DESARROLLO Y SOCIEDAD 61
PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

Informalidad regional en Colombia. Evidencia y determinantes*

Regional informality in Colombia. Evidence and determinants

Gustavo Adolfo García Cruz**

Resumen

Este trabajo estudia los diferenciales regionales en el grado de informalidad laboral en Colombia. El análisis descriptivo muestra diferencias locales en el grado de informalidad que son producto de características económicas y sociales propias de cada región, que están asociadas con la estructura productiva y la cercanía con otros centros urbanos. Se estiman modelos de datos de panel en los que se relaciona la informalidad laboral con la participación porcentual del sector industrial dentro del PIB departamental (variable *proxy* del enfoque estructural de la informalidad) y el tamaño del gasto en nómina por habitante de cada región (variable *proxy* del grado de burocratización

* Agradezco los comentarios de los profesores José Ignacio Uribe y Carlos Humberto Ortiz, sin los cuales el desarrollo de este trabajo no hubiera sido posible. También agradezco a los profesores Javier Andrés Castro, Manuel José Muñoz y a dos evaluadores anónimos por sus valiosos comentarios. Gracias también a Christian Manuel Posso, investigador del Banco de la República de Medellín, y de manera muy especial a Érika Raquel Badillo por sus comentarios y apoyo.

** Magíster en Economía Aplicada de la Universidad del Valle, Cali, Colombia. Estudiante de Doctorado en Economía Aplicada de la Universitat Autònoma de Barcelona, España. Investigador asociado al Cidse y al Grupo de Investigación Economía Laboral y Sociología del Trabajo de la Universidad del Valle. Correos electrónicos *gustagar@univalle.edu.co*, *gustavoadolfo.garcia@campus.uab.cat*.

Este artículo fue recibido el 27 de septiembre de 2007, modificado el 17 de febrero de 2008 y aceptado el 30 de mayo del mismo año.

o eficiencia del Estado que caracteriza el enfoque institucional de la informalidad). La evidencia muestra que la informalidad tiene relación inversa con el grado de desarrollo industrial de las ciudades y directa con la variable de corte institucional, además de la existencia de un factor local importante.

Palabras clave: informalidad laboral, análisis regional, desarrollo industrial, eficiencia estatal.

Clasificación JEL: C23, J21, O14, R11, R12.

Abstract

This paper study the differences regional of the informal labor in Colombia. The descriptive analysis shows local differences in the degree of informality that are product of characteristics economic and social own of every region, that are related with the structure productive and the nearness with other cities. I estimate Models of Panel Data, where the informality, the share percentage of the manufacturer sector in the department PIB (variable that measures of the structural approach) and the size of the expense in public wages per capita of every region (variable that measures the degree of efficiency of the state and characterizes the institutional approach), are related. The results shows that the informality has a negative correlation with the degree of industrially developed of the cities and has a positive correlation with the variable institutional, furthermore the existence of a local important factor.

Key words: informal labor, regional analysis, industrial development, efficiency of state.

JEL Classification: C23, J21, O14, R11, R12.

Introducción

En Colombia, gran proporción de la población económicamente activa (PEA) urbana se encuentra situada en las categorías laborales

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

que representan los desajustes en el mercado laboral: el desempleo y la informalidad. Entre estas dos categorías hay 6.205.453 personas, según los datos del Dane al segundo trimestre de 2006, de las cuales el 80% son trabajadores informales y el 20% restante representa a los desocupados. Se observa que la informalidad es cuantitativamente más importante que el desempleo.

Además de su mayor importancia cuantitativa respecto al desempleo, la informalidad laboral tiene una elevada representación en la generación de empleo. Para el 2006, cerca de seis de cada diez trabajadores colombianos se encuentran laborando en la informalidad (Dane, 2007). Se tiene, entonces, que el mercado laboral de Colombia presenta un desajuste tanto en la cantidad de puestos de trabajo que se generan, como en su calidad.

Centrándonos en el desajuste en calidad, el mercado laboral de Colombia presenta diferencias regionales. Analizando las tasas de informalidad para las diez principales áreas metropolitanas de Colombia, se tiene que Cúcuta, Villavicencio y Pasto presentan las mayores tasas, con 71%, 68% y 66% al 2006, respectivamente; Medellín, Bogotá y Manizales tienen los menores niveles de informalidad laboral, con tasas de 52%, 55%, y 56% al 2006, respectivamente; y en un nivel intermedio en el empleo informal, entre los dos primeros grupos de ciudades se encuentran Cali, Pereira, Bucaramanga y Barranquilla, con tasas de informalidad de 60%, 61%, 63% y 64% al 2006, respectivamente.

La importancia que tiene el sector informal obliga a hacer un estudio tanto de su evolución como de sus determinantes. Teniendo en cuenta además las diferencias regionales que existen en el comportamiento de este sector, este trabajo pretende aproximarse a las causas de la informalidad laboral urbana en Colombia. Se hace un esfuerzo por introducir nuevos elementos y estudiar relaciones poco estudiadas en el país sobre el fenómeno de la informalidad laboral regional.

La propuesta conceptual de este trabajo consiste en utilizar las vertientes conceptuales más representativas de la informalidad laboral como determinantes no excluyentes del fenómeno. No se pretende determinar cuál vertiente es mejor, sino hacer uso de ellas para abarcar un mayor conjunto de actividades y dar mayor explicación a la informalidad.

La amplia literatura, tanto nacional como internacional, ha reconocido que el sector informal comprende un conjunto muy heterogéneo de actividades; por tanto, las relaciones laborales y decisiones de los individuos se determinan en entornos muy diferentes. Existen tanto actividades informales que son propias de decisiones empresariales que pueden estar ligadas al sector formal de la economía y otras en las que las condiciones económicas limitan las opciones laborales, lo que no deja más que la informalidad como alternativa para subsistir.

Los dos principales enfoques teóricos que han definido, conceptualizado y analizado los determinantes del sector informal, son: el enfoque estructuralista y el enfoque institucionalista. Sin caer en la comparación de estos dos enfoques teóricos para decidir cuál es el más apropiado, se intenta buscar la utilidad que puedan ofrecer para entender la evolución y determinantes de la informalidad laboral. Estos dos enfoques pueden pensarse como explicaciones parciales que pueden llegar a complementarse.

En la parte empírica de este trabajo se estudia el sector informal urbano para las diez principales ciudades de Colombia. La fuente de información son los módulos de informalidad aplicados por el Dane en la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) y en la Encuesta Continua de Hogares (ECH) en los meses de junio para el período 1988-2006 (serie bianual hasta el 2000, con excepción de 1990, y anual desde el 2001 hasta el 2006).

Con base en la Encuesta de Hogares se toman dos definiciones de informalidad laboral. La primera, la que sigue el Dane, entiende por informalidad el conjunto de trabajadores constituido por los individuos que laboran por cuenta propia, no profesionales ni técnicos, el servicio doméstico, los trabajadores familiares sin remuneración y los empleadores y empleados en empresas de hasta diez trabajadores. La segunda definición asocia la informalidad con la ausencia de seguridad social en salud, pensión o del salario mínimo vigente como ingreso laboral, como se ha hecho en Núñez (2002), Flórez (2002) y Ribero (2003). Con estas dos definiciones se construirán las tasas de informalidad por ciudad para luego utilizarlas en el análisis de regresión.

Este estudio examina la relación que existe entre la informalidad laboral, el desarrollo industrial y las trabas a la formalidad que imponen

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

el grado de burocratización (*proxy* de eficiencia estatal), representado por el gasto en nómina municipal por habitante. Por medio de la estimación de modelos de datos de panel, se ha encontrado que existe una relación inversa entre el grado de desarrollo regional y la informalidad laboral, lo cual indica que ciudades con mayor desarrollo industrial, de mayor tamaño, con mercados grandes, con buena infraestructura, están relacionadas con mejores condiciones laborales y, por tanto, menores niveles de informalidad laboral. Respecto a la variable institucional, se ha obtenido que su relación con el nivel de informalidad es positiva, evidencia de que en aquellas ciudades con mayores cargas burocráticas existen mayores niveles de informalidad laboral, producto de la ineficiencia del Estado, que impone trabas a la formalidad. Así mismo se ha evidenciado un factor local que está incidiendo en las condiciones de los mercados de trabajo regionales. Este factor local sobre la informalidad laboral puede estar asociado a la estructura sectorial de la producción y a la localización geográfica de las ciudades.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en la primera sección se estudia la estructura y evolución del mercado laboral de Colombia en el período 1988-2006; la segunda sección está dedicada a mostrar la caracterización regional del mercado laboral de Colombia; en la tercera sección se realiza el análisis econométrico de los determinantes de la informalidad laboral; la cuarta sección presenta las conclusiones, y al final se incluyen las referencias bibliográficas.

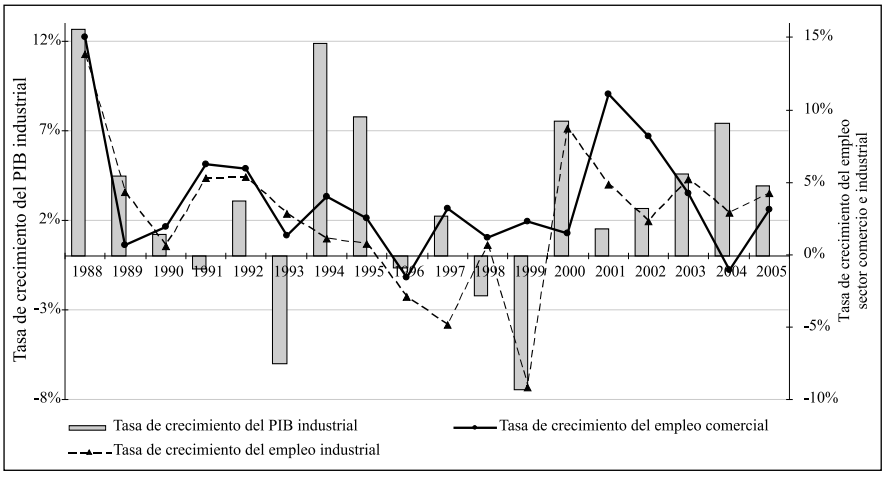
I. Estructura y evolución del mercado laboral de Colombia, 1988-2006

El fenómeno de la industrialización sin absorción laboral ha sido una característica de la dinámica de desarrollo económico de los países latinoamericanos en el decenio del noventa. Destacan la desindustrialización de los centros urbanos y la consolidación del sector comercial y de servicios como actividades principales en la absorción de la mano de obra (Weller, 2004). Para el promedio latinoamericano se tiene que entre 1990 y 2003 la participación del sector de servicios en el empleo urbano pasó de 71% a 75%. Esta característica no es ajena a Colombia: en 1988 la participación del sector terciario era de 68%, para el 2000 pasó al 74% y en el 2005 fue de 70,6% (OIT, 2004 y 2006).

Factores como el tejido social, la estrechez de los mercados y la inestabilidad política, entre otros, han generado que el proceso de desarrollo industrial no se consolide, y por el contrario, se ha generado una polarización y segmentación económica y social. Así como existen sectores con altos grados de desarrollo técnico, que ofrecen buenas condiciones laborales y producen en escala, también hay sectores que han quedado al margen, no ofrecen condiciones laborales aptas y sirven como refugio laboral para los individuos que han quedado por fuera del primer sector o son expulsados de él.

La evidencia para Colombia de este hecho se muestra en el gráfico 1. En el decenio del noventa y primer lustro de 2000 se observa que el crecimiento del empleo en el sector del comercio fue superior al crecimiento en la industria, a pesar de que en algunos años la tasa de crecimiento industrial fue alta. Aunque a mitad de dicho período hubo un repunte en el crecimiento del PIB industrial, el sector del comercio absorbió mucha más fuerza laboral. Se consolida una estructura económica inclinada más hacia actividades de servicios y comercio, las cuales están compuestas en mayor proporción de empleos de menor productividad y en las cuales no se ofrecen buenas condiciones laborales (Weller, 2000 y 2004; Castells, 1997; Pieper, 2000).

Gráfico 1. Tasa de crecimiento del PIB industrial frente a tasa de crecimiento del empleo en el sector comercial y el industrial.



Fuente: DNP. La serie del PIB industrial fue tomada del Cega (2004) 1975-2000 y del Dane, Cuentas Nacionales 2001-2005.

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

Esta mayor inclinación hacia el sector terciario de la economía es producto del desajuste entre alto crecimiento de la fuerza laboral urbana y las bajas tasas de crecimiento económico (Weller, 2000 y 2004; OIT, 2004). Para el período 1991-2003, la OIT muestra que en América Latina y el Caribe el PIB anual creció a una tasa de 2,6%, lo que ha generado un crecimiento del empleo urbano de 1,9%, cifra inferior al 2,3% de aumento en la fuerza laboral urbana. Colombia no está muy alejada; tuvo una tasa de crecimiento del PIB de 2,4%, lo que expandió el empleo en 2,6%, expansión insuficiente, dado que la PEA creció 3,2% (OIT, 2004 y 2006).

Este desajuste entre menor crecimiento económico y mayor presión de la oferta laboral ha llevado ha un doble desequilibrio en el mercado laboral. Por un lado, hay un desequilibrio en cantidad, ya que no se generan los suficientes puestos de trabajo, y por el otro, un desequilibrio en calidad, siendo los nuevos trabajos mal remunerados y con muy bajos requerimientos de capacitación y experiencia (Uribe y Ortiz, 2006). El crecimiento de las tasas de desempleo e informalidad es la evidencia más clara de esta situación. En el cuadro 1 se observa que la tasa de desempleo urbana en Latinoamérica entre 1990 y 2006 aumentó significativamente, pasó de 8% en 1990 a 10,5% en el 2000, con una caída en el 2006 y se situó en 8,6%. Entre tanto, la tasa de empleo informal no cede: de 42,8% que el empleo informal representaba en el total de ocupados urbanos en 1990, pasó a 48,6% en el 2000 y se situó en 48,5% en el 2005. Situación peor para Colombia: la tasa de desempleo en 1990 era de 10,5%, se situó en un 17,3% en el 2000 y para el 2006 cayó al 13,3%. La informalidad ha tenido un súbito crecimiento, pasó de 45,7% en 1990 a 58,8% en el 2005.

Cuadro 1. Tasas de desempleo e informalidad urbana para el promedio de América Latina y el Caribe y Colombia. (Porcentajes).

		Tasa de desempleo	Tasa de informalidad[a]
Latinoamérica	1990	8	42,8
	2000	10,5	48,6
	2006	8,6	48,5[b]
Colombia	1990	10,5	45,7
	2000	17,3	55,5
	2006	13,3	58,8[b]

Fuente: OIT, 2006.
[a] La definición operativa de la informalidad laboral de la OIT sólo incluye a los ocupados en empresas de hasta cinco trabajadores.
[b] Para el 2005.

Analizando la tasa de informalidad por sector de las diez principales áreas metropolitanas de Colombia *(véase* cuadro 2), se tiene que los sectores de comercio y de servicios personales tienen las mayores tasas, en especial en épocas de crisis económica. En estos sectores están los vendedores ambulantes y el servicio doméstico (actividades denominadas del "rebusque"), que en las crisis son, precisamente, las actividades que más crecimiento presentan. Seguido está la construcción y el transporte, con una tasa de informalidad de 69% y 62% al 2006, respectivamente, caracterizado por un crecimiento en los primeros años del 2000. Entre tanto, las actividades de la industria, electricidad, gas, agua, servicios financieros y públicos, que representan el sector moderno de la economía, se encuentran por debajo del índice de informalidad promedio de las diez áreas metropolitanas (58%), aunque sus índices no son tan favorables. Lo anterior indica que los menores aumentos de la informalidad laboral en el sector industrial relativo a las otras actividades implica que este sector está actuando como un ancla a la informalidad laboral. De esta forma la mayor participación de la industria en la producción se relaciona con aumentos relativamente inferiores en la informalidad.

Cuadro 2. La informalidad del empleo urbano según rama de actividad. Diez áreas metropolitanas. (Porcentajes).

	1988	1992	1994	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Agro silvicultura pesca	57,48	52,60	51,09	55,08	53,14	65,34	55,99	61,52	59,42	59,18	62,18	56,52
Minería	19,32	16,05	24,90	29,51	17,27	33,80	20,39	29,76	25,88	14,96	26,77	18,66
Industria manufacturera	46,02	44,74	43,59	44,12	48,49	51,51	47,83	50,92	51,21	47,32	46,93	47,38
Electricidad gas agua	2,34	5,24	7,02	3,81	6,07	8,10	3,14	1,68	0,41	1,52	0,38	5,68
Contrucción	57,97	60,85	56,51	63,74	67,22	74,97	74,70	73,08	75,72	72,18	74,09	68,98
Comercio restau. hoteles	77,65	72,29	72,66	73,06	75,47	80,46	76,89	79,61	80,24	78,14	77,82	77,68
Trans. almacena. comunica.	57,39	55,09	55,18	59,94	61,82	62,50	62,59	63,96	58,02	59,69	60,97	61,66
Estableciminetos finan. Seg. Serv a las empresas	28,63	27,50	28,70	27,30	34,17	33,18	34,12	9,76	28,89	30,95	33,21	34,05
Servicios personales hogares	92,91	89,64	90,16	88,10	91,04	92,97	93,62	99,97	99,96	100,00	99,52	100,00
Otros servicios	12,67	15,35	16,02	13,87	14,65	17,92	20,77	37,60	35,55	33,70	34,34	34,61

Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane, segundos trimestres.

La evolución de la estructura del empleo urbano (*véase* cuadro 3) muestra que el peso de las actividades informales sobre el empleo total representa más de la mitad de la ocupación urbana, con un crecimiento desde 1992 hasta el 2002 que llega a una cifra de 60% en este último

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

año y un leve descenso en los siguientes años que lo sitúa alrededor de 58% al 2006. Los trabajadores por cuenta propia no profesionales ni técnicos son los de mayor participación y crecimiento en este sector, que pasa de 21% en 1988 a 28% en el 2000, y oscila en este último porcentaje para los siguientes años. Aunque se presentó un crecimiento del empleo formal entre 1988 y 1996, al igual que en el 2006, con mayor participación de la mediana y la gran empresa, que muestra una modernización del empleo, el crecimiento de los empleos por cuenta propia no profesionales ni técnicos, en especial en los primeros años de 2000, muestra el sesgo hacia el trabajo no calificado que se ha generado en el mercado laboral colombiano.

Cuadro 3. Estructura del empleo urbano en Colombia. Diez áreas metropolitanas.

	1988	1992	1994	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector informal	**56,31**	**54,44**	**52,81**	**52,76**	**54,97**	**59,22**	**59,64**	**60,40**	**59,87**	**57,48**	**57,84**	**57,90**
1. Cuenta propia no profesionales ni técnico	21,35	20,35	20,95	22,26	23,91	28,19	29,78	27,91	28,21	26,54	27,06	26,47
2. Microempresas	26,75	26,74	26,28	25,67	25,10	24,24	21,83	23,22	22,78	22,27	22,90	23,55
3. Servicio doméstico	5,59	5,17	4,36	3,77	4,40	5,21	5,50	6,30	5,81	5,74	5,49	5,53
4. Ayudantes familiares	2,62	2,17	1,22	1,07	1,56	1,58	2,53	2,97	3,06	2,93	2,39	2,36
Sector formal	**43,69**	**45,56**	**47,19**	**47,24**	**45,03**	**40,78**	**40,36**	**39,60**	**40,13**	**42,52**	**42,16**	**42,10**
1. Cuenta propia profesionales y técnicos	2,45	2,44	2,87	2,96	3,82	4,51	2,80	3,06	2,80	2,91	3,23	2,73
2. Mediana y gran empresa	30,89	33,88	35,72	35,81	32,48	29,22	31,06	30,33	31,48	33,55	32,97	34,13
3. Gobierno	10,35	9,24	8,60	8,47	8,73	7,06	6,35	5,93	5,61	5,57	5,64	4,91
4. Otro							0,15	0,28	0,24	0,49	0,31	0,32
Total ocupados	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**	**100,00**

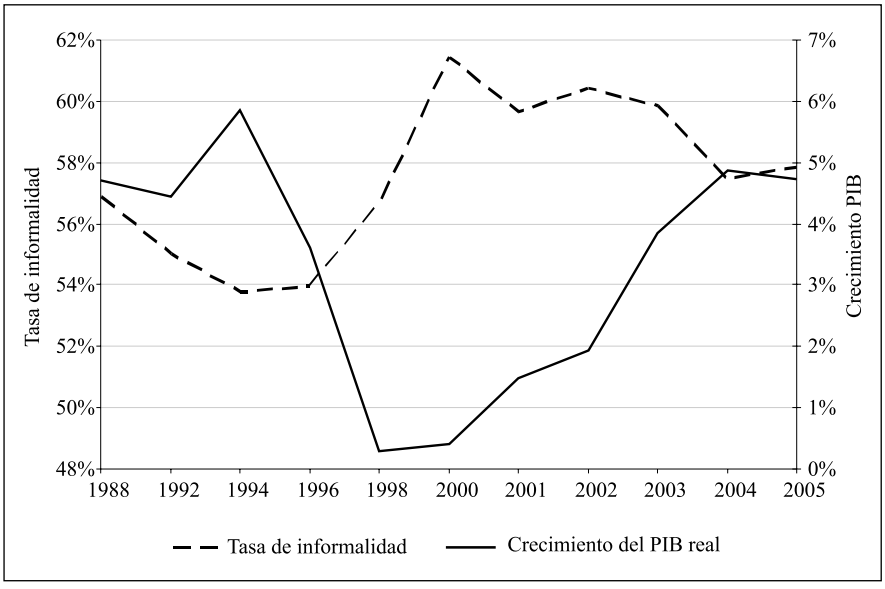
Fuente: cuadro 1 del anexo.

En el cuadro 3 se observa que en la crisis, los empleos precarios se convierten en una alternativa ante el desempleo. En el período de auge económico, 1988-1996, los trabajos de buena calidad en el sector moderno se expanden, siendo la mediana y la gran empresa las que más absorben mano de obra, con un porcentaje de 49% en la generación de nuevo empleo. En el período de crisis, 1998-2002, los trabajos de baja calidad y mal remunerados abundan; el sector informal, la mayor parte compuesto de trabajadores por cuenta propia, crece y auto-genera 697.555 nuevas plazas, frente a una disminución de 107.816 puestos de trabajo del sector formal *(véase* cuadro 1 del anexo); esto implica

que hay una gran proporción de trabajadores que son expulsados del sector formal y se ven obligados a situarse en la informalidad.

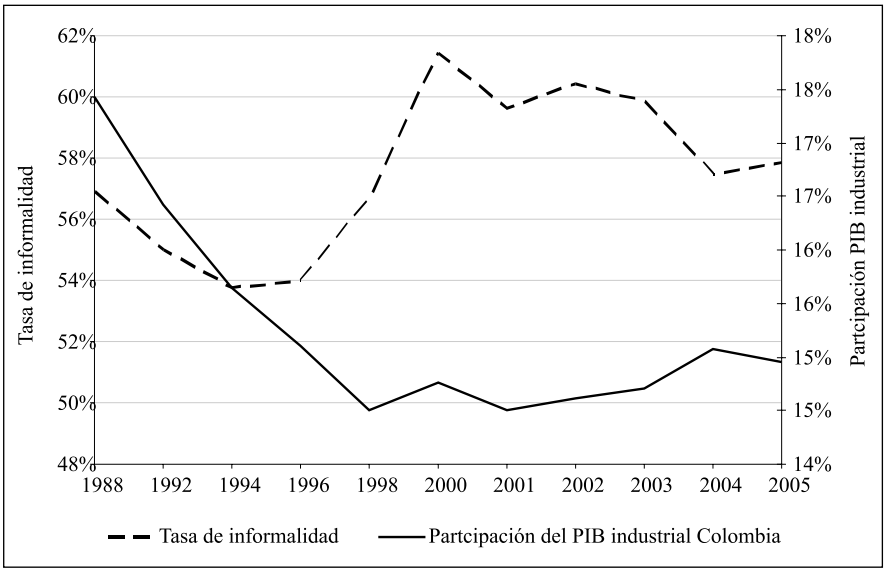
El gráfico 2 muestra que las actividades informales son anticíclicas. Como lo han mostrado varios estudios, la informalidad disminuye en el auge y aumenta en la crisis. En los primeros años de la década del noventa, considerado de auge, las actividades informales disminuyeron; luego para finales del noventa, período de desaceleración y recesión, la informalidad aumentó considerablemente; finalmente, entre el 2001 y 2006 cayó levemente y se estabilizó; es un período que se puede considerar de recuperación lenta. Se nota que la pérdida de dinamismo en la economía por contracción del sector industrial, representada por la caída en la participación industrial en el PIB, es un ajuste estructural que incide de manera importante en el nivel de informalidad laboral. Factores como la apertura económica que favorece la contratación de trabajo calificado y la poca capacidad del sistema educativo colombiano para adaptarse a los nuevos requerimientos de educación, han aumentado el desequilibrio en el mercado laboral en contra del trabajo no calificado (Uribe, Ortiz, Posso y García, 2007).

Gráfico 2. Crecimiento del PIB real, industria e informalidad en Colombia, 1988-2005.



(*Continúa...*)

Gráfico 2. Crecimiento del PIB real, industria e informalidad en Colombia, 1988-2005. (*...Continuación*).



Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane. Cega (2004) 1975-2000 y Dane, Cuentas Nacionales 2001-2005.

II. Caracterización regional del mercado laboral de Colombia

Con la industrialización que vivió Colombia en la cuarta década del siglo XX, se consolidaron cuatro centros urbanos: Bogotá, Medellín, Barranquilla y Cali. Su dominio económico e industrial hacía de cada una de estas ciudades los polos de desarrollo, lo cual caracterizaba a Colombia como un país de ciudades, caso contrario a lo que se presentaba en el resto de Latinoamérica, donde existía un solo centro urbano por país (Galvis y Meisel, 2000; Moncayo, 2002). A partir del decenio de 1950, cuando Barranquilla entró en proceso de decadencia económica, Colombia ingresó en la era de una sola ciudad como primacía urbana. En los años setenta, Bogotá se consolidó como el único centro urbano con una población superior al conjunto de las otras tres ciudades y con un crecimiento del PIB per cápita muy superior (Galvis y Meisel, 2000).

El triángulo económico que se reforzó con el desarrollo de la red urbana hace de Bogotá, Medellín y Cali las ciudades más industrializadas de

Colombia. Unido a estas ciudades y con una dinámica de desarrollo diferente, el Eje Cafetero (Manizales, Armenia y Pereira) se consolidó como centro urbano e industrial, que impulsó un mercado regional ampliado como pilar del desarrollo de la región (Gómez, Restrepo, González *et. al.*, 2004).

Galvis y Meisel (2000) analizan el crecimiento de las ciudades colombianas en el período 1973-1998, utilizando los depósitos bancarios per cápita reales como una aproximación del PIB de cada ciudad. En el cuadro 4 se muestran los valores del PIB que se calcularon para veinte ciudades. Se tiene que Bogotá, Medellín, Bucaramanga, Cali, Manizales, Barranquilla y Pereira presentan un PIB per cápita (a precios de 1973) por encima de $ 5.000 pesos, que es el promedio de las veinte ciudades analizadas. Con un resultado no esperado, Bucaramanga está en un tercer lugar por encima de Cali. Esto muestra la dinámica que ha vivido el departamento de Santander con el auge de exploración petrolera impulsada por el gobierno en esta región, y que se ha profundizado en los últimos años del decenio del noventa (Gómez *et al.,* 2004).

En el mismo estudio de Galvis y Meisel (2000) se pone de resalto la relación entre la situación geográfica y la dinámica de las ciudades. Se plantea que las ciudades más prósperas se encuentran situadas a lo largo de la cordillera de los Andes, y que las menos dinámicas están en zonas más periféricas del país, en especial a lo largo de la Costa Caribe. Como se observa en el cuadro 4, las ciudades con un ingreso per cápita superior al promedio de 5.000 pesos, con excepción de Barranquilla, están situadas en la cordillera de los Andes, y las menos desarrolladas se encuentran en zonas más bien alejadas de la cordillera y más cerca de la Costa Caribe, con excepción de Pasto.

En las estimaciones econométricas realizadas por Galvis y Meisel (2000), los autores encuentran que las variables que mayor efecto tienen sobre las tasas de crecimiento del PIB per cápita de las ciudades y de su nivel, son el capital humano y la dotación de infraestructura física. Otras variables incluidas fueron: la población municipal como *proxy* del tamaño del mercado local y con ello de las economías de escala y de aglomeración; y variables de localización, como son la distancia a Bogotá, una variable *dummy* para la región Caribe y una

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

dummy para identificar los puertos marítimos. Respecto a estos dos tipos de variables adicionales, se encontró que el tamaño de la población tenía una relación positiva con el crecimiento del ingreso, lo que indica que existe mayor potencial de demanda y aprovechamiento de las economías a escala en las ciudades más grandes. Por su lado, las variables de localización mostraron que las regiones del Caribe y de puertos tienen una relación negativa con el crecimiento del ingreso, lo que implica que las ventajas comparativas frente a las ciudades del interior no son tan fuertes y que, por el contrario, dicha situación geográfica está frenando las posibilidades de crecimiento económico.

Cuadro 4. Ingreso per cápita real por ciudades, 1998. (Pesos de 1973).

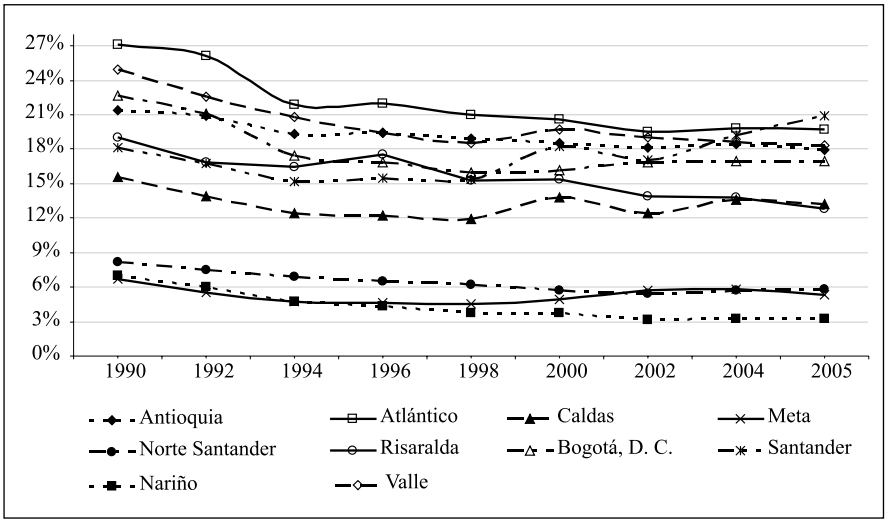
Ciudad	PIB per cápita real
Bogotá	22.523,5
Medellín	14.819,1
Bucaramanga	10.411,2
Cali	9.045,4
Tunja	8.720,6
Manizales	7.446,7
Barranquilla	6.970,1
Pereira	5.943,7
Popayán	5.938,0
Armenia	5.669,5
Ibagué	4.857,0
Villavicencio	4.581,7
Cúcuta	4.260,5
Pasto	4.256,9
Neiva	4.082,9
Cartagena	3.834,9
Santa Marta	3.362,7
Sincelejo	2.944,1
Montería	2.939,6
Buenaventura	1.533,6

Fuente: Galvis y Meisel (2000).

Lo anterior muestra que Colombia tiene un esquema regional polarizado, en el que el sistema económico se encuentra segmentado por ubicación geográfica. Están las ciudades del interior, las cuales son las más industrializadas, tienen gran población y constituyen un mercado regional. Luego están las ciudades que han quedado rezagadas tanto en tamaño como en dinámica económica y se encuentran situadas en zonas periféricas.

Analizando la participación del sector industrial dentro del PIB departamental como *proxy* de la dinámica industrial *(véase* gráfico 3), se tiene que los departamentos de Nariño, Meta y Norte de Santander son los de menor índice. Para el caso de los dos primeros, los resultados son esperados, ya que éstos tienen buena parte de su territorio dedicado a la agricultura, que aunque se produzca a gran escala, la infraestructura y mano de obra no están técnicamente desarrolladas (González, 2004). En cuanto a Norte de Santander se esperaba por su ubicación fronteriza con Venezuela, que su desarrollo industrial fuera mayor. Las actividades en esta región se han inclinado más a los servicios y al comercio, con un importante componente de actividades ilícitas, como es el contrabando. Cúcuta, como capital, ha fundado su economía en las actividades de tipo terciario en contra de las actividades agrícolas e industriales, lo que ha generado una vulnerabilidad ante los cambios de la economía venezolana (Mojica y Paredes, 2004).

Gráfico 3. Participación porcentual del sector industrial dentro del PIB departamental, 1990 - 2005.



Fuente: Dane, Cuentas Nacionales Departamentales.

Siguiendo con el análisis anterior, se configura otro grupo de departamentos, en el cual la participación del sector industrial en el PIB es mucho mayor que en los primeros departamentos analizados. Dentro de este grupo, y como es de esperar, se encuentran: Bogotá, Antioquia, Valle y los departamentos del Eje Cafetero (Caldas y Risaralda).

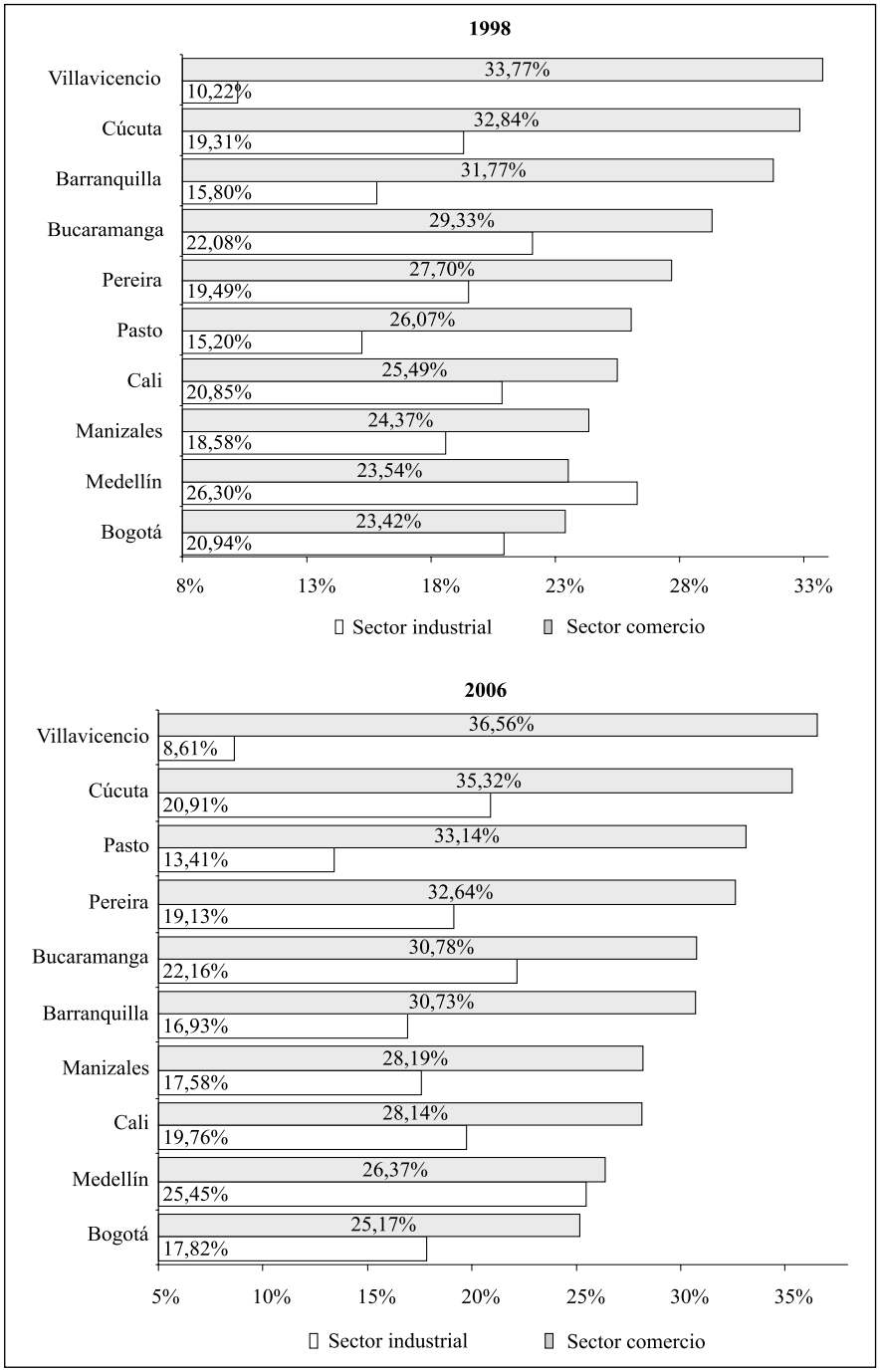
PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

También aparece el departamento de Santander, donde, como se había mencionado anteriormente, el impulso de la industria petrolera ha generado dinámica y aumento de los empleos en los sectores industrial y de construcción (Gómez *et al.*, 2004). De igual forma, el departamento del Atlántico aparece en este primer grupo, con una alta participación del sector industrial en el PIB departamental. Este último departamento muestra una fuerte caída, la mayor de todos los demás en análisis; pasa de 27% en 1990 a 21% en 2000, y se mantiene para los años siguientes en 19% en el peso del sector industrial en la economía de la región, lo que es indicio de cómo la dinámica industrial fue desplazada por otras actividades como la de servicios y el comercio.

Las dinámicas de desarrollo de las diferentes regiones en Colombia han sido muy heterogéneas, y un factor que ha incidido es la ubicación geográfica. Las ciudades del interior tienen mayor desarrollo con mejores redes urbanas y mercados mayores, lo que ha impulsado su desarrollo industrial. Entre tanto, las ciudades de puertos y fronteras tienen frenado su desarrollo. La ventaja comparativa de tener a primera mano los bienes que llegan del exterior no parece serlo realmente; el crecimiento del contrabando y actividades de comercio, transporte y cambio de divisas al margen de la ley son las que más abundan, lo que ha contrarestado el efecto de actividades más productivas. Otras ciudades, pequeñas y que no se encuentran en puntos fronterizos o de puertos, han llevado a cabo otro tipo de estrategias para no quedar rezagadas. Éste es el caso de las ciudades del Eje Cafetero (Manizales, Pereira y Armenia), las cuales, con el impulso de una región integrada y articulada entre ellas, pudieron crecer conjuntamente y dinamizar tres departamentos. Por su parte, el auge petrolero ha impulsado el desarrollo industrial de Bucaramanga, y la ha puesto por encima de centros urbanos tradicionales como Cali y Barranquilla en la generación de empleo en el sector industrial (Gómez *et al.,* 2004).

El empleo por rama de actividad para cada una de las ciudades contrasta este hecho (*véase* gráfico 4). Para 1998, las ciudades con mayor participación del empleo en el sector industrial eran: Medellín, Bucaramanga, Bogotá, Cali y Pereira. Para el caso de la participación del empleo en el sector del comercio, las ciudades con mayor tasa son: Villavicencio, Cúcuta, Barranquilla, Bucaramanga y Pereira. Sobresale el caso de Barranquilla, que tiene alta tasa de empleo en el sector de

Gráfico 4. Participación del empleo por ramas de actividad en Colombia, 1998 y 2006.



Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane.

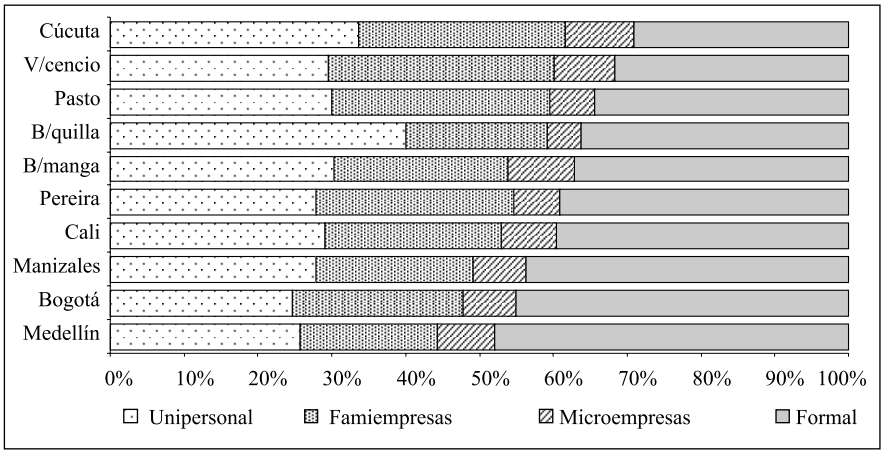
comercio y una muy baja tasa de empleo industrial, lo que muestra una terciarización del empleo en esta ciudad; caso similar para Cúcuta y Villavicencio. Igualmente, es particular el caso de Bucaramanga, que tiene alta absorción laboral del sector industrial y muestra un desarrollo importante en los últimos períodos. Se configuran nuevamente dos grupos de ciudades: las que por mayor participación del sector industrial en la economía absorben más fuerza laboral, y otras ciudades que tienen el sector comercial como el mayor generador de empleos.

Como se había mencionado en la sección anterior, la expansión del empleo en el sector del comercio es producto del crecimiento de las actividades del "rebusque". Analizando por ciudad para el 2006, se tiene que la ciudad con mayor proporción de empleados en empresas unipersonales es Barranquilla, con un 40% *(véase* gráfico 5). Le siguen Cúcuta, Bucaramanga, Pasto y Villavicencio, con porcentajes de 34%, 30%, 30% y 29%, respectivamente. En cuanto a las ciudades con mayor empleo en el sector formal se encuentran, en su orden, Medellín, Bogotá, Manizales, Cali y Pereira, con porcentajes de 48%, 45%, 44%, 40% y 39%, respectivamente. Existe correspondencia entre las ciudades con mayor nivel de industrialización y empleos de buena calidad, pues el sector formal moderno es el que mayor proporción de puestos de trabajo genera. En contraparte, las ciudades que tienen frenado su desarrollo y con una ubicación más periférica se caracterizan por tener abundancia en puestos de trabajo precarios y sin opción para generar economías a escala que impliquen un impulso en su desarrollo, lo que hace perder sus ventajas comparativas en cuanto a ubicación geográfica de fronteras o puertos.

Sobresalen en este análisis Barranquilla y Bucaramanga, que a pesar de ser ciudades con un importante desarrollo industrial, tienen las actividades del sector informal como las principales en la generación de puestos de trabajo. Esta característica muestra un elemento diferente en el desarrollo industrial que afecta las formas de producir en estas regiones. La evidencia descriptiva muestra que dicho elemento se refiere a una característica propia de cada ciudad. Para Barranquilla, se observa que la estructura sectorial de la producción está inclinada más hacia actividades terciarias, como las comerciales, que desplazan al sector industrial como generador de puestos de trabajo. Entre tanto, en Bucaramanga, al estar cerca de Cúcuta y de la frontera con Venezuela, se presentan economías subterráneas en torno al contrabando

de combustible, que implica un deterioro en las condiciones laborales, que contrarresta el efecto del grado elevado de desarrollo industrial.

Gráfico 5. Segmento ocupacional por ciudad, 2006.

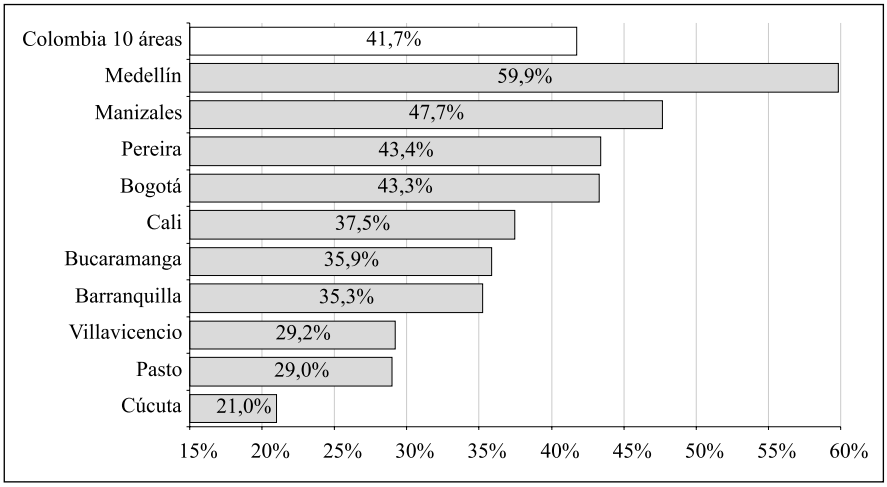


Fuente: cálculos del autor. Procesamiento ECH-Dane segundo trimestre.
Nota: Unipersonal: trabajador por cuenta propia no profesional ni técnico; famiempresas: empresas de dos a cinco trabajadores; microempresas: empresas de seis a diez trabajadores; empresas formales: empresas de más de diez trabajadores y trabajadores calificados profesionales y técnicos (Uribe y Ortiz, 2006).

Otras medidas que se acercan a las condiciones laborales en las regiones son: la afiliación a la seguridad social en salud y pensión, el acceso a un salario mínimo como ingreso laboral y el estado contractual. En el gráfico 6 se observa que para el año 2006 el cumplimiento de parte de los trabajadores a la seguridad social en Colombia estaba en 41,7%. Se notan diferencias marcadas por ciudad. Mientras que Medellín es la ciudad con mayor grado de cumplimiento, donde más de la mitad de los trabajadores tienen seguridad social, Cúcuta está en el extremo contrario, con sólo al 21% de sus trabajadores urbanos con seguridad social. Resalta también el grado de cumplimiento de Manizales, Pereira y Bogotá, que se sitúan por encima del promedio nacional. En un escalón intermedio por debajo del promedio nacional, se encuentran Cali, Bucaramanga y Barranquilla, que a pesar de ser ciudades con cierto desarrollo urbano y tejido empresarial, presentan bajos niveles de cobertura de seguridad social en sus trabajadores. Esto se explica por los altos niveles de informalidad en estas ciudades producidos por la alta proporción de actividades del rebusque. Muy por debajo de estas últimas están Villavicencio y Pasto, las cuales comparten la

cola con Cúcuta de ciudades con menor cobertura de seguridad social de los trabajadores en Colombia.

Gráfico 6. Afiliación a seguridad social en salud y pensión por área metropolitana, 2006.



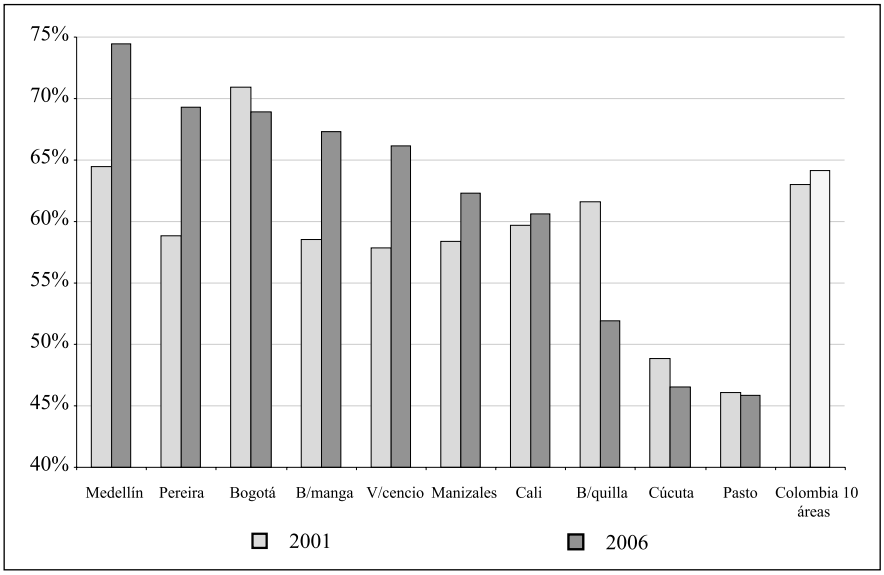
Fuente: cálculos del autor. Procesamiento ECH-Dane, segundo trimestre.

El acceso de los trabajadores a un salario mínimo se ha mantenido relativamente constante entre el 2001 y el 2006. Del total de diez áreas metropolitanas, se tiene que para el 2001 el 63% de los trabajadores ganaban uno o más salarios mínimos, al 2006 esta cifra aumentó un punto porcentual (*véase* gráfico 7).

Con un comportamiento contrario a las grandes ciudades, donde es menos probable recibir menos de un salario mínimo como remuneración, están Cali y Barranquilla, con un porcentaje de trabajadores que ganan uno o más salarios mínimos por debajo del agregado nacional; más aún esta última ciudad, la cual ha tenido una caída de 10 puntos porcentuales del 2001 al 2006. Sobresalen también Bucaramanga y Villavicencio, las cuales han tenido un aumento considerable en el porcentaje de trabajadores bien remunerados. Esto puede deberse a factores asociados con su desarrollo industrial, comercial y urbano en los últimos años. Por el lado de Bucaramanga, el auge de la extracción petrolera ha impulsado los sectores de la industria y la construcción, lo cual ha generado un crecimiento importante de los ingresos de la región. En cuanto a Villavicencio, la mayor integración con Bogotá

ha insertado esta región al comercio nacional e internacional, lo que la ha situado como la principal abastecedora de bienes agrícolas. De igual forma, el gran acceso desde esta región y hacia ella ha permitido un crecimiento importante del sector comercio, restaurante y hotelería (Castañeda, 2004; González, 2004).

Gráfico 7. Porcentaje de trabajadores que ganan uno o más salarios mínimos por área metropolitana.



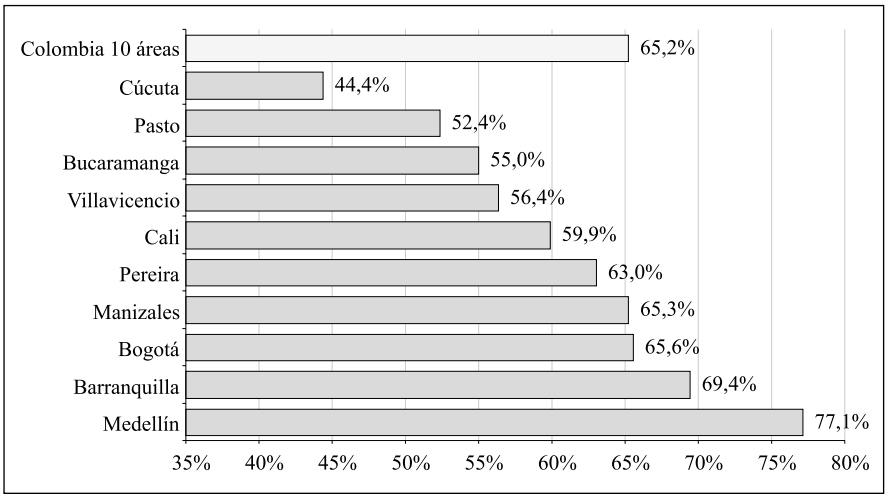
Fuente: cálculos del autor. Procesamiento ECH-Dane segundos trimestres.
Nota: el salario mínimo en 2001 fue de 286.000 pesos y para el 2006 fue de 408.000.

El análisis de la existencia de un contrato escrito muestra que el 65% de los empleados en Colombia para el año 2006 cumplían con esta regulación. Aunque legalmente la contratación verbal es vista como un contrato laboral, la existencia de un documento en el que se expresen puntualmente las condiciones laborales da indicios de cierto nivel de formalización laboral (*véase* gráfico 8).

Entre las ciudades con mayor porcentaje de trabajadores con contrato escrito se tiene a Medellín, Barranquilla, Bogotá y Manizales, porcentajes que están entre el 77% y el 65%. En estas ciudades se concentra la mayor proporción de empresas grandes que implican cierto nivel de formalización en las condiciones de los trabajadores. Muy por debajo

del promedio nacional de trabajadores con contrato escrito se encuentra Cúcuta, con un porcentaje de 44%. Esto muestra la abundancia de actividades que se encuentran al margen de las regulaciones institucionales, posiblemente por el efecto de las actividades ilegales fronterizas.

Gráfico 8. Porcentaje de trabajadores que tienen contrato escrito por área metropolitana, 2006.



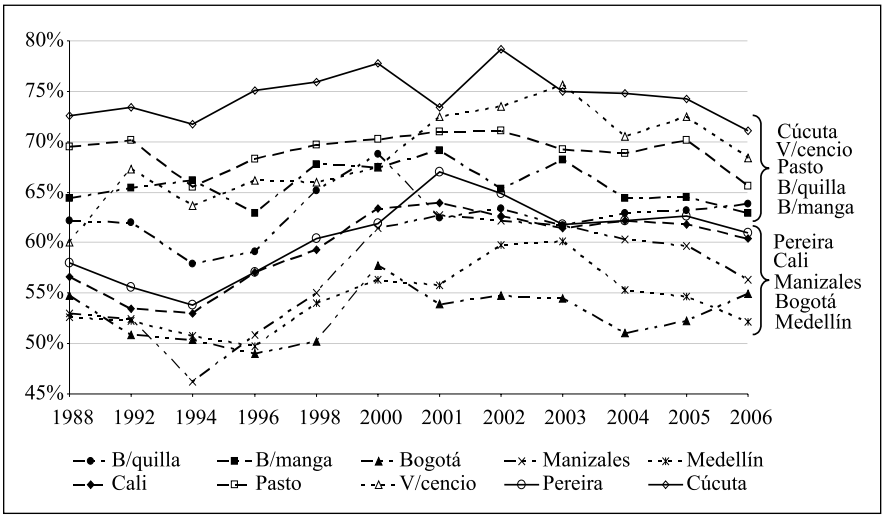
Fuente: cálculos del autor. Procesamiento ECH-Dane segundo trimestre.

Del lado del cumplimiento de la seguridad social y de pensiones, el salario mínimo y la existencia de un contrato escrito, como formas institucionales de medir las condiciones en los mercados regionales de trabajo, se notan igualmente ciertos elementos locales. Así como hay ciudades con mayor cumplimiento institucional que garantizan buenas condiciones en el mercado laboral –Medellín, Bogotá y Manizales–, existen otras en las que no hay un mínimo cumplimiento y, por tanto, hay una precarización en las condiciones laborales.

Examinando el agregado del sector informal por ciudad *(véase* gráfico 6), se confirma la evidencia de un efecto ciudad en el deterioro de las formas de trabajo. Las ciudades que se han mantenido en su dinámica de desarrollo y otras que han aprovechado su cercanía para promover un mercado regional ampliado, han hecho de Medellín, Bogotá, Manizales, Cali y Pereira, las ciudades más industrializadas de Colombia. Su infraestructura, el nivel de capital humano, su ubicación geográfica, el tamaño, factores culturales, entre otros factores, hacen que en estas

ciudades las condiciones laborales sean mucho más favorables. De esta forma se configuran dos grupos de ciudades que relacionan los anteriores factores con la calidad del empleo: un primer grupo con altas tasas de informalidad urbana, esta formado por Cúcuta, Villavicencio, Pasto, Barranquilla y Bucaramanga; el segundo grupo, con un nivel de empleo informal inferior al primer grupo, lo forman Medellín, Bogotá, Manizales, Cali y Pereira.

Gráfico 9. Evolución de la tasa de informalidad por ciudades, 1988-2006.



Fuente: cálculos del autor. Procesamiento ENH y ECH-Dane, segundos trimestres.
Nota: se utilizó la definición de informalidad del Dane, aunque con la definición institucional el comportamiento es muy similar.

III. Determinantes de la informalidad laboral en Colombia: un modelo de datos de panel

En el gráfico 9 se observa una segmentación entre ciudades por nivel de calidad en el empleo. En otros estudios esta relación se ha establecido en términos del tamaño de las ciudades: cuanto menor sea la ciudad, mayor es el grado de informalidad de su empleo (Uribe y Ortiz, 2006; Henao, Rojas y Parra, 1999). Sin embargo, existen otros elementos determinantes adicionales del grado de informalidad, condiciones y procesos particulares en las ciudades que afectan el mercado laboral. Determinarlos permitirá entender las dinámicas de los mercados de trabajo regionales y los factores asociados a su deterioro.

Para capturar las diferencias locales sobre la informalidad laboral, se hace un análisis de regresión tipo panel en el cual se relaciona la informalidad laboral con el grado de desarrollo industrial y una variable *proxy* de eficiencia estatal que intenta capturar el elemento institucional. Una posibilidad es utilizar las dos conceptualizaciones de la informalidad[1] como determinantes, de tal forma que puedan explicar la gran heterogeneidad de las actividades informales y así comprender el universo de actividades que comprende este fenómeno.

En el panel, la unidad de corte transversal es la ciudad ($N = 10$ áreas metropolitanas), y la parte temporal son los años: 1988, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000 a 2005 ($t = 11$). La variable dependiente es la tasa de informalidad (TI). Se tomaran dos definiciones de la informalidad laboral, la del Dane y la que asocia estas actividades con la ausencia seguridad social en salud y pensión o del salario mínimo como ingreso laboral. Como determinantes se incluirá una variable de desarrollo industrial y otra que mide la eficiencia del Estado. La primera variable está representada por la participación porcentual del PIB industrial de cada departamento sobre el total del PIB departamental (PPIB). Esta información fue tomada de las Cuentas Nacionales Departamentales del Dane. Lo ideal sería contar con información por ciudad; sin embargo, esta información no se encuentra disponible. La variable de eficiencia estatal se construyó como el gasto en nomina per cápita (GASTO). La información de esta variable fue tomada de la base de datos del Banco de la República sobre la situación fiscal de los municipios. En los cuadros 2 y 3 del anexo se muestran algunas estadísticas descriptivas y correlaciones parciales de las variables utilizadas en las regresiones.

La estructura del modelo es la siguiente:

$$TI_{it} = \alpha_i + \beta_1 PPIB_{it} + \beta_2 GASTO_{it} + u_{it} \qquad (1)$$

[1] Se distinguen dos principales enfoques que estudian la informalidad laboral: el enfoque estructuralista y el institucionalista. El primero ofrece una explicación del fenómeno de la informalidad laboral como producto del comportamiento de la estructura económica (Klein y Tokman, 1988; Uribe y Ortiz, 2006); es un análisis macroeconómico de la informalidad. El segundo enfoque plantea que las actividades informales son una elección de los individuos que responde a las excesivas regulaciones económicas y la ineficiencia del Estado por cargas burocráticas (De Soto, 1987 y 2000; Loayza, 1997; Perry, Maloney, Arias, Fajnzylber, Mason y Saavedra-Chanduvi, 2007; Portes y Benton, 1984; Uribe y Ortiz, 2006), que sería el análisis microeconómico de la informalidad.

Se espera que la variable de desarrollo industrial tenga una relación inversa con el grado de informalidad laboral. Ciudades con mayor desarrollo industrial, de mayor tamaño, con mercados grandes, con buena infraestructura, presentan menor crecimiento de las actividades informales. Respecto a la variable de eficiencia estatal, no se puede establecer una relación tan clara como la primera variable con la informalidad laboral. Una hipótesis que se plantea indica que mayores niveles de gasto en nómina pueden implicar altos índices de burocratización estatal, lo que genera mayores trabas a las empresas y hogares para inscribirse dentro de los ámbitos institucionales. En este sentido, la ineficiencia del Estado por mayor burocracia desincentiva la decisión de formalizarse, pues se dejan de pagar impuestos, aportes laborales no salariales, estando al margen de las regulaciones laborales, entre otras.

La idea con esta última variable es aproximarse a los procesos de burocratización y politización que han venido creciendo con la descentralización municipal del decenio del noventa. Esta descentralización se ha caracterizado por un crecimiento en el gasto que hacen los organismos municipales, en el cual el tamaño de la nómina tiene un papel importante (Sánchez, 2001; Chaparro, Smart y Zapata, 2004). Esto es reflejo de ineficiencias para generar y administrar los recursos que pueden implicar cargas legales (mayores impuestos, aportes laborales salariales y no salariales, entre otras) a la formalidad.

La motivación del uso de modelos de datos de panel es poder tener en cuenta en la estimación el efecto de elementos no observados (Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002; Arellano, 2003; Hsiao, 2003). Los elementos no observables son variables que caracterizan factores propios de las unidades o individuos en análisis, que no pueden ser medidas y por tanto no pueden incorporarse en el modelo de regresión. La ecuación 1 representa la estructura básica de un modelo que tiene en cuenta los elementos no observados, en la que α_i son los efectos individuales o heterogéneos y u_{it}, los términos de perturbación.

En el modelo de informalidad, los efectos heterogéneos o no observables de las unidades representan factores propios e intrínsecos de cada ciudad que afectan las condiciones de los mercados laborales locales. En la sección anterior se ha distinguido que ese factor local puede estar

asociado a la localización geográfica y a la estructura sectorial de la producción. Así, aquellas ciudades de fronteras o puertos y otras cuyo sector productivo está inclinado a actividades con menor requerimiento de capital humano y físico tienen mayor deterioro en las condiciones laborales y por tanto mayores índices de informalidad.

Se hace uso de dos tipos de modelos, los cuales dependen del supuesto que se haga sobre el efecto de las variables omitidas específicas de cada unidad o individuo (α_i). El primer modelo es de efectos fijos, que supone correlación entre los efectos no observados y las variables independientes. El segundo modelo es de efectos aleatorios, que no supone tal correlación entre los efectos no observados y las variables independientes (Cameron y Trivedi, 2005). Los resultados de estas estimaciones se presentan en el cuadro 5.

Cuadro 5. Modelos panel de informalidad.

	Tasa de informalidad (Dane)		**Tasa de informalidad (Salud-pensión o salario mínimo)**	
	Efectos fijos	**Efectos aleatorios**	**Efectos fijos**	**Efectos aleatorios**
PPIB	-0,361**	-0,580***	-0,170	-0,518***
	(0,181)	(0,138)	(0,277)	(0,187)
Gasto	3,108***	2,392***	-0,319	-1,169
	(0,817)	(0,834)	(1,249)	(1,211)
Constante	65,622***	69,147***	71,390***	76,790***
N	110	110	110	110
R2	0,211	0,238	0,003	0,068
Prueba conjunta	F(2,98) = 13,15 Prob > F=0,00	Wald chi2(2) = 33,4 Prob > chi2= 0,00	F(2,98) = 0,19 Prob > F=0,82	Wald chi2(2) = 7,79 Prob > chi2= 0,02
corr (α_i, Xb)	0,1791	0 (asumido)	0,6126	0 (asumido)
Todas $\alpha_i = 0$	F(9, 98) = 28,5 Prob > F = 0,00	-	F(9, 98) = 11,68 Prob > F = 0,00	-
σ_α	6,16538	3,54690	6,42057	4,57440
σ_u	3,13506	3,13506	4,79006	4,79006
ρ	0,79455	0,56140	0,64242	0,47698

Fuente: cálculos propios.
* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.
( ) Errores estándar.

Con la definición de informalidad del Dane, los resultados fueron mejores, en cuanto al ajuste del modelo y la significancia estadística

de los coeficientes. Como se ha mostrado en otros estudios, utilizar las Encuestas de Hogares para medir la informalidad a partir de la visión institucionalista limita el análisis. Esta visión implica idealmente medir el cumplimiento de todas las regulaciones institucionales que impone el Estado a las empresas y a los hogares (De Soto, 1987 y 2000), lo que no permite medirse con las Encuestas de Hogares; ocasiona que la medida de informalidad que tiene en cuenta el acceso a la seguridad social o al salario mínimo no sea la más adecuada (Uribe y Ortiz, 2006). Dadas estas limitaciones, el análisis de los resultados se hará teniendo en cuenta sólo la definición de informalidad del Dane.

Las estimaciones muestran que todos los parámetros son estadísticamente significativos al 5%, tanto de forma individual como conjunta. Los signos de los coeficientes son los esperados: negativo para el coeficiente que acompaña la variable de desarrollo industrial y positivo para la variable de eficiencia estatal.

La relación inversa encontrada entre la informalidad laboral y el grado de desarrollo industrial muestra que la mayor participación de la industria en la producción se relaciona con menores aumentos relativos en la informalidad; así, las ciudades más industrializadas presentan menor crecimiento de estas actividades. Para la variable de eficiencia del Estado, se encuentra que a medida que aumenta el grado de burocratización estatal, existen mayores niveles de informalidad laboral. Lo anterior implica que aquellas ciudades burocratizadas y, por tanto, que imponen altas cargas regulatorias, generan mayores barreras para la formalidad, lo que incentiva el surgimiento de actividades informales, desde un punto de vista institucional.

Ahora se pasa a probar si los efectos individuales no observados están o no correlacionados con los regresores; lo cual implica tener en cuenta el posible problema de endogeneidad en las estimaciones por efectos no observados. Si resulta más adecuado el modelo de efectos fijos se tendría endogeneidad (ya que $\mathrm{Cov}(\alpha_i, x_i) \neq 0$); si por el contrario es mejor el modelo de efectos aleatorios, no se tendría dicho problema, pero se debe tener en cuenta el problema de correlación serial (Wooldridge, 2002; Arellano, 2003).

Tradicionalmente se usa la prueba de Hausman para decidir entre el modelo de efectos fijos o efectos aleatorios. Si el estadístico de Haus-

man lleva a rechazar la hipótesis nula de que los efectos no observables no están correlacionados con los regresores, la conclusión es que se presentan efectos fijos. Se debe tener en cuenta que esta prueba no es apropiada si los errores estándar no son robustos al panel (presencia de heroscedasticidad y autocorrelación). Es así como Hausman (1978) propone una prueba equivalente en la cual hace uso de una regresión auxiliar (para una descripción más detallada de esta prueba, *véase* Wooldridge (2002); Cameron y Trivedi (2005)). Se estima por MCO el siguiente modelo:

$$y_{it} - \hat{\lambda}\bar{y}_i = (1-\hat{\lambda})\mu + (x_{it} - \hat{\lambda}\bar{x}_i)'\beta + (x_{it} - \bar{x}_i)'\gamma + \upsilon_{it}, \qquad (2)$$

$$y_{it} = \theta + x_{it}'\beta + \bar{x}_{it}'\gamma + \upsilon_{it}$$

con $\upsilon_{it} = (1-\hat{\lambda})\alpha_i + (u_{it} - \hat{\lambda}\bar{u}_{it})$ y $\hat{\lambda}$ se define como:

$$\hat{\lambda} = 1 - \frac{\sigma_{\hat{u}}}{\sqrt{\sigma_{\hat{u}}^2 + T\sigma_{\hat{\alpha}}^2}}, \qquad (3)$$

ecuación en la cual $\sigma_{\hat{u}}$ y $\sigma_{\hat{u}}$ son calculados a partir del modelo de efectos aleatorios. La idea de la prueba es probar que $\gamma = 0$. Si el modelo de efectos fijos es la correcta especificación, entonces el término de error υ_{it} está correlacionado con los regresores, ya que α_i se correlaciona con los regresores. Esta correlación lleva a incorporar un regresor adicional: $(x_{it} - \bar{x}_i)$. Si este nuevo regresor es estadísticamente significativo, implica que es mejor el modelo de efectos fijos que el modelo de efectos aleatorios (Cameron y Trivedi, 2005; Wooldridge, 2002). La estimación de la regresión auxiliar y la prueba F de significancia estadística arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}\ddot{TI}_{it} = {} & 21{,}63 - 0{,}757\ddot{PPIB}_{it} - 16{,}86\ddot{GASTO}_{it} + 0{,}396\hat{PPIB}_{it} \\ & + 19{,}97\hat{GASTO}_{it} + \upsilon_{it}\end{aligned} \qquad (4)$$

(0,53) (0,14) (2,29) (0,14) (2,65)

( ) Errores estándar robustos al panel y $\hat{\lambda}$=0,742.

Prueba conjunta

$$\text{Ho: } \hat{PPIB} = 0$$
$$\hat{GASTO} = 0$$

$$F(2,9) = 29{,}05$$
$$\text{Prob} > F = 0{,}0001$$

La prueba de Hausman muestra que es preferible el modelo de efectos fijos.

Ahora se requiere determinar la existencia de tres problemas muy comunes en los modelos de datos panel; éstos son: heteroscedasticidad de sección cruzada, correlación de sección cruzada y autocorrelación. El primer problema hace referencia a que la varianza de los errores de cada unidad de corte transversal no es constante, es decir, existencia de heterogeneidad de las áreas metropolitanas; el segundo implica que los términos de perturbación están correlacionados entre las unidades, lo que indica presencia de dependencia entre las áreas metropolitanas; y el último es permitir autocorrelación intra unidades de sección cruzada (para mayor profundización de estos problemas, *véase* Greene, 1998 y 2003).

Para probar la existencia de heteroscedasticidad, Greene (1998) recomienda realizar una prueba de Wald modificada, que no necesita suponer normalidad en los errores, como sí lo hacen las pruebas de Breusch-Pagan y de Razón de Verosimilitud. La hipótesis nula es que hay homoscedasticidad (Ho: $\sigma_i^2 = \sigma^2$) para toda $i = 1,\ldots N$. En el cuadro 6 se muestran los resultados de esta prueba.

Cuadro 6. Prueba de Wald para heteroscedasticidad de sección cruzada.

Ho: $\sigma_i^2 = \sigma^2$
chi2 (10) = 39,59 Prob > chi2 = 0,0000

Fuente: cálculos propios.

La prueba de Wald indica que se debe rechazar la hipótesis nula de varianza constante.

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

Ahora se corrobora la existencia de correlación de sección cruzada. Se calcularán cuatro pruebas, que son: la prueba convencional de Multiplicadores de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan, las pruebas de Friedman (1937) y Frees (1995), que son semiparamétricas, y la prueba paramétrica de Pesaran (2004). La primera prueba se usa cuando T es grande y N es pequeño. Las otras pruebas son válidas cuando ocurre lo contrario, es decir, cuando T es pequeño y N es grande[2]. Como en el modelo de informalidad N < T, pero T es pequeño en términos de que no se tiene una serie temporal muy larga, se realizaran las cuatro pruebas. Los resultados se muestran en el cuadro 7.

Cuadro 7. Prueba para correlación de sección cruzada.

Ho: existe independencia transversal.		
Prueba	**Estadístico calculado**	**Probabilidad**
LM Breusch-Pagan	113,308	0,000
Friedman	44,582	0,000
Pesaran	8,451	0,000
Frees	1,254	
Valores críticos de la distribución Q de la prueba de Frees		
alpha = 0,10 : 0,2333		
alpha = 0,05 : 0,3103		
alpha = 0,01 : 0,4649		

Fuente: cálculos propios.

Las anteriores pruebas indican que se debe rechazar la hipótesis nula, es decir, que existen problemas de dependencia transversal en el modelo.

Por último se contrasta la existencia de autocorrelación en los residuales del modelo. Este problema es más común cuando se tiene un buen número de datos temporales. Como ya se mencionó, la parte temporal del modelo no es muy larga. Se tienen 11 datos, así que la autocorrelación pueda que no se presente; sin embargo, se realizan las pruebas pertinentes para estar seguros. Se utilizará la prueba propuesta por Wooldridge (2002), la cual es muy flexible y descansa en pocos supuestos. Los resultados se muestran en el cuadro 8.

[2] Para una descripción más detallada de las pruebas, *véase* Sarafidis y De Hoyos (2006).

Cuadro 8. Prueba de Wooldridge para autocorrelación.

Ho: no hay autocorrelación de primer orden.
F(1,9) = 4,220
Prob > F = 0,0701

Fuente: cálculos propios.

La prueba muestra que al 5% no se rechaza la hipótesis nula, lo cual implica que los residuales del modelo no presentan problemas de autocorrelación, como era de esperarse.

Las pruebas anteriores muestran que los residuales estimados del modelo de efectos fijos presentan problemas de heteroscedasticidad de sección cruzada y correlación de sección cruzada, pero no tienen problemas de autocorrelación. Para corregir estos dos problemas se estima un modelo de efectos fijos con el estimador de la varianza de Driscoll y Kraay (1998). Este tipo de estimación tiene en cuenta los problemas de heteroscedasticidad y la existencia de correlación entre grupos; además, tiene la opción de corregir la existencia de autocorrelación de cualquier orden. Las estimaciones corregidas se muestran en el cuadro 9.

Cuadro 9. Regresión de efectos fijos con errores estándar Driscoll-Kraay.

	Número de obs. = 110	Número de grupos = 10		
	F(2, 9) = 41,48	Prob > F = 0,000		
	within R-squared = 0,2116			
TI	**Coef.**	**Driscoll/Kraay Std. Err.**	**t**	**P>|t|**
PPIB	-0,3614024	0,1514944	-2,39	0,041
Gasto	3,108687	1,217889	2,55	0,031
Constante	65,62269	3,273436	20,05	0,000

Fuente: cálculos propios.

Los coeficientes estimados del modelo de efectos fijos corregidos por heteroscedasticidad y correlación de sección cruzada resultaron estadísticamente significativos, tanto individual como conjuntamente al 5%.

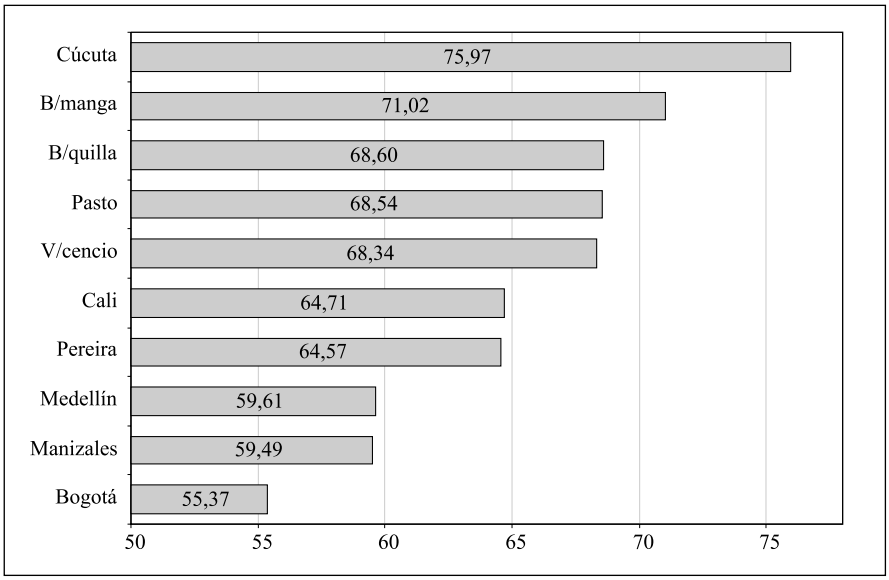
En la relación establecida en el análisis de regresión, el efecto sobre la informalidad laboral no es explicado en su totalidad por las variables de desarrollo industrial y grado de burocracia. Existen elementos propios de las ciudades que explican las condiciones en el mercado laboral de cada una de éstas, y que son capturadas por los efectos individuales.

PRIMER SEMESTRE DE 2008, PP. 43-86.
ISSN 0120-3584.

Esto es evidente en ciudades como Barranquilla y Bucaramanga, que se encuentran en departamentos con un grado elevado de desarrollo industrial, pero son ciudades con altas tasas de informalidad. Es así como los efectos individuales capturan el efecto ciudad de tal forma que es posible añadir a los determinantes de la informalidad un componente intrínseco de cada ciudad, que es reflejo de las formas de producción, desarrollos sociales de cada región y localización geográfica, entre otros factores.

Una forma de estimar esos efectos individuales es incorporando variables *dummy* por cada ciudad. En el gráfico 10 se muestran las estimaciones de los efectos individuales.

Gráfico 10. Efectos de origen local (α_i).



Fuente: cuadro 4 del anexo.

Se configuran dos grupos de ciudades, producto del efecto local; éstos son: el primero lo componen Bogotá, Manizales, Medellín, Pereira y Cali; y el segundo, Villavicencio, Pasto, Barranquilla, Bucaramanga y Cúcuta. El primer grupo corresponde a las ciudades cuyas formas de producción están inclinadas a actividades más formales y productivas, y cuya ubicación forma mercados amplios en los cuales se aprovechan las economías a escala que se generan. Entre tanto, el segundo grupo

está constituido por ciudades donde las actividades son más informales y existen factores asociados con la estructura productiva, el poco potencial de mercado, la poca integración, las formas ilegales de producir, la institucionalidad, las formas de organizar la sociedad, entre otros, que están frenando la consolidación de un sector moderno.

El efecto local es más evidente en ciudades como Barranquilla y Bucaramanga. Como se ha mencionado, son ciudades que se encuentran en departamentos con un grado de desarrollo industrial elevado; más aún, Bucaramanga presenta la segunda tasa de empleo más alta en el sector industrial de toda la muestra, y sin embargo, son ciudades que presentan tasas elevadas de informalidad. Esto muestra la existencia de un componente local importante, que está contrarrestando el efecto del elevado grado de desarrollo industrial.

Para el caso de Barranquilla, el componente local de la informalidad puede asociarse a la estructura sectorial de la producción, la cual está ligada de manera importante al comercio y otro tipo de actividades más informales y menos productivas que implican un freno en la capacidad de absorción de la fuerza de trabajo del sector industrial. La evidencia de esto lo muestra con más precisión el gráfico 5. En éste se observa que Barranquilla es la ciudad con mayor proporción en actividades del "rebusque", y representa el 40% del total de ocupados. Hay un desplazamiento de actividades productivas por oficios de menor calidad, lo que contrarresta el efecto del proceso industrial y en neto se tiene menor calidad del empleo que se genera.

Entre tanto, Bucaramanga presenta un efecto ciudad importante en su proceso de desarrollo industrial, que aunque tenga una elevada absorción de fuerza de trabajo del sector industrial, igualmente reporta altos índices de informalidad laboral. La cercanía con Cúcuta y todas las actividades de frontera han generado que su economía tenga un componente de actividades terciarias. Igualmente, el efecto del contrabando, en especial el de combustible, que circula entre Venezuela, Cúcuta y Bucaramanga, ha constituido una economía informal que genera mejores beneficios para los individuos de estas regiones y les quita campo a las actividades formales como las principales generadoras de puestos de trabajo (Mojica y Paredes, 2004). La evidencia descriptiva fue presentada en los gráficos 4 y 5. Se observa cómo, a pesar del gran desarrollo industrial que ha tenido Bucaramanga con una

tasa de empleo en el sector industrial del 22% al 2006, que la pone por encima de ciudades como Cali y Barranquilla, presenta, igualmente, una tasa alta de empleo en el sector comercio (31%) y altos niveles de ocupaciones del "rebusque" (30%). Aún siguen teniendo relativa mayor importancia las actividades informales, derivadas de la cercanía con la frontera, a pesar del crecimiento industrial de Bucaramanga.

Se tiene, pues, que factores como la infraestructura, el capital humano, la localización geográfica, el número de habitantes, la cercanía con otros centros urbanos y el desarrollo de las redes urbanas, entre otros, generan un efecto diferenciador que se ve reflejado en todos los mercados, lo que segmenta a Colombia tanto en el aspecto económico como el geográfico. Por un lado, está un grupo de ciudades que forman el "círculo" económico y de integración regional que dinamiza más de la mitad de la economía del país, con una localización central y cercana entre sí, redes urbanas desarrolladas, de gran tamaño y población, desarrolladas industrial y comercialmente y con altos retornos económicos, producidas por el aprovechamiento de las economías a escala y de aglomeración que se generan. Este primer grupo está formado por Bogotá, Medellín, Cali, Manizales y Pereira. Por el otro, en contraste a este primer grupo, se encuentran las ciudades que tienen frenado sus procesos de desarrollo industrial. La localización periférica, la cercanía a las costas o fronteras, la abundancia de actividades poco productivas e ilegales, el abandono estatal, la violencia, son algunos de los factores que han impedido que los mercados regionales se desarrollen, en especial los mercados de trabajo. Este grupo de ciudades está constituido por Barranquilla, Bucaramanga, Villavicencio, Pasto y Cúcuta.

IV. Conclusiones

Los resultados obtenidos en este trabajo muestran que el sector informal es grande y su importancia en el mercado laboral se ha mantenido, representando alrededor del 60% de los empleos generados en Colombia en los últimos 15 años. En su mayoría, la informalidad se sitúa en el sector terciario, principalmente en los servicios personales y el comercio, con tasas de informalidad de 100% y 78% en 2006, respectivamente. La principal fuente de empleo informal es de cuenta propia o actividades llamadas de "rebusque" con un peso en el empleo urbano de 26,5% en 2006.

Las anteriores cifras evidencian el sesgo en la composición de la demanda de trabajo hacia actividades terciarias con precarias condiciones laborales. Factores como el menor crecimiento económico, la mayor presión de la oferta laboral, la abundancia de mano de obra poco calificada y sin experiencia y la menor absorción de fuerza laboral del sector industrial, han generado que el desajuste en calidad en el mercado laboral se profundice y sean las actividades con menores requerimientos de educación, experiencia y tecnología las que más peso tengan en la economía.

Cuando se hace un análisis regional de la estructura económica y las condiciones del mercado laboral, se observan marcadas diferencias. Se ha encontrado que las diferencias regionales en la absorción de la fuerza de trabajo del sector industrial y las condiciones en el mercado laboral asociadas con el tipo de empleo generado y el cumplimiento institucional (seguridad social, contrato laboral y salario mínimo), son factores que inciden en el grado de informalidad laboral local. Se han constituido dos grupos de ciudades: el primero lo conforman las ciudades con menor desarrollo económico, mayores actividades de autoempleo, menores índices de cumplimiento institucional y con mayores niveles de informalidad laboral; éstas son, en su orden: Cúcuta, Pasto, Villavicencio, Bucaramanga y Barranquilla. El segundo grupo de ciudades, con niveles de informalidad inferiores al primero, con mayor desarrollo industrial y cumplimiento de normas laborales, lo componen: Bogotá, Medellín, Cali, Manizales y Pereira.

Dentro del primer grupo de ciudades sobresale el caso de Barranquilla y Bucaramanga, donde se evidencia con más precisión un componente local de la informalidad. Se ha podido distinguir que aunque son ciudades cuyo desarrollo industrial es importante, presentan altas tasas de informalidad laboral. Para la primera ciudad, esta característica puede estar asociada a factores como la estructura sectorial de la producción, ligada fuertemente a actividades terciarias con malas condiciones laborales; y para la segunda ciudad, con la cercanía a la frontera, que puede implicar economías subterráneas en torno al contrabando de combustible, que frena la capacidad de absorción de la fuerza de trabajo del sector industrial.

Como determinantes de la informalidad laboral se han utilizado variables que caracterizan los dos enfoques predominantes en el estudio

de la informalidad. Como medida estructural se tiene la participación porcentual del sector industrial dentro del PIB departamental; del lado institucional se utilizó el tamaño del gasto en la nomina oficial por habitante, que trata de hacer una aproximación al grado de burocratización o eficiencia estatal de los organismos regionales y que implica una carga legal que genera trabas a la formalidad.

En el análisis de regresión se encontró una relación negativa y significativa entre la informalidad y la variable *proxy* del desarrollo industrial. Esto muestra que las ciudades con mayor participación del sector industrial en la producción presentan menores aumentos relativos de la informalidad. En este sentido, el sector industrial está actuando como un ancla a la informalidad en el periodo analizado. Respecto a la variable institucional, se ha obtenido un signo positivo y significancia estadística en su coeficiente, lo que evidencia que en aquellas ciudades con mayores niveles de ineficiencia estatal por altos índices de burocratización estatal, se generan más trabas a la decisión de formalizarse de parte de las empresas y los hogares.

La relación anterior de modernidad productiva y menores grados de cargas legales con menores niveles de informalidad regional se caracteriza por la existencia de un factor local o ciudad. Este factor ciudad sobre la informalidad laboral puede estar asociado con la estructura sectorial de la producción y a la localización geográfica (cercanía con fronteras o puertos). Es más evidente en ciudades como Bucaramanga y Barranquilla, en las cuales el factor local de la informalidad contrarresta el efecto del desarrollo industrial sobre las condiciones del mercado laboral.

Referencias

ARELLANO, M. (2003). *Panel data econometrics*, Oxford: Oxford University Press.

BALTAGI, B. H. (1995). *Econometric analisys data*, Chichesteu: John Wiley & Sons.

CAMERON, C. and TRIVEDI, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge.

CASTAÑEDA C., A. (2004). "Estructura económica y dinámica del mercado laboral urbano en el departamento del Meta, 1984-2003", *Cuadernos PNUD*, Estudios Regionales.

CASTELLS, M. (1997). *La era de la información: economía, sociedad y cultura*, Madrid: Alianza Editorial.

CEGA. (2004). *Sistema simplificado de cuentas departamentales de Colombia 1975-2000*, volumen 1, Bogotá:

CHAPARRO, J. C., SMART, M., and ZAPATA, J. G. (2004). "Intergovermental Transfers and Municipal Finance in Colombia", *ITP Paper* 0403, Rotman, University of Toronto, EE.UU., March.

DANE. (2007). Boletín de prensa, enero de 2007. *www.dane.gov.co*.

DE SOTO, H. (1987). *El otro sendero. La revolución informal*, Lima: Instituto Libertad y Democracia.

DE SOTO, H. (2000). *El misterio del Capital*, Lima: El Comercio.

DRISCOLL, J. C. and KRAAY, A. C. (1998). "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data", *Review of Economics and Statistics,* 80:549-560.

FLÓREZ, C. E. (2002). "The function of the urban informar sector in employment", *Documento CEDE* 2002-2004, Universidad de los Andes, Bogotá.

FREES, E. W. (1995). "Assessing cross-sectional correlations in panel data", *Journal of Econometrics,* 69:393-414.

FRIEDMAN, M. (1937). "The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance", *Journal of the American Statistical Association,* 32:675-701.

GALVIS, L. A. y MEISEL ROCA, A. (2000). "El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-

1998", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional* no. 18, Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, Cartagena.

GÓMEZ RAMÍREZ, A.; RESTREPO QUINTERO, G.; GONZÁLEZ GÓMEZ, P. E. et al. (2004). "La Industria en el Eje Cafetero y los departamentos de Bolívar, Santander y Tolima 1985 – 2001", *Ensayos sobre Economía Regional*, Centro Regional de Estudios Económicos, Banco de la República, Manizales.

GONZÁLEZ BOTTÍA, H. (2004). "El turismo como alternativa de desarrollo para Villavicencio y el departamento del Meta", *Ensayos sobre Economía Regional*, Centro Regional de Estudios Económicos, Banco de la República, Villavicencio.

GREENE, W. (1998). *Análisis econométrico* (3ª ed.), New Jersey: Prentice Hall.

GREENE, W. (2003). *Econometrics analysis* (5th. ed.), New Jersey: Prentice Hall.

HENAO, M.; ROJAS, N. y PARRA, A. (1999). "El mercado laboral urbano y la informalidad en Colombia: Evolución reciente", *Planeación y Desarrollo*, XXX(2):abril-junio.

HSIAO, CH. (2003). *Analisys of panel data*, Cambridge: Cambridge University Press.

KLEIN, E. y TOKMAN, V. E. (1988). "Sector informal: Una forma de utilizar el trabajo como consecuencia de la manera de producir y no viceversa. A propósito del artículo de Portes y Benton", *Estudios Sociológicos,* VI(16):enero-abril.

LOAYZA V., N. (1997). "The economics of the informal sector. A simple model and empirical evidence from Latin America", *Policy Research*, Working Paper 1727, February.

MOJICA PIMIENTO, A. y PAREDES VEGA, J. (2004). "La economía colombo-venezolana y su impacto en la región de frontera 1999–

2003", *Ensayos sobre Economía Regional*, Centro Regional de Estudios Económicos, Banco de la República, Bucaramanga.

MONCAYO JIMÉNEZ, E. (2002). "Nuevos enfoques de política regional en América Latina: El caso de Colombia en perspectiva histórica", *Archivos de Economía*, DNP, Documento no. 198.

NÚÑEZ, J. (2002). "Empleo informal y evasión fiscal en Colombia", *Archivos de Economía,* DNP, Documento no. 210.

OIT. (2004). *Panorama laboral 2004: América Latina y el Caribe*. Lima: Oficina Regional para América Latina y el Caribe.

OIT. (2006). *Panorama laboral 2006: América Latina y el Caribe*. Lima: Oficina Regional para América Latina y el Caribe.

PERRY, G.; MALONEY, W.; ARIAS, O.; FAJNZYLBER, P.; MASON, A. and SAAVEDRA-CHANDUVI, J. (2007). *Informality: exit and exclusion*, The World Bank.

PESARAN, M. H. (2004). "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", *Cambridge Working Papers in Economics,* University of Cambridge, Faculty of Economics, 0435.

PIEPER, U. (2000). "Deindustrialization and the social and economic sustainability nexus in developing countries: Cross-country evidence on productivity and employment", *The Journal of Development Studies*, 36(4).

PORTES, A. and BENTON, L. (1984). "Industrial development and labor absorption: A reinterpretation", *Population and Development Review*, 10:589-611. Traducido al español como "Desarrollo industrial y absorción laboral: Una reinterpretación", en *Estudios Sociológicos,* 5(13):enero-abril.

RIBERO, R. (2003). "Gender dimensions of non-formal employment in Colombia", *Documento CEDE* 2003-04, febrero.

SÁNCHEZ, F. (2001). "Evaluación de la descentralización municipal en Colombia. Descentralización y macroeconomía", *Archivos de Economía,* DNP, Documento No. 160, noviembre.

SARAFIDIS, V. and DE HOYOS, R. E. (2006). "On testing for cross sectional dependence in panel data models", Cambridge: University of Cambridge.

URIBE, J. y ORTIZ, C. (2006). *Informalidad laboral en Colombia 1988-2000: Evolución, teorías y modelos*. Cali: Programa Editorial Universidad del Valle.

URIBE, J.; ORTIZ, C.; POSSO, C. y GARCÍA, G. (2007). *Exclusión social en el mercado laboral del Valle del Cauca: Desempleo y calidad del Empleo 2001–2006*, Informe Final al PNUD de parte de CIDSE-Univalle, Proyecto Informe Regional de Desarrollo Humano para el Valle del Cauca.

WELLER, J. (2000). *Reformas económicas, crecimiento y empleo: Los mercados de trabajo en América Latina*, Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal) y Fondo de Cultura Económica.

WELLER, J. (2004). "El empleo terciario en América Latina: Entre la modernidad y la sobrevivencia", *Revista de la CEPAL*, 84.

WOOLDRIDGE, F. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.

Anexo

Cuadro 1. Estructura del empleo urbano en Colombia. Diez áreas metropolitanas.

	1988	1992	1994	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sector informal	2460885	3030607	3046481	3137769	3453241	3777206	3929739	4150796	4247463	4116322	4344062	4533309
1. Cuenta propia no profesionales ni técnico	932885	1133108	1208464	1323764	1501882	1798107	1962218	1918146	2001500	1900648	2032077	2072534
2. Microempresas	1169269	1488912	1515951	1526537	1576711	1545908	1438219	1595562	1616344	1594751	1720054	1843676
3. Servicio doméstico	244126	287593	251751	224041	276537	332525	362269	433191	412559	411003	412232	432681
4. Ayudantes familiares	114605	120994	70315	63427	98111	100666	167033	203897	217059	209920	179699	184417
Sector formal	1909601	2536706	2721962	2809383	2828651	2601237	2659473	2720835	2847551	3045470	3165810	3296168
1. Cuenta propia profesionales y técnicos	107098	135940	165428	176246	239750	287363	184293	210107	198412	208705	242754	213926
2. Mediana y gran empresas	1350165	1886342	2060722	2129456	2040271	1863630	2046652	2083925	2233824	2402730	2476067	2672574
3. Gobierno	452338	514424	495812	503681	548630	450244	418535	407699	397941	398620	423711	384271
4. Otro							9993	19105	17374	35416	23278	25396
Total ocupados	4370486	5567313	5768443	5947152	6281892	6378443	6589212	6871631	7095014	7161792	7509872	7829477

Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane segundos trimestres.

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el análisis de regresión, 1988-2005.

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
		Barranquilla			
TI Dane	11	62,63	2,85	57,92	68,80
TI salud-pensión o SM	11	70,63	3,18	65,82	75,43
PPIB	11	21,53	2,67	19,11	27,05
Gasto	11	0,58201	0,3178	0,0651	0,8866
		Bogotá			
TI Dane	11	52,67	2,64	49,02	57,68
TI salud-pensión o SM	11	61,74	4,99	56,17	73,58
PPIB	11	17,16	1,24	15,93	20,60
Gasto	11	1,1273	0,2256	0,6254	1,3964
		Bucaramanga			
TI Dane	11	65,98	1,94	62,90	69,11
TI salud-pensión o SM	11	70,32	4,45	63,26	78,43
PPIB	11	17,01	2,57	11,57	20,95
Gasto	11	0,3548	0,2032	0,1582	0,7209
		Cali			
TI Dane	11	59,54	3,93	52,96	63,95
TI salud-pensión o SM	11	66,39	6,54	53,26	76,09
PPIB	11	20,23	2,50	18,33	26,31
Gasto	11	0,6878	0,2206	0,2496	0,9796

(*Continúa...*)

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el análisis de regresión, 1988-2005. (*...Continuación*).

Cúcuta					
TI Dane	11	74,82	2,17	71,70	79,13
TI salud-pensión o SM	11	81,83	2,41	77,38	84,87
PPIB	11	6,29	1,17	5,08	9,09
Gasto	11	0,3595	0,2981	0,1044	0,9215
Manizales					
TI Dane	11	56,87	5,62	46,17	62,77
TI salud-pensión o SM	11	63,51	6,28	55,24	73,94
PPIB	11	13,13	1,09	11,97	15,61
Gasto	11	0,6852	0,6159	0,1941	1,6800
Medellín					
TI Dane	11	54,68	3,32	49,78	60,15
TI salud-pensión o SM	11	57,97	5,75	51,06	69,64
PPIB	11	19,26	1,61	17,96	23,39
Gasto	11	0,6532	0,2174	0,3933	0,9807
Pasto					
TI Dane	11	69,43	1,56	65,48	71,11
TI salud-pensión o SM	11	74,93	1,96	70,70	77,69
PPIB	11	3,99	0,94	3,16	6,01
Gasto	11	0,7499	0,6986	0,2044	2,0743
Pereira					
TI Dane	11	60,47	3,99	53,81	66,98
TI salud-pensión o SM	11	65,62	5,36	58,96	76,04
PPIB	11	15,50	2,08	12,84	19,79
Gasto	11	0,4843	0,3018	0,1846	1,0067
Villavicencio					
TI Dane	11	68,67	4,70	60,07	75,64
TI salud-pensión o SM	11	75,09	4,13	68,28	81,29
PPIB	11	5,51	1,25	4,58	9,05
Gasto	11	0,7459	0,5608	0,2493	1,6849

Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane segundos trimestres.
Nota: TI Dane: tasa de informalidad que utiliza la definición de informalidad del Dane.
TI Salud-pensión o SM: tasa de informalidad que asocia a la informalidad con ausencia de seguridad social en salud, pensión o del salario mínimo vigente como ingreso laboral.
PPIB: Participación del sector industrial dentro del PIB departamental
Gasto: Proporción entre los gastos municipales en remuneración al trabajo divido por el número de habitantes de cada municipio. Esta medida en cientos de miles de pesos de diciembre de 1998 (se utilizó el IPC por municipio).

Cuadro 3. Matriz de correlación de las variables utilizadas en el análisis de regresión.

Barranquilla				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,3034	1		
PPIB	-0,2187	0,6232	1	
Gasto	0,3806	-0,4324	-0,9002	1
Bogotá				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,4496	1		
PPIB	-0,2706	-0,2869	1	
Gasto	0,4288	0,0945	-0,4008	1
Bucaramanga				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,4593	1		
PPIB	0,2035	0,5688	1	
Gasto	0,0096	0,3605	0,8051	1
Cali				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,6111	1		
PPIB	-0,6036	-0,4433	1	
Gasto	0,6132	0,4422	-0,9111	1
Cúcuta				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,772	1		
PPIB	-0,5453	-0,2917	1	
Gasto	0,0534	-0,3539	-0,4796	1
Manizales				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,4288	1		
PPIB	-0,015	-0,3025	1	
Gasto	0,5107	-0,0622	-0,1469	1
Medellín				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	-0,0996	1		
PPIB	-0,5264	0,0739	1	
Gasto	0,5779	-0,2886	-0,71	1

(*Continúa...*)

Cuadro 3. Matriz de correlación de las variables utilizadas en el análisis de regresión. (...*Continuación*).

Pasto				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,7275	1		
PPIB	-0,3157	-0,0829	1	
Gasto	0,2734	-0,1602	-0,6243	1
Pereira				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,5831	1		
PPIB	-0,6162	-0,218	1	
Gasto	0,4793	-0,1287	-0,7806	1
Villavicencio				
	TI Dane	TI salud-pensión SM	PPIB	Gasto
TI Dane	1			
TI salud-pensión SM	0,5155	1		
PPIB	-0,4088	-0,5618	1	
Gasto	0,6794	0,2344	-0,1291	1

Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane segundos trimestres.

Cuadro 4. Estimación de los efectos locales.

Ciudad	$\hat{\alpha}_i$	**Error estándar**	**t**	**P-valor**
Bogotá	55,37	3,66	15,13	0,000
Cali	64,71	4,01	16,12	0,000
Manizales	59,49	2,79	21,31	0,000
Medellín	59,61	3,83	15,55	0,000
Pereira	64,57	3,12	20,70	0,000
Villavicencio	68,34	1,63	41,80	0,000
Barranquilla	68,60	4,20	16,32	0,000
Pasto	68,54	1,45	47,39	0,000
Bucaramanga	71,02	3,34	21,29	0,000
Cúcuta	75,97	1,58	47,94	0,000

Fuente: cálculos del autor. Procesamiento de la ENH y ECH-Dane segundos trimestres.