

# Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998\*

CARLOS FELIPE JARAMILLO\*\*

OSKAR ANDRÉS NUPIA\*\*\*

CARMEN ASTRID ROMERO\*\*\*\*

## Introducción

EL FUNCIONAMIENTO EFICIENTE de los mercados laborales es un requisito indispensable para la asignación óptima de los factores en una economía. Esto implica que los mercados regionales de trabajo deben mostrar una alta interdependencia, lo cual se expresa en remuneraciones que no difieran sustancialmente en distintos puntos geográficos de un país y que reflejen tendencias comunes de largo plazo. Sin embargo, estudios recientes del caso colombiano indican que en las últimas décadas ha persistido una brecha salarial rural-urbana y que los mercados laborales regionales exhiben síntomas de segmentación (Urrutia, 1993; Nupia y Jaramillo, 1998).

El objetivo central de este trabajo es aportar nuevos elementos al debate sobre la operación de los mercados de mano de obra no calificada en Colombia. El estudio se centra en el análisis estadístico de los salarios rurales y urbanos correspondientes al período 1945-1998 para abordar preguntas relacionadas con el grado de integración y de convergencia de estos mercados. Se busca dar respuestas a los siguientes interrogantes: ¿Cuál ha sido la evolución de los salarios rurales y urbanos así como la de la brecha salarial desde 1945? ¿Están integrados los mercados laborales, tanto rurales como urbanos? ¿Existe un mercado laboral nacional o mercados regionales segmentados? ¿Hay una tendencia hacia la convergencia entre los salarios de los mercados rurales? ¿Los salarios rurales tienden a converger hacia los salarios urbanos?

---

\* Queremos agradecer a Marcela Fajardo por la colaboración en la recolección de los datos de jornales rurales, a Mario Nigrinis por su asistencia en las estimaciones de las pruebas de Johansen y a Munir Jalir por su apoyo en los cálculos de datos faltantes de jornales agrícolas.

\*\* Director de la Oficina del Ministerio de Comercio Exterior de Colombia en Washington.

\*\*\* Profesor Investigador. Universidad de los Andes.

\*\*\*\* Estudiante de doctorado en Economía e Historia Económicas. Universidad Autónoma de Barcelona.

El trabajo se sustenta en herramientas estadísticas para responder los interrogantes planteados. La integración laboral se evalúa mediante la búsqueda de tendencias comunes entre los salarios, usando técnicas de cointegración para series de tiempo multivariadas (pruebas de Johansen). Los resultados de estas pruebas son contrastados con los de técnicas bivariadas tradicionales. Para evaluar si hay evidencia de convergencia en los niveles salariales de diferentes mercados, utilizamos varios métodos. Inicialmente, examinamos los valores de los coeficientes en las relaciones de cointegración existentes. Este procedimiento es complementado con pruebas más tradicionales de convergencia (v.gr., tipo sigma y tipo beta), las cuales examinan la evolución de la dispersión salarial y la relación entre los valores iniciales de los salarios y sus tasas de crecimiento, respectivamente. Además, identificamos si hay tendencias significativas en el comportamiento de las diferencias salariales urbano-rural y rural-rural.

Este documento se compone de seis secciones, siendo esta introducción la primera. La segunda expone algunas consideraciones teóricas sobre los conceptos de integración y convergencia aplicados al análisis de los mercados laborales. La tercera exhibe una descripción del comportamiento histórico del mercado laboral colombiano en el período de posguerra. La cuarta presenta los resultados de las pruebas de cointegración, mientras la quinta hace lo propio con los de convergencia. En la sexta se consignan las conclusiones.

## **Consideraciones teóricas: la distinción entre la integración y convergencia**

Dada la escasez de información empírica acerca de los flujos de mano de obra y de bienes entre regiones de la mayoría de las economías, la mayor parte de la literatura sobre integración de mercados laborales ha centrado su atención sobre la evolución de las series de salarios regionales. Tradicionalmente, la evolución de las diferencias entre los salarios entre regiones o entre ciudades y zonas rurales ha sido interpretada como evidencia directa sobre el grado de integración entre mercados laborales (véase, Boyer y Hatton, 1997 y Hatton y Williamson, 1992). Este estudio se enmarca dentro de esta metodología, aprovechando la disponibilidad de salarios rurales y urbanos para las principales regiones de Colombia desde 1945.

### **A. Integración**

Los estudios que analizan la información histórica de salarios suponen usualmente que la igualdad de las remuneraciones en diferentes puntos geográficos

en el largo plazo (corrigiendo por diferentes niveles de costo de vida o de transporte) señala la integración entre mercados laborales. Así, si dos mercados están integrados, diferencias significativas en los niveles de remuneración entre los mercados de mano de obra de calificación similar no pueden persistir en el tiempo. Gran parte de la literatura sobre el tema se ha concentrado en el canal migratorio. Muchos estudios han establecido que las diferencias salariales son el principal determinante de las decisiones de migración desde los trabajos pioneros de Harris y Todaro (Harris y Todaro, 1970; Todaro, 1977 y 1985)<sup>1</sup>. Más recientemente, se ha enfatizado que aunque la movilidad laboral sea baja, los precios de los factores se pueden igualar en una economía como resultado de los flujos comerciales, en la línea del modelo Hecksher-Ohlin de comercio (véase Slaughter, 1995 y 1997; Leamer, 1993; Kim, 1998).

Para propósitos de este 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<sup>2</sup>. Esta definición nos permite aprovechar avances recientes en la literatura econométrica de series de tiempo y, en particular, de las pruebas de cointegración. De acuerdo con estos desarrollos, dos series,  $W^1$  y  $W^2$ , están cointegradas si se encuentra una relación lineal entre ellas de manera que el residuo de la relación sea un proceso de ruido blanco con varianza constante<sup>3</sup>:

$$W_t^1 = a + b W_t^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

La cointegración como definición de integración entre mercados laborales es mucho más fuerte que las alternativas basadas en correlaciones simples o regresiones, las cuales no imponen condiciones estrictas sobre los momentos del residuo. Además, una falla de muchos estudios que determinan la existencia de la integración usando estas técnicas simples es que los resultados pueden ser espúreos si las series no son estacionarias.

1 Para el caso colombiano, el trabajo de Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) confirma el vínculo entre migración inter-departamental y diferencias entre los niveles de ingreso.

2 Esta definición ha sido aplicada recientemente al análisis de los mercados agrícolas por Helfand González-Rivera (1998). Hasta el momento no se conocen estudios que hayan aplicado este método al análisis de los mercados laborales.

3 La literatura de cointegración también permite que la relación incluya una tendencia lineal en (1). Nosotros excluimos explícitamente esta posibilidad pues no hay un argumento económico convincente para suponer que existe una tendencia lineal de esta naturaleza entre salarios.

Una implicación importante de la definición propuesta es que la integración no requiere necesariamente que la diferencia entre las series salariales (v.gr., la brecha salarial) disminuya gradualmente en el tiempo, como ha sido el caso de las definiciones tradicionales. 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. Si se encuentra evidencia de cointegración en la relación (1), pruebas sencillas sobre de los valores de los parámetros deben revelar cuál es la evolución de la diferencia en los salarios, tal como se ilustra en el Cuadro 1.

**Cuadro 1 Convergencia y Divergencia cuando  $w^1$  y  $w^2$  están cointegradas en la relación  $W^1 = a + b \cdot W^2$**

$a = 0$ y $b = 1$	Las series han convergido
$a \neq 0$ y $b = 1$	Las series han convergido a una constante
$a > 0$ y $b < 1$	Las series están convergiendo si $a > W^2(1-b)$ . En otro caso las series divergen.
$a < 0$ y $b > 1$	Las series están convergiendo si $a < W^2(1-b)$ . En otro caso las series divergen.
$a > 0$ y $b > 1$	Las series divergen
$a < 0$ y $b < 1$	Las series divergen

En la sección empírica de este trabajo utilizamos la prueba de ecuaciones simultáneas de Johansen para detectar la cointegración entre varias series de salarios. Esto nos proporciona dos ventajas sobre estudios previos. Primero, vamos más allá de los modelos uniecuacionales (conocidos en la literatura como “de corrección de errores”), los cuales han sido utilizados con frecuencia en la literatura reciente sobre integración entre mercados y los cuales requieren que un mercado sea escogido a priori como el mercado exógeno o libre (véase por ejemplo, Boyer y Hatton, 1997). Los resultados de este procedimiento son usualmente sensibles a cual mercado es escogido como exógeno, problema que no se presenta con el procedimiento de Johansen. Segundo, al probar la existencia de cointegración simultáneamente entre más de dos mercados, podemos llegar a algunas conclusiones sobre el tamaño geográfico de un mercado laboral. Cabe anotar que los métodos utilizados en estudios anteriores no permitían discernir si más de dos regiones compartían la misma tendencia de largo plazo.

**B. Convergencia**

Aunque la convergencia es un término ampliamente difundido en la literatura económica reciente, existen muchas definiciones, algunas de ellas incluso contradictorias. En general, hay dos formas de analizar el tema de la convergencia.

La primera se basa en el análisis de la evolución temporal de la diferencia de las series a través del tiempo. La segunda se centra en la evolución de la varianza de esta diferencia. La primera solo evalúa hasta que punto se están acercando las series en el tiempo, mientras que la segunda analiza la volatilidad de la diferencia y su evolución.

Una definición general de convergencia requiere dos condiciones (véase Fuss, 1999). La primera es que el valor esperado de la diferencia se acerque a una constante,  $k$ :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(W_t^1 - W_t^2) = k \quad (2)$$

La segunda es que la varianza de su diferencia se acerque a una constante ( $\sigma^2$ ):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \text{Var} (W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2 \quad (3)$$

Al imponer ambas condiciones simultáneamente, se obtiene una definición formal, más restrictiva que aquellas que sólo buscan una tendencia descendente en la diferencia o una relación estadística entre los valores iniciales y sus tasas de crecimiento (v.gr., convergencia tipo beta y sigma). Sin embargo, esta definición es esencialmente equivalente a evaluar si existe una tendencia descendente en el coeficiente de variación, método conocido en la literatura como convergencia tipo sigma.

Dada esta definición, es posible diferenciar pares de series que han convergido de aquellos que aún están en el proceso de converger.

*Definición 1:* Dos series han convergido si el valor esperado y la varianza de su diferencia son constantes:

$$E (W_t^1 - W_t^2) = k \quad \text{y} \quad \text{Var} (W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2$$

*Definición 2:* Dos series están convergiendo si el valor esperado y la varianza de su diferencia se acercan a constantes:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E (W_t^1 - W_t^2) = k \quad \text{y} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \text{Var} (W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2$$

La definición 2 es más adecuada para justificar pruebas sobre la progresiva convergencia en los niveles de los salarios, el tema que ha acaparado la mayor

parte de la literatura de integración laboral<sup>4</sup>. En mucha de esta literatura, la convergencia es un proceso lento que tiende a igualar los precios de los factores en la medida en que las barreras a los flujos migratorios se van eliminando y/o el comercio regional se amplía.

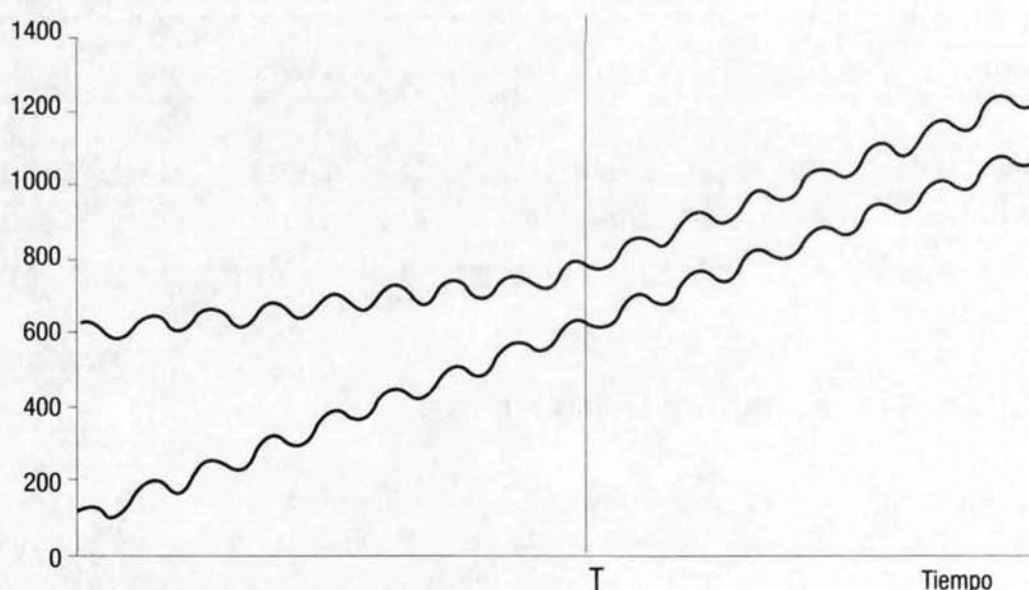
Las definiciones presentadas de convergencia se ilustran en los gráficos 1 a 3. En el Gráfico 1 aparecen dos series que están convergiendo a una constante desde el tiempo 0 al tiempo T. Las mismas series han convergido después del tiempo T. El Gráfico 2 muestra dos series que divergen. El Gráfico 3 ilustra un caso raro pero posible: dos series que han convergido en diferencias pero divergen en varianza.

### C. La relación entre convergencia y cointegración

No existe consenso en la literatura acerca de la naturaleza de la relación entre convergencia e integración (o cointegración)<sup>5</sup>. La relación es compleja y depende de las definiciones que se utilicen.

Con las definiciones planteadas arriba, si dos series han convergido, deben estar cointegradas y  $b$  debe ser igual a la unidad en la relación planteada en la ecuación (1). El valor del parámetro constante definirá si han convergido al mismo

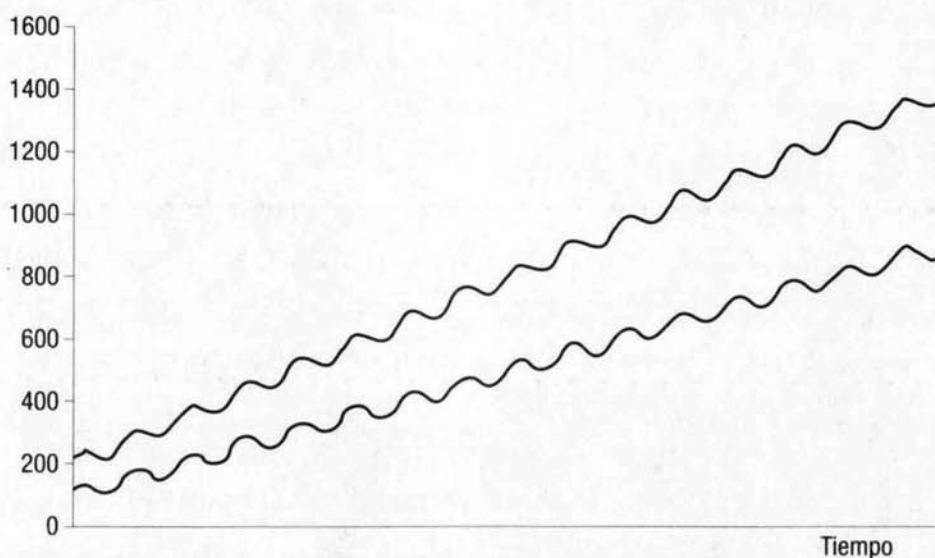
**Gráfico 1**



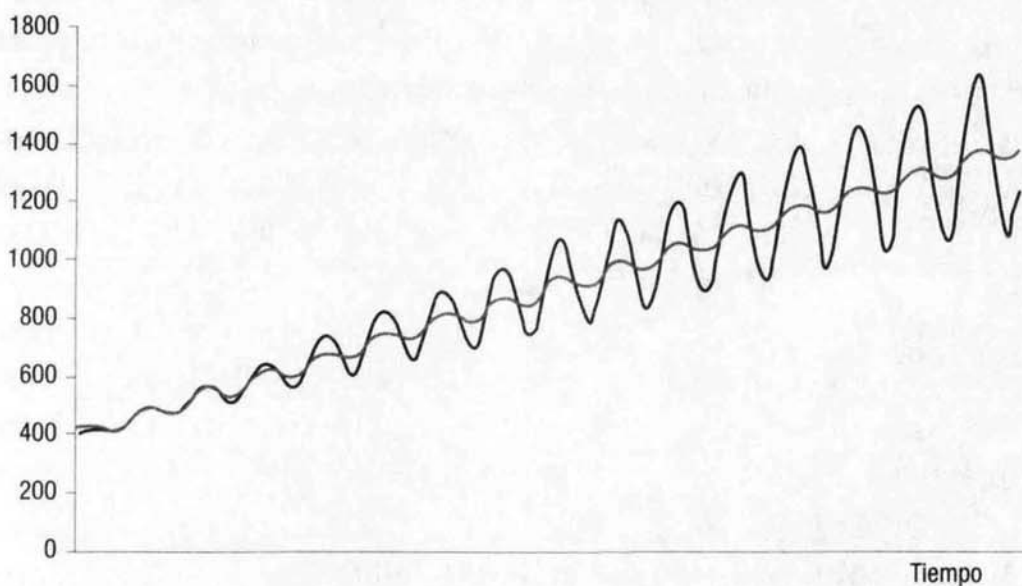
4 El teorema de la convergencia de los precios de factores de Leamer (1995) implica un proceso gradual de igualación de salarios.

5 Véase Bernard y Durlauf (1991) y Fuss (1999) para una discusión sobre la relación entre integración y convergencia.

**Gráfico 2**



**Gráfico 3**



valor (si  $a=0$ ) o si han convergido a una constante (cuando  $a \neq 0$ ). Si las series están en el proceso de converger, sólo están “evolucionando” hacia la cointegración. En este caso, es probable que  $b$  no sea igual a la unidad y la varianza de la diferencia puede ser constante o exhibir una tendencia descendente en el tiempo. Por ende, una prueba de cointegración no identificará nítidamente comportamientos acordes con la definición 2. El problema radica en que no existen pruebas en la actualidad para series que están “evolucionando” hacia la cointegración. Así, si dos series están convergiendo, éstas podrían resultar cointegradas o no cointegradas, si se

usan las pruebas convencionales de cointegración. Sin embargo, si dos series están cointegradas, los valores de los parámetros en la relación (1) nos pueden indicar si están convergiendo, si han convergido o si están divergiendo, tal como se ilustra en el Cuadro 1<sup>6</sup>.

En resumen, si dos series de salarios están cointegradas, con pruebas adicionales podemos determinar si cumplen con alguna de nuestras definiciones de convergencia. Si cumplen los requisitos de la definición 1 sobre mercados que han convergido durante el período de muestra, entonces también deben estar cointegrados (y  $b$  debe ser igual a la unidad). Sin embargo, no todos los grupos de series que están convergiendo estarán cointegrados. Así, se hace necesario realizar pruebas adicionales a las de Johansen para determinar si las series están convergiendo.

De acuerdo con lo expuesto, la estrategia que se sigue en este estudio es primero, investigar si hay integración entre mercados, realizando pruebas de cointegración entre las series salariales, basadas en la búsqueda de tendencias estocásticas comunes mediante el método de ecuaciones simultáneas de Johansen. Este es el contenido de la cuarta sección. En la quinta sección analizaremos diferentes pruebas para detectar convergencia. Cuando se encuentre cointegración entre series de jornales, se aplicarán pruebas adicionales para determinar los valores de la relación (1) que permitan determinar si los niveles salariales están convergiendo, divergiendo o si convergieron antes del inicio del período de la muestra. Acto seguido, buscamos evidencia de convergencia para aquellos mercados para los cuales se descartó la cointegración. Para este propósito, utilizamos pruebas convencionales para detectar la convergencia tipo beta y tipo sigma así como para determinar las tendencias en la evolución de los diferenciales salariales. Antes de entrar de lleno en las pruebas empíricas, la siguiente sección se ocupa de repasar las tendencias de los mercados laborales en Colombia en el período de posguerra.

## **Comportamiento histórico del mercado laboral**

En esta sección se presenta una breve descripción del comportamiento tanto de los jornales rurales como de los salarios urbanos de baja calificación, acompañada de un recuento de las principales fases del desarrollo económico colombiano desde

<sup>6</sup> Si las series están cointegradas, entonces se ha determinado que la varianza de la relación de cointegración es una constante y, con esto, satisfecho parte de la definición de convergencia. Así, es necesario solo centrarse en la evolución de la diferencia para determinar si existe convergencia.



1940 con el fin de identificar las posibles causas de las fluctuaciones del mercado laboral. Además, se presenta un análisis de la evolución de la brecha salarial rural-urbana para las cuatro principales ciudades.

### **A. Fuentes**

Se construyeron las series anuales de jornales agrícolas sin alimentación según la estructura administrativa vigente en 1940. La adopción de esta organización territorial permite contar con datos para 17 departamentos durante los años 1940 hasta 1998. Estas cifras corresponden a una distribución espacial enmarcada dentro de un contexto histórico y con fundamento económico, lo cual facilita el análisis, la comparación por períodos y su relación con los salarios urbanos.

En consecuencia se construyeron jornales ponderados por población y clima<sup>7</sup> para los departamentos que conformaban el Viejo Caldas (Caldas, Risaralda y Quindío), el Magdalena Grande (Guajira, Cesar y Magdalena) y el antes llamado Estado de Bolívar (Bolívar, Córdoba y Sucre). Por ofrecer información muy incompleta, se excluyeron de la muestra los antiguos territorios nacionales.

Los jornales rurales fueron recolectados por la Caja Agraria desde sus inicios en 1935 hasta 1998, sin embargo, los datos entre 1935 y 1939 aparecieron para meses distintos y no se hacía una diferenciación por tipo de clima, por tanto, decidimos utilizar las series desde 1940 año en que se unifica su presentación y se publican con total regularidad. Sin embargo, cabe anotar que para la mayor parte del análisis econométrico, se optó por analizar la muestra comprendida entre 1945 y 1998, pues se detectaron comportamientos atípicos y oscilaciones fuertes en algunos salarios durante el período correspondiente a la segunda guerra mundial.

Los jornales agrícolas no se calcularon durante los años 1972 hasta 1975 por parte del DANE. La información recogida por la Caja Agraria en esos años no fue procesada ni tampoco se conserva. Esta situación nos obligó a estimar estos datos mediante el uso de modelos ARIMA condicionados para cada uno de los 17 departamentos.<sup>8</sup>

Los salarios de obreros de la construcción, que por primera vez se utilizan en este tipo de estudios, fueron reconstruidos a partir de los reportes municipales de

7 Para departamentos con variedad de clima el jornal se registra por separado para clima frío y cálido.

8 La descripción detallada de la metodología de construcción para las series de salarios y los datos nominales se encuentran en el Anexo 1.

salario de ayudantes del sector, según información suministrada por el área de estudios económicos de las seccionales de Medellín, Cali y Barranquilla del Banco de la República, para los años anteriores a 1960, ya que con la creación de la Cámara Colombiana de la Construcción en 1957 se centralizó la información de salarios y desde sus inicios se han publicado con regularidad el índice de la mano de obra en el sector en la categoría de ayudantes.

Igualmente se recolectaron las series disponibles de salario mínimo legal, el cual fue establecido para los sectores rural y urbano en 1950 y luego se unificó a partir de 1984.

Finalmente, el índice de precios que se usó como deflactor corresponde al Índice de Precios al Consumidor base 1954-1955, empalmado con un índice de precios de alimentos construido por nosotros para los años 1915-1950.

## **B. El Jornal Rural**

El Gráfico 4 y el Cuadro 2 muestran el comportamiento histórico de los jornales rurales reales. En general, las remuneraciones han mostrado una tendencia creciente desde 1945, a pesar de exhibir una fuerte volatilidad anual. El salario rural promedio ha crecido en este período a una tasa anual de 1,8%.<sup>9</sup> Sin embargo, este comportamiento encubre una importante heterogeneidad entre regiones (Cuadro 3). Los departamentos que exhiben el crecimiento más alto son los del sur-occidente (Nariño y Cauca), sur-oriente (Caquetá), centro-oriente (Cundinamarca, Boyacá, Santander y Norte de Santander) y centro (Huila y Tolima). En contraste, las menores ganancias se han presentado en aquellos departamentos localizados en la región centro-occidental o cafetera (Caldas y Antioquia) y en la costa atlántica (Magdalena, Atlántico y Bolívar). Las únicas excepciones a estas tendencias generales son los bajos crecimientos que exhiben los jornales de Valle, Chocó y Meta.

De acuerdo con el Gráfico 4, el jornal promedio nacional ha atravesado por algunas fases bien definidas de expansión y desaceleración. Los períodos 1956-1965, y 1971-1980 se caracterizan por exhibir tasas de crecimiento altas, los años 1981-1985 y 1993-1998 por presentar importantes fluctuaciones y una lenta recuperación, mientras que, el subperíodo 1991-1992 corresponde a fuertes contracciones.

<sup>9</sup> El salario nacional es un promedio de los salarios departamentales, ponderados por población.

**Cuadro 2 Promedios y Crecimientos Quinquenales de los Salarios Reales**

	Salario Rural		Salario Mínimo			
	Promedio	Crecim.	Urbano		Rural	
			Promedio	Crecim.	Promedio	Crecim.
1945-1998	738.60	166.48				
1946-1950	503.35	-8.30				
1951-1955	533.17	5.05	347.64	-12.05	347.64	-12.05
1956-1960	531.38	3.60	571.19	66.27	446.14	-9.07
1961-1965	607.93	11.99	796.37	27.28	523.37	22.73
1966-1970	638.72	6.45	624.56	-7.15	389.82	-16.52
1971-1975	671.85	16.41	574.90	9.30	392.67	60.73
1976-1980	933.30	23.65	673.55	34.81	597.74	45.18
1981-1985	923.98	-6.19	825.55	10.68	795.39	18.81
1986-1990	997.03	4.64	863.84	-4.96		
1991-1992	953.73	-1.72	810.39	-0.77		
1995-1998	996.48	-0.43	811.22	0.66		
1993-1998	983.81	4.59	813.63	-1.10		

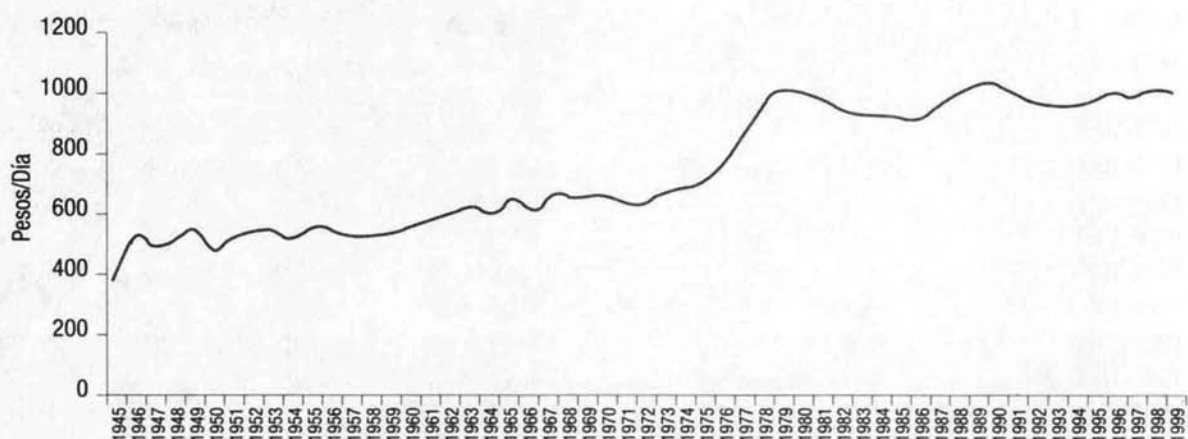
**Salarios Urbanos**

	Barranquilla		Cali		Medellín		Bogotá	
	Prom.	Crecim.	Prom.	Crec.	Prom.	Crec.	Prom.	Crec.
1945-1998	889.76	73.96	898.84	65.84	844.34	241.28	773.59	198.29
1946-1950	721.68	-22.28	770.07	-46.01	502.10	-25.23	625.06	28.03
1951-1955	653.70	-4.16	721.51	5.35	551.86	2.61	611.57	-3.35
1956-1960	634.00	5.21	767.03	13.89	601.38	21.24	611.27	14.38
1961-1965	834.59	38.34	774.68	5.00	878.08	20.47	668.39	4.12
1966-1970	954.26	6.77	782.70	12.07	715.42	-10.02	682.76	16.09
1971-1975	935.72	-11.63	711.67	-17.62	648.81	8.28	817.78	0.61
1976-1980	1034.29	47.06	819.20	50.17	932.46	58.38	779.24	17.38
1981-1985	1155.93	-17.44	1090.13	-0.69	1188.75	-1.08	961.47	2.28
1986-1990	1000.64	-10.74	1132.34	7.04	1140.62	-8.72	944.02	-1.56
1991-1992	902.01	0.82	1117.08	2.34	1056.03	-2.79	917.59	-0.54
1995-1998	1026.13	18.36	1288.27	-2.04	1264.41	-6.03	1022.26	-5.55
1993-1998	995.59	22.04	1280.92	5.35	1258.52	13.02	1016.63	0.40

FUENTE : CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN LA INFORMACIÓN DE SALARIOS PRESENTADA EN EL ANEXO 1

Las etapas de mayor crecimiento de los jornales coinciden con la ampliación en la base productiva sectorial, tanto en la economía cafetera como en el resto de la agricultura, lo que se reflejó en un aumento en la demanda de trabajo y en la entrada de capital al campo. Este dinamismo responde a factores de demanda y oferta sectorial. Por el lado de la demanda, influyeron la consolidación del sector industrial y el mayor consumo de bienes alimenticios para una población urbana creciente.

**Gráfico 4** Jornal rural real 1945-1998



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Cuadro 3** Salarios regionales, 1945-1998. Tasa de crecimiento promedio anual

Departamentos	Ubicación geográfica	%
<b>Áreas rurales</b>		
Bolívar	Norte	1.24
Valle	Sur-occidente	1.45
Norte de S.	Centro-oriente	1.90
Caldas	Centro-occidente	1.77
Antioquia	Centro-occidente	1.34
Atlántico	Norte	1.64
Chocó	Centro-occidente	1.29
Magdalena	Norte	1.69
Santander	Centro-oriente	2.16
Huila	Centro	2.05
Tolima	Centro	2.16
Cauca	Sur-occidente	1.83
Boyacá	Centro-oriente	2.59
Cundinamarca	Centro-oriente	2.59
Meta	Sur-oriente	1.51
Caquetá	Sur-oriente	2.29
Nariño	Sur-occidente	2.59
<b>Promedio rural</b>		<b>1.89</b>
<b>Centros urbanos</b>		
Barranquilla	Norte	1.03
Cali	Sur-occidente	0.94
Medellín	Centro-occidente	2.27
Bogotá	Centro-oriente	2.02
<b>Promedio-urbano</b>		<b>1.56</b>

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Por el lado de la oferta, las cifras disponibles de área cosechada excluyendo el café (desde 1950), muestran la aparición de nuevos cultivos ligados a la demanda industrial (v.gr., soya, palma africana, sorgo) entre 1950 y 1960, seguido por una fuerte expansión de la agricultura comercial entre 1965 y 1979<sup>10</sup>. En este período aumentó la superficie cosechada de 1.585.000 hectáreas en 1965 a cerca de 3.000.000 en 1979, concentrada en productos comerciales y de plantación (arroz, algodón, caña de azúcar, banano, cacao, sorgo, soya y palma) y la extensión de otros (flores, frutales y algunas hortalizas). En contraste, se observó una reducción del área y de la producción de cultivos de economía campesina como maíz, fríjol, trigo, cebada y panela.

El período de expansión de la agricultura comercial se caracterizó por mejoras importantes en la productividad, explicada por la ampliación en la utilización de maquinaria, insumos químicos y semillas mejoradas, la adecuación de tierras para facilitar el riego, el drenaje, arado y cultivo de los suelos. La creación del crédito de fomento, así como la organización de los principales gremios sectoriales, también contribuyen a explicar el dinamismo del sector (ver Kalmanovitz, 1982; Misión de Estudios del Sector, 1990; MINAGRICULTURA, 1994; Misión Rural, 1998).

La economía cafetera, también registró drásticos cambios durante ese lapso de tiempo, tales como la industrialización de la trilla, la rápida difusión de nuevas variedades, la ampliación decidida de las siembras incentivadas por la bonanza de 1975-1978 y las mejoras en la comercialización, que en combinación con el fortalecimiento de la Federación Nacional de Cafeteros, se tradujeron en la duplicación de la producción del grano al pasar de 6.1 millones de sacos en promedio para los años 1950-1955 a 11.9 millones de sacos durante 1985-1990 (Junguito y Pizano, 1991). El aumento en la producción y siembras de café tecnificado favorecieron muy significativamente el mayor empleo rural, durante los años setenta y ochenta, gracias a la mayor absorción de jornales/ha por parte de las nuevas variedades<sup>11</sup>.

A su turno los períodos de bajos salarios fueron 1941-1945 y 1991-1992. En los primeros años de los cuarenta, las exportaciones de los transables (en particular café y algodón) cayeron como consecuencia de los estragos de la segunda guerra

<sup>10</sup> Las cifras de superficie cosechada fueron tomadas de la base de datos del sector, construida por el DNP-ADA.

<sup>11</sup> La Federación de Cafeteros estima que una hectárea de café tradicional ocupa 62,3 jornales/año, al tiempo que el café tecnificado (promedio sol y sombra), requiere 158,1 jornales/ha/año, en ambos casos incluyendo la cosecha.

mundial, ambos renglones fundamentales para el empleo rural. Además, la continua volatilidad salarial durante esta década puede explicarse por la carencia de una legislación única en esta materia.

Dentro de los períodos críticos de la agricultura no cafetera y de los salarios rurales, sobresale el que se vivió en los dos primeros años de los noventa. En este período, se registró un fuerte declive en la producción agrícola de cultivos transitorios causada por la sequía de 1992, el desplome de las cotizaciones internacionales de los productos agrícolas, la eliminación del sistema de precios internos de sustentación, los efectos negativos de la revaluación y la creciente crisis de la Caja Agraria (Ocampo y Perry, 1995; Jaramillo, 1998). El efecto directo de este fenómeno fue la fuerte reducción en la demanda laboral, que se tradujo en una caída del salario rural, en especial en los departamentos de la Costa Caribe, zonas donde se sintió con más rigor la sustitución de siembras de cultivos transitorios por ganadería (Bonnet, 1999).

De otra parte, la economía cafetera empezó a afrontar un prolongado período de crisis a partir de mediados de 1989, con la ruptura del Acuerdo Internacional del Café y la intensa reducción en los precios internacionales. El efecto de esta crisis sobre la demanda laboral fue compensado inicialmente por los aumentos en la producción registrados entre 1990 y 1993, cuando se lograron las mayores cosechas de la historia. Desde entonces, la producción ha descendido hasta niveles de cerca de 10 millones de sacos en 1998, lo cual refleja una importante disminución en las áreas sembradas (de 1.070.000 has. en 1970 a cerca de 870.000 en 1998)<sup>12</sup>. Esta caída sostenida de la producción y los problemas de rentabilidad en el cultivo del grano han afectado sensiblemente al empleo cafetero desde 1992. El empleo promedio ha caído de 803.000 personas/año a menos de 600.000 desde 1996 (Fonseca, 1998).

Finalmente, es importante anotar que se observa una recuperación en los salarios rurales en los subperíodos 1981-1985 y 1993 y 1998. En el último caso, la fuerte contracción de los principales cultivos transitorios ha sido compensada por una creciente demanda laboral de sectores agrícolas y no agrícolas. En el sector agrícola, pese a la menor demanda de mano de obra en la Costa Caribe y en el sector cafetero, se han generado nuevos empleos en cultivos de economía campesina

<sup>12</sup> En contraste con esta reducción de la superficie sembrada, el número de productores creció de 303 mil a 566 mil en ese mismo período, con lo cual el tamaño promedio de la unidad de producción cafetera pasó de 3,5 hectáreas en 1970 a 1,5 en 1993-97.

(papa, hortalizas y frutales), cultivos permanentes, actividades ilícitas y en la ganadería (Jaramillo, 1998). Igualmente, se ha incrementado la demanda laboral en sectores rurales no agrícolas como los servicios (auge del gasto municipal debido a la consolidación del proceso de descentralización), así como por la competencia del empleo urbano y la construcción (en especial entre 1991 y 1995)<sup>13</sup>.

### C. Los salarios urbanos y su relación con el jornal rural

El Gráfico 5 y el Cuadro 2 muestran el crecimiento y los promedios de los salarios mínimos reales de las ciudades grandes y del sector rural, respectivamente entre 1950 y 1998. Cabe anotar que los salarios mínimos en ambos sectores son iguales entre 1950 y 1956 y nuevamente a partir de 1984, cuando se elimina el salario mínimo rural. Entre 1957 y 1983, el salario mínimo urbano fue siempre superior al mínimo rural. Ambas remuneraciones aumentaron sustancialmente en 1954 y 1963, año en que el salario mínimo urbano alcanza su nivel más alto en toda la historia de este indicador. Desde 1964 y hasta 1974 se observa una caída sostenida en ambas remuneraciones. Entre 1975 y 1985 se inicia un período ascendente. Entre 1986 y 1998, se observa una fase de reducción moderada.

Los diferenciales entre jornal rural y mínimo rural fueron favorables siempre para el primero. Por ejemplo, esta ventaja fluctuó alrededor de un 40% entre 1966 y 1975, mientras el diferencial con el mínimo urbano se movió en cerca del 12% durante esos mismos años, a excepción de 1973. Los tres salarios lograron un mayor acercamiento en 1984 cuando el jornal superó al mínimo por menos de diez puntos, luego esta brecha se aumentó alrededor del 20% entre 1993 y 1998.

El Gráfico 6 y el Cuadro 2 también muestran los movimientos de los salarios de ayudantes de la construcción en Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla y su relación con el jornal rural. Los primeros han crecido a una tasa anual promedio de 1,5% desde 1945, menor que aquella correspondiente al jornal rural nacional (Cuadro 3). Medellín ha demostrado la mayor tasa de crecimiento (2,27%), mientras Barranquilla (1,03%) y Cali (0,94%) han crecido por debajo de la tendencia nacional.

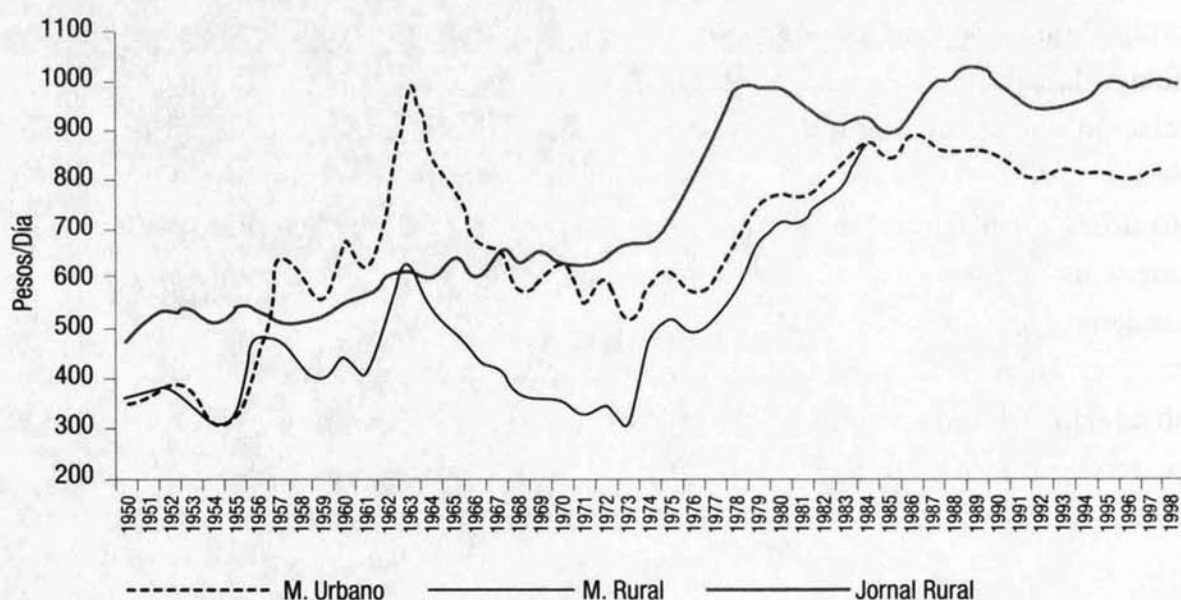
El Gráfico 7 muestra la evolución de la relación entre el jornal rural nacional y el salario urbano (promedio de cuatro grandes ciudades). A mediados de los cuarenta, el jornal rural es apenas entre 60% y 70% del valor del salario urbano.

<sup>13</sup> Los desplazados a causa de la violencia, se constituyen en otro factor que puede producir escasez relativa de mano de obra rural en ciertas zonas del país.

En los años cincuenta, esta relación mostró fluctuaciones significativas, aunque en este período el salario rural alcanza cerca de un 80% del urbano. En 1971 se inició un acentuado ciclo, durante el cual el jornal rural se incrementa hasta alcanzar un valor correspondiente a 125% del salario urbano en 1978, año en que la relación empieza a descender hasta llegar a 85% en 1984. Este ciclo está claramente asociado a la bonanza cafetera de mediados de los años setenta. La relación nuevamente favorece a los trabajadores rurales hasta 1988 cuando se produce una virtual equiparación en los niveles salariales de campo y ciudad. Sin embargo, la relación se deteriora en los noventa, posiblemente como resultado de la caída de salarios rurales por la crisis agropecuaria y por el fuerte ascenso de los salarios urbanos, jalonados por el auge de la construcción. Sin embargo, la relación se recupera nuevamente después de 1995. En los noventa, el jornal rural fluctuó alrededor de un promedio de 90% del salario urbano.

Berry y Urrutia (1975), al comparar el salario rural con el de la construcción en Bogotá, encontraron que desde 1936 ha prevalecido una relación relativamente estrecha entre las dos series y que ha existido un diferencial de salarios en favor de los trabajadores no calificados de la construcción. Sin embargo, esta relación parece haberse invertido en los primeros años de la década de los cincuenta, con los salarios agrícolas ligeramente más altos, en parte como resultado del aumento de la violencia rural. Además, durante los años de la bonanza cafetera de los setenta

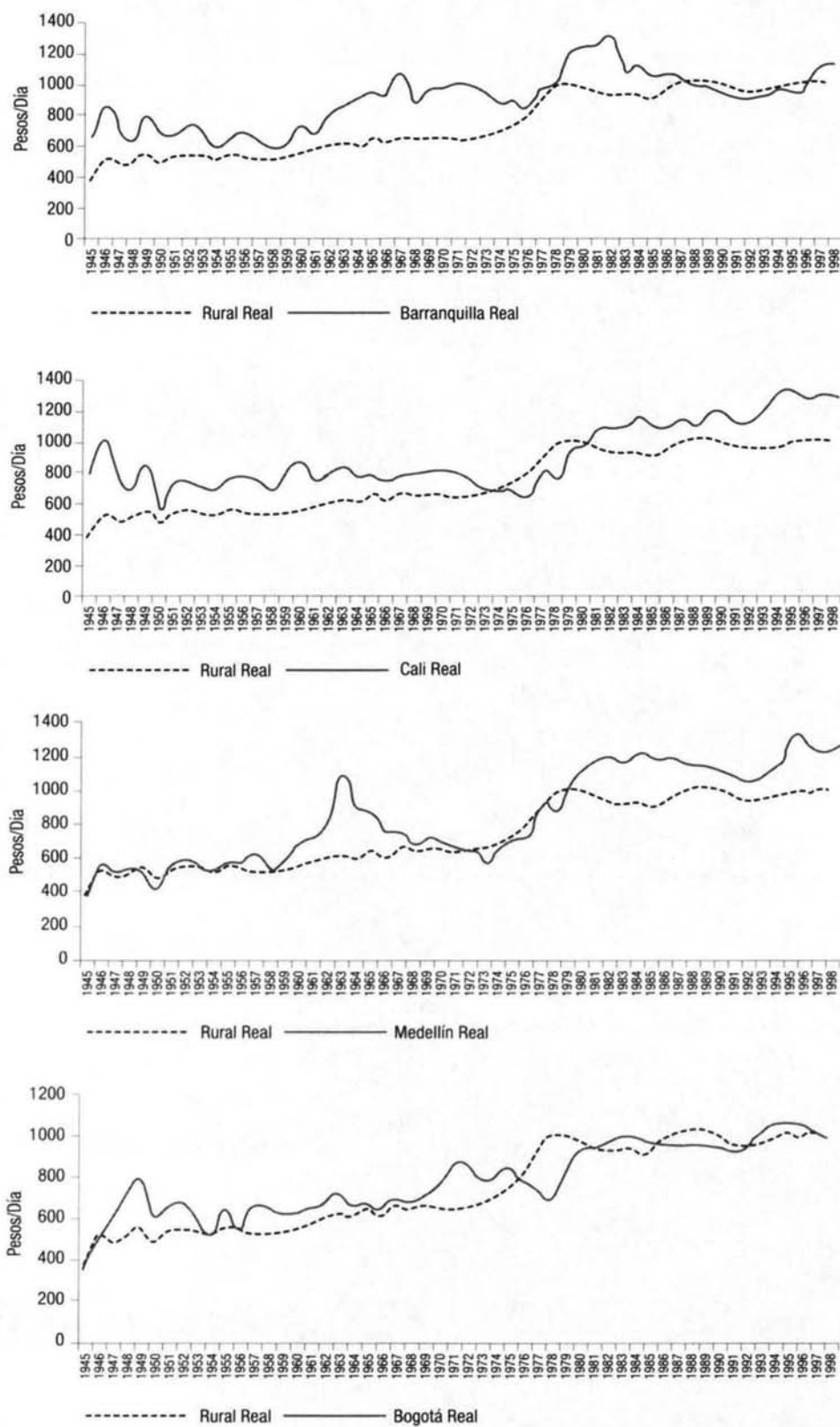
**Gráfico 5** Comparación de los salarios mínimos y el jornal rural.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

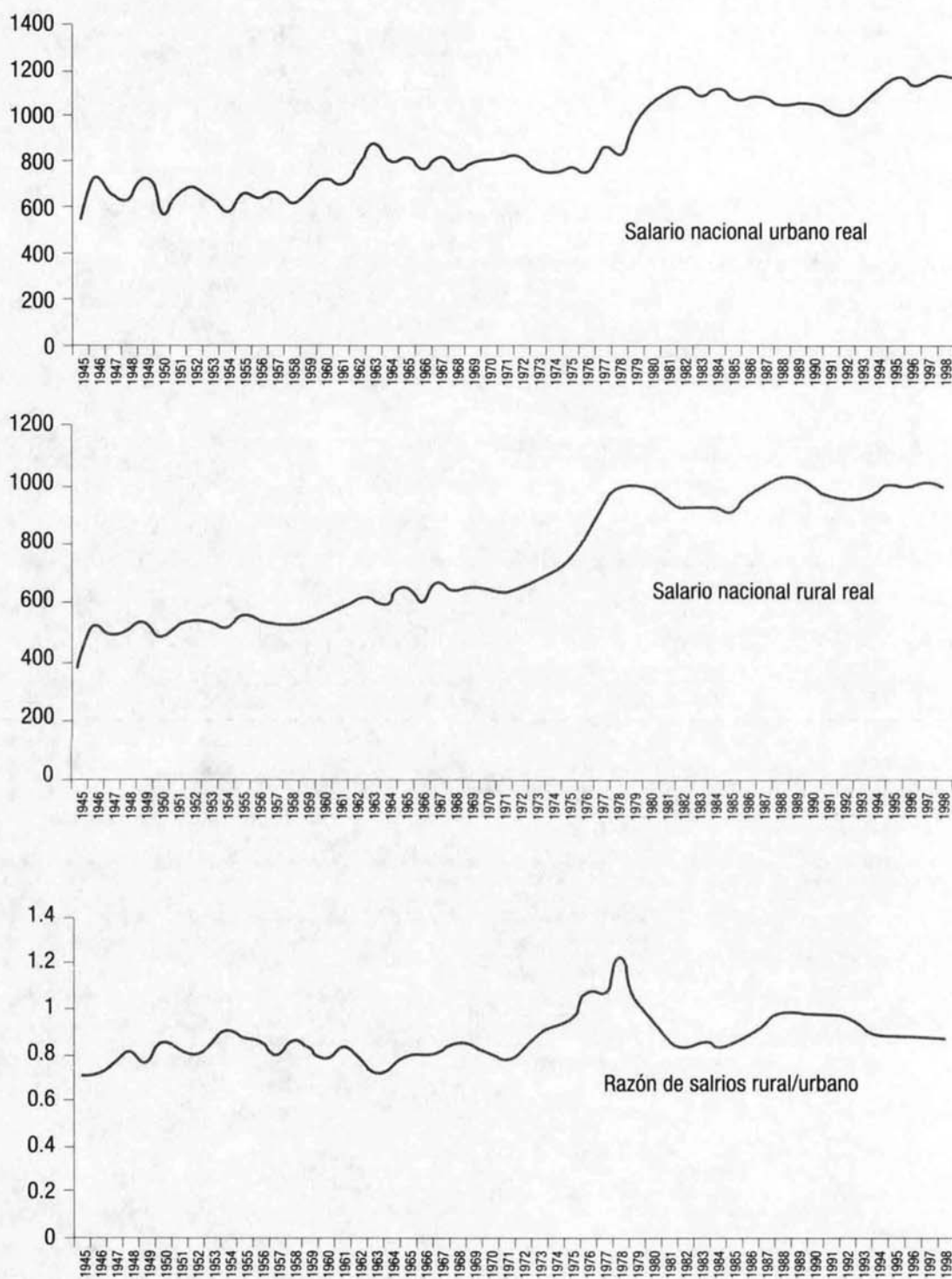


**Gráfico 6** Jornal rural y salario urbano real de Barranquilla, Cali, Medellín y Bogotá, 1945-1998.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Gráfico 7** Relación entre el salario nacional rural y el salario nacional urbano, 1945-1998.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

se observa una brecha amplia y positiva a favor del jornal rural. Esto es consistente con la explicación de Londoño (1995) para quien las fluctuaciones de la brecha salarial rural-urbana en Colombia se explican fundamentalmente por el ciclo cafetero.

La estrecha relación entre los jornales rurales y los salarios de la construcción de Bogotá encontrada por Berry y Urrutia (1975) ha dado pie para que algunos analistas concluyan que este es un síntoma de integración de los mercados laborales del país. Por ejemplo, para Londoño (1995) un diferencial promedio entre 1936 y 1987 alrededor de cero sugiere que las migraciones entre campo y ciudad han facilitado la eliminación de las diferencias salariales.

De acuerdo con Berry y Urrutia, la brecha rural-urbana pudo ser menos estrecha en otras ciudades en razón de las diferentes proporciones regionales en las dos ocupaciones. Sin embargo, estos autores no pudieron verificar esta hipótesis por la carencia de series de salarios de la construcción para ciudades diferentes de Bogotá desde 1940. Nuestras cifras confirman que las sospechas de estos analistas son válidas: el diferencial salarial es mayor en ciudades como Barranquilla y Cali en donde la remuneración a los obreros de la construcción supera al jornal rural en una proporción del 30% entre 1951 y 1970, en el primer caso y en cerca del 25% en el segundo. En Bogotá esta relación oscila entre el 5% y el 10% (Cuadro 4). En contraste, la desigualdad con respecto a Medellín muestra un fuerte aumento en 1963 y una disminución continua hasta 1970. Estos comportamientos demuestran que la evolución de los salarios de la construcción en diferentes centros urbanos no ha sido tan estrecha como se ha supuesto.

**Cuadro 4 Diferenciales entre los Salarios Urbanos y el Jornal Rural**

	Rural/Barranq.	Rural/Cali	Rural/Medellín	Rural/Bogotá
1945-1998	0.83	0.83	0.90	0.95
1946-1950	0.70	0.65	1.00	0.81
1951-1955	0.82	0.74	0.97	0.87
1956-1960	0.84	0.69	0.88	0.87
1961-1965	0.73	0.78	0.69	0.91
1966-1970	0.67	0.82	0.89	0.94
1971-1975	0.72	0.94	1.04	0.82
1976-1980	0.90	1.14	1.00	1.20
1981-1985	0.80	0.85	0.78	0.96
1986-1990	1.00	0.88	0.87	1.06
1991-1992	1.06	0.85	0.90	1.04
1995-1998	0.99	0.77	0.79	0.97
1993-1998	0.99	0.77	0.78	0.97

FUENTE : ANEXO 1

La evolución de los salarios urbanos de baja calificación ha sido tradicionalmente explicada por los ciclos de la actividad edificadora. Dicha actividad gravitó alrededor de los impulsos proporcionados por el Gobierno a través de los programas desarrollados por el ICT y, posteriormente, por el BCH hasta 1972. A partir de entonces, comienza a depender de la acción del sector privado y del ahorro captado por el Sistema de Valor Constante. La puesta en marcha de este plan condujo a un auge sin precedentes en la actividad. En Barranquilla y Medellín se registró un aumento en los metros cuadrados construidos del 94%, en Cali un 33% y en Bogotá un 55% para los años 1972 hasta 1974 (Cuadro 5). Esta bonanza se reflejó en un repunte de los salarios sectoriales hasta los primeros años de los ochenta (ver Giraldo y López 1990).

La construcción retomó la senda ascendente entre 1990 y 1994 de manera contraria al ciclo agrícola. En Barranquilla y Bogotá el mayor nivel se observó en 1991 cuando el crecimiento anual en metros cuadrados construidos fue de 59,7% y 47,6% respectivamente, mientras que, en Cali y Medellín la mayor dinámica se logró en 1992 con tasas del 36,3% y 61%.

Sin embargo, esta actividad se estancó desde 1995 por diferentes razones, entre las que se destacan las altas tasas de interés que afectaron la demanda por viviendas nuevas; la saturación de los estratos medio-alto y alto; la crisis del ICT; el encarecimiento del suelo urbano y la menor disponibilidad de áreas urbanas para construir (Giraldo, 1997). Entre 1995 y 1998, esta situación redundó en una caída de los salarios de obreros en Medellín del 6%, en Bogotá del 5% y en Cali del 2%. En Barranquilla se observó un crecimiento del 18,3%, lo cual permite

**Cuadro 5 Actividad Edificadora por Ciudades. (Metros Cuadrados)**

Períodos	Barranquilla		Cali		Medellín		Bogotá	
	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.
1946-1950	291,884	-8.7	289,676	-5.2	290,490	-29.8	485,768	66.1
1951-1955	104,040	-17.2	312,394	19.7	370,650	61.3	621,774	98.4
1956-1960	187,759	6.5	413,361	11.8	458,170	-6.1	1,141,910	21.6
1961-1965	229,731	-11.2	610,877	8.9	416,082	-61.9	1,421,314	30.9
1966-1970	252,094	30.7	527,783	-4.8	252,094	30.7	1,922,939	59.8
1972-1974	333,521	93.7	719,592	32.7	333,521	93.7	2,649,173	54.9
1976-1980	372,709	-33.4	651,158	15.1	372,709	-33.4	2,138,696	-2.4
1981-1985	449,026	-41.4	885,692	14.4	449,026	-41.4	2,485,986	56.6
1986-1990	188,921	10.3	1,177,807	-21.2	257,479	97.5	3,272,620	-18.2
1992-1993	335,206	72.6	1,900,942	12.4	1,752,465	27.3	4,723,931	-21.5
1993-1997	500,919	41.5	1,633,917	-50.5	1,535,877	-47.3	4,036,460	-15.1

FUENTE: CAMACOL

suponer que en esta ciudad no se presentó una fase de contracción del ciclo de la construcción.

## **Integración de mercados laborales**

En esta sección se presentan los resultados del análisis de las tendencias de las brechas salariales, tanto para el nivel rural-rural como rural-urbano. En primer lugar, se evalúan los movimientos de los salarios departamentales rurales en las regiones tradicionales mediante el uso de gráficas y se analizan las correlaciones entre las variaciones de los salarios rurales por décadas, las cuales proveen alguna información preliminar acerca de la estructura regional del mercado laboral rural. Mediante la utilización de la metodología de cointegración de Johansen, se detecta la existencia de siete mercados laborales rurales segmentados entre sí y dos mercados urbanos. En esta sección también se utilizan modelos de corrección de errores para probar si los desequilibrios en la brecha salarial están afectados por la rentabilidad de la actividad agrícola.

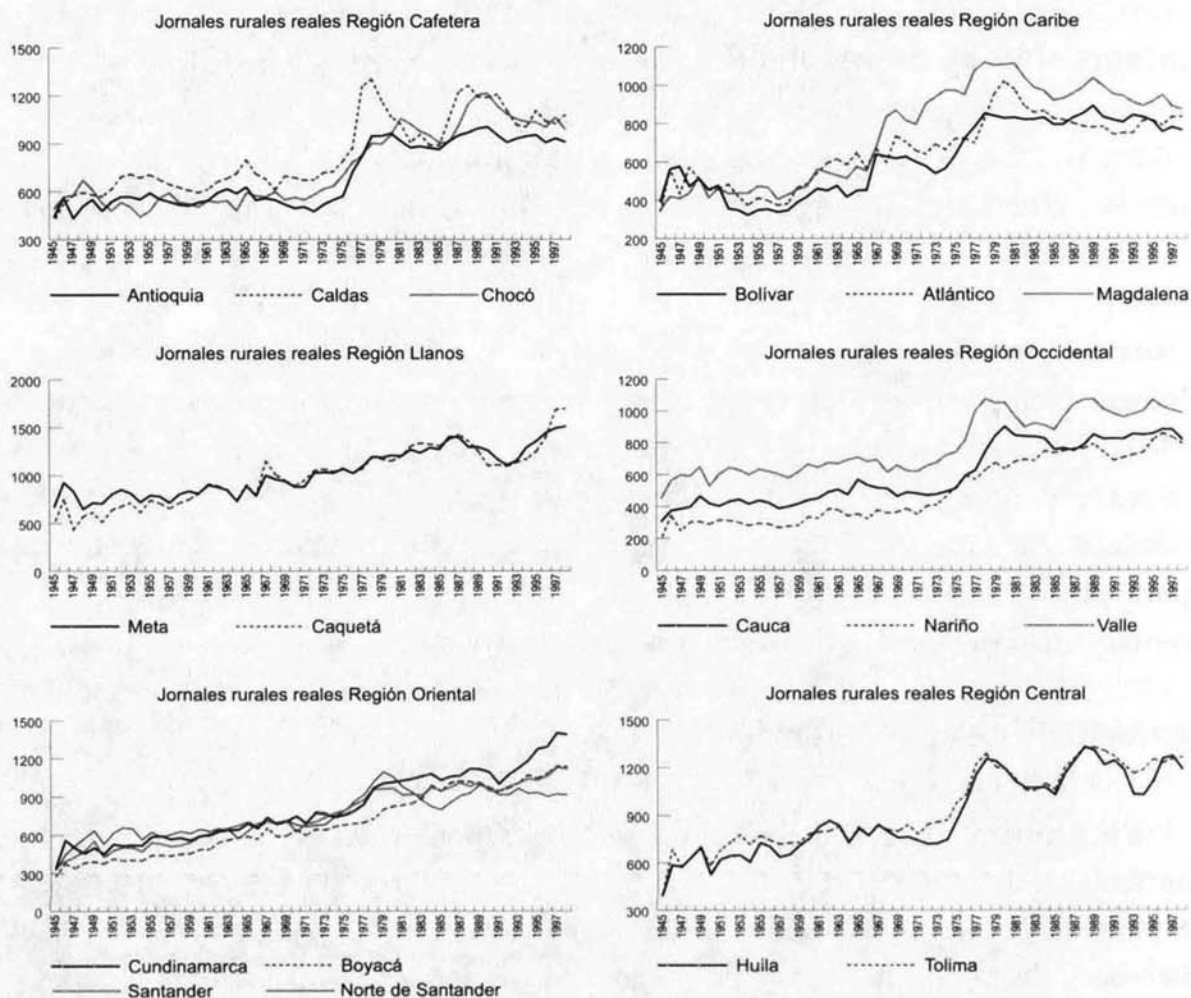
### **A. Análisis de cointegración**

#### **1. Análisis intuitivo**

En primera instancia, se inspeccionó la evolución de las series de jornales agrícolas reales por departamentos y por regiones en el período 1945-1998 (Gráfico 8 y Anexo 1). Esta clasificación geográfica, corresponde a la vieja estructura espacial heredada del siglo XIX, la cual permitió la formación de los mercados regionales y la configuración de un mercado nacional. Además se construyó una matriz de correlación de las variaciones de los jornales rurales cada 10 años (Cuadro 6). Estos análisis sugieren que los salarios al interior de las regiones tradicionales forman mercados laborales aparentemente integrados.

Los salarios rurales en la región de los Llanos, conformada por los actuales departamentos de Meta y Caquetá, muestran una correlación media de 0.61, la zona Central o del Alto Magdalena compuesta por los departamentos de Huila y Tolima con una fuerte correlación de 0.80, así como, la región oriental conformada por Cundinamarca, Boyacá y los Santanderes con correlaciones altas y superiores al 56%. Estos jornales se han movido en forma muy similar durante casi sesenta años. En los Llanos se pagan los salarios más altos del país debido a los elevados costos de transporte y alimentación, a la baja densidad de población y seguramente, en las dos últimas décadas, a los efectos de las perturbaciones que ha causado la expansión de los cultivos ilícitos.

**Gráfico 8 Jornales rurales reales por región, 1945-1998.**



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

En el caso de los departamentos del oriente colombiano también se observa una mayor dispersión de los niveles de salarios después de 1976 cuando se presenta una recomposición al interior del sector agropecuario regional por la consolidación de la ganadería de doble propósito, el surgimiento del sector floricultor en Cundinamarca y la expansión de la avicultura en Santander del Sur, factores que determinaron una mayor remuneración en Cundinamarca y un rezago relativo en Santander del Norte de manera particular después de 1984.

En la Costa Caribe se encuentran correlaciones por encima de 0,5, siendo más fuerte entre Bolívar y Atlántico 0,79 que entre Magdalena y Atlántico 0,51. Cabe recordar que en este estudio el departamento de Magdalena incluye a la Guajira y

**Cuadro 6 Matriz de Correlación de las Variaciones por Décadas de los Jornales Rurales, 1945-1998**

	Ant.	Atl.	Bol.	Boy.	Cal.	Caq.	Cho.	Cau.	Cund.	Hui.	Mag.	Meta	Nar.	N.San.	Sant.	Tol.	Val.
Antioquia	1.00	0.32	0.31	0.33	0.75	0.11	0.85	0.89	0.61	0.83	-0.04	0.39	0.81	0.68	0.57	0.68	0.90
Atlántico		1.00	0.79	0.56	0.12	0.41	0.35	0.55	0.44	0.40	0.51	0.46	0.55	0.27	0.63	0.12	0.37
Bolívar			1.00	0.36	0.15	0.24	0.54	0.46	0.30	0.31	0.63	0.48	0.58	0.19	0.37	0.09	0.33
Boyacá				1.00	0.10	0.52	0.19	0.48	0.56	0.44	0.04	0.37	0.43	0.13	0.50	0.21	0.25
Caldas					1.00	-0.11	0.58	0.56	0.37	0.73	0.11	0.14	0.59	0.76	0.49	0.86	0.87
Caquetá						1.00	0.01	0.19	0.48	0.29	0.32	0.61	0.24	0.09	0.45	0.15	0.06
Chocó							1.00	0.75	0.42	0.64	0.15	0.48	0.82	0.49	0.34	0.49	0.75
Cauca								1.00	0.73	0.77	0.05	0.42	0.76	0.65	0.66	0.52	0.80
Cundinam.									1.00	0.57	0.10	0.60	0.60	0.53	0.49	0.51	0.55
Huila										1.00	0.08	0.32	0.72	0.73	0.79	0.80	0.87
Magdalena											1.00	0.37	0.31	0.34	0.33	0.17	0.11
Meta												1.00	0.61	0.26	0.31	0.26	0.36
Nariño													1.00	0.60	0.56	0.63	0.78
Norte Sant.														1.00	0.67	0.83	0.78
Santander															1.00	0.55	0.68
Tolima																1.00	0.80
Valle																	1.00

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

al Cesar lo cual puede estar afectando este resultado. En cuanto al ciclo de los salarios reales se aprecia que hasta 1968 las remuneraciones rurales presentaban un comportamiento similar, pero a partir de ese momento el salario del Magdalena los supera en forma persistente, posiblemente como resultado del desarrollo de las economías del banano y el carbón en esta zona. Bolívar y Atlántico muestran en conjunto una relación más estrecha durante todo el período.

Los departamentos del Valle del Cauca, Cauca y Nariño exhiben correlaciones superiores a 0,76, lo que parece indicar la existencia de un mercado laboral integrado. En el territorio del Valle del Cauca se combina la mejor tierra productiva, los mayores rendimientos por hectárea sembrada con la producción agrícola más tecnificada del país (azúcar, trilla de café, soya y algodón fibra larga). Estos elementos, junto con la cercanía al centro urbano más dinámico de esta sección del país, contribuyen a explicar niveles salariales más altos en ese departamento. De otro lado, el jornal de Nariño es el más bajo del país desde 1940 posiblemente por la elevada tasa de crecimiento de la oferta laboral y la lenta dinámica de la demanda de mano de obra para los cultivos de la zona.

Finalmente, en la tradicional zona cafetera la correlación entre Antioquia y Caldas es del 0,75 para las variaciones de los salarios reales por décadas. Se decidió incluir al actual departamento del Chocó por los viejos nexos con Antioquia (0,85 de correlación). Si bien estos vínculos se concentraron más en la actividad minera,

Medellín y su área de influencia siempre han sido el centro comercial para los productos agrícolas del Chocó y el foco de migración más importante para su población. En esta región, el salario en Caldas es el más elevado y es allí donde se registran las mayores productividades en el cultivo del café.

## 2. Pruebas de Johansen

Para evaluar con más rigurosidad la delimitación geográfica del mercado laboral rural, hacemos uso de una metodología multivariada de cointegración. Esta metodología es ideal para determinar si un grupo de series de tiempo comparten la misma información de largo plazo y, por ende, están integradas (Helfand y González-Rivera, 1998). Para este propósito, las series de salario son separadas en dos componentes: uno que captura la información de largo plazo y otro la de corto plazo. El primero es un elemento que permite que las innovaciones tengan efectos de larga duración sobre el salario, mientras el segundo sólo captura choques cuyo efecto se desaparece con el tiempo. Cuando los salarios de varios departamentos comparten la misma información de largo plazo (v.gr., el componente permanente es el mismo), se puede concluir que están integradas.

La metodología multivariada de cointegración de Johansen es de gran utilidad para nuestro caso, pues permite identificar simultáneamente el número de jornales que comparte la misma información de largo plazo. En contraste, las metodologías uniecuacionales, usadas con frecuencia en la literatura sobre integración laboral sólo permiten identificar relaciones entre dos regiones a la vez mediante un vector de cointegración.

La aplicación de la metodología descrita exige que se disponga de un vector de salarios,  $W_t = \{W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{nt}\}$  correspondiente a las series de jornales rurales de  $n$  departamentos. Este vector se puede descomponer así:

$$W_{it} = a_i f_t + W_{it}^* \quad i=1, \dots, n \text{ y } a_i \neq 0,$$

en donde  $f_t$  es el factor de integración que caracteriza el componente permanente del salario y  $W_{it}^*$  es el componente transitorio correspondiente al departamento  $i$ . La existencia de un factor único de integración para las series de jornales implica que estas deben estar cointegradas y que debe existir  $n-1$  vectores de cointegración.

La implementación práctica de esta metodología requiere llevar a cabo la búsqueda del número requerido de vectores de cointegración, para lo cual adoptamos el esquema multivariado propuesto por Johansen (1988, 1991). Si  $W_t$  es un proceso VAR(p):



$$W_t = \mu + \Pi_1 W_{t-1} + \Pi_2 W_{t-2} \dots + \Pi_p W_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $W_t$  es un vector columna de jornales de orden  $(nx1)$ ,  $n$  es el número de departamentos,  $\mu$  es un vector de constantes, cada matriz de parámetros  $\Pi$  es de orden  $nxn$  y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones aleatorias idéntica e independientemente distribuidas con media nula y matriz de varianzas y covarianzas  $\Omega$ .

De acuerdo con el Teorema de Representación de Granger, un sistema cointegrado puede ser expresado como un modelo vectorial de corrección de errores (VEC):

$$\Delta W_t = \mu + \Pi W_{t-1} + \Gamma_1 \Delta W_{t-1} + \Gamma_2 \Delta W_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde  $\Gamma_i$  y  $\Pi$  son matrices  $nxn$ .  $\Pi$  representa las relaciones de largo plazo de las series de jornales mientras que  $\Gamma_i$  captura los impactos de corto plazo del sistema. Las pruebas de cointegración se derivan de la matriz  $\Pi$ , la cual se puede expresar como  $\Pi = \alpha\beta'$ , en donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices  $nxr$  de rango  $r \leq n$ .  $\beta$  es la matriz de vectores de cointegración y  $\alpha$  es la matriz de coeficientes de corrección de errores.

De acuerdo con el procedimiento de Johansen (1988), el rango de la matriz  $\Pi$  determina cuantas combinaciones de  $W_t$  son estacionarias, las cuales corresponden a las relaciones de cointegración entre las series de jornales. Si el rango de  $\Pi$  es  $r$ , los jornales están determinados por  $p-r$  factores comunes. Por tanto, si  $r = p-1$ , las series estarían determinadas por una tendencia común de largo plazo. En el análisis que sigue, la determinación del número de vectores de cointegración se deriva de técnicas de estimación de máxima verosimilitud de la relación (5), de acuerdo con las estadísticas de traza y de máximo eigenvalor propuestos por Johansen. Cabe anotar que en la determinación del número de vectores de cointegración se han utilizado las estadísticas corregidas para muestras pequeñas (Cheung y Lai, 1993).<sup>14</sup>

Para poner en práctica el procedimiento descrito, se efectuaron las pruebas de raíz unitaria sobre los logaritmos de las 21 series de jornales deflactados por el IPC para el período 1945–1998 (17 rurales y 4 urbanos). Las pruebas sobre las

<sup>14</sup> El Factor de corrección para muestras pequeñas es definido como  $(T-n*k)/T$ , donde  $T$  es el número de observaciones,  $n$  el número de variables en el sistema estimado y  $k$  el número de rezagos.

series diferenciadas demostraron que éstas eran en su mayoría no estacionarias (ver Tabla 1 del Apéndice), con lo cual concluimos que nuestras 21 series de salarios son integradas de orden uno.

Idealmente, una prueba de cointegración de las 17 series rurales nos habría revelado si existe un sólo mercado laboral en todo el país en este período. Sin embargo, al incluir a todas las series en una sola prueba, se reducen drásticamente los grados de libertad para las pruebas de hipótesis. Así, optamos por una estrategia diferente. Consideramos la posibilidad de que los departamentos que han compartido vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales son aquellos en los cuales se deberían esperar mercados laborales integrados. Una vez comprobadas estas hipótesis, probamos si estos mercados regionales estaban cointegrados con otros. Nuestra estrategia siguió los siguientes pasos:

1. Prueba de cointegración entre jornales de departamentos que comparten vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales.
2. Prueba de cointegración entre aquellos mercados regionales rurales detectados en el paso 1.
3. Pruebas de cointegración entre las series de salarios urbanos para determinar el tamaño geográfico de los mercados laborales urbanos.
4. Pruebas de cointegración entre aquellos mercados regionales determinados en los pasos 1 y 2 con los mercados urbanos detectados en el paso 3.

El Cuadro 7 muestra la composición de las seis regiones escogidas a priori para iniciar el primer paso. Las pruebas estadísticas encontraron cointegración en cinco de las seis regiones propuestas<sup>15</sup>. Sólo en el mercado de la región cafetera (v.gr., Antioquia y Caldas) no se encontró la relación esperada con lo cual concluimos que la región cafetera alberga dos mercados laborales rurales segmentados. Así, concluimos el paso 1 con el hallazgo de siete mercados laborales rurales conformados fundamentalmente por las grandes regiones geográficas tradicionales: Magdalena, Bolívar y Atlántico conforman la del Norte; Cundinamarca, Boyacá y los Santanderes otro que coincide con la región Centro-oriental; Valle del Cauca, Cauca, Chocó y Nariño conforman el de la región Sur-occidental; Tolima y Huila,

<sup>15</sup> Inicialmente Chocó estaba incluido en la región cafetera junto con Antioquia y Caldas, pero las pruebas de cointegración realizadas no mostraron tendencias comunes entre estos tres departamentos, motivo por el cual se tomó la decisión de incluir a Chocó en la región sur-occidental (Valle, Cauca y Nariño).

la región Central y el mercado compuesto por Meta y Caquetá o de la región Sur-oriental. En la región cafetera tradicional, hallamos un mercado en Antioquia y otro en el Viejo Caldas.

El Cuadro 8 muestra los resultados de 21 pruebas de cointegración por pares entre los siete mercados hallados en el paso 1. Las pruebas no detectan la existencia de una tendencia estocástica común entre ninguno de los pares. Así, concluimos que los siete mercados encontrados en el paso 1 son todos independientes y segmentados los unos de los otros, determinando así la composición geográfica de los mercados laborales rurales en Colombia. Estos resultados revelan una fuerte segmentación entre los mercados laborales rurales en el período examinado (1945-1998), consistente con fronteras geográficas, económicas, históricas y culturales.

#### **Cuadro 7 Resultados de la integración de mercados regionales rurales.**

<b>Región</b>	<b>Departamentos</b>	<b>Prueba de Johansen</b>
Centro-oriente	Cundinamarca, Boyacá, N. Santander, Santander	Integrado
Centro-occidente	Antioquia, Caldas	No Integrado
Sur-occidente	Cauca, Valle, Chocó, Nariño	Integrado
Norte	Magdalena, Bolívar, Atlántico	Integrado
Centro	Huila, Tolima	Integrado
Sur-oriente	Meta, Caquetá	Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 2.

#### **Cuadro 8 Resultados de la integración de mercados rural-rural**

<b>Regiones</b>	<b>Pruebas de Johansen</b>
Centro-oriente vs. Sur-occidente	No Integrado
Centro-oriente vs. Norte	No Integrado
Centro-oriente vs. Centro	No Integrado
Centro-oriente vs. Sur-oriente	No Integrado
Centro-oriente vs. Antioquia	No Integrado
Centro-oriente vs. Caldas	No Integrado
Sur-occidente vs. Norte	No Integrado
Sur-occidente vs. Centro	No Integrado
Sur-occidente vs. Sur-oriente	No Integrado
Sur-occidente vs. Antioquia	No Integrado
Sur-occidente vs. Caldas	No Integrado
Norte vs. Centro	No Integrado
Norte vs. Sur-oriente	No Integrado
Norte vs. Antioquia	No Integrado
Norte vs. Caldas	No Integrado
Centro vs. Sur-oriente	No Integrado
Centro vs. Antioquia	No Integrado
Centro vs. Caldas	No Integrado
Sur-oriente vs. Antioquia	No Integrado
Sur-oriente vs. Caldas	No Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 3.

El Cuadro 9 muestra resultados de cointegración para las series de salarios urbanos. Encontramos dos mercados. El primero se sustenta en la tendencia estocástica común que comparten Bogotá, Cali y Medellín, las tres ciudades del interior. El segundo sólo incluye a Barranquilla, la principal ciudad de la costa atlántica colombiana. Esta agrupación confirma las profundas diferencias en la dinámica económica de la costa con el resto del país, como resultado de diferencias geográficas, económicas y culturales.

En el Cuadro 10 se presentan los resultados de las 14 pruebas de cointegración por pares entre los siete mercados laborales rurales y los dos urbanos detectados anteriormente. Las pruebas de cointegración indican que en ningún caso se detectan tendencias estocásticas comunes. Estos resultados indican que en el período analizado se detecta una fuerte segmentación entre los mercados laborales rurales y urbanos.

Hasta aquí, la evidencia hallada de segmentación entre mercados rurales y urbanos se deriva de pruebas bastante estrictas. Para obtener integración, requerimos que se encuentre una tendencia estocástica común compartida por varios departamentos y que esta tendencia sea la misma que comparten, por ejemplo, los tres mercados urbanos del interior. Es posible que una búsqueda más

#### **Cuadro 9 Resultados de la integración en los mercados urbano-urbano**

Ciudades	Pruebas de Johansen
Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín	Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 4.

#### **Cuadro 10 Resultados de la integración entre mercados rural-urbano**

Ciudades y Regiones Rurales	Pruebas de Johansen
Bogotá, Cali, Medellín, Centro-oriente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-occidente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Norte	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Centro	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-oriente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Antioquia	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Caldas	No Integrado
Barranquilla, Centro-oriente	No Integrado
Barranquilla, Sur-occidente	No Integrado
Barranquilla, Norte	No Integrado
Barranquilla, Centro	No Integrado
Barranquilla, Sur-oriente	No Integrado
Barranquilla, Antioquia	No Integrado
Barranquilla, Caldas	No Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 5.

limitada de tendencias comunes pueda arrojar resultados diferentes. Para probar esta posibilidad, llevamos a cabo pruebas de cointegración para todos los pares de series rurales-urbanos (Cuadro 11). Los resultados demuestran mucha más integración entre mercados que las pruebas por grupos. Bogotá, por ejemplo, aparece integrado con todas las 17 regiones rurales, mientras que Medellín y Cali comparten tendencias comunes con 10 y 11 regiones, respectivamente. Cabe anotar que cada una de estas ciudades aparece integrada con los mercados laborales de los departamentos aledaños, como es de esperarse (con la excepción de Medellín con Antioquia).

El mercado laboral de Barranquilla aparece integrado sólo con 7 departamentos, incluyendo aquellos que hacen parte de la región Atlántica. Los resultados de Barranquilla sugieren la presencia de un mercado laboral integrado a nivel urbano y rural para los departamentos de su área de influencia. La existencia de este mercado, segmentado del resto del país, puede ser explicado por las condiciones históricas particulares que influyeron sobre el desarrollo de la Costa, las diferencias en infraestructura (Meisel y Bonet, 1999), el desplazamiento de Barranquilla como centro nacional obligado para el tránsito de mercancías y el menor ritmo de crecimiento económico de esta región desde 1955. Barranquilla, ciudad que

**Cuadro 11 Resultados de la integración entre el mercado laboral de Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla con el mercado rural departamental.**

Departamentos	BOGOTA	MEDELLIN	CALI	BARRANQUILLA
Antioquia	Integrado	No Integrado	Integrado	No Integrado
Caldas	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Chocó	Integrado	No Integrado	Integrado	No Integrado
Meta	Integrado	No Integrado	No Integrado	No Integrado
Caquetá	Integrado	No Integrado	No Integrado	No Integrado
Cundinamarca	Integrado	Integrado	No Integrado	No Integrado
Boyacá	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Santander	Integrado	No Integrado	Integrado	Integrado
Norte de Sant.	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Bolívar	Integrado	Integrado	No Integrado	Integrado
Atlántico	Integrado	No Integrado	No Integrado	Integrado
Magdalena	Integrado	No Integrado	No Integrado	Integrado
Cauca	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Nariño	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Valle	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Huila	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Tolima	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado

Nota: Los resultados se tomaron de las pruebas de Johansen que aparecen en las tablas 6(A), 6(B), 6(C), y 6(D).

FUENTE: VER APÉNDICE. TABLA 6 PARA INFORMACIÓN MÁS DETALLADA DE LOS RESULTADOS.

concentró sus esfuerzos en el comercio con el exterior a través del puerto Sabanilla dejó de lado la formación de un vínculo más estrecho con el interior hasta los años cincuenta, cuando se inició el rezago de su crecimiento con respecto a otras zonas del país (Posada Carbó, 1998).

En resumen, hemos encontrado que los mercados laborales rurales en Colombia han estado integrados sólo dentro de regiones homogéneas con fuertes vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales. También encontramos que las tres ciudades del interior conforman un gran mercado laboral urbano de mano de obra no calificada y que el mercado de Barranquilla presenta una tendencia distinta. La evidencia sobre integración entre los mercados laborales rurales y los urbanos arroja resultados contradictorios. Las pruebas por grupos de mercados indican que hay una fuerte segmentación mientras que las pruebas por pares de salarios urbano-rural encuentran un alto grado de integración.

Cabe anotar que los resultados reportados en esta sección mediante la utilización de la técnica de Johansen difieren sustancialmente de aquellos que se obtienen de la estimación de modelos uniecuacionales de corrección de errores. En Romero y Jaramillo (1999) se encuentran los resultados de estas pruebas de cointegración por pares de acuerdo con los cuales se detecta un mayor grado de segmentación que con la técnica de Johansen. Sin embargo, en estas pruebas los salarios urbanos tienden a presentar relaciones de corto plazo con la mayoría de los salarios rurales. Estos resultados parecen ratificar los defectos conocidos de las pruebas uniecuacionales, los cuales se manifiestan más intensamente cuando existe la posibilidad de que haya causalidad de doble sentido. A diferencia de estas pruebas, el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen contrasta simultáneamente el orden de integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración entre ellas; estima todos los vectores de cointegración sin imponer *a priori* restricciones sobre su número; no se ve afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración y, finalmente, presenta propiedades superiores a la de otros métodos de estimación de relaciones de cointegración (Suriñach et al., 1995; Kennedy, 1998).

## Convergencia

En esa parte del trabajo se evalúa la evidencia acerca de la convergencia de los salarios rurales y urbanos en Colombia. El análisis de la convergencia en los mercados laborales rurales se realiza evaluando cuatro tipos de evidencia. La primera se deriva de los parámetros de las relaciones de cointegración halladas en la sección

anterior. La segunda es la evolución de la dispersión de los salarios rurales desde 1945 (v.gr., convergencia tipo sigma). La tercera se desprende de pruebas convencionales acerca de la relación entre los niveles salariales iniciales y su tasa de crecimiento posterior (v.gr., convergencia tipo beta). La cuarta es aquella que resulta de un análisis de las tendencias de la brecha salarial entre los diferentes departamentos.

El análisis de la convergencia entre mercados laborales urbanos se realiza evaluando los parámetros de las relaciones de cointegración halladas en la sección anterior. Finalmente, para obtener alguna evidencia sobre la posibilidad de convergencia entre los mercados laborales urbanos y rurales, se analizan las tendencias de la brecha salarial entre los diferentes mercados.

## **A. La convergencia rural-rural**

Como se explicó en la sección teórica, en el proceso de desarrollo de una economía los precios de productos y factores en distintos lugares deben tender a converger. Para el caso de los mercados laborales, esto supondría que la tasa de crecimiento de los salarios debe guardar una relación con su nivel inicial. Este hecho significa que si los valores iniciales de los salarios regionales son distintos, en la práctica deberíamos observar un crecimiento superior en la serie que inicia con un salario menor. En consecuencia, las disparidades en el nivel del pago al factor trabajo deben tender a reducirse con el paso del tiempo. Esta implicación es análoga a la hipótesis de convergencia del ingreso per cápita derivada de la teoría del crecimiento neoclásica (Barro y Sala-I-Martín, 1995; Sala-I-Martín, 1994).

### **1. Convergencia en mercados cointegrados**

En esta primera sección, realizamos pruebas acerca de los valores de los parámetros en las relaciones de cointegración halladas en secciones anteriores. Para este propósito, es necesario obtener estimaciones de las relaciones de cointegración por pares, implícitas en la estimación simultánea de Johansen, las cuales se obtienen mediante el proceso de normalización de Phillips (1991). En particular, probamos si el valor de  $b$  en la ecuación (1) es igual a la unidad y el valor de  $a$  es igual a cero. Si ambas hipótesis se cumplen simultáneamente, las series habrán convergido. De no cumplirse, los diferentes valores de ambos parámetros nos dirán si las series están convergiendo o divergiendo<sup>16</sup>.

<sup>16</sup> Análisis realizado con base en el Cuadro 1, tomando los promedios de cada una de las series.

Los resultados de las pruebas aparecen en el Cuadro 12 junto con los coeficientes normalizados de cada una de las relaciones de cointegración encontradas. En tres de los mercados integrados encontrados, se establece que los salarios han convergido: Norte (Magdalena, Bolívar y Atlántico), Centro (Huila y Tolima), y Sur-oriente (Meta y Caquetá). De otra parte, en la mayoría de los departamentos que conforman la región del Sur-occidente los parámetros revelan que los salarios están convergiendo, excepto en el caso de Cauca y Chocó donde las series ya han convergido. En cuanto a la región Centro-oriental los resultados sugieren que los jornales de Cundinamarca y Boyacá han convergido, los salarios de Santander tienden a aproximarse a los de Cundinamarca y Norte de Santander para la muestra completa (1945-98), los de Boyacá tienden a converger a los niveles de Santander en todo el período y a los de Cundinamarca sólo hasta 1980. Norte de Santander tiende a converger al jornal de Boyacá hasta 1984.

## 2. *Dispersión de salarios rurales*

Un indicador de dispersión utilizado en la literatura de integración de mercados laborales es el coeficiente de variación de los salarios, el cociente entre la desviación estándar y la media aritmética. Para tener en cuenta el tamaño relativo de los departamentos, se calculó un coeficiente de variación ponderado por el peso relativo de la población en cada una de estas secciones dentro del total nacional de la muestra en estudio<sup>17</sup>. En la literatura, la tendencia a decrecer en el largo plazo de indicadores de este tipo es conocida como convergencia tipo  $\sigma$ .

En el Gráfico 9 se encuentra la evolución de la dispersión ponderada de los salarios rurales para el período 1945-1998<sup>18</sup>. La dispersión de los jornales rurales no parece mostrar una clara tendencia a disminuir en el tiempo desde 1945. Se detecta un incremento inicial entre 1945 y 1954, una tendencia decreciente entre

17 El coeficiente de variación ponderado se define así:

$$CV = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 P_i / P}}{\bar{y}}$$

En donde  $y_i$  representa el jornal rural nominal de cada uno de los 17 departamentos,  $\bar{y}$  es el promedio nacional ponderado de los salarios nominales y  $P_i/P$  la tasa de participación de la población en cada departamento dentro del total muestral.

18 La evolución del coeficiente de variación sin ponderar no difiere significativamente de aquél que aparece el Gráfico 9.



**Cuadro 12 Convergencia en Mercados integrados**

SUR-OCCIDENTE					
CAUCA	VALLE	CHOCO	NARIÑO	CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-1.33 (0.043)			2.48 (0.283)	Convergiendo
1.00		-0.94 (0.088)		-0.19 (0.578)	Ha convergido
1.00			-0.71 (0.034)	-2.04 (0.21)	Convergiendo
	1.00	-0.70 (0.064)		-2.00 (0.425)	Convergiendo
	1.00		-0.53 (0.024)	-3.39 (0.149)	Convergiendo
		1.00	-0.75 (0.061)	-1.97 (0.375)	Convergiendo
CENTRO-ORIENTE					
CUNDINAMARCA	SANTANDER	BOYACA	N. DE SANT.	CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.89 (0.041)			-0.83 (0.268)	Convergiendo
1.00		-1.13 (0.056)		0.79 (0.971)	Ha convergido
1.00			-1.82 (0.236)	5.31 (1.558)	Converge hasta 1980
	1.00	-0.79 (0.038)		-1.43 (0.251)	Convergiendo
	1.00		-1.16 (0.204)	4.00 (1.349)	Convergiendo
		1.00	-2.04 (0.33)	6.89 (2.16)	Converge hasta 1984
NORTE					
MAGDALENA	BOLIVAR	ATLANTICO		CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.85 (0.154)			-1.21 (1.001)	Ha convergido
1.00		-0.98 (0.183)		-0.34 (1.20)	Ha convergido
	1.00	-1.15 (0.109)		1.02 (0.713)	Ha convergido
CENTRO					
HUILA	TOLIMA			CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.99 (0.059)			0.02 (0.404)	Ha convergido
SUR-ORIENTE					
META	CAQUETA			CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.91 (0.074)			-0.67 (0.510)	Ha convergido
URBANO					
BOGOTA	MEDELLIN	CALI		CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.69 (0.133)			-2.00 (0.895)	Convergiendo
1.00		-0.83 (0.126)		-1.07 (0.856)	Ha convergido
	1.00	-1.19 (0.206)		1.35 (1.394)	Ha convergido

Nota: Vector de cointegración normalizado de acuerdo con la metodología de Phillips (1991). Error estándar en paréntesis.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

1954 y 1982 (a pesar de fuertes fluctuaciones anuales), y otra fase de aumento entre 1983 y 1998. No obstante estas variaciones, la regresión del coeficiente de variación contra el tiempo revela una tasa de crecimiento anual de  $-0,8\%$ , estadísticamente significativa al  $5\%$ , lo cual puede interpretarse como evidencia a favor de la convergencia. Este resultado puede explicarse por la fuerte caída de la dispersión observada entre 1955 y principios de los ochenta. Nuestro hallazgo es coherente con aquel reportado por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) para la dispersión del ingreso per cápita departamental entre 1950 y 1989.<sup>19</sup>

No obstante, las fuertes oscilaciones encontradas en varios subperíodos revelan que en el corto y mediano plazo pueden subsistir tendencias a una mayor dispersión, tal como lo anota Meisel (1993) para el caso de los ingresos departamentales. Por ejemplo, se observa un marcado aumento en la dispersión para los años 1993 a 1998. Esta evolución es consistente con la mayor dispersión en las tasas de crecimiento de los ingresos per cápita en el mismo período que han sido asociados

**Gráfico 9** Dispersión de los jornales rurales, 1945-1998.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

<sup>19</sup> La evolución de la dispersión de los niveles de ingreso per cápita reportada por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) para el período 1950-1989 es muy similar a la encontrada con la información de los jornales rurales, con la excepción del alto nivel de dispersión para 1950 encontrada con ingresos departamentales.

a fenómenos como la apertura, el crecimiento del gasto público, la apreciación cambiaría, la persistencia en disparidades regionales en la distribución de los ingresos fiscales y la fuerte expansión del gasto agregado (Meisel y Bonet, 1999; Rocha y Vivas, 1998; Birchenall y Murcia, 1997; Rhenal y González, 1998).

### 3. Convergencia tipo beta

Para evaluar de forma preliminar la hipótesis de convergencia el Cuadro 13 presenta los niveles de salario real por décadas. Los salarios de Meta, Caquetá, Huila y Tolima han estado entre los cinco primeros desde 1945. Los de Caldas, Valle, Cundinamarca y Magdalena entre los diez primeros desde 1970, mientras que Nariño y Cauca han registrado los niveles más bajos de salario agrícola dentro de los 17 departamentos que componen la muestra.

En cuanto a la dinámica de estos salarios, el jornal más bajo (Nariño) ha crecido a la mayor tasa registrada en este período (2.59% anual) (ver Cuadro 14). No obstante, este aumento ha estado seguido muy de cerca de los departamentos con altos salarios como Caquetá, Boyacá y Cundinamarca. En el análisis por décadas se observa que sólo para el subperíodo de 1970-1979 los crecimientos en los departamentos de salarios más bajos logran ubicarse dentro de los primeros lugares.

En el Gráfico 10 se consigna la relación entre el logaritmo de los salarios reales iniciales y la tasa de crecimiento para los jornales agrícolas reales entre 1945 y

**Cuadro 13 Salarios agrícolas reales ordenados**

POSICIÓN	1945	1960	1970	1980	1990
1	Meta 670.8	Meta 810.6	Caquetá 890.3	Meta 1210.0	Tolima 1305.4
2	Chocó 492.8	Caquetá 808.5	Meta 880.0	Tolima 1191.1	Meta 1261.9
3	Caquetá 491.8	Tolima 784.9	Tolima 840.3	Huila 1186.4	Huila 1216.2
4	Valle 452.8	Huila 753.2	Magdalena 816.3	Caquetá 1149.8	Chocó 1213.6
5	Antioquia 441.3	Valle 665.1	Huila 764.2	Magdalena 1107.6	Caldas 1189.5
6	Caldas 414.4	Norte de S. 650.3	Cundinam. 752.8	Caldas 1068.1	Caquetá 1101.8
7	Huila 393.4	Cundinam. 596.1	Atlántico 702.9	Norte de S. 1059.7	Cundinam. 1095.5
8	Tolima 393.4	Caldas 593.7	Caldas 686.6	Valle 1051.8	Valle 1011.4
9	Bolívar 393.4	Santander 593.5	Norte de S. 684.2	Atlántico 1019.9	Antioquia 1004.2
10	Magdalena 350.6	Antioquia 532.1	Boyacá 644.4	Cundinam. 1016.0	Magdalena 996.6
11	Santander 347.9	Chocó 505.3	Santander 629.8	Santander 966.9	Boyacá 974.0
12	Atlántico 344.2	Boyacá 490.0	Bolívar 626.9	Antioquia 963.1	Norte de S. 962.5
13	Cundinam. 343.6	Atlántico 485.1	Valle 625.1	Chocó 954.3	Santander 948.9
14	Norte de S. 327.9	Magdalena 473.2	Chocó 563.1	Cauca 901.3	Bolívar 834.5
15	Cauca 306.9	Cauca 440.4	Antioquia 495.5	Bolívar 827.7	Cauca 824.6
16	Boyacá 280.5	Bolívar 418.5	Cauca 489.3	Boyacá 824.8	Atlántico 784.4
17	Nariño 196.7	Nariño 334.2	Nariño 387.5	Nariño 638.1	Nariño 742.4

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

1998 y por subperíodos de cerca de diez años mediante gráficas de dispersión. Para el período completo, parece detectarse evidencia de convergencia, en gran parte por las altas tasas de crecimiento alcanzadas por Nariño y Cauca. Por subperíodos, la relación de convergencia parece fuerte sólo en los setenta, aunque también parece detectarse en los cincuenta, sesenta y ochenta. De otra parte, la relación no parece mostrar signos de convergencia o divergencia en los noventa.

La convergencia tipo  $\beta$  se ha probado frecuentemente en la literatura mediante la formulación simplificada de Barro:

$$(1/T) \cdot \log(y_{iT} / y_{i0}) = \alpha - [\log(y_{i0})] \left[ (1-EXP(-\beta T))/T \right] + u_{i0,T} \quad (6)$$

donde la variable endógena es la tasa promedio de crecimiento entre el período T y t,  $y_{i0}$  es el salario inicial en la región i,  $y_{iT}$  es el salario en un período posterior,  $\alpha$  es una constante y  $u_{i0,T}$  es el término de error. La convergencia se detecta inspeccionando el signo y la significancia de  $\beta$ . Si el parámetro es negativo y significativo, las regiones están convergiendo. En nuestras pruebas que se describen a continuación usamos esta especificación para el caso de los salarios rurales.

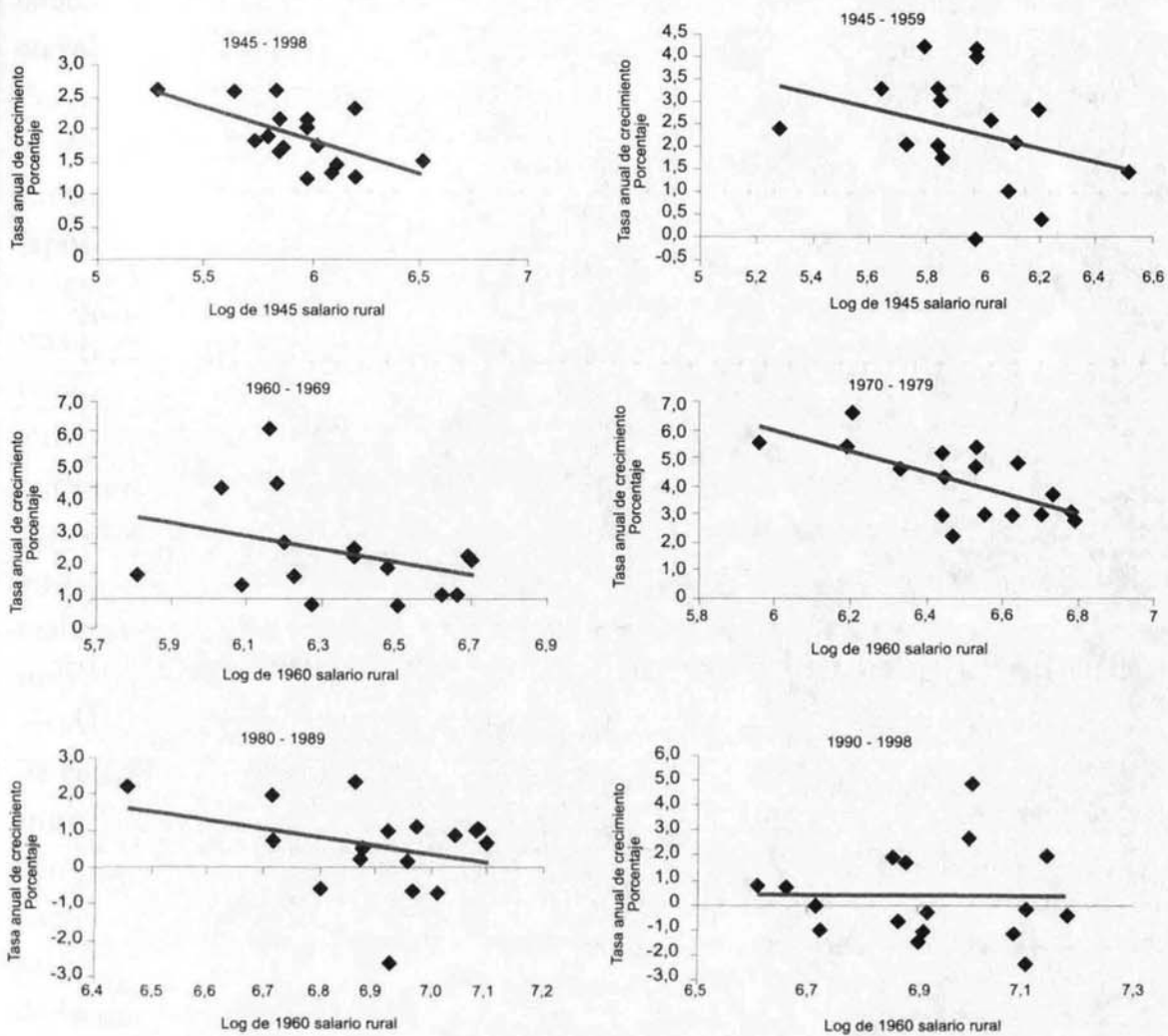
Mediante el uso de regresiones con mínimos cuadrados no lineales y el cálculo de errores estándar robustos a problemas de heterocedastidad, se encontraron los estimadores de los coeficientes de convergencia ( $\beta$ ). En el Cuadro 15 se encuentran

**Cuadro 14 Crecimientos anuales promedio de los salarios rurales reales**

POSICION	1945-1998	1945-1959	1960-1979	1970-1979	1980-1989	1990-1998
1 Nariño	2.59	Norte de S. 4.22	Magdalena 6.07	Antioquia 6.49	Chocó 2.34	Caquetá 4.80
2 Boyacá	2.59	Tolima 4.13	Atlántico 4.15	Nariño 5.54	Nariño 2.19	Cundinam. 2.65
3 Cundinam.	2.59	Huila 3.95	Bolívar 3.89	Cauca 5.43	Boyacá 1.96	Meta 2.01
4 Caquetá	2.29	Boyacá 3.28	Boyacá 2.00	Caldas 5.35	Caldas 1.10	Santander 1.84
5 Santander	2.16	Cundinam. 3.28	Santander 1.88	Valle 5.18	Tolima 1.07	Boyacá 1.73
6 Tolima	2.16	Santander 3.01	Cundinam. 1.79	Huila 4.83	Cundinam. 0.96	Nariño 0.80
7 Huila	2.05	Caquetá 2.80	Caldas 1.61	Norte de S. 4.71	Huila 0.96	Atlántico 0.71
8 Norte de S.	1.90	Caldas 2.56	Caquetá 1.57	Chocó 4.65	Caquetá 0.87	Cauca -0.01
9 Cauca	1.83	Nariño 2.41	Meta 1.47	Santander 4.25	Bolívar 0.75	Huila -0.23
10 Caldas	1.77	Valle 2.07	Norte de S. 1.04	Tolima 3.57	Meta 0.69	Valle -0.26
11 Magdalena	1.69	Cauca 2.06	Nariño 0.89	Atlántico 3.06	Santander 0.50	Tolima -0.35
12 Atlántico	1.64	Atlántico 2.01	Chocó 0.82	Magdalena 3.02	Antioquia 0.33	Norte de S. -0.55
13 Meta	1.51	Magdalena 1.75	Cauca 0.52	Meta 3.01	Valle 0.21	Bolívar -0.94
14 Valle	1.45	Meta 1.47	Tolima 0.21	Bolívar 2.93	Cauca -0.56	Caldas -1.10
15 Antioquia	1.34	Antioquia 0.98	Huila 0.07	Cundinam. 2.91	Norte de S. -0.64	Antioquia -1.10
16 Chocó	1.29	Chocó 0.41	Valle -0.10	Caquetá 2.75	Magdalena -0.64	Magdalena -1.45
17 Bolívar	1.24	Bolívar -0.06	Antioquia -0.25	Boyacá 2.19	Atlántico -2.66	Chocó -2.26

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

## Gráfico 10 Convergencia Beta



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

los resultados, los cuales confirman aquellos obtenidos de la inspección visual. La hipótesis de convergencia se acepta para el período completo (1945-1998) y para los años setenta. En los cincuenta, sesenta, ochenta y noventa, el signo de  $\beta$  es negativo pero no es diferente de cero.<sup>20</sup>

Para medir la sensibilidad de estos resultados a la exclusión de regiones especiales, el Cuadro 15 también presenta resultados de las estimaciones con dos

<sup>20</sup> Debe tenerse en cuenta que la magnitud del coeficiente  $\beta$  para el período 1945-98 es menor que aquellos hallados para todas las décadas con la excepción de los años noventa.

variables binarias correspondientes a grupos de departamentos (Costa Caribe y Zona Cafetera)<sup>21</sup>. La introducción de estas variables no afecta en forma sustancial los resultados iniciales. En las pruebas por subperíodos, las *dummies* incluidas no parecen agregar información adicional a las estimaciones iniciales.

**Cuadro 15** Convergencia Beta entre salarios rurales

1945-1998				
Beta2	-0.010**	-0.010**	-0.011**	-0.010**
DC		-0.002		-0.003
DCA			-0.005*	-0.005*
R <sup>2</sup>	0.353	0.383	0.534	0.593
1945-1959				
Beta2	-0.015	-0.014	-0.016	-0.015
DC		-0.005		-0.008
DCA			-0.015*	-0.016*
R <sup>2</sup>	0.102	0.119	0.320	0.362
1960-1969				
Beta2	-0.023	-0.023	0.000	0.000
DC		-0.011		-0.003
DCA			0.037**	0.037**
R <sup>2</sup>	0.122	0.169		0.768
1970-1979				
Beta2	-0.037**	-0.032**	-0.034**	-0.030**
DC		0.016*		0.014*
DCA			-0.010	-0.009
R <sup>2</sup>	0.440	0.609	0.541	0.678
1980-1989				
Beta2	-0.023	-0.024	-0.026	-0.026
DC		0.002		-0.001
DCA			-0.018**	-0.018**
R <sup>2</sup>	0.100	0.104	0.426	0.428
1990-1998				
Beta2	-0.001	0.005	-0.015	-0.011
DC		-0.017		-0.019
DCA			-0.014	-0.016
R <sup>2</sup>	0.000	0.099	0.079	0.200
1993-1998				
Beta2	0.072*	0.0724*	0.065	0.061
DC		-0.011		-0.013
DCA			-0.005	-0.008
R <sup>2</sup>	0.22	0.24	0.22	0.26

Nota: \*\*Significativo al 1%, \*Significativo al 5%

DC: *Dummy* para los departamentos de la zona cafetera

DCA: *Dummy* para los departamentos de la costa atlántica.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

<sup>21</sup> Esto es lo que Barro llama convergencia  $\beta$  relativa, la cual se presenta cuando se incluyen otras variables explicativas.

El estimado de  $\beta$  (0,010) para el período 1945-1998 es muy similar al encontrado por Collins (1999) para los salarios agrícolas reales en la India (0,013) y al obtenido por Williamson (1995) para salarios reales en su muestra de economías del Atlántico entre 1870 y 1890 (0,012) o entre 1890 y 1913 (0,008). Sin embargo, es menor a aquel calculado por Barro y Sala-I-Martin para ingreso personal entre los estados de la unión americana desde 1900 a 1920 (0,022) y para prefecturas japonesas desde 1930 hasta 1990 (0,028).

Como lo menciona Collins (1999), coeficientes de estas magnitudes implican una tasa de convergencia hacia el estado estacionario mas bien lenta, con una vida media de entre 30 y 50 años. Esto parece consistente con nuestros hallazgos anteriores de una segmentación fuerte de los mercados rurales regionales en el período de análisis. Nuestros resultados son intermedios entre las altas tasas de convergencia del ingreso per cápita departamental (4,22% anual entre 1950 y 1989) encontradas por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) y las observaciones realizadas por Meisel (1993) en el sentido de que la evidencia de convergencia es muy tenue si se excluyen los datos de la década del cincuenta.

Algunos estudios que han examinado el desempeño reciente del crecimiento de la economía colombiana han notado que a partir de 1992, las tendencias del ingreso per cápita han exhibido tendencias divergentes entre regiones. Este comportamiento peculiar ha sido vinculado a los resultados de la apertura y al impacto macroeconómico de los fuertes flujos de capitales que entraron al país en los primeros años de la década. En el Cuadro 15 también se presentan resultados de la prueba de convergencia tipo beta para los jornales rurales departamentales para el período 1993-1998. El coeficiente  $\beta$  obtenido es positivo y significativo para las estimaciones sin *dummies* regionales y para aquella con la *dummy* de la región cafetera. Esto parece confirmar la presencia de una fuerte tendencia divergente en este período.

#### 4. Tendencias de las diferencias salariales

En esta sección se examina evidencia complementaria de convergencia entre los salarios rurales mediante el análisis de las tendencias de la razón salarial (véase Slaughter, 1995). Para este propósito, se expresa la relación entre los salarios de la región *a* y *b* como:

$$\left( \frac{W_b}{W_a} \right)_t = A * EXP (\beta_t T + \epsilon_t) \quad (7)$$

donde  $t$  es el tiempo,  $A$  es la razón inicial en el período 0,  $\beta$  es la tasa exponencial del crecimiento de la serie,  $T$  la tendencia y  $\epsilon_{it}$  es el término de error. La serie converge si  $\beta < 0$  y diverge si  $\beta > 0$ . Tomando logaritmos se encuentra la ecuación a estimar:

$$\ln \left( \frac{W_b}{W_a} \right)_t = \alpha_i + \beta_t T + \epsilon_t \quad (8)$$

En general se buscó construir las relaciones entre salarios de manera que la razón inicial fuera mayor que la unidad para que la convergencia muestre un cociente que decline hacia uno.<sup>22</sup>

Los resultados para las razones entre salarios rurales son presentados en el Cuadro 16. Se puede observar que de 136 razones estimadas con los 17 departamentos, se encuentran 75 parejas de salarios convergiendo, 14 divergiendo y 47 que no presentan una tendencia significativa. Cabe anotar que en estos últimos casos la ausencia de una tendencia definida se debe a que los salarios han tenido un comportamiento similar a lo largo del tiempo. Estos resultados indican que en la gran mayoría de los casos las relaciones entre los jornales rurales revelan tendencias hacia la convergencia (75 casos) y sugieren que algunos mercados han alcanzado un estado estacionario convergente (47 casos).

### **B. La convergencia entre mercados urbanos**

Los valores de los parámetros en la relación de cointegración hallada para los salarios no calificados de Bogotá, Medellín y Cali aparecen en el Cuadro 12. Los resultados indican que los salarios en Cali-Medellín y Bogotá-Cali han convergido, mientras que la relación de salarios Bogotá-Medellín se encuentra en proceso de convergencia.

### **C. La convergencia rural-urbana**

Siguiendo la metodología expuesta arriba para probar la tendencia de las diferencias salariales, se estimó la ecuación (8) por parejas para cada salario urbano y todos los rurales usando mínimos cuadrados ordinarios. El Cuadro 17 registra los resultados.

22 En algunos casos la decisión de cual debía usarse como numerador se tomó comparando los valores promedio de las series del período 1945-1954, para evitar problemas derivados de comportamientos atípicos en los primeros años de la muestra.



**Cuadro 16 Tendencias de las diferencias salariales: Inter-rural. 1945-1998**

Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>	Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>	Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>	Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>
Met./Ant.	-0.001	0.03	Caq./Bol.	0.001	0.01	Ant./Sant.	-0.004 *	0.16	Bol./Mag.	-0.003 *	0.09
Met./Atl.	-0.001	0.03	Caq./Boy.	-0.005 *	0.38	Ant./Tol.	-0.001	0.01	Bol./Nar.	-0.008 *	0.44
Met./Bol.	-0.004 *	0.12	Caq./Cau.	0.000	0.00	Cal./Atl.	0.000	0.00	Bol./Boy.	-0.006 *	0.25
Met./Boy.	-0.010 *	0.75	Caq./Cun.	-0.002 *	0.10	Cal./Bol.	-0.002	0.02	Bol./Cun.	-0.003 *	0.10
Met./Cal.	-0.002	0.03	Caq./Hui.	0.002	0.05	Cal./Boy.	-0.008 *	0.47	Bol./N.San.	0.004 *	0.12
Met./Caq.	-0.005 *	0.33	Caq./Mag.	-0.002	0.04	Cal./Cau.	-0.003 *	0.15	Bol./Sant.	-0.002	0.02
Met./Cau.	-0.005 *	0.28	Caq./Nar.	-0.007 *	0.33	Cal./Cun.	-0.005 *	0.30	Mag./Atl.	-0.005 *	0.29
Met./Cho.	-0.004 *	0.15	Caq./N.San.	0.005 *	0.22	Cal./Hui.	-0.001	0.02	Mag./Boy.	-0.003	0.07
Met./Cun.	-0.007 *	0.71	Caq./Sant.	-0.001	0.01	Cal./Mag.	-0.005 *	0.14	Mag./Cun.	0.000	0.00
Met./Hui.	-0.003 *	0.10	Caq./Tol.	0.003 *	0.09	Cal./Nar.	-0.010 *	0.58	Mag./Cau.	0.002	0.03
Met./Mag.	-0.007 *	0.27	Caq./Val.	0.005 *	0.19	Cal./N.San.	0.002 *	0.10	Mag./Nar.	-0.005 *	0.14
Met./Nar.	-0.012 *	0.75	Val./Ant.	-0.001 *	0.09	Cal./Sant.	-0.004 *	0.17	Mag./N.San.	0.007 *	0.35
Met./N.San.	0.001	0.00	Val./Atl.	-0.002	0.02	Cal./Tol.	0.000	0.01	Mag./Sant.	0.002	0.03
Met./Sant.	-0.005 *	0.37	Val./Bol.	-0.004 *	0.11	Hui./Atl.	0.001	0.02	Sant./Boy.	-0.005 *	0.57
Met./Tol.	-0.002 *	0.08	Val./Boy.	-0.010 *	0.71	Hui./Bol.	-0.001	0.01	Sant./Cun.	-0.002 *	0.11
Met./Val.	0.000	0.00	Val./Cal.	-0.002 *	0.13	Hula/Boy.	-0.007 *	0.54	Sant./Atl.	0.004 *	0.19
Cho./Ant.	0.002 *	0.11	Val./Cau.	-0.005 *	0.51	Hui./Cau.	-0.002 *	0.10	Sant./Cau.	0.000	0.01
Cho./Atl.	0.002	0.04	Val./Cun.	-0.007 *	0.62	Hui./Cun.	-0.004 *	0.31	Sant./Nar.	-0.006 *	0.38
Cho./Bol.	0.000	0.00	Val./Mag.	-0.007 *	0.26	Hui./Tol.	0.001	0.02	Sant./N.San.	-0.006 *	0.54
Cho./Boy.	-0.006 *	0.27	Val./Nar.	-0.012 *	0.80	Hui./Mag.	-0.004 *	0.11	Atl./Cau.	-0.003 *	0.12
Cho./Cal.	0.002	0.05	Val./N.San.	0.000	0.01	Hui./Nar.	-0.009 *	0.60	Atl./Nar.	-0.010 *	0.58
Cho./Caq.	-0.001	0.00	Val./Sant.	-0.005 *	0.49	Hui./N.San.	0.003 *	0.24	Atl./Boy.	-0.008 *	0.52
Cho./Cau.	-0.001	0.02	Val./Hui.	-0.003 *	0.26	Hui./Sant.	-0.003 *	0.18	Atl./Cun.	-0.006 *	0.30
Cho./Cun.	-0.003 *	0.11	Val./Tol.	-0.002 *	0.20	Tol./Atl.	0.001	0.00	Atl./N.San.	0.002	0.04
Cho./Hui.	0.001	0.02	Ant./Atl.	0.000	0.00	Tol./Bol.	-0.002	0.02	Cun./Boy.	-0.003 *	0.34
Cho./Mag.	-0.003	0.04	Ant./Bol.	-0.002	0.03	Tol./Boy.	-0.008 *	0.63	Cun./Cau.	0.002 *	0.12
Cho./Nar.	-0.008 *	0.53	Ant./Boy.	-0.008 *	0.49	Tol./Cau.	-0.003 *	0.14	Cun./Nar.	-0.005 *	0.30
Cho./N.San.	0.004 *	0.17	Ant./Cal.	0.000	0.00	Tol./Cun.	-0.005 *	0.45	Cun./N.San.	-0.008 *	0.55
Cho./Sant.	-0.001	0.02	Ant./Cau.	-0.003 *	0.31	Tol./Mag.	-0.005 *	0.15	N.San./Boy.	-0.010 *	0.68
Cho./Tol.	0.002	0.04	Ant./Cun.	-0.006 *	0.34	Tol./Nar.	-0.010 *	0.66	N.San./Cau.	-0.005 *	0.38
Cho./Val.	-0.004 *	0.23	Ant./Hui.	-0.001	0.03	Tol./N.San.	0.003 *	0.25	N.San./Nar.	-0.012 *	0.68
Caq./Ant.	0.003 *	0.07	Ant./Mag.	-0.005 *	0.12	Tol./Sant.	-0.003 *	0.25	Cau./Boy.	-0.005 *	0.37
Caq./Cal.	0.003	0.06	Ant./Nar.	-0.010 *	0.72	Bolivar/Atl.	0.002	0.07	Cau./Nar.	-0.007 *	0.54
Caq./Atl.	0.003 *	0.11	Ant./N.San.	0.002	0.05	Bol./Cau.	-0.001	0.01	Boy./Nar.	-0.002	0.05

Nota: \*: Significativo al 5%.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Para Cali el coeficiente  $\beta$  fue significativamente negativo en 14 de los 17 casos. En efecto, el rango de la tasa varia entre -0,4% y -1,4%. Tomando como ejemplo la mayor tasa (Cali/Nariño), se encontró que la relación de salarios converge a un ritmo anual del 1,4% desde 1945. Las tasas con Huila (0,5%), Tolima (0,4%) y Cauca (0,7%) representan el área de influencia más importante de este centro urbano.

En cuanto a Bogotá, la tasa de convergencia es significativa para 11 de los 17 departamentos, y oscila entre -0,1% y -1,2%. Las mayores tasas se presentaron con respecto a Nariño (1,2%), Boyacá (1,1%), Cundinamarca (0,8%) y Magdalena (0,8%). Es interesante ver como 2 de los 4 departamentos con mayores tasas de convergencia (Cundinamarca y Boyacá), se encuentran ubicados en la misma región

**Cuadro 17 Tendencias de las diferencias salariales: urbano-rural. 1945-1998.**

Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>	Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>
Bogotá / Antioquia	-0,002	0,03	Medellín / Antioquia (a)	-0,004 *	0,19
Bogotá / Atlántico	-0,002	0,04	Medellín / Atlántico	0,004 *	0,14
Bogotá / Bolívar	-0,004 *	0,11	Medellín / Bolívar (a)	-0,002	0,02
Bogotá / Boyacá	-0,011 *	0,73	Medellín / Boyacá	-0,004 *	0,22
Bogotá / Caldas	-0,002	0,04	Medellín / Caldas (a)	-0,004 *	0,12
Bogotá / Caquetá	-0,005 *	0,22	Medellín / Caquetá (a)	-0,001	0,01
Bogotá / Cauca	-0,005 *	0,28	Medellín / Cauca	0,001	0,01
Bogotá / Choco	-0,005	0,15	Medellín / Chocó (a)	-0,002	0,02
Bogotá / Cundinamarca	-0,008 *	0,53	Medellín / Cundinamarca	-0,001	0,03
Bogotá / Huila	-0,003 *	0,11	Medellín / Huila (a)	-0,003 *	0,12
Bogotá / Magdalena	-0,008 *	0,27	Medellín / Magdalena	-0,001	0,01
Bogotá / Meta	-0,001 *	0,01	Medellín / Meta	0,006 *	0,24
Bogotá / Nariño	-0,012 *	0,65	Medellín / Nariño	-0,006 *	0,27
Bogotá / Norte de S.	0,000	0,00	Medellín / Norte de S.	0,006 *	0,26
Bogotá / Santander	-0,006 *	0,41	Medellín / Santander	0,000	0,00
Bogotá / Tolima	-0,003 *	0,10	Medellín / Tolima (a)	-0,004 *	0,13
Bogotá / Valle	-0,001	0,01	Medellín / Valle (a)	-0,006 *	0,31

Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>	Razón de Salarios	$\beta$	R <sup>2</sup>
Cali / Antioquia	-0,004 *	0,14	Barranquilla / Antioquia	-0,005 *	0,15
Cali / Atlántico	-0,004 *	0,08	Barranquilla / Atlántico	-0,005 *	0,44
Cali / Bolívar	-0,006 *	0,18	Barranquilla / Bolívar	-0,007 *	0,37
Cali / Boyacá	-0,012 *	0,63	Barranquilla / Boyacá	-0,014 *	0,75
Cali / Caldas	-0,004 *	0,09	Barranquilla / Caldas	-0,005 *	0,16
Cali / Caquetá	-0,007 *	0,25	Barranquilla / Caquetá	-0,008 *	0,49
Cali / Cauca	-0,007 *	0,37	Barranquilla / Cauca	-0,008 *	0,45
Cali / Choco	-0,006 *	0,29	Barranquilla / Choco	-0,007 *	0,26
Cali / Cundinamarca	-0,009 *	0,56	Barranquilla / Cundinam.	-0,011 *	0,64
Cali / Huila	-0,005 *	0,16	Barranquilla / Huila	-0,006 *	0,26
Cali / Magdalena	-0,009 *	0,22	Barranquilla / Magdalena	-0,010 *	0,55
Cali / Meta	-0,002	0,07	Barranquilla / Meta	-0,004 *	0,15
Cali / Nariño	-0,014 *	0,64	Barranquilla / Nariño	-0,015 *	0,69
Cali / Norte de S.	-0,002	0,02	Barranquilla / Norte de S.	-0,003 *	0,08
Cali / Santander	-0,008 *	0,31	Barranquilla / Santander	-0,009 *	0,56
Cali / Tolima	-0,004 *	0,14	Barranquilla / Tolima	-0,006 *	0,22
Cali / Valle	-0,002	0,05	Barranquilla / Valle	-0,004 *	0,11

Nota: \* : Significativo al 5%.

(a): Medellín es el denominador.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

geográfica que Santafé de Bogotá. No se detecta tendencia significativa en los jornales de Antioquia, Atlántico, Caldas, Chocó, Norte de Santander y Valle.

Para Barranquilla, se encuentran tendencias significativas en la razón salarial con todos los departamentos, de lo cual se desprende que las diferencias entre los salarios de este centro urbano y los jornales agrícolas han tendido a reducirse con el tiempo. Las tasas de convergencia más altas se obtuvieron con Boyacá (1,4%), Cundinamarca (1,1%), Magdalena (1%), Nariño (1,5%) y Santander (0,9%).

La razón entre el salario de Medellín y los jornales rurales sólo revela convergencia con 7 de los 17 departamentos, entre los que tenemos Antioquia (0,4%), Valle (0,6%), Caldas (0,4%) y Nariño (0,6%). También se encuentra tendencia significativa positiva en tres departamentos (Atlántico, Meta y Norte de Santander), que revelan tendencias divergentes. Para los departamentos restantes no se aprecia una tendencia significativa. Los resultados en esta ciudad reflejan el mayor crecimiento de su salario real (2,27% anual) en comparación con los de las demás ciudades y los de la mayoría de las regiones rurales. Este comportamiento puede estar asociado con el hecho de que el salario de la construcción de Medellín registró niveles significativamente inferiores a los de los demás centros urbanos durante las décadas del cuarenta y cincuenta, seguramente por la abundancia relativa de mano de obra femenina e infantil más barata. Sin embargo, este salario alcanza niveles comparables en las décadas del ochenta y noventa.

Así las cosas, se podría pensar que existe evidencia de convergencia en el mercado laboral de la mano de obra no calificada en Colombia para el período 1945-1998 expresada a través de un mayor crecimiento del jornal rural en comparación con el salario urbano. La única excepción es el caso de Medellín en donde su salario ha crecido a tasas similares o superiores a las de la mayoría de los jornales rurales. No obstante, los resultados encontrados en esta sección deben ser interpretados con cuidado pues una tendencia decreciente en la razón salarial rural-urbana no siempre implica mayor integración vía convergencia<sup>23</sup>.

## Conclusiones

En este estudio se ha realizado un análisis de varias características importantes del mercado de mano de obra no calificada en Colombia para el período 1945 hasta

23 Es factible que dos mercados que no están relacionados por flujos comerciales ni de factores, exhiban tendencias autónomas que arrojen una disminución de dicha razón. Para esto sólo es necesario que las tasas de crecimiento de los salarios sean sustancialmente diferentes.

1998. En particular, se quería conocer si la evolución de los salarios muestra un comportamiento característico de mercados laborales integrados y de niveles salariales que tienden a converger. Para contestar estas dos preguntas, se utilizaron fuentes primarias y se reconstruyeron por primera vez serie de salarios de obreros de la construcción por ciudades para antes de 1960. Los datos de salarios fueron sometidos a pruebas de cointegración para determinar la existencia de tendencias comunes y a varios análisis estadísticos complementarios para detectar convergencia.

La inspección de las series de salarios rurales en Colombia muestra que éstas se han movido muy estrechamente con el ciclo de la producción agropecuaria y, en particular, de la producción cafetera durante este siglo. La brecha salarial rural-urbana también ha presentado importantes oscilaciones desde 1940, destacándose su fuerte disminución a mediados de los setenta como resultado de la bonanza cafetera. El diferencial continúa presentando fluctuaciones en los setenta y ochenta con disparidades sustanciales para cada ciudad. En las últimas dos décadas, la brecha promedio ha sido alta (20%) para Cali y Medellín y muy baja (entre 0 y 5%) para Bogotá y Barranquilla.

Mediante la utilización de técnicas recientes de cointegración, efectuamos un ejercicio para delimitar geográficamente los mercados laborales rurales en Colombia. Este análisis muestra que los mercados laborales rurales en Colombia han estado integrados sólo dentro de regiones homogéneas con fuertes vínculos geográficos, económicos, históricos y culturales. También encontramos que las tres ciudades del interior conforman un gran mercado laboral urbano de mano de obra no calificada y que el mercado de Barranquilla presenta una tendencia distinta. La evidencia sobre integración entre los mercados laborales rurales y los urbanos arrojan resultados contradictorios. Las pruebas por grupos de mercados indican que hay una fuerte segmentación mientras que las pruebas por pares encuentran una alto grado de integración.

La dispersión de los jornales rurales ha venido cayendo a una tasa de 0.8% anual desde 1945, consistente con la hipótesis de convergencia. Sin embargo, esta reducción ha estado concentrada en el período entre 1955 y principios de los ochenta. De otro lado, se observa un marcado aumento en la dispersión para los años 1993 a 1998.

Los jornales rurales han venido convergiendo desde 1945 a un ritmo anual de 1,0%. Sin embargo, esta tasa aumenta al 2,3% entre 1960 y 1969 y llega incluso al 3,7% durante los años 1970-1979. La relación entre el salario inicial y su crecimiento se debilita a partir de 1981, llegando a revelar una fuerte divergencia entre 1993 y 1998.

Las pruebas basadas en el análisis de las tendencias entre las razones salariales indican que, en la gran mayoría de los casos las relaciones entre los jornales rurales revelan tendencias hacia la convergencia (75 casos) y sugieren que algunos mercados han alcanzado un estado estacionario convergente (47 casos).

Los resultados de las tendencias de las relaciones entre parejas de salarios urbanos y jornales agrícolas sugieren que existe evidencia de convergencia en el mercado laboral en Colombia para el período 1945-1998. Esta se expresa a través de un mayor crecimiento del jornal rural en comparación con el salario urbano. La única excepción es el caso de Medellín en donde los salarios han crecido a tasas similares o superiores a las de la mayoría de los jornales rurales.

Los resultados obtenidos en este estudio permiten alcanzar algunas conclusiones generales acerca de la integración de los mercados laborales en Colombia. En cuanto a la integración rural-rural, nuestras pruebas sugieren que los mercados laborales no parecen exhibir una tendencia común única, consistente con la presencia de una segmentación importante en los mercados rurales de trabajo. Sin embargo, nuestros resultados provenientes del análisis de cointegración como de pruebas estadísticas alternativas, también señalan una fuerte tendencia a la convergencia entre salarios rurales. Esto podría interpretarse como evidencia a favor de que el mercado laboral colombiano se ha venido integrando paulatinamente, aunque los salarios aún no demuestran haber alcanzado un equilibrio estable de largo plazo. Otra interpretación a estos resultados puede ser que los diferenciales entre salarios han ido disminuyendo pero la transmisión de señales en los precios es pobre.

En cuanto a la integración rural-urbana nuestros resultados sugieren que hay fuertes síntomas de convergencia. Sin embargo la evidencia sobre integración depende de la metodología adoptada. Hacia adelante, es importante determinar cuál debe ser la metodología más apropiada para llegar a conclusiones más firmes sobre este aspecto.

## Bibliografía

BARRO, R. y SALA-I-MARTÍN, X., *Economic Growth*, Mc Graw Hill, United States, 1995.

BERRY, A. y URRUTIA, M., *La Distribución del Ingreso en Colombia*, La Carreta, Bogotá, 1975.

BIRCHENALL, J. y MURCIA, Guillermo, "Convergencia Regional: Una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y Sociedad*, No 40, Septiembre de 1997.

- BONET, J. "La Agricultura del Caribe Colombiano, 1990 -1998", *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, No. 12, Diciembre de 1999.
- BOYER, G. y HATTON, T., "Migration and Labor Market Integration in Late Nineteenth Century England and Wales", *Economic History Review*, L, 4, 1997.
- CÁRDENAS, M, PONTÓN, A. y TRUJILLO J.P, "Convergencia, Crecimiento y Migraciones Inter-departamentales: Colombia 1950 - 1989", *Coyuntura Económica*, Vol. 23, No 1, 1993, p. 111-138.
- CHEUNG, Y.W., LAI, K.S. "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, No 3, August, 1993.
- COLLINS, W.J, "Labor Mobility, Market Integration and Wage Convergence in Late 19<sup>th</sup> Century India", *Explorations in Economic History*, Vol. 36, 1999, p. 246-277.
- FONSECA, L. A., "La Caficultura en Colombia, Nuevo Diagnóstico y Nuevo Escenario", *Coyuntura Colombiana*, Vol 15, No 2, 1998.
- GIRALDO F., "Cuarenta Años de Edificación en Colombia", Separata Camacol, Bogotá, septiembre de 1997.
- GIRALDO, F. y LÓPEZ F., "Los Ciclos de la Edificación en Colombia 1950-1990", Revista Camacol, VOL 13, N 3, Bogotá, septiembre de 1990.
- HATTON, T. y WILLIAMSON, J., "What Explains Wage Gaps Between Farm and City?", *Economic Development And Cultural Change*, Vol 40, 1992.
- HELFAND y González-Rivera, "Rice Market Integration in Brasil, *Annual Western Economic Association International Conference*, Nevada, junio 19-julio 5 de 1998.
- HENDRY, D, PAGAN, A, SARGAN, J, "Dynamic specification", *Handbook of Econometrics*, Vol II, 1984.
- JARAMILLO, C.F, *Liberalization, Crisis and Change in Colombian Agriculture*. Westview Press, Boulder, 1998.
- JARAMILLO, C.F. y NUPIA, O., "The Effects of Trade Liberalization Reforms of Marketing Integration: the case of Colombia", mimeo, marzo de 1999. (en publicación).
- JARAMILLO, C.F. y NUPIA, O., Salarios Rurales, Agricultura e Integración: Una Evaluación de Cambios Recientes en el Mercado Laboral Rural, *Documentos CEDE*, julio de 1998.
- JOHANSEN, S, "Statistical Analysis of Cointegration vectors", en Engle y Granger, C.W.J. editors, *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press, 1991.
- JUNGUITO, R. y PIZANO, D, *Producción de café en Colombia*, Fondo Cultural Cafetero y Fedesarrollo, Bogotá, 1991.
- KALMANOVITZ, S, *El Desarrollo de la Agricultura en Colombia*, Carlos Valencia Editores, Bogotá, 1982.
- KALMANOVITZ, S, LÓPEZ, E, y ROMERO, C.A, "La Producción Agropecuaria

Colombiana 1915-1950", *Borradores de Economía*, Banco de la República, N 116, febrero de 1999.

KIM, S, "Economic Integration and Convergence: U.S. Regions, 1840-1987", *The Journal of Economic History*, No 3, Vol 58, 1998.

KRUGMAN, P y OBSTFELD, M, *Economía Internacional*, Mc Graw Hill, Interamericana de España, 1997.

LEAMER, E, "The Heckscher-Ohlin Model in Theory and Practice", *Princeton Studies in International Finance*, No 77, february, 1995.

LONDOÑO, J.L, *Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1995.

MEISEL, A, y BONET, J., "La Convergencia Regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Documentos de Trabajo sobre Economía regional*, No 8, Banco de la República, Cartagena, Febrero de 1999.

MINISTERIO DE AGRICULTURA, *Transformaciones en la Estructura Agraria*, Tercer Mundo, Bogotá, 1994.

MISIÓN DE ESTUDIOS DEL SECTOR AGROPECUARIO, *El Desarrollo Agropecuario en Colombia*, Editorial Presencia, Bogotá, 1990.

MISIÓN RURAL, *Del Proteccionismo a la Apertura*, Tercer Mundo, Bogotá, 1998.

NUPIA, O, "Integración Espacial en los Mercados Laborales: Evidencia para las Regiones Colombianas", *Desarrollo y Sociedad*, N 40, Septiembre de 1997.

OCAMPO, J.A. y PERRY, G, *El Giro de la Política Agropecuaria*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1995.

PHILLIPS, P:C:B, "Optimal Inference in Cointegrated Systems". *Econometrica*, 59, 283-306, 1991.

POSADA CARBÓ, E, "El Caribe Colombiano una Historia Regional, 1870-1950", Banco de la República, El Áncora Editores, Bogotá, 1998.

RHENAL, R. y GONZÁLEZ, A.M, "Crecimiento y Convergencia Regional en Colombia", CIDE, Medellín, agosto de 1998.

ROCHA, R. y VIVAS, A, "Crecimiento Regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de Economía del Rosario*, Vol 1, N 1, Enero de 1998.

ROMERO, C. A y JARAMILLO, C.A, "La Integración de los Mercados Laborales en Colombia: Pruebas Uniecuacionales". *Mimeo*, Banco de la República, Diciembre 1999.

SALA-I-MARTÍN, X, *Apuntes de Crecimiento Económico*, Antoni Bosch Editores, Barcelona, 1994.

SLAUGHTER, M, "The Antebellum Transportation Revolution and Factor-Price Convergence", *NBER Working Paper Series*, No 5303, October, 1995.

SLAUGHTER, M, "The capital Income Convergence and the role of International Trade", *Economic Development and International Trade*, Vol 87, N 2, may, 1997.

SURIÑACH, J, ARTÍS, M, LÓPEZ, E y SANSÓ, A, *Análisis Económico Regional, Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, 1995.

TODARO, M, *Economía para un Mundo en Desarrollo*, Fondo de Cultura Económica, México, 1977,

TODARO, M, *El Desarrollo Económico del Tercer Mundo*, Alianza Editores, España, 1985

TODARO, M, y HARRIS, J.R., "Migration, Unemployment and Development: A two-sector Analysis", *The American Economic Review*, Vol LX, N1.

URRUTIA, M, "Twenty-Five Years of Economic Growth and Social Progress, 1960-1985", *Long-Term Trends in Latin American Economic Development*, Miguel Urrutia( Editor), Inter-American Development Bank, Washington, 1993.

WILLIAMSON, J. G. "The Evolution of Global Labor Markets since 1830: Background Evidence and Hypotheses", *Explorations in Economic History*, Vol. 32, 1995, p. 141-196.



## Apéndice

**Tabla 1 Pruebas de raíz unitaria ADF – Salarios urbanos y jornales rurales**

Logaritmo	Componente	Rezagos	Prueba	Diferencia	Componente	Rezagos	Prueba
Barranquilla	ninguno	0	-0,21	Barranquilla	ninguno	0	-10,46
Cali	ninguno	1	-0,64	Cali	ninguno	0	-12,80
Medellín	c,t	3	-3,17	Medellín	c,t	0	-8,61
Bogotá	ninguno	0	-0,30	Bogotá	ninguno	0	-7,04
Magdalena	ninguno	0	-0,86	Magdalena	ninguno	0	-7,37
Bolívar	c,t	0	-2,93	Bolívar	c,t	0	-8,08
Caldas	c,t	1	-3,64	Caldas	c,t	0	-6,29
Atlántico	ninguno	1	-0,94	Atlántico	ninguno	0	-11,00
Antioquia	ninguno	0	-0,71	Antioquia	ninguno	0	-7,91
Cundinamarca	c,t	6	-3,22	Cundinamarca	c,t	2	-7,99
Boyacá	ninguno	0	-1,04	Boyacá	ninguno	2	-5,04
Santander	c,t	0	-4,54	Santander			
Norte	c,t	1	-3,17	Norte	c,t	2	-4,12
Meta	c,t	0	-4,49	Meta			
Huila	c,t	0	-3,28	Huila	c,t	0	-7,40
Tolima	c,t	2	-3,41	Tolima	c,t	1	-5,42
Cauca	ninguno	0	-1,47	Cauca	ninguno	0	-6,96
Valle	ninguno	0	-0,56	Valle	ninguno	0	-8,24
Chocó	ninguno	1	-0,54	Chocó	ninguno	0	-6,23
Nariño	c,t	0	-4,00	Nariño	c,t	0	-11,68
Caquetá	c,t	0	-5,11	Caquetá			

Nota:

Los primeros cuatro resultados corresponden a las pruebas sobre los logaritmos de las series de salarios urbanos.

Las pruebas aplicadas sobre los logaritmos de los jornales de Santander, Meta y Caquetá son estacionarias y por tanto no fue necesario aplicar la prueba sobre la primera diferencia de los logaritmos.

Pruebas efectuadas bajo el test de Dickey-Fuller Aumentado.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 2 Pruebas de cointegración de Johansen**

Región	Max eig.	Traza	Ho	Valor	Valor Crítico
				Crítico L-max	Traza
Centro-Oriente	33,53	70,83	0	18,03	49,91
	20,97	37,30	1	14,09	31,88
	11,40	15,15	2	10,29	17,79
	4,93	4,93	3	7,50	7,50
Centro-Occidente	8,79	11,42	0	10,29	17,79
	2,62	2,62	1	7,50	7,50
Sur-Occidente	30,70	65,36	0	18,03	49,42
	18,27	34,66	1	14,09	31,88
	10,68	16,39	2	10,29	17,79
	5,71	5,71	3	7,50	7,50
Norte	14,09	31,05	0	14,09	31,88
	10,84	16,96	1	10,29	17,79
	6,13	6,13	2	7,50	7,50
Centro	13,59	17,97	0	10,29	17,79
	4,38	4,38	1	7,50	7,50
Sur-Oriente	21,19	24,67	0	10,29	17,79
	3,48	3,48	1	7,50	7,50

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 3 Pruebas de cointegración de Johansen. Regiones rural-rural.**

Región	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
Centro-oriente Vs. Sur-occidente	43,81	168,54	0	33,02	159,74
	40,18	124,73	1	29,54	126,71
	26,30	84,56	2	25,52	97,17
	20,03	58,25	3	21,74	71,66
Centro-oriente Vs. Norte	41,84	133,39	0	29,54	126,71
	30,33	91,56	1	25,51	97,17
	26,63	61,22	2	21,74	71,66
	17,14	34,59	3	18,03	49,91
Centro-oriente Vs. Centro	31,06	95,60	0	25,51	97,17
	19,49	64,55	1	21,74	71,66
Centro-oriente Vs. Sur-oriente	38,10	114,08	0	25,51	97
	32,58	75,98	1	21,74	17
	19,96	43,40	2	18,03	71,66
	11,96	23,44	3	14,09	49,92
Centro-oriente Vs. Antioquia	23,03	61,57	0	21,74	71,66
	19,11	38,54	1	18,03	49,91
	13,66	19,43	2	14,09	31,88
Centro-oriente Vs. Caldas	31,27	60,11	0	21,74	71,66
	19,10	28,83	1	18,03	49,91
	3,95	9,74	2	14,09	31,88
Sur-occidente Vs. Norte	38,06	125,83	0	29,54	126,71
	28,55	87,77	1	25,51	97,17
	24,55	59,23	2	21,74	71,66
	16,39	34,67	3	18,03	49,92
Sur-occidente Vs. Centro	50,24	129,23	0	25,51	97,17
	29,75	78,99	1	21,74	71,66
	24,94	49,23	2	18,03	49,92
	12,92	24,28	3	14,09	31,88
Sur-occidente Vs. Sur-oriente	34,89	109,39	0	25,51	97,17
	25,08	74,50	1	21,74	71,66
	18,41	49,43	2	18,03	49,92
	15,56	31,02	3	14,09	31,88
	8,89	15,45	4	10,29	17,79
Sur-occidente Vs. Antioquia	31,58	77,58	0	21,74	71,66
	24,25	46,26	1	18,03	49,92
	13,33	22,01	2	14,09	31,88
Sur-occidente Vs. Caldas	37,24	81,67	0	21,74	71,66
	20,80	44,42	1	18,03	49,92
	11,08	23,62	2	14,09	31,88
Norte Vs. Centro	31,78	68,27	0	21,74	71,66
	18,75	36,50	1	18,03	49,92
	7,83	17,75	2	14,09	31,88
Norte Vs. Sur-oriente	29,38	74,04	0	21,74	71,66
	18,09	44,67	1	18,03	49,92
	12,72	26,58	2	14,09	31,88
Norte Vs. Antioquia	27,29	48,96	0	18,03	49,91
	11,54	21,67	1	14,09	31,88
Norte Vs. Caldas	19,05	43,14	0	18,03	49,92
	12,13	24,10	1	14,09	31,88
Centro Vs. Sur-oriente	33,16	55,84	0	18,03	49,91
	13,28	22,66	1	14,09	31,88
Centro Vs. Antioquia	13,48	29,19	0	14,09	31,88
Centro Vs. Caldas	9,26	19,20	0	14,09	31,88
Sur-Oriente Vs. Antioquia	28,82	41,43	0	14,09	31,88
	8,87	12,62	1	10,29	17,79
Sur-oriente Vs. Caldas	17,31	27,88	0	14,09	31,88
	7,44	10,57	1	10,29	17,79

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 4 Pruebas de cointegración de Johansen. Urbano-Urbano.**

Ciudades	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
Bogotá, Cali, Medellín,	41.63	61.76	0	18.03	49.91
Barranquilla	13.76	20.13	1	14.09	31.88
Bogotá, Cali, Medellín	15.46	28.56	0	14.09	31.88
	10.41	13.10	1	10.29	17.79
	2.68	2.68	2	7.50	7.50

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 5 Pruebas de cointegración de Johansen rural-urbano.**

Ciudades y Áreas Rurales	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
	40.00	130.58	0	29.54	126.71
Bogotá, Cali, Medellín, Centro-oriente	35.18	90.58	1	25.51	97.17
	25.63	55.40	2	21.74	71.66
	14.25	29.77	3	18.03	49.91
	53.07	137.52	0	29.54	126.71
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-occidente	34.63	84.45	1	25.51	97.17
	19.26	49.82	2	21.74	71.66
	48.73	113.49	0	25.51	97.17
Bogotá, Cali, Medellín, Norte	26.92	64.75	1	21.74	71.66
	14.22	37.83	2	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Centro	32.70	67.87	0	21.74	71.66
	16.29	35.17	1	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-oriente	36.39	71.08	0	21.74	71.66
	14.47	34.69	1	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Antioquia	39.30	57.43	0	18.03	49.91
	12.49	18.13	1	14.09	31.88
Bogotá, Cali, Medellín, Caldas	20.58	41.02	0	18.03	49.91
	12.90	20.44	1	14.09	31.88
	32.20	83.09	0	21.74	71.66
Barranquilla, Centro-oriente	26.72	50.90	1	18.03	49.91
	13.54	24.18	2	14.09	31.88
	37.12	87.41	0	21.74	71.66
Barranquilla, Sur-occidente	22.04	50.29	1	18.03	49.91
	15.91	28.25	2	14.09	31.88
	8.74	12.34	3	10.29	17.79
	20.01	46.19	0	18.03	49.91
Barranquilla, Norte	13.05	26.18	1	14.09	31.88
	8.40	13.12	2	10.29	17.79
Barranquilla, Centro	17.27	25.56	0	14.09	31.88
	4.56	8.28	1	10.29	17.79
Barranquilla, Sur-oriente	23.04	32.32	0	14.09	31.88
	5.54	9.28	1	10.29	17.79
Barranquilla, Antioquia	4.28	6.84	0	10.29	17.79
Barranquilla, Caldas	8.52	10.44	0	10.29	17.79

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 6(A) Pruebas de Johansen Bogotá - salario rural**

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	15.11	19.11	0	10.29	17.79
		4.00	4.00	1	7.5	7.5
Caldas <sup>1</sup>	2	23.00	28.39	0	10.29	17.79
		5.39	3.08	1	7.5	7.5
Chocó	1	30.92	32.61	0	10.29	17.79
		1.69	1.69	1	7.5	7.5
Meta	2	34.05	37.36	0	10.29	17.79
		3.31	3.31	1	7.5	7.5
Caquetá	2	20.13	25.73	0	10.29	17.79
		5.60	5.60	1	7.5	7.5
Cundinamarca*	1	17.80	24.95	0	10.29	17.79
		7.15	7.15	1	7.5	7.5
Boyacá	1	30.24	36.93	0	10.29	17.79
		6.69	6.69	1	7.5	7.5
Santander*	1	12.80	18.90	0	10.29	17.79
		6.10	6.10	1	7.5	7.5
Norte de Santander	1	19.61	25.38	0	10.29	17.79
		5.78	5.78	1	7.5	7.5
Bolívar <sup>2</sup>	1	12.12	14.74	0	10.29	17.79
		2.61	2.61	1	7.5	7.5
Atlántico	2	15.33	16.80	0	10.29	17.79
		1.45	1.45	1	7.5	7.5
Magdalena	2	19.41	22.25	0	10.29	17.79
		2.84	2.84	1	7.5	7.5
Cauca	1	27.04	30.70	0	10.29	17.79
		3.66	3.66	1	7.5	7.5
Nariño	2	23.20	30.17	0	10.29	17.79
		6.96	6.96	1	7.5	7.5
Valle	1	21.00	24.75	0	10.29	17.79
		3.75	3.75	1	7.5	7.5
Huila	1	17.98	23.16	0	10.29	17.79
		5.18	5.18	1	7.5	7.5
Tolima	3	19.04	25.82	0	10.29	17.79
		6.78	6.78	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

\* Muestra desde 1952 a 1998

**Tabla 6 (B) Pruebas de Johansen Medellín - salario rural**

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	4	5.62 2.39	8.01 2.39	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Caldas <sup>1</sup>	1	11.20 5.78	16.98 5.78	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Chocó	1	9.66 2.95	12.61 2.95	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Meta	3	6.26 2.84	9.09 2.84	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Caquetá	2	10.28 4.86	15.14 4.86	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Cundinamarca	3	11.59 4.82	16.41 4.82	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Boyacá	2	25.65 5.52	31.18 5.52	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Santander	4	11.57 5.28	16.85 5.28	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Norte de Santander	1	16.66 5.04	21.70 5.04	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Bolívar	5	10.54 1.42	11.96 1.42	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Atlántico	1	7.24 6.10	13.35 6.10	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Magdalena*	2	7.36 2.71	10.06 2.71	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Cauca <sup>2</sup>	1	20.43 2.65	23.09 2.65	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Nariño	2	10.49 2.89	13.38 2.89	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Valle <sup>3</sup>	1	17.02 4.62	21.64 4.62	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Huila*	1	11.90 3.04	14.94 3.04	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Tolima	2	10.98 7.29	18.27 7.29	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1963

3. *Dummy* en el año 1950

\* Muestra desde 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 6 (C) Pruebas de Johansen Cali - salario rural**

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	33.10	35.36	0	10.29	17.79
		2.26	2.26	1	7.5	7.5
Caldas <sup>1</sup>	2	19.94	22.04	0	10.29	17.79
		2.10	2.10	1	7.5	7.5
Chocó	3	16.98	18.45	0	10.29	17.79
		1.48	1.48	1	7.5	7.5
Meta	2	9.81	11.17	0	10.29	17.79
		1.35	1.35	1	7.5	7.5
Caquetá	2	6.96	9.92	0	10.29	17.79
		2.95	2.95	1	7.5	7.5
Cundinamarca*	1	8.89	15.04	0	10.29	17.79
		6.14	6.14	1	7.5	7.5
Boyacá*	2	17.36	21.06	0	10.29	17.79
		3.71	3.71	1	7.5	7.5
Santander	2	15.34	22.51	0	10.29	17.79
		7.17	7.17	1	7.5	7.5
Norte de Santander	2	18.62	21.66	0	10.29	17.79
		3.03	3.03	1	7.5	7.5
Bolívar <sup>2</sup>	1	7.84	10.98	0	10.29	17.79
		3.13	3.13	1	7.5	7.5
Atlántico	2	4.86	7.10	0	10.29	17.79
		2.24	2.24	1	7.5	7.5
Magdalena	2	6.32	10.58	0	10.29	17.79
		4.26	4.26	1	7.5	7.5
Cauca	2	18.49	22.88	0	10.29	17.79
		4.38	4.38	1	7.5	7.5
Nariño	2	16.69	21.94	0	10.29	17.79
		5.23	5.23	1	7.5	7.5
Valle	2	18.30	21.06	0	10.29	17.79
		2.77	2.77	1	7.5	7.5
Huila	2	15.97	18.08	0	10.29	17.79
		2.11	2.11	1	7.5	7.5
Tolima	3	19.79	22.60	0	10.29	17.79
		2.83	2.83	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

\* Muestra desde 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

**Tabla 6(D) Pruebas de Johansen Barranquilla - salario rural**

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	4.28	6.84	0	10.29	17.79
		2.56	2.56	1	7.5	7.5
Caldas <sup>1</sup>	1	10.32	15.42	0	10.29	17.79
		5.09	5.09	1	7.5	7.5
Chocó	1	7.36	10.14	0	10.29	17.79
		2.79	2.79	1	7.5	7.5
Meta	1	6.95	10.45	0	10.29	17.79
		3.50	3.50	1	7.5	7.5
Caquetá	3	8.85	13.70	0	10.29	17.79
		4.84	4.84	1	7.5	7.5
Cundinamarca	2	9.56	13.69	0	10.29	17.79
		4.14	4.14	1	7.5	7.5
Boyacá	2	24.82	29.75	0	10.29	17.79
		4.93	4.93	1	7.5	7.5
Santander	4	11.24	17.43	0	10.29	17.79
		6.19	6.19	1	7.5	7.5
Norte de Santander	2	13.00	15.87	0	10.29	17.79
		2.87	2.87	1	7.5	7.5
Bolívar <sup>2*</sup>	1	11.27	13.21	0	10.29	17.79
		1.94	1.94	1	7.5	7.5
Atlántico	2	15.30	17.55	0	10.29	17.79
		2.25	2.25	1	7.5	7.5
Magdalena	1	10.44	16.01	0	10.29	17.79
		5.58	5.58	1	7.5	7.5
Cauca	1	7.00	13.37	0	10.29	17.79
		6.37	6.37	1	7.5	7.5
Nariño	2	7.47	11.27	0	10.29	17.79
		3.80	3.80	1	7.5	7.5
Valle	1	6.68	11.81	0	10.29	17.79
		5.11	5.11	1	7.5	7.5
Huila	2	9.63	12.33	0	10.29	17.79
		2.71	2.71	1	7.5	7.5
Tolima	2	5.93	10.79	0	10.29	17.79
		4.87	4.87	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

\* Muestra de 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES