 67.80 | 0.29 | 5.88 | 0.21 | 4.99 | 0.29 | 3.84 | 36.03 | 29.97 | 3.84 | 36.03 | 29.97 | 3.84 | 29.97 | 36.03 | 3.84 | 29.97 | 36.03 | 3.84 | 21.41 | 15.11 | | |
| Cali-Bimanga | 1 | 1 | cmean | 7.85 | 9.24 | 7.85 | 9.24 | 0.61 | 0.96 | 64.91 | 0.38 | 5.96 | 0.21 | 0.51 | 0.97 | 3.84 | 20.38 | 9.60 | 3.84 | 12.09 | 5.99 | 27.76 | 27.73 | 3.84 | 5.99 | 27.76 | 27.73 | 3.84 | 18.60 | 0.11 | | |
| Medellín-Bimanga | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Bimanga | 1 | 2 | drift | 3.05 | 3.76 | 3.05 | 3.76 | 6.35 | 0.17 | 55.05 | 0.59 | 5.04 | 0.28 | 2.60 | 0.63 | 3.84 | 8.52 | 10.58 | 3.84 | 10.58 | 8.52 | 3.84 | 10.58 | 8.52 | 3.84 | 10.58 | 8.52 | 3.84 | 4.62 | 4.65 | | |
| Medellín-Cali | 1 | 1 | cmean | 7.21 | 9.24 | 7.21 | 9.24 | 1.25 | 0.87 | 48.22 | 0.90 | 9.62 | 0.05 | 0.94 | 0.92 | 3.84 | 5.51 | 16.59 | 3.84 | 8.71 | 5.99 | 23.84 | 23.85 | 3.84 | 5.99 | 23.84 | 23.85 | 3.84 | 1.60 | 12.93 | | |
| Pasto-Cali | 1 | 1 | cmean | 5.39 | 9.24 | 5.38 | 9.24 | 1.31 | 0.86 | 75.81 | 0.11 | 8.00 | 0.09 | 4.18 | 0.38 | 3.84 | 10.91 | 20.90 | 3.84 | 8.94 | 5.99 | 26.79 | 26.81 | 3.84 | 5.99 | 26.79 | 26.81 | 3.84 | 8.40 | 19.31 | | |
| Pasto-Medellín | 1 | 2 | drift | 2.30 | 3.76 | 2.30 | 3.76 | 6.16 | 0.19 | 53.45 | 0.64 | 4.96 | 0.29 | 0.78 | 0.94 | 3.84 | 14.05 | 15.27 | 3.84 | 14.05 | 15.27 | 3.84 | 15.27 | 14.05 | 3.84 | 15.27 | 14.05 | 3.84 | 5.09 | 10.7 | | |
| PRIMARIA | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bogotá-Bimanga-Cali | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín-Pasto | 4 | 1 | odrft | 3.74 | 12.25 | 3.74 | 12.25 | ### | 0.17 | 424.96 | 0.06 | 37.07 | 0.06 | 25.85 | 0.42 | 31.33 | 25.62 | 24.41 | 9.49 | 36.94 | 42.21 | 9.49 | 25.34 | 5.69 | 6.97 | 7.15 | 5.79 | 27.22 | 21.62 | 10.02 | | |
| Bimanga-Bogotá | 1 | 1 | drft | 2.98 | 3.76 | 2.98 | 3.76 | 8.23 | 0.06 | 64.57 | 0.39 | 5.23 | 0.26 | 2.55 | 0.64 | 3.84 | 13.81 | 8.88 | 3.84 | 8.88 | 13.81 | 3.84 | 8.88 | 13.81 | 3.84 | 8.88 | 13.81 | 3.84 | 9.41 | 2.34 | | |
| Cali-Bogotá | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín-Bogotá | 1 | 1 | odrft | 5.44 | 12.25 | 5.44 | 12.25 | 7.89 | 0.10 | 73.74 | 0.15 | 7.33 | 0.12 | 2.64 | 0.62 | 3.84 | 33.41 | 27.68 | 3.84 | 17.07 | 5.99 | 31.70 | 34.27 | 3.84 | 5.99 | 31.70 | 34.27 | 3.84 | 7.77 | 23.56 | | |
| Pasto-Bogotá | 1 | 3 | drft | 0.67 | 3.76 | 0.67 | 3.76 | 3.78 | 0.44 | 50.25 | 0.62 | 5.13 | 0.27 | 2.01 | 0.73 | 3.84 | 18.04 | 12.35 | 3.84 | 18.04 | 12.35 | 3.84 | 18.04 | 12.35 | 3.84 | 18.04 | 12.35 | 3.84 | 2.81 | 11.01 | | |
| Cali-Bimanga | 1 | 4 | cmean | 4.62 | 9.24 | 4.62 | 9.24 | 1.89 | 0.76 | 54.88 | 0.29 | 2.02 | 0.73 | 0.83 | 0.93 | 3.84 | 19.39 | 8.36 | 3.84 | 7.44 | 5.99 | 23.55 | 23.50 | 3.84 | 5.99 | 23.55 | 23.50 | 3.84 | 5.24 | 11.59 | | |
| Medellín-Bimanga | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Bimanga | 1 | 3 | drft | 1.25 | 3.76 | 1.25 | 3.76 | 0.44 | 0.98 | 66.30 | 0.12 | 2.48 | 0.65 | 4.57 | 0.33 | 3.84 | 11.92 | 13.84 | 3.84 | 11.92 | 13.84 | 3.84 | 13.84 | 11.92 | 3.84 | 13.84 | 11.92 | 3.84 | 3.36 | 7.91 | | |
| Medellín-Cali | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Cali | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Pasto-Medellín | 0 | 1-6 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |

Biquilte Bta. Modifican ningún caso se encontraron residuos fijos

Biquilte Bogotá 0 1-6

Biquilte Medellín 0 1-6

Bogotá-Medellín 0 1-6

* Los valores calculados se muestran en el orden en que aparecen las variables en la primera columna.

FUENTES: Cálculos del autor.

Bibliografía

- ASPLUND, Marcus and FRIBERG, Richard, "The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores", *SSE/EFI Working Paper*, núm. 351, 2000.
- BERNARD, Andrew and DURLAUF, Steven, "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, VOL.1, Issue 2, 1995.
- BERNARD, Andrew and DURLAUF, Steven, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Technical Working Paper NBER*, núm. 159, 1994.
- CECCHETTI, Stephen, MARK, Nelson and SONORA, Robert, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", *NBER Working Paper*, núm. 7681, May, 2000.
- DURLAUF Steven N. and QUAH, Danny, "The New Empirics of Economic Growth", *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, 1999.
- ENGLE, Robert and GRANGER, C.W.J., "Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, núm. 55, 1987.
- FRANSES, Phillip Hans, *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998.
- GALLUP, John Luke, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.
- GILES, David E., "Output Convergence and International Trade: Time Series and Fuzzy Clustering Evidence for New Zealand and Her Trading Partners", *Working Paper*, núm. 0102, University of Victoria, Canada, June, 2001.
- HANSEN Henrik and JUSELIUS Katarina, *Cats in Rats. Cointegration Analysis of Time Series*, ESTIMA, Illinois, 1995.
- HARRIS, R.I.D., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.
- HOLMES, Mark, "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", *International Economic Journal*, VOL.12, núm. 3, 1998.
- JARAMILLO, Carlos Felipe, NUPIA, Oskar y ROMERO Carmen A., "Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998", En: Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Bogotá, 2001.
- KNETTER, Michael and SLAUGHTER, Matthew, "Measuring Product-Market Integration", *NBER Working Paper*, núm. 6969, Cambridge, 1999.
- MISAS, Martha y OLIVEROS, Hugo, "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas. Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio más", *Borradores de Economía*, núm. 75, Banco de la República, Bogotá, 1997.

- MAMINGI, Nlandu, "Testing for Convergence and Common Features in International Output: The Case of the East-ern Caribbean Countries", *Journal of Eastern Caribbean Studies*, VOL. 24, núm. 3, 1999.
- MORALES, Amalia "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", *VII Jornadas de Economía Internacional*, Universidad de Alcalá, España, febrero, 2001.
- NUPIA, Oskar, "Integración espacial de los mercados laborales: evidencia para las regiones colombianas", *Desarrollo y Sociedad*, núm. 40, septiembre, 1997.
- OLLOQUI Irene y SOSVILLA Simón, "Paridad de poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", *Documentos de trabajo FEDEA*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.
- OLLOQUI Irene y SOSVILLA Simón y ALONSO, Javier, "Convergencia en precios en las provincias españolas", *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 99-04, FEDEA, España, 1999.
- PILBEAM, Keith, *International Finance*, Macmillan Press, London, 1998.