

La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad del poder adquisitivo

JUAN DAVID BARÓN RIVERA*

I Introducción

LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS URBANOS en Colombia es un tema que genera diversas discusiones entre los economistas. El saber si las economías locales reaccionan de igual manera ante acontecimientos particulares es, sin lugar a dudas, de gran importancia para los agentes y entidades encargados de la política de desarrollo de las diferentes regiones del país pues ello les permite anticipar las respuestas de estas regiones ante los diversos incentivos de índole económico. Para verificar si esta integración realmente se da se han empleado diversos enfoques, entre ellos, los que abordan el tema de los mercados laborales regionales.¹

El presente documento busca aportar elementos a la discusión sobre la integración de los mercados urbanos en Colombia mediante el análisis de la variación de precios en las siete principales ciudades del país. La versión relativa de la Paridad de Poder Adquisitivo, PPA, sirve como marco conceptual para establecer si los mercados de las ciudades colombianas están o no integrados; además, permite observar las diferencias y similitudes de la inflación

* El autor agradece a Adolfo Meisel, Luis Eduardo Arango-Thomas, Luis Fernando Melo, Javier Pérez y Luis Armando Galvis por sus comentarios sobre un primer borrador de este documento; así como a los asistentes al seminario del Banco de la República y la valiosa colaboración de Marcela Bernal en la obtención de la información.

¹ Por ejemplo, el trabajo de Carlos F. Jaramillo, Oskar A. Nupia y Carmen A. Romero, "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en Adolfo Meisel Roca (editor), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Colección de economía regional, Bogotá, 2001, y el de Luis Galvis, "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", en *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 27, Banco de la República, febrero de 2002, tratan sobre la integración de los mercados laborales.

en las ciudades de Colombia. Para alcanzar este segundo objetivo se realizó una descripción comparativa de los procesos inflacionarios en las siete ciudades incluidas en el estudio para los últimos veintidós años (1980-2001).

Las preguntas que aspira responder el presente trabajo son: ¿Se cumple la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo? y, por consiguiente, ¿se puede hablar de la integración de los mercados de bienes? ¿Cuáles son las principales características de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colombia? ¿Convergen las tasas de inflación entre ciudades?

El tema de la convergencia en tasas de inflación ha sido abordado en el marco de la Unión Europea mediante diferentes metodologías.² Algunos autores, como Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero,³ emplean técnicas econométricas para probar la hipótesis de cointegración entre 15 países, y, luego, la de convergencia entre las tasas de inflación en el periodo 1961-1997. En este contexto, la presencia de una relación de largo plazo entre la inflación de los distintos países de la Unión Europea tiene implicaciones claves sobre la interdependencia de las políticas monetarias, tal y como lo señalan estos autores. Para su estudio utilizaron la información correspondiente al Índice de Precios al Consumidor (IPC) de cada país, lo que puede ser criticable bajo el contexto de la PPA, si se tiene en cuenta que en estos índices se incluyen bienes de naturaleza no transable cuyos precios son, como lo señala Krugman,⁴ determinados únicamente por la oferta y la demanda locales.

También en el marco de la Unión Europea, algunos trabajos, como el de Mark J. Holmes o el de Amalia Morales superan esta crítica sobre la posibilidad de que la inclusión de bienes no transables en el cálculo de la inflación genere desviaciones de la PPA relativa. Holmes,⁵ por su parte, evalúa la convergencia de las tasas de inflación de los sectores de manufacturas y de servicios para siete países, lo que le permite examinar, por separado, cómo se

² Panel de datos, series de tiempo, cointegración, raíz unitaria y análisis de regresión, entre otras.

³ Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero, "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", en Documentos de trabajo, FEDEA, septiembre de 1999.

⁴ Paul Krugman; Maurice Obstfeld, *Economía Internacional*, 4a. ed., McGraw Hill, 1999.

⁵ Mark J. Holmes, "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", en *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, otoño de 1998.

dan los procesos de convergencia estocástica en sectores de bienes transables y no transables. Para alcanzar su objetivo, Holmes utiliza dos herramientas econométricas: el análisis de parámetros cambiantes en el tiempo y el análisis de cointegración, y luego prueba la convergencia sobre los parámetros de la relación de cointegración.

El trabajo de Morales⁶ se encuentra en la misma línea; esta investigadora, analiza mediante pruebas de cointegración, la convergencia de la inflación anual para siete países de la Unión Europea en el periodo 1976-1999, también por sectores de bienes transables y no transables. Este documento aplica metodologías bivariadas y multivariadas que toman en cuenta la posible presencia de cambios estructurales en el periodo analizado.

Vale la pena aclarar que el sentido de convergencia del que tratan tanto estos estudios como el presente es de un tipo denominado estocástico, cuyo enfoque difiere del utilizado por Barro.⁷ Mientras que la convergencia estocástica, como se muestra en la sección siguiente, es analizada mediante las propiedades de las series de tiempo —raíces unitarias y cointegración—, la convergencia de tipo Barro basa su análisis en la correlación negativa, de corte transversal, entre un valor inicial del ingreso y el crecimiento.

Los trabajos de Olloqui y Sosvilla-Rivero; Alberola y Marqués; Olloqui, Sosvilla y Alonso; Cecchetti, Mark y Sonora, y Parsley y Wei, entre otros⁸ exploran el ámbito de la convergencia de la inflación dentro de un país y

⁶ Amalia Morales, "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", en *Documento de trabajo*, Universidad de Málaga, febrero de 2001.

⁷ Robert Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 106, mayo de 1991.

⁸ Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero, "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", en *Documento de trabajo*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000; Enrique Alberola; José M. Marqués, "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain", en *Documento de trabajo*, núm. 9913, Banco de España, 1999; Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero; Javier Alonso, "Convergencia en precios en las provincias españolas", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-04, FEDEA, España, 1999; Stephen Cecchetti; Nelson Mark; Robert Sonora, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", en *Documento de trabajo*, núm. 7681, NBER, 2000, y D. Parsley; S.J. Wei, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 111, 1996. También se encuentra un gran número de trabajos que analizan la versión absoluta de la Paridad del Poder de Adquisitivo, que consiste en probar la hipótesis entre los precios o índices de precios.

bajo una misma moneda. Estos autores, que presuponen que el tipo de cambio entre dos ciudades de un mismo país debe ser fijo e igual a la unidad validan la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo siempre y cuando los precios, o su variación en la versión relativa, en dos regiones geográficas diferentes, sean estadísticamente iguales, es decir, si su diferencial es nulo. La evidencia ha sido variada dependiendo del país y de los acontecimientos en las economías regionales, pero, en general se espera que los diferenciales de inflación, o de precios, para una misma canasta de bienes sean nulos, o en el caso de que hubiera desviaciones de esa paridad, que dichas desviaciones fueran temporales.

Tanto en los trabajos nacionales como en los que involucran las ciudades o provincias de un país, la teoría económica que cobra sentido es la de la Paridad del Poder Adquisitivo, como se ha mencionado en párrafos anteriores, para la que se han utilizado diferentes metodologías.

En este documento optamos por la metodología de convergencia estocástica de Andrew Bernard y Steven Durlauf,⁹ pero sin evaluarla mediante el análisis de cointegración sino más bien con pruebas de raíz unitaria. Según Froot y Rogoff,¹⁰ las pruebas de raíz unitaria no solamente son más fáciles de interpretar en el contexto de la Paridad del Poder Adquisitivo; también son todavía ampliamente utilizadas bajo este marco teórico.¹¹ Bernard y Durlauf¹² sugieren, además, que como alternativa al análisis de cointegración se deben realizar pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de las

⁹ A. B. Bernard; S. N. DURLAUF, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", en Documento de trabajo, núm. 3117, NBER, mayo de 1991, y A. B. Bernard; S. N. Durlauf, "Convergence in International Output", en *Journal of Applied Econometrics*, núm. 10, 1995, pp. 97-108.

¹⁰ K.A. Froot; K. Rogoff, "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en *Handbook of International Economic, G. Grossman; K. Rogoff (ed.)*, VOL. 3, Nueva York, North-Holland, 1995.

¹¹ Aunque se realizó el análisis de cointegración mediante la metodología de Johansen (1988) para todos los pares de ciudades y para sistemas que incluían el mayor número de series de inflación, fue imposible encontrar condiciones razonablemente aceptables sobre los residuales que permitieran tomar una decisión sobre la presencia de relaciones de cointegración entre la inflación de las ciudades. Posiblemente, algunos de los problemas encontrados se debían al componente estacional de las series, que aun incluyendo variables dummy estacionales no se lograba modelar.

¹² Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*

series en cuestión. En la sección siguiente se presenta el marco teórico y se estipula la metodología que se utilizó. Luego se ofrece la caracterización de la inflación en las siete principales ciudades de Colombia.

II Marco teórico

El presente documento se relaciona en gran medida con los estudios basados en la ley del precio único y de la Paridad del Poder Adquisitivo, PPA. La ley del precio único establece que, en ausencia de costos de transporte y barreras al comercio, productos idénticos deben tener el mismo precio si dichos precios están expresados en la misma moneda. Es decir que cuando el comercio es libre y no tiene costos, los bienes idénticos, sin importar el lugar donde sean vendidos, deben tener el mismo precio. Si P_{DOM}^i corresponde al precio en moneda local del bien i cuando se vende en el mercado doméstico, y P_{EXT}^i es el precio en moneda extranjera cuando se vende en el mercado extranjero, la ley del precio único implica que:

$$P_{DOM}^i = S_{DOM/EXT} P_{EXT}^i \quad (1)$$

donde $S_{DOM/EXT}$ es la tasa de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera. De forma equivalente,

$$S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i} \quad (2)$$

Esta expresión indica que el tipo de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera, $S_{DOM/EXT}$, debe ser igual a la razón entre el precio del bien i en moneda local y el precio del mismo bien en moneda extranjera. Bajo una moneda común, como es el caso de las ciudades de un país donde la tasa de cambio se supone constante e igual a la unidad, se tendría que la expresión (2) quedaría:

$$1 = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i} \quad (3)$$

Esto equivaldría a afirmar que, al interior de un país, el precio de un bien debe ser igual en cualquiera de las regiones de dicho país. Esta condición deberá cumplirse a escala nacional, pues, en un área geográfica relativamente pequeña se supone que las barreras al comercio son menores a las que hay en el ámbito internacional; así mismo, deben ser significativamente menores los costos de transporte debido a que son más cortas las distancias por recorrer entre uno y otro mercado.

La Paridad del Poder Adquisitivo, PPA, generaliza la ley del precio único a una canasta de bienes cuando ya no se toma el precio de un bien como antes se hacía, sino el nivel general de precios de la canasta. Si P_{DOM} es el precio en moneda local de una canasta de bienes, y P_{EXT} es el precio en moneda extranjera de la misma canasta de bienes, la PPA afirma que:

$$S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}}{P_{EXT}} \quad (4)$$

Nuevamente, si se aplica esta relación a diferentes lugares de un país (donde impera sólo una moneda), la tasa de cambio sería igual a la unidad, y la expresión anterior indicaría que la canasta de bienes tiene el mismo precio en cualquier parte al interior del país.

La expresión número cuatro se conoce con el nombre de PPA *absoluta*, e implica una proposición conocida como la PPA *relativa*; ésta sostiene que la variación porcentual del tipo de cambio entre dos monedas es igual a la diferencia entre las variaciones porcentuales en los índices de precios nacionales, es decir,

$$\frac{S_{DOM/EXT,t} - S_{DOM/EXT,t-1}}{S_{DOM/EXT,t-1}} = \pi_{DOM,t} - \pi_{EXT,t} \quad (5)$$

donde π_t representa la tasa de inflación. Como ya se mencionó, la tasa de cambio dentro de un país será constante e igual a la unidad, lo cual permite que la variación porcentual de dicha tasa de cambio sea igual a cero. La anterior afirmación sugiere que el diferencial entre las tasas de inflación de dos lugares diferentes de un mismo país debería ser nulo o, lo que es lo mismo, que la diferencia entre ellas sería igual a cero para cada momento del tiempo.

Esta hipótesis de la igualdad de tasas de inflación al interior de un país es la que se evaluará para las siete principales ciudades de Colombia, en el periodo comprendido entre 1980 y 2001.

Si distinguir entre bienes transables y no transables se considera de importancia, se tendría en primer lugar que para los bienes transables se cumple la versión relativa de la PPA, es decir,

$$\Delta P_T = \Delta S + \Delta P_T^* \quad (6)$$

En segundo lugar, se supone que tanto en el país doméstico como en el exterior la variación del índice de precios es una suma ponderada de las variaciones de los precios de los no transables y de los transables. Es decir,

$$\begin{aligned} \Delta P_I &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T \\ \Delta P_I^* &= \beta \Delta P_{NT}^* + (1 - \beta) \Delta P_T^* \end{aligned} \quad (7)$$

haciendo algunas manipulaciones algebraicas,

$$\begin{aligned} P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* \\ P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* - (\Delta P_T - \Delta S) \quad (8) \\ P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} - \alpha \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* + \beta \Delta P_T^* + \Delta S \end{aligned}$$

En la última expresión se tiene que el diferencial de inflaciones entre dos países depende de la variación de la tasa de cambio; así como de las respectivas variaciones de los precios de los bienes transables y no transables ponderados. Sin embargo, en economía regional, y aún más, dentro del mismo país, las ponderaciones de transables entre regiones es la misma ($\alpha = \beta$), así como las de no transables ($1 - \alpha = 1 - \beta$), dejando esta expresión como:

$$\begin{aligned}\Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha(\Delta P_{NT}^* - \Delta P_T^*) - \alpha(\Delta P_{NT} - \Delta P_T) \\ \Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha(\Delta P_{NT}^* - \Delta P_{NT})\end{aligned}\tag{9}$$

Esta expresión implica dos cosas: primero, que la inclusión de bienes de naturaleza no transable puede hacer que los diferenciales de inflación no sean nulos, es decir, que la inflación no sea la misma en dos regiones diferentes; y segundo, que las desviaciones de la igualdad entre la inflación de dos regiones serán más grandes en la medida en que mayor sea la diferencia entre la variación de precios de los bienes no transables entre las ciudades.

La evaluación de la hipótesis sobre la igualdad de la inflación en diferentes espacios geográficos dentro de un país, en este caso, las ciudades colombianas, se realizará aplicando pruebas de raíz unitaria al diferencial de inflación entre todos los pares de ciudades posibles y para tres grupos: total, alimentos y vivienda. Si hay evidencia para afirmar que dichos diferenciales son estacionarios, puede afirmarse además que entre dichas tasas de inflación hay de hecho convergencia estocástica desde la perspectiva de series de tiempo de Bernard y Durlauf.¹³

De todas las razones expuestas por los economistas por las cuales la PPA muchas veces se desvía y no se cumple a escala internacional, sólo dos se mantienen al evaluar la PPA entre ciudades de un país como Colombia: los costos de transporte y la existencia de bienes no transables en los índices de precios.

Como se espera que los costos de transporte se ajusten de manera similar en todo el país, en ese sentido no habría motivos para que estos costos desviaran la hipótesis de PPA. El segundo motivo de desviaciones de la paridad es la presencia de bienes no transables en la canasta de bienes. Los bienes no transables son aquellos cuyos costos de transporte son, en relación con su costo de producción, tan elevados que su intercambio no produciría beneficio alguno. El precio de este tipo de bienes está completamente determinado por la oferta y la demanda locales (ciudad). Un aumento de precios de este tipo de bienes en una ciudad, *ceteris paribus*, rompería la igualdad de tasas de inflación entre dos o más ciudades. Por esta razón se incluyó, tanto en la

¹³ *Ibíd.*; Bernard; Durlauf, 1995, *op. cit.*

parte descriptiva como en el análisis econométrico, el análisis específico de la inflación del grupo de alimentos y del de vivienda, que, en cierta medida, deberían reflejar el comportamiento de los bienes transables y no transables.¹⁴ Se espera, por tanto, que entre ciudades, las tasas de inflación en alimentos estén más relacionadas que las tasas de inflación de vivienda, entendiéndose como más relacionadas un mayor número de casos en que los diferenciales de inflación sean estacionarios.

A Metodología econométrica

En una serie de artículos, Bernard y Durlauf,¹⁵ propusieron y aplicaron una definición de convergencia y un conjunto de pruebas estadísticas basadas en series de tiempo para contrastar dicha hipótesis de convergencia.

La definición de convergencia propuesta por los autores se diferencia de la usada por Barro¹⁶ y otros autores, en que éstos basan su análisis de convergencia en la correlación negativa (de corte transversal) entre un valor inicial y el crecimiento, o en la reducción de la dispersión a través del tiempo, de las series bajo análisis. Los estudios de Bernard y Durlauf,¹⁷ en cambio, plantean el análisis de convergencia en el examen directo de las propiedades estocásticas de las series bajo estudio, lo que lleva la hipótesis a un contexto dinámico.

Estos autores proponen las siguientes definiciones de convergencia entre el producto por pares de países, que fácilmente pueden ser aplicadas a cualquier contexto donde se esté evaluando la hipótesis de convergencia. Como

¹⁴ Esta clasificación no hace distinción de alimentos que pueden ser no transables (flexibles o cíclicos) y que por lo tanto no deberían incluirse con los demás, como tampoco de bienes dentro del grupo de vivienda que podrían clasificarse como transables. En este trabajo simplemente se supone que el total de bienes del grupo de alimentos son transables y del grupo de vivienda no transables. Para una clasificación por subgrupos en bienes transables y no transables de la canasta del IPC se encuentra en Felipe Jaramillo y Edgar Caicedo, "Análisis económico del IPC", Subgerencia de estudios económicos, Banco de la República, 2000.

¹⁵ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, y 1995, *op. cit.* Esta metodología ha sido usada por varios autores colombianos, como María T. Ramírez, "The Impact of Transportation Infrastructure on The Colombian Economy", en *Borradores de economía*, núm. 124, Banco de la República, 1999, Jaramillo *et al.*, *op. cit.*, y Galvis, *op. cit.*

¹⁶ Barro, *op. cit.*

¹⁷ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, y 1995, *op. cit.*

se mencionó antes, las definiciones recaen en las nociones de raíces unitarias y cointegración.

Las tasas de inflación de dos ciudades, i y j , convergen si su pronóstico de largo plazo es igual para ambas en un momento determinado de tiempo t , dado un conjunto de información I_t :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (10)$$

Para que la tasa de inflación anual de las ciudades colombianas converja por pares, bajo el criterio anterior, dichas tasas deben estar cointegradas con vector $[1, -1]$. Además, si hubiere alguna clase de tendencia lineal, esta tendencia debería ser la misma para la inflación de ambas ciudades.¹⁸

En los casos en que la inflación no converja entre dos ciudades, sus tasas de inflación podrían responder al mismo proceso de largo plazo; por ejemplo, podrían responder a los mismos choques permanentes pero en diferente magnitud.

Las tasas de inflación de dos ciudades, i y j , poseen una tendencia común si su pronóstico de largo plazo es proporcional en un momento dado del tiempo:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (11)$$

Al igual que en la definición anterior, las tasas de inflación de dos ciudades poseen una tendencia común si dichas tasas están cointegradas con un vector $[1, -\alpha]$.

La metodología que específicamente se utiliza en el presente estudio es la siguiente: como lo señalan Bernard y Durlauf,¹⁹ una forma alternativa de probar que las series están cointegradas y que además lo están con un vector de cointegración $[1, -1]$ es imponer la restricción del vector realizando pruebas de raíz unitaria sobre la diferencia de las series de inflación, $S_{i,j} = \pi_i - \pi_j$. Teniendo en cuenta esta premisa, y la sugerencia de Froot y

¹⁸ Supone que las tasa de inflación (anual) son integradas de orden uno, $I(1)$. En la parte de resultados se demuestra que de hecho lo son.

¹⁹ Bernard; Durlauf, *op. cit.*

Rogoff²⁰ en el sentido de que en el análisis de PPA es preferible usar pruebas de raíz unitaria que análisis de cointegración, se emplean las pruebas de raíz unitaria que se describen a continuación.

A.1. Prueba de Dickey y Fuller Aumentado (ADF)²¹

Para realizar la prueba de ADF se estiman las siguientes ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\ \Delta S_t &= \alpha_0 + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\ \Delta S_t &= \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j}\end{aligned}\quad (12)$$

donde $S_t (= \pi_{it} - \pi_{jt})$ es la serie de interés, siendo, en este caso, el diferencial de inflación entre dos ciudades.²² El número de rezagos que se incluyen en la parte aumentada, p , se elige de acuerdo con el procedimiento recursivo sugerido por Campbell y Perron.²³ Se empieza con $p = p_{\max} = 36$, y para evaluar la significancia de este último rezago se utiliza una distribución *t-student* al 10% de significancia.²⁴ Si este rezago es estadísticamente diferente de

²⁰ Froot; Rogoff, *op.cit.*

²¹ D.A. Dickey; W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, núm. 74, 1979, pp. 427-431, y "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, núm. 49, 1981, pp. 1057-1072.

²² Los subíndices denotan ciudades. Las pruebas se realizaron para 42 combinaciones, debido a que si se realizaba para Bogotá-Cali también se hacía para Cali-Bogotá.

²³ John Y. Campbell; Pierre Perron, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en *NBER Macroeconomics Annual*, O.J. Blanchard; S. Fischer (ed.), The MIT Press, 1991, pp. 141-201.

²⁴ Como máximo número de rezagos se utilizan 36 porque en Martha Misas; Enrique López, Pablo Querubín, "La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales", en *Borradores de economía*, núm. 199, Banco de la República, febrero de 2002, p. 19, se señala que el componente autorregresivo de la inflación nacional es de dos años. Se deja un número superior al nacional porque se podría encontrar que el componente es de orden mayor para las ciudades.

cero se prueba si los errores, ϵ_t , son ruido blanco. Si ese rezago no es significativo, o si los residuales no son ruido blanco, se reduce el número de rezagos en 1, y se repite el procedimiento. El algoritmo continúa hasta encontrar un rezago significativo que haga que los residuales sean ruido blanco. Este algoritmo debe hacerse para cada una de las ecuaciones, porque el número de rezagos no necesariamente es el mismo para cada modelo.

Entre los tres, se elige el modelo en el cual los componentes determinísticos sean significativas según valores tabulados por Dickey y Fuller.²⁵ Se empieza con el modelo más general, y se pasa al siguiente si las determinísticas no son significativas. Una vez se ha elegido el modelo se procede a evaluar la significancia estadística del coeficiente β , también con valores tabulados por Dickey y Fuller.²⁶ La hipótesis nula es que este coeficiente es igual a cero, es decir, que el diferencial de inflación, S_t , posee raíz unitaria y por lo tanto no revierte a su valor medio. Los valores críticos pueden obtenerse para cualquier tamaño muestral, como lo señala MacKinonn.²⁷

A.2. Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)²⁸

A diferencia de la prueba ADF, la hipótesis nula en la prueba de KPSS es que la serie bajo estudio es integrada de orden cero, es decir, estacionaria. Son dos modelos utilizados, el primero, dado por la expresión:

$$S_t = \beta t + \zeta_t + \epsilon_t \quad ; \quad \zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$S_t = \beta t + \mu + \epsilon_t \quad (14)$$

²⁵ Dickey; Fuller, 1979, *op. cit.*

²⁶ *Ibíd.*

²⁷ J. Mackinnon, "Critical values for co-integration tests", en: *Long Run Economic Relationships*, Engle; Granger (ed.), Oxford University Press. 1991, pp. 267-276,

²⁸ D. Kwiatkowski,; P.C.B. Phillips; P. Schmidt; Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", en *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.

a partir del cual se calcula el estadístico de prueba $\eta_\tau = T^{-2} \frac{\sum D_t^2}{d^2(l)}$, donde

$$D_t = \sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i$$

$$d^2(l) = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T} + \frac{2 \sum_{d=1}^l \left(1 - \frac{d}{(l+1)}\right)}{T} \sum_{t=d+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-d} \quad (15)$$

y donde, a su vez, los autores sugieren utilizar para el parámetro

$$\text{de truncamiento, } l, \quad l_g = \text{Ent} \left(\frac{8^4 T}{4/100} \right)$$

El segundo modelo es:

$$S_t = \mu + \varepsilon_t \quad (16)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t \quad (17)$$

siendo el estadístico de prueba calculado exactamente como se calculó η_τ , pero ahora llamado η_μ .²⁹ Los valores críticos se encuentran en Kwiatkowski *et al.*³⁰

²⁹ Aunque la expresión es la misma para los dos estadísticos, éstos difieren en su valor numérico debido a que cada estadístico depende de los residuales de su modelo correspondiente. En esta prueba, los errores pueden presentar problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad.

³⁰ Kwiatkowski *et al.*, *op. cit.*

A.3. Prueba de Elliott, Rothenberg y Stock (DF-GLS)³¹

Como lo señalan Cheung y Lai³² cuando se prueba la presencia de raíz unitaria en la tasa de cambio real, S_t , la potencia de la prueba estadística adquiere vital importancia. Como es bien conocido, la prueba de raíz unitaria ADF tiende a no rechazar la hipótesis nula (raíz unitaria) debido a la baja potencia que presenta. Por tal motivo, los autores sugieren utilizar la prueba de Elliott, Rothenberg y Stock,³³ denominada DF-GLS. La prueba DF-GLS se basa en la siguiente expresión:

$$\Delta \tilde{S}_t = \beta \tilde{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{S}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Donde ε_t es un término de error, y \tilde{S}_t es la serie de interés sin tendencia ni intercepto; esta prueba es llamada DF-GLS^r, o sin intercepto, y también llamada DF-GLS^u. En el primer caso:

$$\tilde{S}_t = S_t - \alpha_0 - \alpha_1 t \quad (19)$$

donde los coeficientes, (α_0, α_1) , se obtienen de regresar y_t^* en z_t^* y donde

$$\begin{aligned} y_t^* &= [y_1, (1 - \rho L)y_2, \dots, (1 - \rho L)y_T] \\ z_t^* &= [z_1, (1 - \rho L)z_2, \dots, (1 - \rho L)z_T] \end{aligned} \quad (20)$$

y $z_t = (1, t)$, mientras que $\rho = 1 + \frac{c}{T}$. El valor sugerido por los autores para c es -13,5 cuando se hace presente la tendencia lineal, y -7, en el caso en que

³¹ G. Elliott; T.J. Rothenberg; J.H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit", en *Econometrica*, núm. 64, 1996, pp. 813-836.

³² Yin-Wong Cheung; Kon S. Lai, "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period", en *Journal of International Economics*, núm. 34, 1998, pp. 181-192.

³³ Elliott; Rothenberg; Stock, *op. cit.*

sólo está presente el intercepto. Para la prueba DF-GLS³⁴ se omite la tendencia lineal del vector z_t , y se cambia el valor de c .³⁴

La hipótesis nula de esta prueba, al igual que en la prueba ADF, es la presencia de raíz unitaria. Además, la prueba se realiza sobre el coeficiente β de la ecuación (18), que es la misma ecuación de la prueba ADF sin intercepto y sin tendencia lineal. Por consiguiente, la elección del número de rezagos que se incluye en la parte aumentada se hace de la misma manera descrita anteriormente.

En el presente artículo, esta prueba se utiliza para los casos en que la prueba ADF no es capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y para aquellos en los que ADF y KPSS se contradicen en sus resultados. Se puede hacer esto debido a que la prueba ADF es de máxima potencia bajo la hipótesis alterna.

III Inflación en las principales ciudades de Colombia

El estudio de la integración de los mercados urbanos, mediante la hipótesis de la versión relativa de la Paridad del Poder de Adquisitivo, se elaboró con base en información de las siete principales áreas metropolitanas de Colombia (Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto), para las cuales hay desde enero de 1979, Índice de Precios al Consumidor, IPC, de periodicidad mensual. El análisis abarca el periodo comprendido entre 1980 y 2001, desde enero hasta diciembre de cada año. A partir del mes de diciembre de 1988, el DANE³⁵ amplió el cubrimiento del IPC a seis ciudades más (Cartagena, Cúcuta, Pereira, Montería, Neiva y Villavicencio), con lo cual completó un total de trece ciudades para su investigación; sin embargo, estas últimas seis ciudades no se incluyen en el presente estudio.

De la base de datos del DANE (disponible en la página de la Institución para Internet) se obtuvo el IPC total y por grupos para cada una de las siete

³⁴ Los valores críticos se encuentran tabulados en Elliott *et al.*, *op. cit.*, pero también se pueden consultar en G.S. Maddala; In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge university Press, 1998.

³⁵ Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

ciudades analizadas.³⁶ Con estos datos se calcularon los indicadores que se presentan y evalúan a continuación. Ellos son una medida de inflación general, calculada con el IPC total; una aproximación a la inflación de los bienes transables, representada por la variación porcentual de los precios del grupo de alimentos, y una aproximación a la de los bienes no transables, obtenida mediante el grupo de vivienda.

A Inflación total

La inflación anual, en cada mes, fue calculada para el periodo comprendido entre enero de 1980 y diciembre de 2001, como:

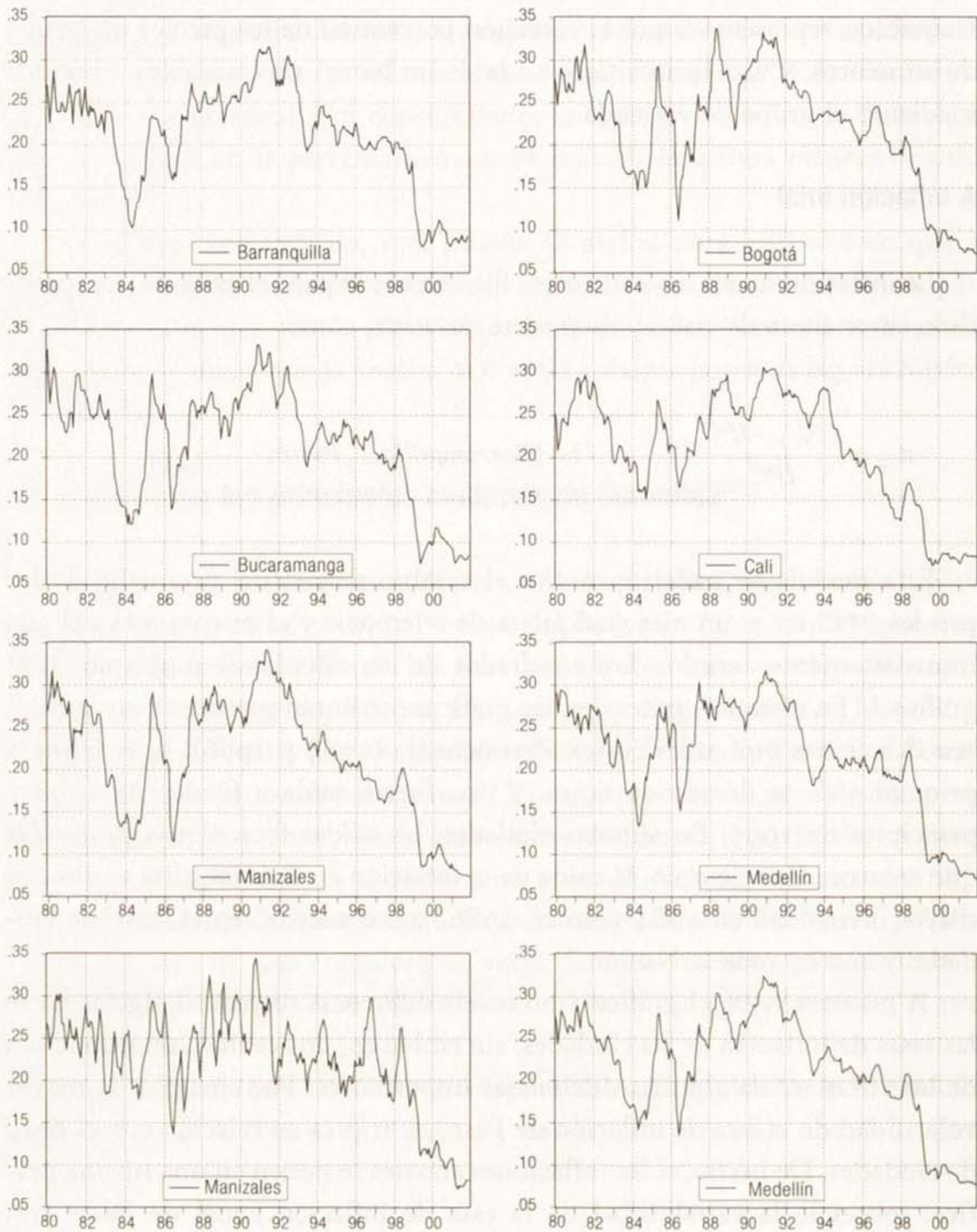
$$\pi_{i,t} = \frac{IPC_{i,t} - IPC_{i-12,t}}{IPC_{i-12,t}} \quad ; \quad i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\} \quad (21)$$

Esta medida de inflación indica el cambio porcentual promedio de los precios (IPC) entre un mes cualquiera de referencia y el mismo mes del año inmediatamente anterior. Los resultados de los cálculos se muestran en el gráfico 1. En términos generales, las gráficas presentan patrones muy similares: dos caídas profundas en los años ochenta (1984 y 1986); su máximo a principios de la década de 1990, y una fuerte caída a finales de 1998 y principios de 1999. En algunas ciudades, las caídas fueron más profundas que en otras. Por ejemplo, la caída de la inflación en Barranquilla se dio con mayor intensidad en 1984 y no en 1986, como sucedió en el resto de ciudades y aun en toda la Nación.

A primera vista, el gráfico 1 no revela diferencia sustancial alguna entre las tasas de inflación de las ciudades; sin embargo, una evaluación minuciosa de las cifras señala algunas diferencias importantes. Por ejemplo, la mayor volatilidad de la tasa de inflación de Pasto es atípica en relación con el resto de ciudades. De hecho, si las inflaciones anuales se ponen en una misma gráfica, sobresale la variabilidad de la tasa de inflación anual de Pasto con

³⁶ Base diciembre de 1998 igual a 100 (www.dane.gov.co). Los grupos del IPC han cambiado en algunos años; sin embargo, desde enero de 1979, se tiene información completa para el índice total, el grupo de alimentos, el de vestido y el de vivienda.

Gráfico 1. Inflación Anual por Ciudad
(en cada mes entre 1980: 1 y 2001: 12)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC, DANE.

relación a los demás centros urbanos, unas veces por debajo (1990 a 1993) y otras veces por encima (1996 a 1991) (véase anexo 1).

Una primera aproximación al grado de asociación de las variables (tasas de inflación) está dada por el coeficiente de correlación entre pares de dichas variables que se exponen en el cuadro 1.³⁷

Cuadro 1: Correlaciones entre las Tasas de Inflación

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,9317						
Bucaramanga	0,9601	0,9542					
Cali	0,9027	0,9263	0,8941				
Manizales	0,9411	0,9405	0,9453	0,9223			
Medellín	0,9399	0,9313	0,9472	0,9032	0,9489		
Pasto	0,7909	0,8644	0,8315	0,8278	0,8221	0,8705	
Colombia	0,9585	0,9874	0,9695	0,9510	0,9651	0,9689	0,8746

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

En general, las correlaciones que muestra el cuadro 1 son bastante elevadas, lo cual refleja lo que en el se intuía gráfico 1: que las tasas de inflación se comportan de manera similar en las diferentes ciudades del país. Vale la pena resaltar que Pasto muestra la correlación más baja con cada una de las demás ciudades, en especial, con Barranquilla (el 0,79) que precisamente es la ciudad de la cual dista más.

El cuadro 2 presenta algunas de las características básicas de la tasa de inflación anual en el periodo analizado. Entre ellas se destaca Pasto no sólo como la ciudad con inflación promedio más alta (el 22,2%),³⁸ sino además como la de máxima inflación (el 34,5%, en noviembre de 1990), y también como la de mínima (el 7,0%, en mayo de 2001). Es bastante curioso que la variación de la tasa de una sola ciudad pasé de la más alta a la más baja en

³⁷ El coeficiente de correlación mide el grado de asociación lineal entre dos variables. Se calcula a partir de la siguiente expresión, $r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$. Un coeficiente de correlación igual a la unidad refleja una asociación lineal perfecta. Se debe ser cuidadoso cuando se interpreta este coeficiente entre series no estacionarias.

³⁸ Sin embargo, se debe ser cuidadoso al interpretar estas cifras debido a que la serie a la que se le toma el promedio presenta cambios bruscos durante el periodo analizado.

sólo once años. Esta gran variabilidad podría deberse, en gran medida, a la influencia que tiene el componente alimentario en el IPC total, lo que hace que los cambios bruscos de dicho componente se vean reflejados en la variabilidad de la inflación total de la ciudad.

También sobresale, en el cuadro 2, el tiempo en que se da la máxima inflación que para cada ciudad no sobrepasa los dos años, alcanzando su máximo Bogotá, en julio de 1988, y Barranquilla, en julio de 1991. Claro está que si se excluye a Bogotá, ese intervalo temporal de dos años se reduce a ocho meses. Es decir, la inflación anual en cada mes alcanzó su máximo en cada ciudad entre noviembre de 1990 y julio de 1991, precisamente por el tiempo en que la nueva Constitución ordenaba al Banco de la República velar por la estabilidad de los precios.

Así como la inflación máxima para cada ciudad alcanza su máximo en un periodo de tiempo relativamente corto, la inflación mínima para cada ciudad (en el periodo de análisis) toma sólo un año y medio, siendo Bucaramanga la primera ciudad en alcanzar su mínima inflación histórica en junio de 1999, y las últimas, en diciembre de 2001, Medellín, Manizales y Bogotá. El hecho de que la inflación mínima se presente al final del periodo no quiere decir que la inflación posterior al periodo analizado no pueda continuar su tendencia decreciente, más aun si se tiene en cuenta que la meta de inflación nacional para el año 2002 es del 6 por ciento.

Esta tendencia de la tasa de inflación anual de las ciudades a llegar a sus valores históricos (mínimo y máximo) hacia las mismas fechas induce a pensar, nuevamente, que las tasas de inflación anual se comportan de manera similar para todas las ciudades.

Cuadro 2: Características de las Tasas de Inflación
(enero de 1980 – diciembre de 2001)

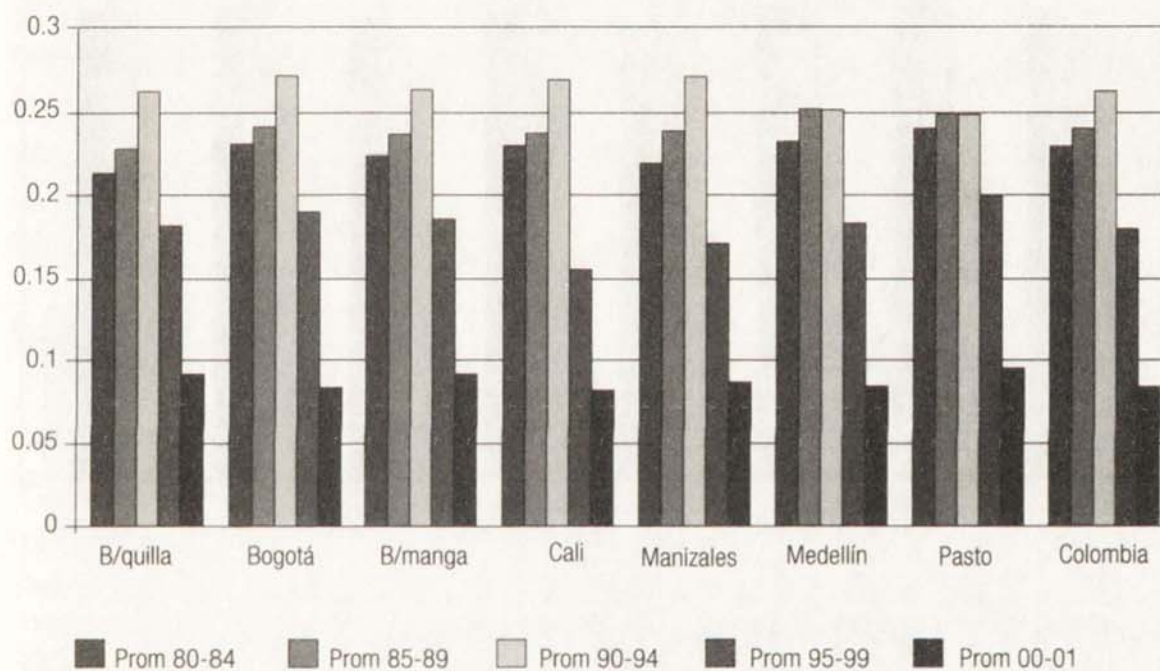
Inflación	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,0%	22,0%	21,6%	21,1%	21,3%	21,7%	22,2%	21,5%
Máxima	31,6%	33,7%	33,2%	30,6%	34,2%	31,7%	34,5%	32,4%
Fecha Máxima	jul.-91	jul.-88	ene.-91	dic.-90	jun.-91	ene.-91	nov.-90	dic.-90
Mínima	7,9%	7,1%	7,4%	7,2%	7,2%	7,1%	7,0%	7,6%
Fecha Mínima	ene.-01	dic.-01	jun.-99	sep.-99	dic.-01	dic.-01	may.-01	dic.-01

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Pero, ¿qué diferencias hubo entre la inflación de la década de 1980 y la de 1990? ¿Y entre éstas y las de los años 2000 y 2001?

El gráfico 2 muestra los promedios quinquenales de la tasa de inflación por ciudad. El comportamiento de dichas tasas es muy parecido a la tasa nacional del periodo analizado. Los primeros cinco años de la década de 1980 se caracterizaron por una inflación promedio para las ciudades del 22,8%, siendo la menor tasa el 21,4% para Barranquilla, y la mayor, el 24,0% para Pasto. Luego, entre 1985 y 1989, el promedio ascendió al 24,0%. En este quinquenio, la tasa más alta fue presentada por la ciudad de Medellín, con el 25,2%, y la más baja, nuevamente, por la ciudad de Barranquilla, con el 22,9%. En el inicio de la década de 1990, la situación no mejoró, y la tasa de inflación promedio se ubicó en el 26,3%, por encima de los dos quinquenios de la década de 1980.³⁹ En los cinco años finales de los años noventa, la inflación por fin cedió, y se ubicó, en promedio, en

Gráfico 2. Promedios quinquenales de Tasas de Inflación por ciudad



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

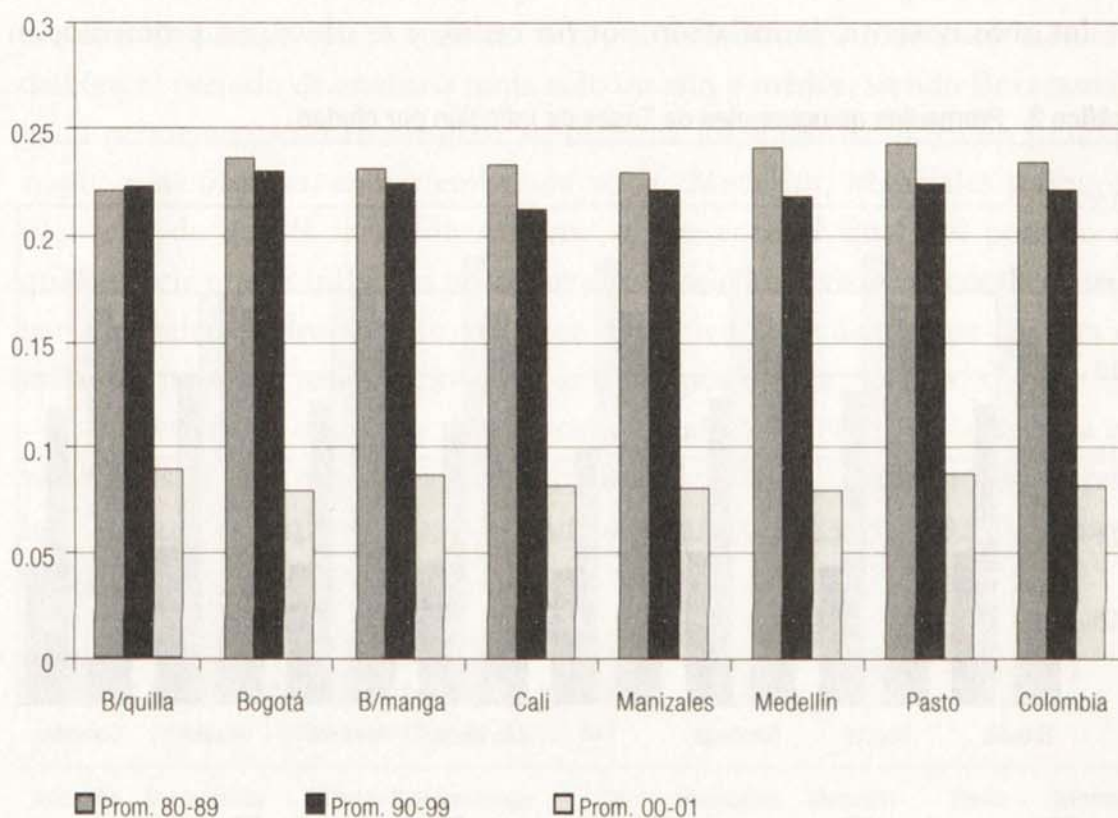
³⁹ Cabe recordar que la tasa de inflación más alta para cada ciudad se ubicó entre julio de 1988 y junio de 1991. También es pertinente tener en cuenta que, a partir de esos puntos máximos, la tasa de inflación para todas las ciudades sin excepción empezó a descender, perdiendo, a su vez, la mayor volatilidad que presentaba en los años ochenta.

el 18,2%, levemente por encima de la inflación nacional, que descendió al 18%.⁴⁰ En estos cinco años, la mínima inflación fue presentada por la ciudad de Cali, con el 15,6%, y la máxima, por Pasto con el 20,1%.

En los años 2000 y 2001, la tasa de inflación de las ciudades colombianas bajó abruptamente, en parte, por la aguda contracción de la demanda agregada que afectó al país entre 1998 y 1999. En promedio, la tasa de inflación anual se redujo del 18,2% (1995 a 1999) al 8,9 por ciento (2000 a 2001).

El panorama anterior ilustra la situación vista una perspectiva de mediano plazo. Pero, ¿cómo se comportó la inflación en los años noventa, en comparación con la de los años ochenta? El gráfico 3 muestra la respuesta.

Gráfico 3. Promedios decenales de las Tasas de Inflación por ciudad



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

⁴⁰ A pesar de que para este periodo los indicadores de la inflación de Colombia ya incluían los datos de trece ciudades colombianas, para mantener la consistencia en el número de ciudades durante los veintidós analizados en este trabajo, sólo se consideraron los datos de las siete ciudades que ofrecían información desde el comienzo del periodo estudiado.

En el gráfico 3 se puede ver que la inflación por ciudades fue ligeramente más alta en los años ochenta que en la década de 1990. De hecho, la tasa promedio para la década de los años ochenta fue del 23,4%, siendo Barranquilla la ciudad con la más baja inflación, el 22,1%, y Pasto, la de la más alta, el 24,4%, mientras que para los años noventa, esta tasa se ubicó en el 22,2%, convirtiéndose Bogotá en la ciudad con la inflación más alta de la década, con el 23,1%.

Al igual que en el gráfico anterior, en el gráfico 3 también sobresale la gran caída de la tasa de inflación para cada ciudad en los años 2000 y 2001, ubicándose ésta en promedio, en el 8,4%. En estos dos años, la tasa más alta fue exhibida por Barranquilla, con el 8,9%, y la más baja, por Medellín, con el 8,0%. La tasa de Barranquilla pasó de ser la más baja en la década de los años ochenta a la más alta en estos dos últimos años.

Para finalizar esta parte, dedicada a la inflación (total) de las ciudades, se presentan dichas tasas y las metas anuales de inflación fijadas por el Banco de la República en los años noventa. La comparación, en este ejercicio reviste gran importancia para análisis futuros debido a que en la medida en que cada ciudad cumpla la meta, la inflación nacional también cumplirá la meta para el año establecido. El gráfico 4 presenta la inflación anual, mes a mes, por ciudades, así como las metas nacionales de inflación desde 1991. El cuadro 3 muestra el cumplimiento de la meta de inflación por ciudades en diciembre de cada año.

Cuadro 3: Inflación anual por ciudades y metas de inflación*
(Diciembre)

Año	Meta	B/quilla	Bogotá	B/manga	Calí	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
1991	22,0%	26,8%	27,2%	25,7%	27,0%	30,3%	27,8%	19,6%	26,8%
1992	22,0%	27,5%	25,5%	26,6%	25,4%	25,6%	23,5%	22,9%	25,1%
1993	22,0%	22,8%	23,5%	22,0%	28,0%	22,9%	20,4%	22,0%	22,6%
1994	19,0%	22,3%	24,1%	22,9%	21,9%	22,3%	20,7%	23,5%	22,6%
1995	18,0%	20,9%	19,8%	21,3%	18,9%	20,6%	20,2%	19,7%	19,5%
1996	17,0%	19,7%	24,3%	22,6%	18,6%	18,6%	22,4%	29,5%	21,6%
1997	18,0%	20,0%	18,9%	18,4%	12,8%	17,2%	18,6%	17,6%	17,7%
1998	16,0%	17,0%	16,9%	15,0%	14,4%	15,7%	17,2%	18,0%	16,7%
1999	15,0%	9,7%	9,2%	10,1%	7,5%	10,3%	10,0%	10,9%	9,2%
2000	10,0%	8,1%	8,9%	9,6%	8,1%	8,3%	8,7%	10,5%	8,7%
2001	8,0%	9,2%	7,1%	8,4%	8,2%	7,2%	7,1%	8,1%	7,6%

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

* Las posiciones sombreadas denotan el incumplimiento de la meta de inflación.

Del cuadro 3 es importante destacar que en los primeros seis años del establecimiento de la meta de inflación por parte del banco central (1991 a 1996), no se cumplió ni para la inflación nacional, ni tampoco para la inflación de las ciudades independientemente, aunque hubo cuatro excepciones: Pasto, en 1991, y Bucaramanga, Medellín y nuevamente Pasto, en 1993. A este respecto, Corbo⁴¹ señala que:

el país [Colombia] no ha podido perseguir el objetivo de inflación con suficiente fuerza debido a problemas de dominación fiscal y a la simultánea búsqueda de un objetivo de tasa de cambio real. El programa ha carecido por lo tanto de credibilidad plena y, no es de sorprender que el comportamiento de la inflación haya sido deficiente. Fue sólo después de que Colombia abandonó su banda cambiaria y adoptó la flotación que el banco central pudo focalizar su atención en la reducción de la inflación.

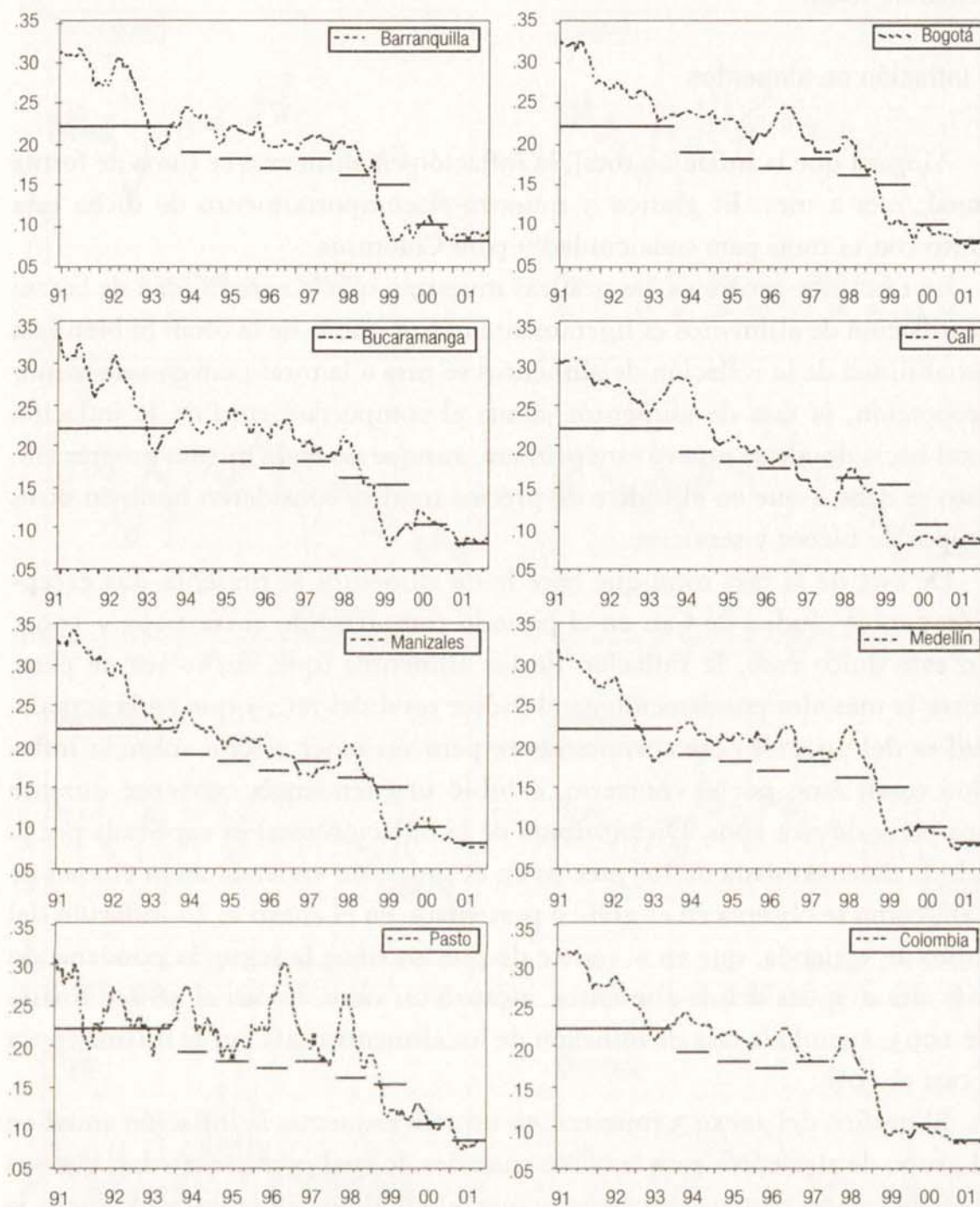
Esta situación cambió desde 1997; la meta nacional empezó a cumplirse y de paso, también la meta en algunas de las ciudades que se incluyen en este análisis. Por ejemplo, en 2001, la inflación nacional llegó al 7,6 %, pero sólo Bogotá, Manizales y Medellín presentaron tasas de inflación por debajo de la meta. En contraste, la ciudad de Barranquilla presentó la tasa más alta, 9,2 %, 1,2 puntos porcentuales por encima de la meta. Tampoco cumplieron la meta de inflación para el año 2001 Bucaramanga, Cali ni Pasto.⁴²

Como ya se mencionó en la sección 2, la presencia de bienes no transables en el IPC podría causar que la versión relativa de la PPA no se cumpla, lo cual produciría, en el contexto de este trabajo, que la inflación de una ciudad difiera de la de otra. Con el fin de observar qué pasa a este respecto, en las secciones siguientes se analiza la inflación de los grupos de alimentos y de vivienda. Es de esperar que la inflación del componente de alimentos sea mucho más semejante entre las ciudades que la inflación en el componente

⁴¹ Citado por Salomón Kalmanovitz en "El Banco de la República como institución independiente", en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXIV, núm. 889, noviembre de 2001.

⁴² En la actualidad las ponderaciones del IPC para las trece ciudades son las siguientes: Bogotá (0.47660), Medellín (0.13270), Cali (0.12388), Barranquilla (0.07308), Bucaramanga (0.04156), Cartagena (0.0350), Cúcuta (0.02615), Pereira (0.02483), Manizales (0.01773), Neiva (0.01308), Villavicencio (0.01255), Pasto (0.01253) y Montería (0.01171). Con estas ponderaciones la inflación de Colombia tiende a ser jalonada por la inflación de la ciudad de Bogotá, situación que se puede apreciar en las gráficas y en la más alta correlación de los cuadros 1, 4 y 6.

Gráfico 4. Inflación anual por ciudades y metas de inflación
(enero de 1991 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

de vivienda, pues la inflación de los bienes de algunos de los subgrupos que integran este último deberían estar determinados sólo por presiones de demanda local.

B Inflación en alimentos

Al igual que la inflación total, la inflación en alimentos se toma de forma anual, mes a mes. El gráfico 5 muestra el comportamiento de dicha tasa junto con la total para cada ciudad y para Colombia.

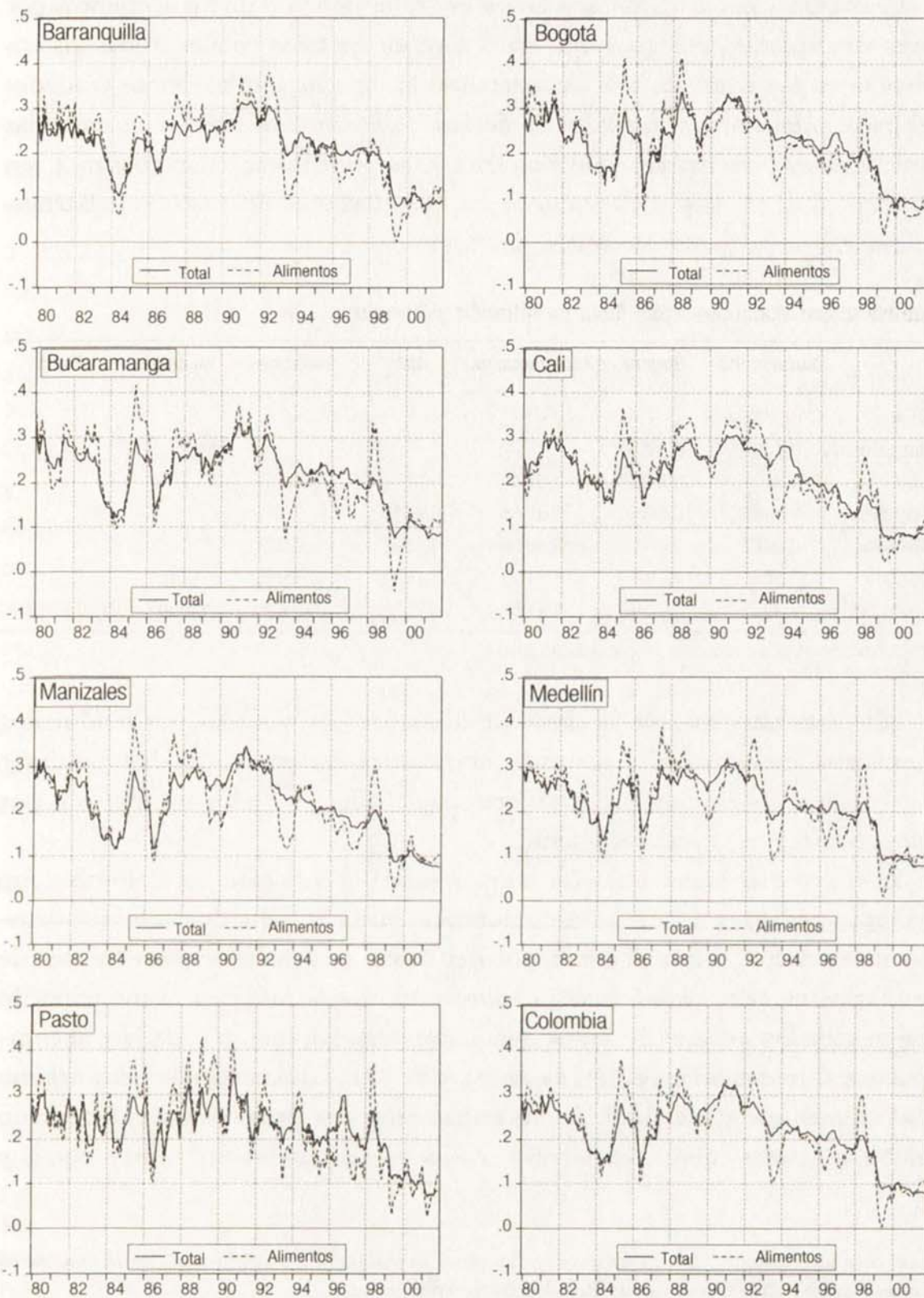
En términos generales, las gráficas muestran que la variabilidad de la tasa de inflación de alimentos es ligeramente mayor que la de la total. Si bien esta variabilidad de la inflación de alimentos se pasa a la total pero en una menor proporción, la tasa de alimentos jalona el comportamiento de la inflación total hacia donde se mueva esta primera, aunque no en la misma proporción. Esto se debe a que en el índice de precios total se consideran también otros grupos de bienes y servicios.

De este de la tasa total que hace la de alimentos se presenta una excepción para la ciudad de Cali en el periodo comprendido entre 1993 y 1994. En este único caso, la inflación de los alimentos (que, dicho sea de paso, posee la más alta ponderación en el índice total del IPC, y que en la actualidad es del 29,51%) cae abruptamente pero sin tener efectos sobre la inflación total; ésta, por el contrario, exhibió una tendencia creciente durante una parte de esos años. Dicha subida de la inflación total es explicada por la subida descontrolada de los precios en el grupo de vivienda en la ciudad de Cali, como se observa en el gráfico presentado en el anexo 2. La inflación del rubro de vivienda, que en el índice de precios tiene la segunda ponderación más alta después del de alimentos, alcanzó un valor de casi el 48% a finales de 1993, cuando la tasa de inflación de los alimentos caía por la misma época a casi el 10%.

El gráfico del anexo 3 muestra, en un solo esquema, la inflación anual en el grupo de alimentos para las siete ciudades, lo cual permite afirmar que sus diferencias son bastante pequeñas y que, al igual que en la inflación total, la variabilidad de la inflación de la ciudad de Pasto sobresale entre las demás.

El gráfico 5 presenta una particularidad en la caída que experimentó la inflación de alimentos entre 1998 y 1999. En 1999, en parte por la caída en el consumo de los hogares, aun de productos básicos, los precios de los alimentos incluidos en la canasta del IPC prácticamente no variaron (el 0,8%

Gráfico 5. Inflación anual total y de alimentos
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

en promedio para las siete ciudades) y en el caso de la ciudad de Bucaramanga, se presentó una deflación anual del 4,6% en junio de 1999.

El cuadro 4 presenta la correlación entre la inflación de los alimentos por pares de ciudades. Al igual que en el caso de las tasas totales, todas las correlaciones son altas. La más baja correlación de ellas con las demás ciudades del país, nuevamente la exhibe la ciudad de Pasto. Las diferencias entre las correlaciones presentadas en el cuadro 1 y las presentadas en el cuadro 4 son menores al 0,10, con excepción de las correlaciones de Pasto con Barranquilla, del 0,13, y con Medellín, del 0,11.

Cuadro 4: Correlaciones entre Tasa de Inflación y Alimentos

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8757						
Bucaramanga	0,8953	0,9123					
Cali	0,8711	0,8902	0,8444				
Manizales	0,8483	0,8978	0,8885	0,8750			
Medellín	0,8982	0,8971	0,8884	0,8898	0,9485		
Pasto	0,6580	0,7872	0,7411	0,7806	0,7398	0,7521	
Colombia	0,9273	0,9746	0,9431	0,9353	0,9408	0,9592	0,7975

FUENTE: Cálculos del autor con base en IPC por ciudades, DANE.

Las disminuciones en la oferta de alimentos provocadas por fenómenos climáticos, como sequías u otras condiciones extremas, pueden producir aumentos en los precios que se reflejan en la inflación de los alimentos y, por consiguiente, en la inflación total.

El efecto que han tenido las sequías sobre la inflación en Colombia fue evaluado por Avella.⁴³ En su documento, el autor sugiere que cambios bruscos en el clima, como el fenómeno del Niño y algunas sequías fuertes de principios de año, tienen una incidencia no despreciable en la inflación, lo que se corrobora con el hecho de que la ponderación que se le da hoy al componente alimenticio en el IPC es de 29,5%.⁴⁴ En Colombia, el efecto urbano es el mismo que el nacional. En las fechas en que se presentaron el fenómeno del Niño (1982-1983, 1986-1987, 1991-1992, 1994-1995, 1997-1998) y

⁴³ Rodrigo Avella, "Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia", en *Borradores de economía*, núm. 183, Banco de la República, julio de 2001.

⁴⁴ Corresponde a la ponderación más baja que se le ha asignado al grupo de alimentos desde que se elabora el IPC.

las sequías (principios de 1985 y 1988), la tasa de inflación del grupo de alimentos aumentó para todas las ciudades, como lo muestra el gráfico 5, lo cual jaló la inflación total en cada ciudad. Esta situación lleva a pensar que dichas situaciones de oferta afectan por igual a todas las ciudades del país.

Con el fin de percibir el grado de incidencia que tiene la inflación de los alimentos en el total de la tasa, la tasa de inflación con y sin alimentos se muestra en el gráfico 6. La tasa de inflación sin alimentos hace a un lado el efecto de los choques de oferta de corto plazo y deja la inflación de mediano y largo plazo. Dicha tasa es conocida como una medida de inflación básica. Como se observa, estas dos medidas de inflación (inflación básica e inflación total) se han comportado con gran similitud desde principios de la década de 1990; sin embargo, según sea la ciudad que se mire se identifican algunas divergencias temporales en el comportamiento, por ejemplo, Barranquilla (1992 y 1993), Bucaramanga (1999), Cali (1993 y 1994), Manizales (1993 y 1998), Medellín (1998) y Pasto (1990, 1992, 1993, 1996 y 1998). Estas desviaciones de tipo local sumadas a las de otras ciudades, no necesariamente tan profundas, generan desviaciones perceptibles a simple vista entre la inflación básica nacional y la inflación total nacional en los años 1992, 1993, 1998 y 1999.

Estas diferencias que surgen a escala local entre los dos indicadores de inflación reflejan los procesos inflacionarios independientes que se presentan en periodos cortos de tiempo en la inflación de las ciudades, puesto que dichos eventos se presentan en periodos diferentes en el tiempo para cada ciudad.

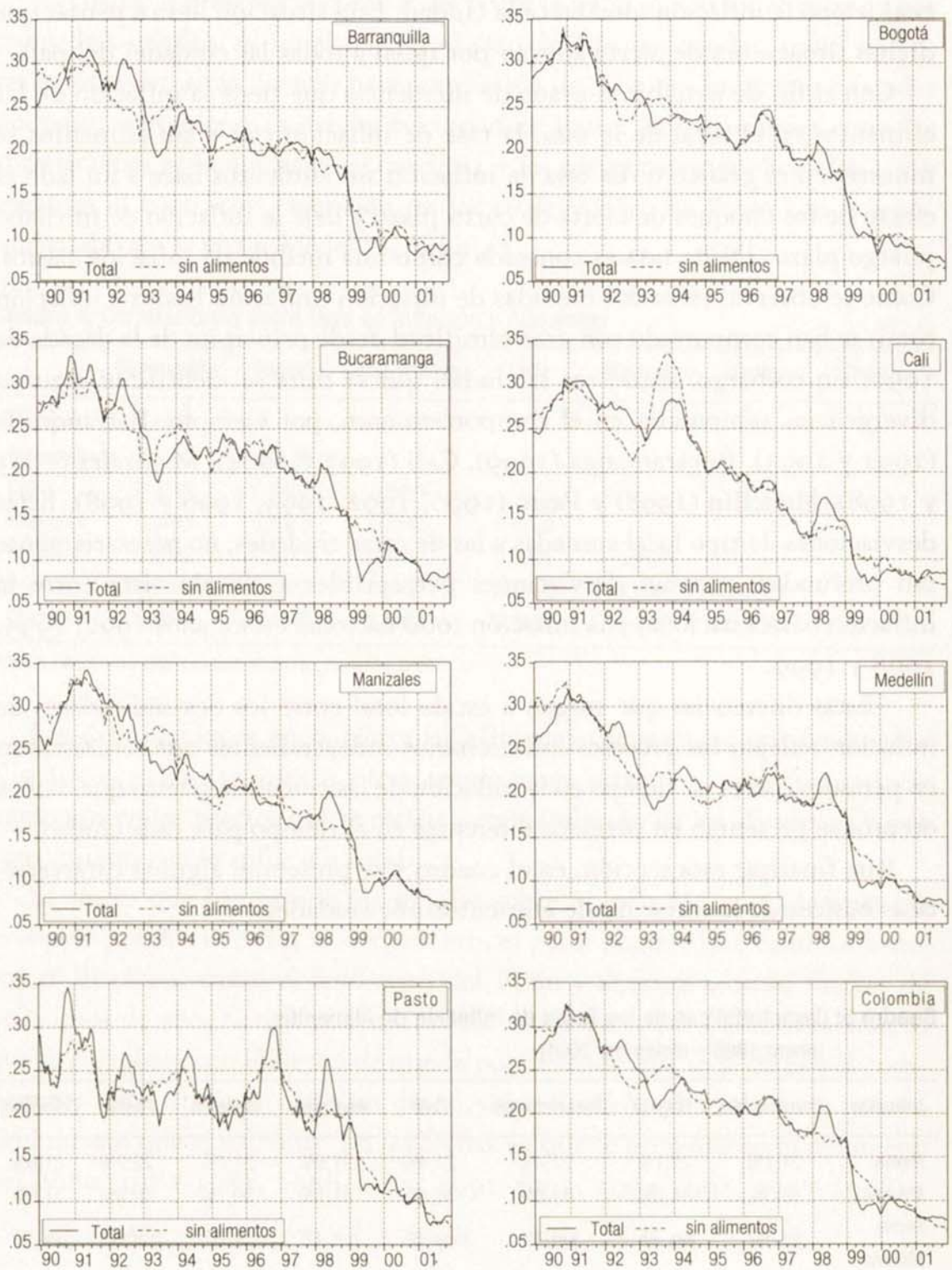
Para finalizar esta sección, en el cuadro 5 se presentan algunas características básicas de la inflación de alimentos por ciudades.

Cuadro 5: Características de las Tasas de Inflación de Alimentos
(enero 1980 – diciembre 2001)

Inflación	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,1%	22,1%	21,4%	21,4%	21,5%	21,7%	22,2%	21,6%
Máxima	38,0%	41,2%	41,6%	36,6%	41,1%	39,1%	42,8%	37,8%
Fecha Máxima	jul.-92	jun.-85	jun.-85	may.-85	jun.-85	jul.-87	mar.-89	jun.-85
Mínima	0,1%	1,6%	-4,6%	2,2%	1,7%	0,7%	2,7%	0,3%
Fecha Mínima	jul.-99	jun.-99	jun.-99	jul.-99	jun.-99	jul.-99	may.-01	jun.-99

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Gráfico 6. Inflación Total y Sin Alimentos
(enero de 1990 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

De este cuadro se destaca que la inflación para las ciudades alcanza su punto máximo alrededor de los años de 1985 y 1989, mientras que la inflación total alcanzaba su máximo en los primeros años de la década de 1990. También resalta que la inflación mínima para varias ciudades está muy cercana a ser nula y que es negativa para una ciudad (Bucaramanga), situación que lleva a que la tasa nacional sea del 0,3% en junio de 1999. A diferencia de lo que acontecía con la inflación total, los puntos máximos y mínimos de la inflación de alimentos para todas las ciudades se dieron en periodos más espaciados de tiempo. Para la inflación máxima (afectada por el valor máximo de Barranquilla, que se presentó en 1992), el periodo fue de cinco años y inflación mínima fue de alrededor de dos años.

C Inflación en grupo de vivienda

El componente de vivienda del IPC se analiza debido al gran peso que tiene en el índice total, en la actualidad es del 29,41% por ciento. En el presente estudio, la inflación del grupo de vivienda sirve, además para dar una idea de lo que sucede con la variación de los precios de los bienes no transables a lo largo del país. En el Anexo 4 simultáneamente se muestra la gráfica de la inflación de este grupo en las siete ciudades, donde se ve cómo, a diferencia de lo que pasa con la inflación total y de alimentos (véase anexos 1 y 3), se desvían, en ciertos periodos, las tasas para algunas ciudades de la tendencia de las demás. Sobresalen los casos de Cali, Manizales, Medellín y Pasto, en diferentes periodos de tiempo.

En el cuadro 6 no sólo se presentan las correlaciones entre las tasas de inflación en el componente de vivienda; también en él se puede observar que el grado de asociación es menor entre las tasas de inflación de vivienda que en aquel grado que mostraban las tasas de inflación totales y aun las de alimentos (cuadro 1 y 4), lo cual sugiere un comportamiento menos relacionado de la inflación en grupo de vivienda entre ciudades.

Las correlaciones más bajas nuevamente son presentadas por la ciudad de Pasto, cuya correlación más baja es con la ciudad de Manizales (el 60,15%), y la más alta, con la capital del país (el 79,79%).

El gráfico 7 muestra la inflación del grupo de vivienda y la inflación total. Se advierte que la inflación de vivienda se comporta más suavemente que la inflación total para el periodo y para todas las ciudades; además se observa que aquélla de que no exhibe los cambios bruscos que presentan la tasa

Cuadro 6: Correlación entre Tasas de Inflación del grupo de vivienda

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8887						
Bucaramanga	0,9209	0,9007					
Cali	0,8292	0,8069	0,8195				
Manizales	0,8682	0,8873	0,9167	0,7819			
Medellín	0,8029	0,8538	0,8728	0,7031	0,8551		
Pasto	0,7878	0,7979	0,7493	0,6385	0,6015	0,7349	
Colombia	0,9262	0,9770	0,9488	0,8741	0,9271	0,9100	0,7899

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

total y la inflación de alimentos (véase gráfico 8). La ciudad de Cali en el periodo 1993-1994 presenta la excepción, a la que ya se había hecho alusión. En la gráfica se puede ver que la inflación del grupo de vivienda alcanza su nivel más alto (el 47%) en diciembre de 1993, mientras que en la misma época, la inflación de alimentos se empezaba a recuperar de una caída de casi el 16% entre enero y octubre del mismo año⁴⁵ (véase gráfico 8).

Al contrario de lo que pasaba entre la inflación total y la de alimentos, la inflación del grupo de vivienda no parece jalonar la tasa de inflación total de las ciudades, a pesar de que en la actualidad sus ponderaciones dentro del índice en la actualidad son casi iguales.

Del gráfico 7 cabe rescatar que para finales del periodo, aproximadamente desde finales de 1999, la inflación de vivienda se encontraba por debajo de la inflación total en todas las ciudades, siendo uno de los grupos de la canasta que ha colaborado con el cumplimiento de las metas de inflación de los últimos tres años.

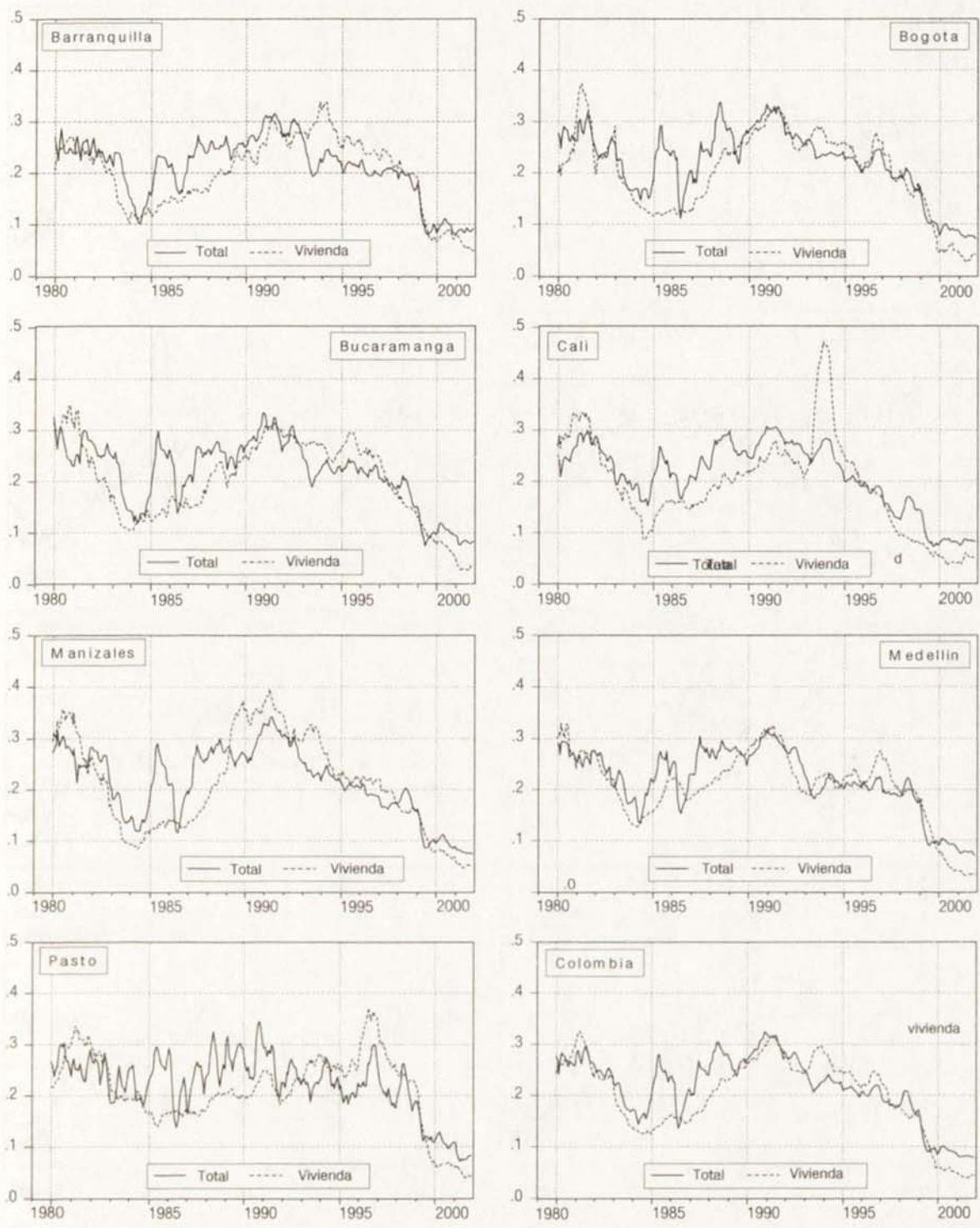
El gráfico 8 exhibe la tasa de inflación del grupo de vivienda y la del grupo de alimentos. Allí puede verse con claridad la diferencia entre un grupo compuesto de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) y otro, cuya supuesta transabilidad no debería ser tan elevada (vivienda).

La característica general del gráfico 8 es la variabilidad la inflación de los alimentos para todas las ciudades.

Así como sucede con la tasa de inflación total y la tasa de vivienda, esta última también se ubica por debajo de la de alimentos a partir del año 2000

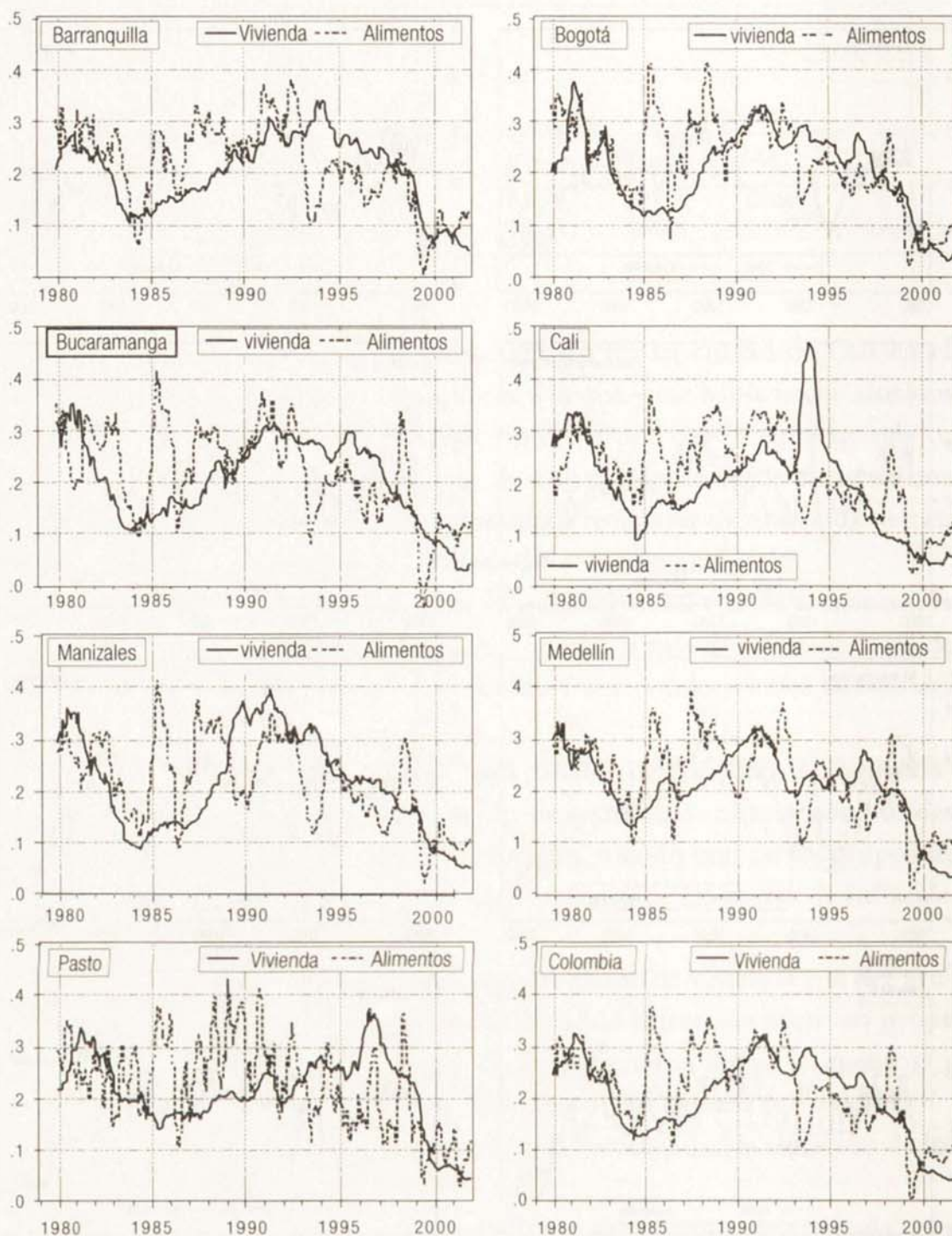
⁴⁵ En enero de 1993, la inflación de alimentos en Cali era del 27,17%, mientras que en octubre, era del 11,79%. En diciembre del mismo año, fue del 14,07%.

Gráfico 7. Inflación Anual Total y del Grupo de Vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Gráfico 8. Inflación grupo alimentos y grupo vivienda
(enero 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Cuadro 7: Correlación entre la Inflación de grupo de alimentos y de vivienda

Ciudad	Correlación	Ciudad	Correlación
Barranquilla	0,5178	Manizales	0,4519
Bogotá	0,5767	Medellín	0,5907
Bucaramanga	0,4624	Pasto	0,2832
Cali	0,4530	Colombia	0,5860

FUENTE: Cálculos del autor con base en información del IPC, DANE.

siendo la de vivienda aproximadamente la mitad de la inflación de alimentos para cada ciudad.

El cuadro 7 muestra el grado de asociación lineal entre la inflación de alimentos para cada ciudad y la respectiva inflación del grupo de vivienda. El cuadro muestra la asociación entre el grupo considerado como de alta transabilidad (alimentos) y el de baja transabilidad (vivienda). Era de esperarse que la asociación entre estos dos grupos fuera baja, tal como de hecho lo fue.

La ciudad de Pasto presenta el menor grado de asociación en estas variables, con el 28,3%, debido a la gran variabilidad, antes reseñada, de la inflación de alimentos. También se muestran bajas las tasas correspondientes a Manizales, Cali y Bucaramanga. En Colombia, dicho coeficiente alcanza el 58,6%, pero la única ciudad que supera este valor es Medellín, con el 59,1%.

Una vez finalizada la caracterización de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colombia se procede a exponer los resultados en cuanto a la validación de la hipótesis de la versión relativa de la PPA y la hipótesis de convergencia.

IV Resultados

Con el propósito de saber si las series de inflación anual para cada ciudad son o no estacionarias se efectuaron las pruebas de raíz unitaria de ADF y KPSS. El cuadro 8 presenta los resultados de dichas pruebas. La metodología es la misma de las secciones A.1. y A.2., pero aplicada directamente a las series de inflación anual.

Las pruebas sostienen que todas las series de inflación anual son integradas de orden uno sin componente determinístico de tipo alguno. La misma situación se presenta en la inflación de alimentos y del grupo de

Cuadro 8: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación total anual
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,160$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,803$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,174$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,921$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,124$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,905$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,470$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,187$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,465$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,866$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,211$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,140$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,232$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,128$	0,463	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales, evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett = 8.

Cuadro 9: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de alimentos
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,376$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,929$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,434$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,197$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,368$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,044$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,199$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,229$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,243$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,966$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,237$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,146$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,009$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,303$	0,463	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales, evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett = 8.

Cuadro 10: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	KPSS	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,223$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,369$	0,347	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,094$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,474$	0,347	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -0,982$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,450$	0,347	I(1)
Cali	$\tau = -1,617$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,652$	0,347	I(1)
Manizales	$\tau = -1,224$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,422$	0,347	I(1)
Medellín	$\tau = -1,002$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,684$	0,347	I(1)
Pasto	$\tau = -1,262$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,348$	0,347	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales evaluada, con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 10%. Ventana de Bartlett = 8.

vivienda para cada ciudad, como se observa en los cuadros 9 y 10.⁴⁶ También se realizaron pruebas sobre la primera diferencia de estas series de inflación (total y de alimentos), los cuales arrojaron como resultado que eran estacionarias; es decir, las series de inflación de hecho eran integradas de orden uno y no de orden superior.

Estas pruebas de raíz unitaria se realizan debido a que si las series de inflación son integradas de orden uno y sus diferencias con otras series resultan estacionarias se estaría encontrando evidencia que indica que las series se encuentran cointegradas. En estos casos la cointegración que se presentaría cumpliría con las condiciones de Bernard y Durlauf para las cuales se puede afirmar que existe convergencia estocástica.

A Pruebas de raíz unitaria sobre diferenciales de inflación

Una vez fue probado que efectivamente todas las series tenían una raíz unitaria se procedió a realizar las pruebas de raíz unitaria sobre las diferencias de la inflación entre ciudades. Tal y como se indicó en la parte metodológica, las pruebas fueron aplicadas a los diferenciales tanto de inflaciones totales y de inflación del grupo de alimentos como de inflación del grupo de vivienda. Los resultados se muestran en los cuadros 11, 12 y 13, respectivamente.⁴⁷

En el cuadro 11 se ve que, en cinco de los veintiún casos, el diferencial de tasas de inflación no es estacionario, lo que quiere decir que la versión relativa de la PPA no se cumple. Esto equivale a decir que, para estos cinco pares de ciudades, los precios no han variado en la misma proporción en los últimos veinte años. Sin embargo, la PPA relativa sí se cumple para dieciséis de los veintiún casos, es decir, para el 76% de los casos, cuando se trata de la inflación total.

En el caso de la inflación de alimentos (cuadro 12) la PPA relativa se cumple para el 100% de los casos, lo que indica que aunque esta inflación se ve afectada por choques de oferta (debido, entre otras causas, a condiciones climáticas extremas) puede afirmarse que las variaciones de los precios se dan de forma similar en las diferentes ciudades del país.

⁴⁶ El cuadro 10 presenta la prueba de KPSS con un nivel de significancia de 10%, ya que la decisión se encontraba en el borde al 5% para algunas de las ciudades.

⁴⁷ Los cuadros con los resultados detallados están a disposición del interesado.

Cuadro 11: Resultados de pruebas de raíz unitaria de inflación total

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

FUENTE: Cálculos del autor.

Por último, en el cuadro 13 se presentan los diferenciales en las tasas de inflación del grupo de vivienda, en cuyo grupo se encontró lo que se esperaba: un mayor número de casos que era un mayor número de casos (aproximadamente en el 40% de ellos) en los cuales este diferencial no era estacionario. Aproximadamente en el 40 por ciento de los casos. El porcentaje parece bajo, pero cabe recordar que en el grupo denominado vivienda también se incluyen bienes como muebles, utensilios de cocina, comedor y domésticos, entre otros, que aunque no tienen las mayores ponderaciones dentro del grupo, su presencia sí podría modificar los resultados en el sentido en que se encontraron.

En síntesis, puede afirmarse que hay cierta evidencia de que se cumple la versión relativa de la PPA entre las regiones en Colombia, y, por consiguiente, evidencia para sugerir la integración de los mercados regionales colombianas. Asimismo se puede afirmar que, en menor medida, los precios de los bienes de naturaleza no transable, aproximados mediante el grupo vivienda, no se

Cuadro 12: Resultados pruebas de raíz unitaria alimentos

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

ajustan de la misma manera que los transables. Esta situación es contraria a la que se presenta cuando se hace referencia al rubro de alimentos que, para todas las parejas de ciudades, permite afirmar que la variación de sus precios son muy similares, sin importar en dónde se encuentren estas ciudades, o si son o no afectadas por condiciones climáticas extremas.

Por otra parte, se puede afirmar, de la validación hecha o no de la versión relativa de la PPA, que para aquellos casos en que la PPA relativa sí se cumple ha existido convergencia estocástica, en el sentido señalado por Bernard y Durlauf,⁴⁸ pues que las series son integradas de orden uno y su diferencial resulta de orden cero. Pero, ¿hubo en el periodo estudiado procesos de convergencia de la inflación de las ciudades, en el sentido tradicional? En la sección siguiente se ofrece una breve revisión.

⁴⁸ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, 1995, *op. cit.*

Cuadro 13: Resultados pruebas de raíz unitaria vivienda

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria*	No estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Manizales	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria*	Estacionaria*	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

FUENTE: Cálculos del autor.

B Convergencia tradicional (tipo σ)

Para buscar evidencia adicional que sugiriera la presencia de convergencia entre la inflación de las ciudades se realizó un análisis de convergencia tipo "sigma",⁴⁹ con dos indicadores que comúnmente son utilizados de manera indistinta en la literatura sobre integración de mercados, y más específicamente, sobre convergencia: la desviación estándar y el coeficiente de variación.⁵⁰ La tendencia de cualquiera de los dos indicadores a decrecer en el tiempo es aceptada como una señal de convergencia entre las variables

⁴⁹ No se realizó el análisis de convergencia β debido a que el número de entidades de corte transversal era insuficiente.

⁵⁰ Robert Barro; y Xavier Sala-i-Marti, "Convergence", en *Journal of Political Economy*, núm. 100, abril de 1991, pp. 223-251.

que se están analizando, en cualquiera de los casos conocida como convergencia tipo σ .

Los resultados del cálculo de la desviación estándar para la inflación total, de alimentos y del grupo de vivienda se presentan en el gráfico 9. En él se ve cómo la desviación de la inflación de alimentos, para las siete ciudades, presenta una variabilidad más alta de la que presenta la inflación total, pero menor a la que presenta la correspondiente al grupo de vivienda. Sin embargo, la desviación de la inflación de alimentos muestra una clara tendencia decreciente en todo el periodo, que no se da ni en la inflación total ni en la de vivienda. Cabe anotar que si bien la desviación de la inflación de alimentos es más alta que la de la inflación total en todo el periodo, la brecha entre ellas se reduce con el paso del tiempo. La desviación de la inflación del grupo de vivienda presenta en sus inicios una tendencia decreciente que se ve interrumpida por un comportamiento creciente entre 1989 y 1999 (con una caída a finales de 1994). La desviación de las tasas de inflación de vivienda empieza en enero de 1980 con 0,048 y termina en diciembre de 2001 con 0,006, reducción bastante considerable y similar a la que se da en la inflación de alimentos, que inicia el periodo con 0,042 y termina con 0,012.

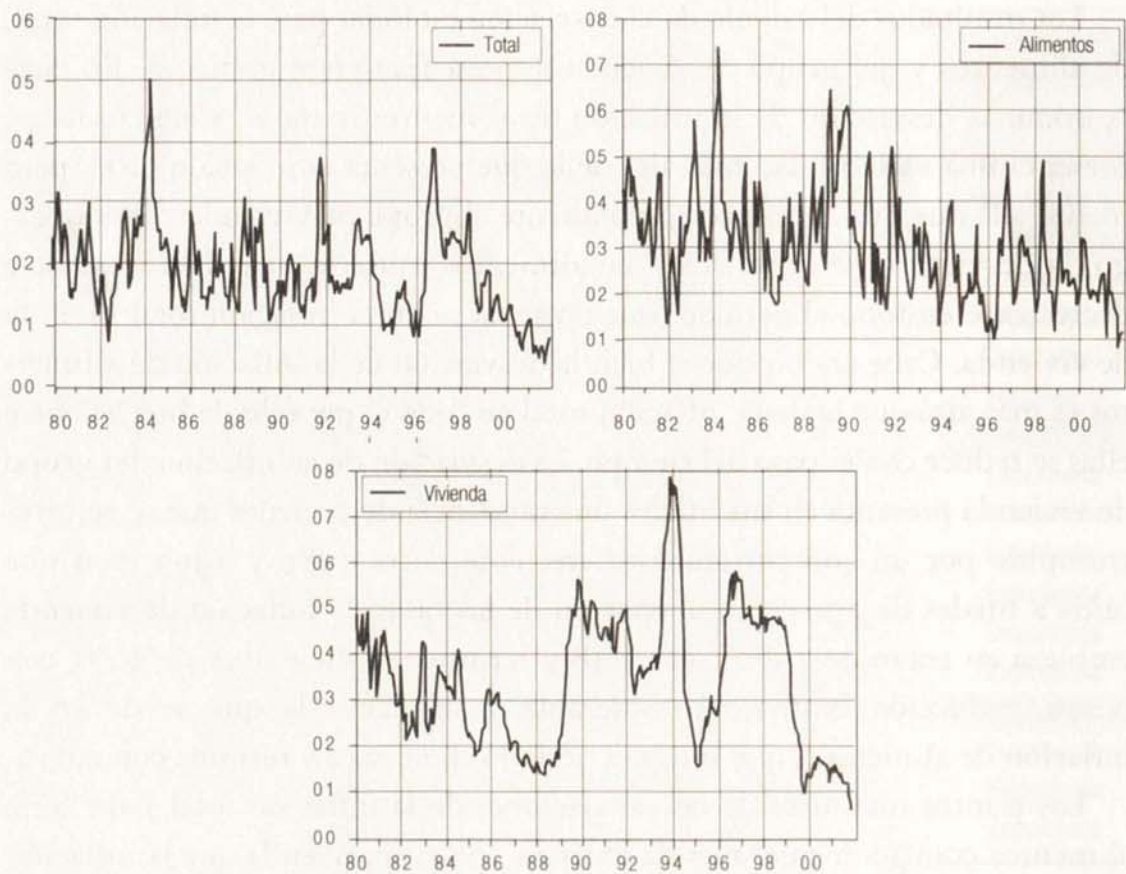
Los puntos más altos de las desviaciones de la inflación total y de la de alimentos coinciden en el mes de abril de 1984, época en la que la inflación total y la de alimentos por ciudades alcanzó uno de sus puntos más bajos. Sin embargo, no es éste el caso de la inflación en el grupo de vivienda, que alcanzó, su punto más alto en diciembre de 1993, claramente influenciada por la tasa de Cali en ese mes.

En síntesis, si se toma la desviación estándar como medida de la dispersión de la inflación de las ciudades, se podría afirmar que en el periodo comprendido entre 1980 y 2001 se ha dado un proceso de convergencia tipo sigma entre las tasas de inflación totales (y también en las de alimentos), pero no entre las tasas de inflación de vivienda, aun cuando la desviación se ha reducido considerablemente a partir de 1999.

El gráfico 10 muestra el coeficiente de variación para la inflación total, la inflación de alimentos y la del grupo de vivienda. Dicho coeficiente se calcula según la siguiente expresión para las tres diferentes inflaciones:

$$CV_i = \frac{\sqrt{\sum_i (\pi_{i,t} - \pi_t)^2}}{\sum_i \pi_{i,t}} \quad ; \quad i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\} \quad (22)$$

Gráfico 9. Desviación estándar de la inflación total, de alimentos y de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

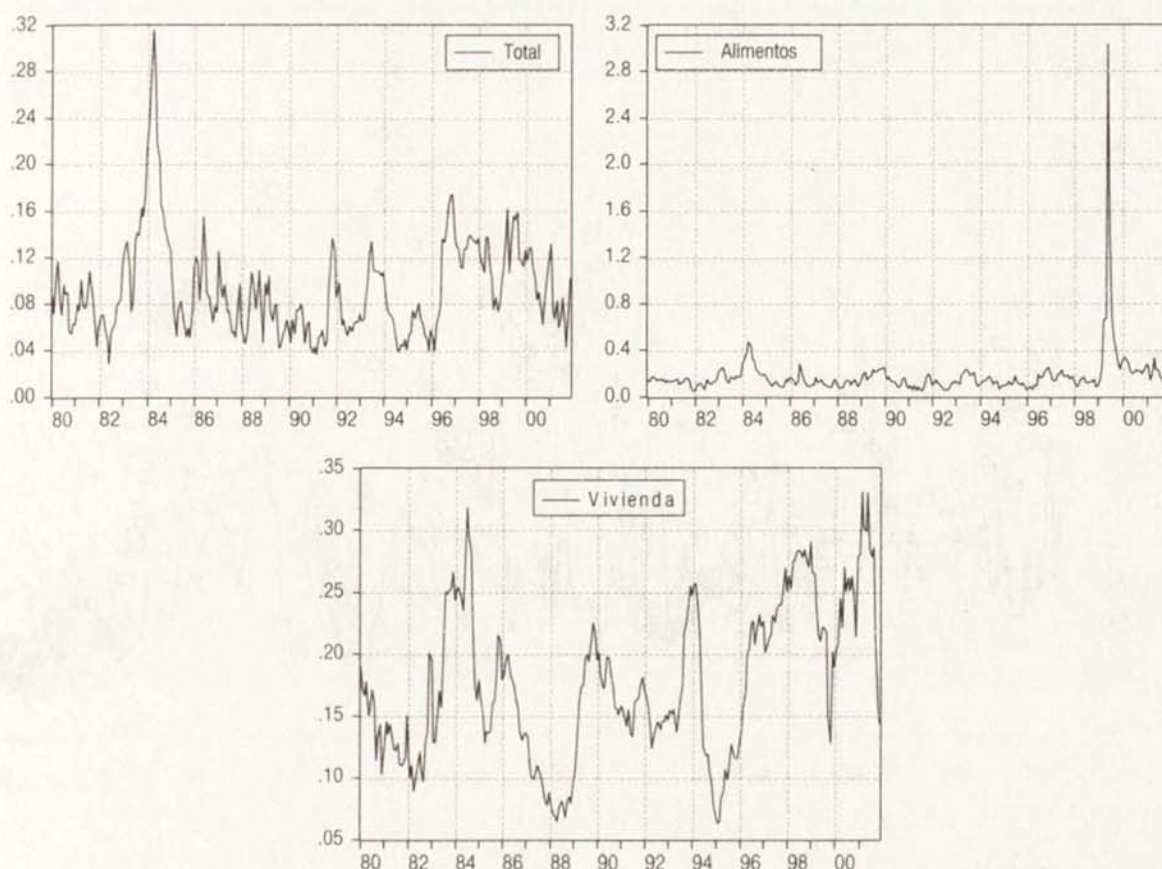


FUENTE: Cálculos del autor.

donde π es la media de corte transversal de la tasa de inflación de las siete ciudades para cada momento en el tiempo. Estos coeficientes de variación, que son usados, como se mencionó atrás, en el análisis de convergencia tipo sigma, muestran algunas características interesantes. Una de ellas es que ninguno de los coeficientes exhibe tendencia decreciente con el paso del tiempo, tendencia que es más bien creciente en el caso de la inflación de vivienda y de alimentos.

Por otro parte, el coeficiente de variación de la inflación del grupo de alimentos muestra dos picos que llaman la atención: el primero, en 1984, cuando se presentó la caída de la inflación antes mencionada, y el segundo, a finales de 1998 y principios de 1999, cuando la inflación de alimentos pasó en promedio del 18% a ser casi nula en la mayoría de las ciudades (véase gráfico 5).

Gráfico 10. Coeficiente de variación de la inflación total, de alimentos y de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



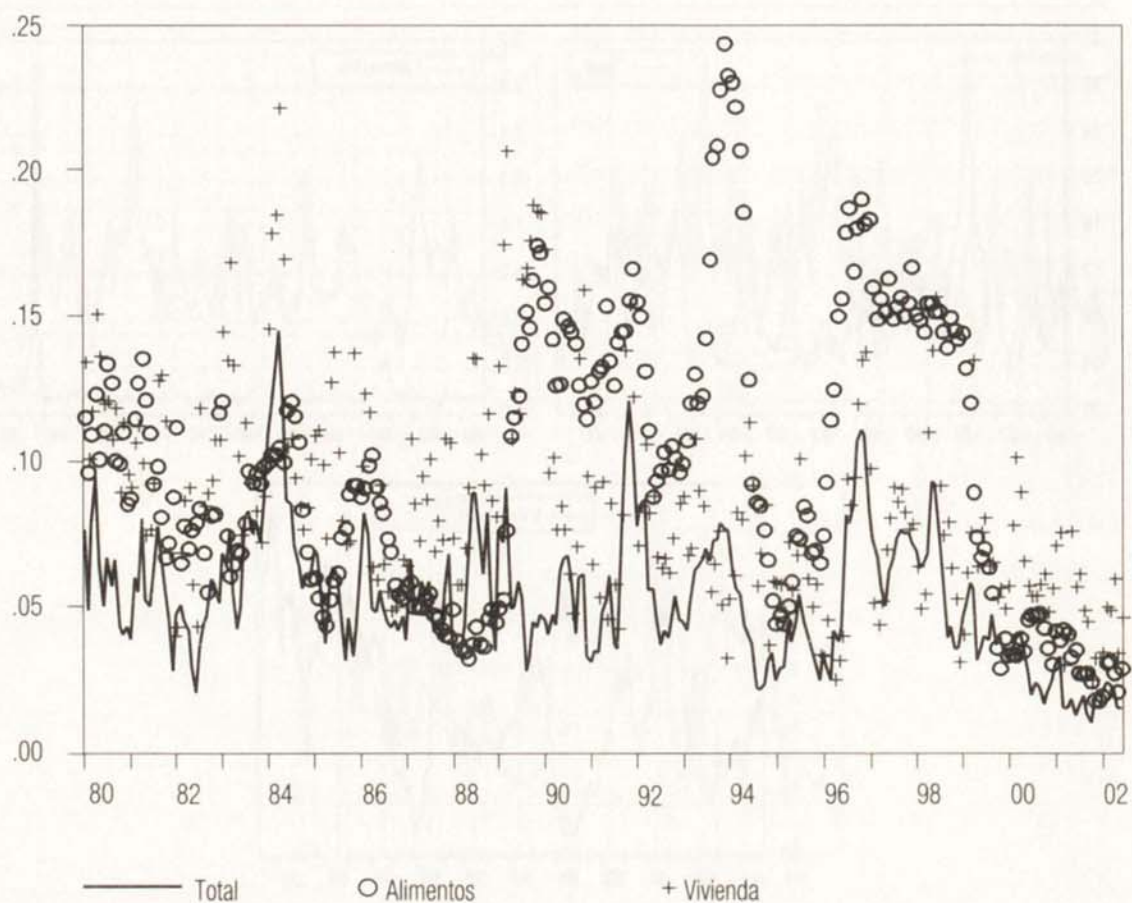
FUENTE: Cálculos del autor.

Entre tanto, el coeficiente del grupo de vivienda muestra una tendencia levemente creciente, si bien presenta dos caídas importantes: una, en 1988, y la otra, en 1994. La pendiente de dicho coeficiente es levemente mayor a la que presenta el coeficiente de variación de la inflación de alimentos, (gracias al gran valor que presenta en 1999).

En síntesis, el coeficiente de variación, utilizado como medida de dispersión de la inflación, no aporta evidencia para afirmar que existe convergencia —en sentido tradicional sigma— en la tasa de inflación total (de alimentos y del grupo de vivienda) entre las ciudades de Colombia en el periodo comprendido entre 1980 y 2001.

Adicionalmente, el gráfico 11 ayuda a dar una idea de si la inflación en los diferentes grupos aquí analizados se reduce entre ciudades, y por consiguiente, si se puede hablar de convergencia.

Gráfico 11. Inflación máxima y mínima entre ciudades



FUENTE: Cálculos del autor.

El gráfico 11 muestra el resultado de calcular la diferencia entre la inflación máxima y la mínima (sin importar cuáles ciudades las presenten) para la inflación total (línea sólida), la de alimentos (círculo) y de vivienda (cruz) en cada mes entre enero de 1980 y julio de 2002. Este gráfico permite ver como el rango numérico en el que cae la inflación de las ciudades se ha ido reduciendo, especialmente a partir del año 1997. Al final del periodo (que para este gráfico fue ampliado hasta julio de 2002) se puede ver que los rangos de cada uno de los grupos de inflación tienden a precerse a los otros dos, ubicándose alrededor de 5 por ciento.

En conclusión puede decirse que, con el tiempo, las diferencias de inflación entre las ciudades de Colombia se han ido reduciendo, pero que dicho proceso, que se da lentamente, no ha sido siempre decreciente. También es cierto que las diferencias entre las tasas de inflación de las ciudades

del país, por lo menos en sus grupos más significativos, no sobrepasan el 6,0% y que, por lo tanto, no puede hablarse de grandes diferencias de inflación entre las ciudades, por lo menos en el largo plazo.

V Conclusiones

El análisis descriptivo sugiere que la inflación se ha comportado de manera similar en las principales siete ciudades de Colombia, por ejemplo, alcanzando sus valores mínimo y máximo en cada ciudad más o menos por el mismo periodo de tiempo. Cabe destacar que, en las ciudades, la inflación alcanzó su nivel máximo a principios de la década de 1990, mientras que llegó a su mínimo histórico a finales del año 1998. Comparándola por décadas, puede afirmarse que, en promedio, la inflación fue levemente menor durante los años noventa que durante los años ochenta, y que ha sido bastante menor durante los años 2000 y 2001 para la mayoría de ciudades.

Con la inflación del grupo de alimentos del IPC, que es el grupo más importante de la canasta y que es usado en el presente estudio como indicador de la inflación de los bienes transables, sucedió algo semejante a lo que pasó con la inflación total. Este indicador de la variación de los precios de los alimentos se comporta de manera similar entre ciudades, reflejando, en alguna medida (al igual que lo hace la inflación total) la integración de los mercados urbanos en Colombia. Sin embargo, la inflación de alimentos presenta una mayor volatilidad que la inflación total y, como hecho notable, alcanza valores cercanos a cero a finales de 1998 y principios de 1999.

Las pruebas de raíz unitaria sugieren la posibilidad, como lo señala la teoría económica, de un mayor grado de similitud entre la inflación de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) que la que se observa en los de baja transabilidad (vivienda).

En síntesis, las pruebas señalan que se cumple la hipótesis de la versión relativa de la PPA para un número considerable de casos (el 76% aproximadamente) cuando se considera la inflación total. Si se toma la inflación de los alimentos como indicadora en cierto grado de la inflación de los transables, la hipótesis se cumple para el 100% de los casos. Esta inflación está influida, en gran medida, por factores de oferta que, según los resultados de las pruebas econométricas, afectarían, de manera similar la tasa de inflación de las ciudades. En el caso de los bienes no transables, los diferenciales de inflación son estacionarios en el 62% de los casos.

En conclusión, y de acuerdo con la teoría, la versión relativa de la PPA se cumple tanto para la inflación total como para la de los grupos analizados, aunque en el caso de la de vivienda el número de casos es alto, debido, probablemente, a la presencia de bienes transables dentro del grupo y a los ajustes de precios, similares en todo el país. Esta evidencia sobre la validez de la versión relativa de la PPA aporta nuevos elementos a favor de la integración de los mercados urbanos en Colombia.

En cuanto a la hipótesis de convergencia de la inflación de las ciudades, cierta evidencia señala que la diferencia entre ellas se ha reducido con el tiempo y de manera lenta. Para todos aquellos casos en que la hipótesis de la versión relativa de la PPA se cumple puede decirse que las series han convergido estocásticamente en el sentido de Bernard y Durlauf.⁵¹ Además, el análisis de convergencia tipo "sigma" arroja convergencia cuando se observa la desviación estándar como indicador de convergencia, pero no la arroja cuando se tiene en cuenta el coeficiente de variación.

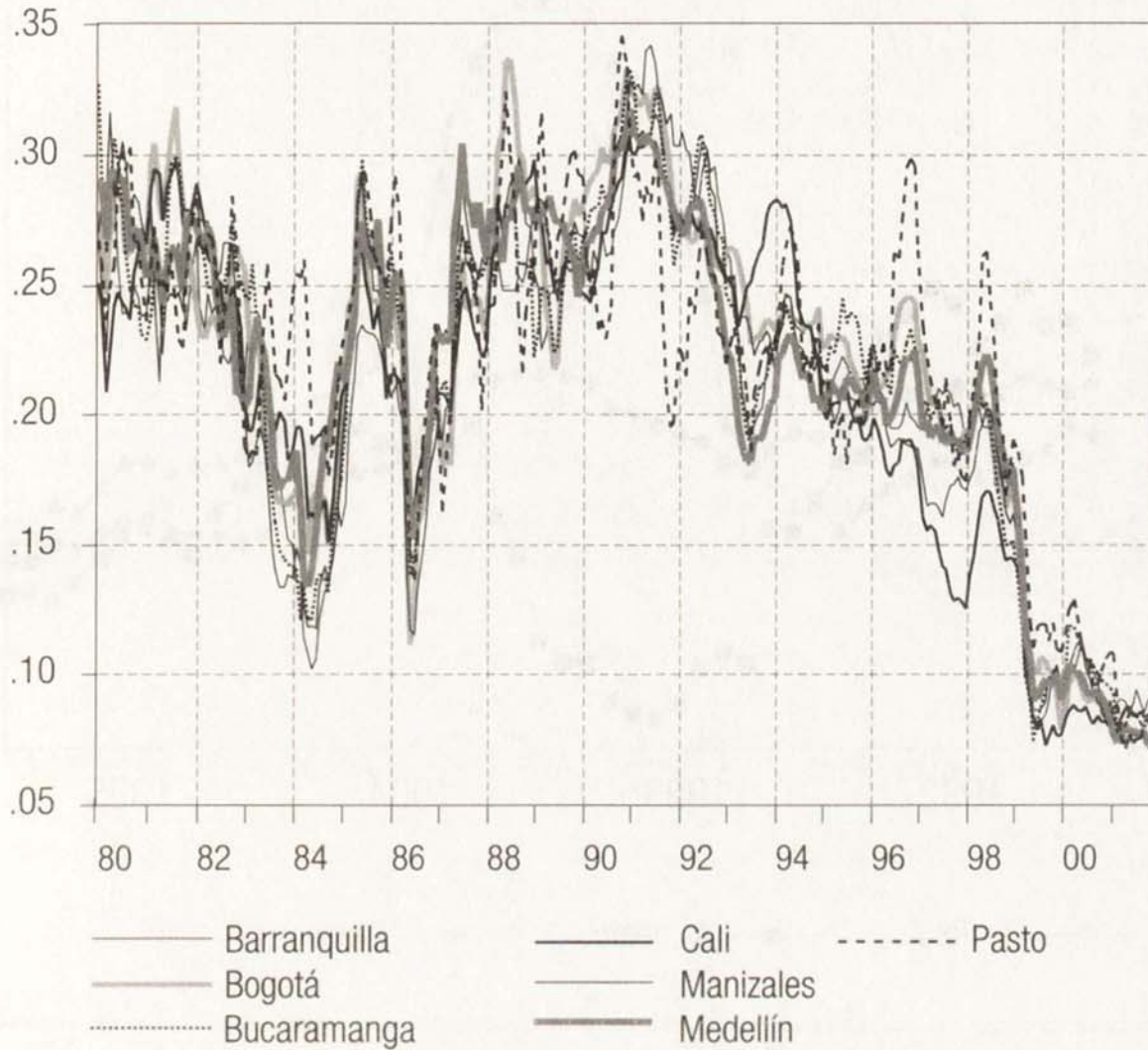
En general, la diferencia entre la inflación más alta y la más baja de las ciudades se ha reducido a casi la mitad de la que en 1980 había para los tres tipos de inflación analizada.

Por último cabe señalar dos hechos importantes: el primero, la inflación nacional es dominada por el comportamiento de la inflación en Bogotá debido a la ponderación de la ciudad en el IPC (el 50%, aproximadamente); y segundo, es necesario profundizar en el estudio de los procesos económicos regionales (entre ellos el de la inflación) para explicar y comprender mejor las disparidades que ellos presentan frente a las tendencias nacionales.

⁵¹ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, 1995, *op. cit.*

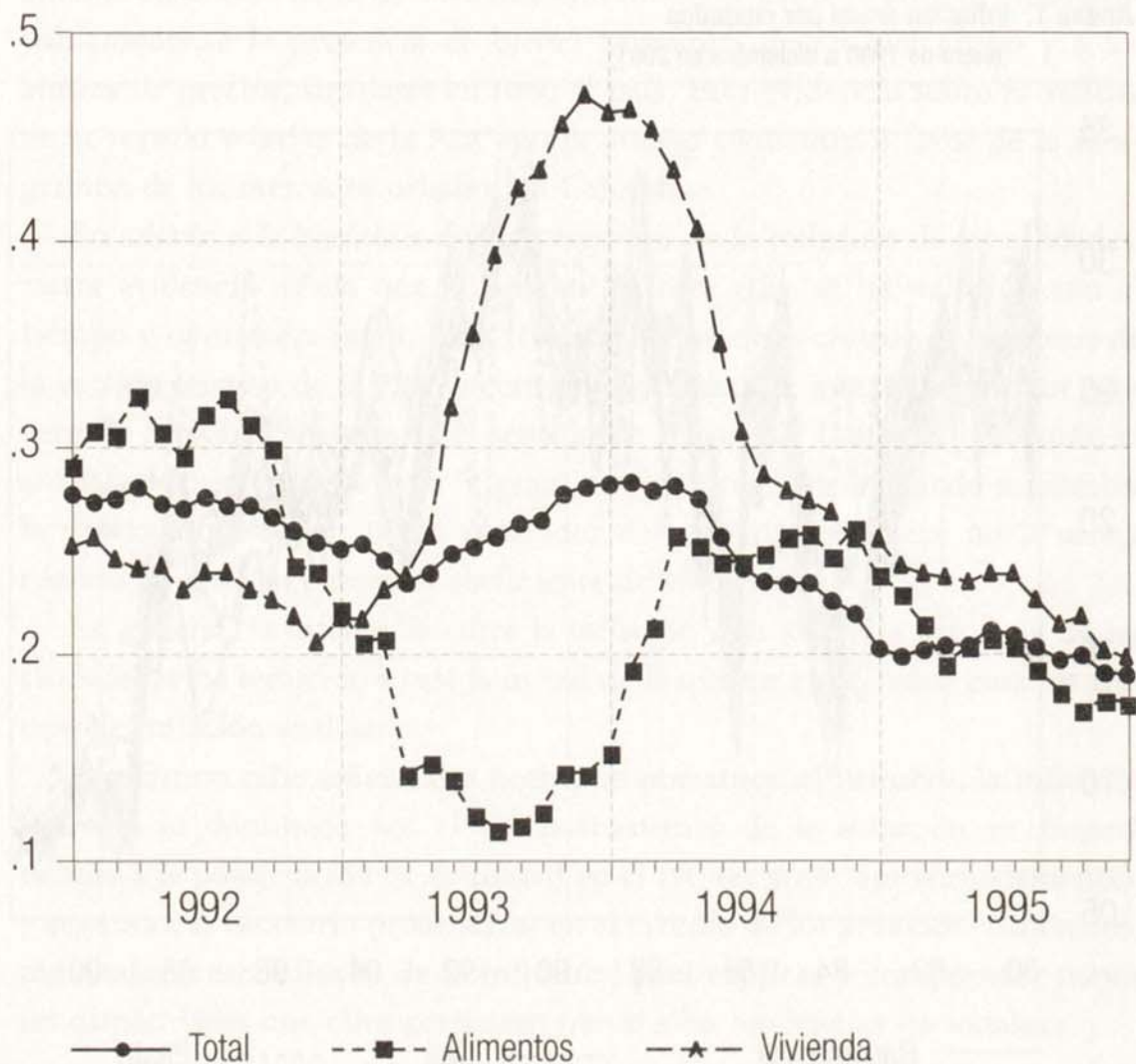
Anexos

Anexo 1. Inflación anual por ciudades
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

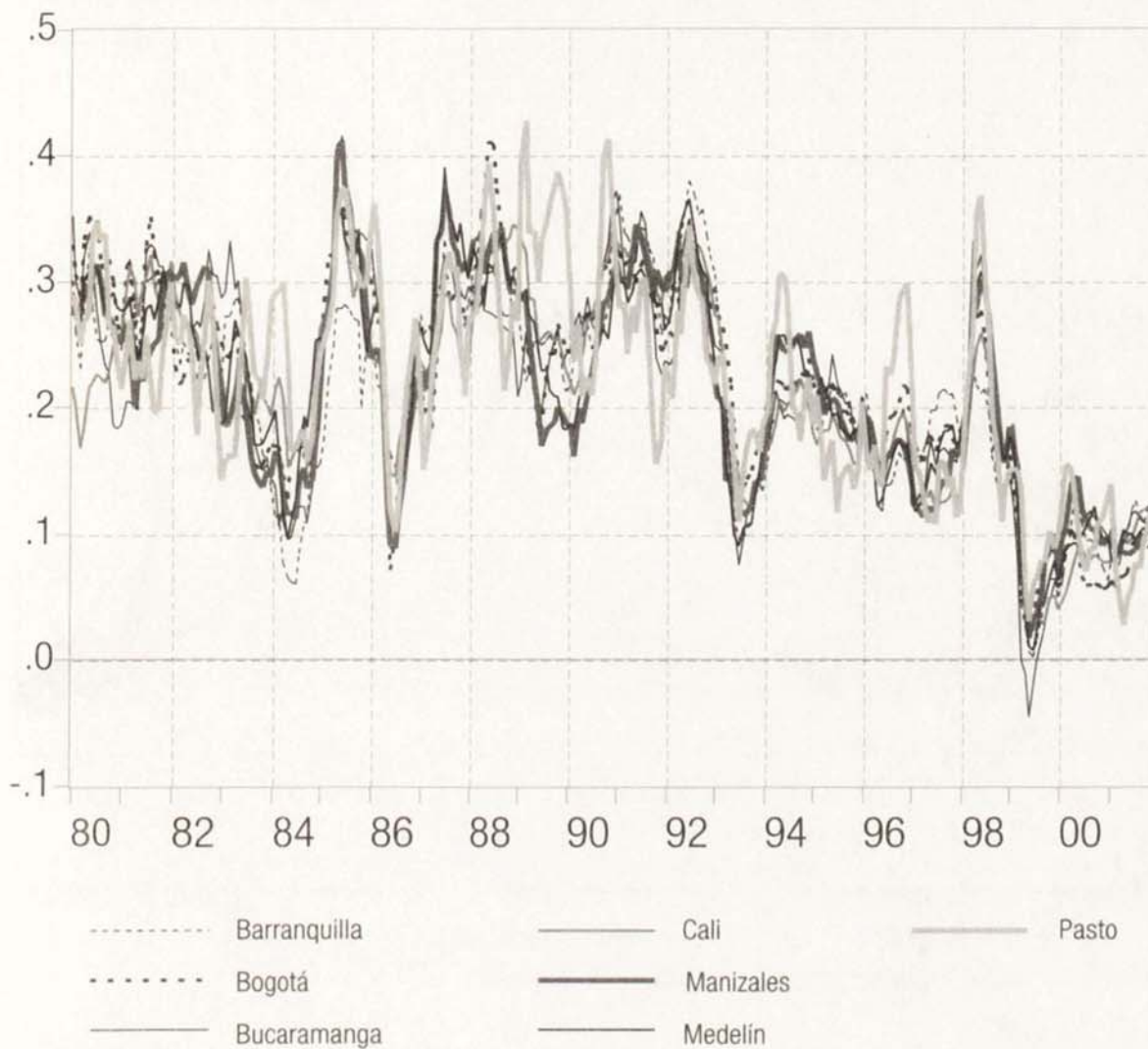


FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Anexo 2. Inflación Total, de Alimentos y de Vivienda, en Cali
(enero de 1992 a diciembre de 1995)

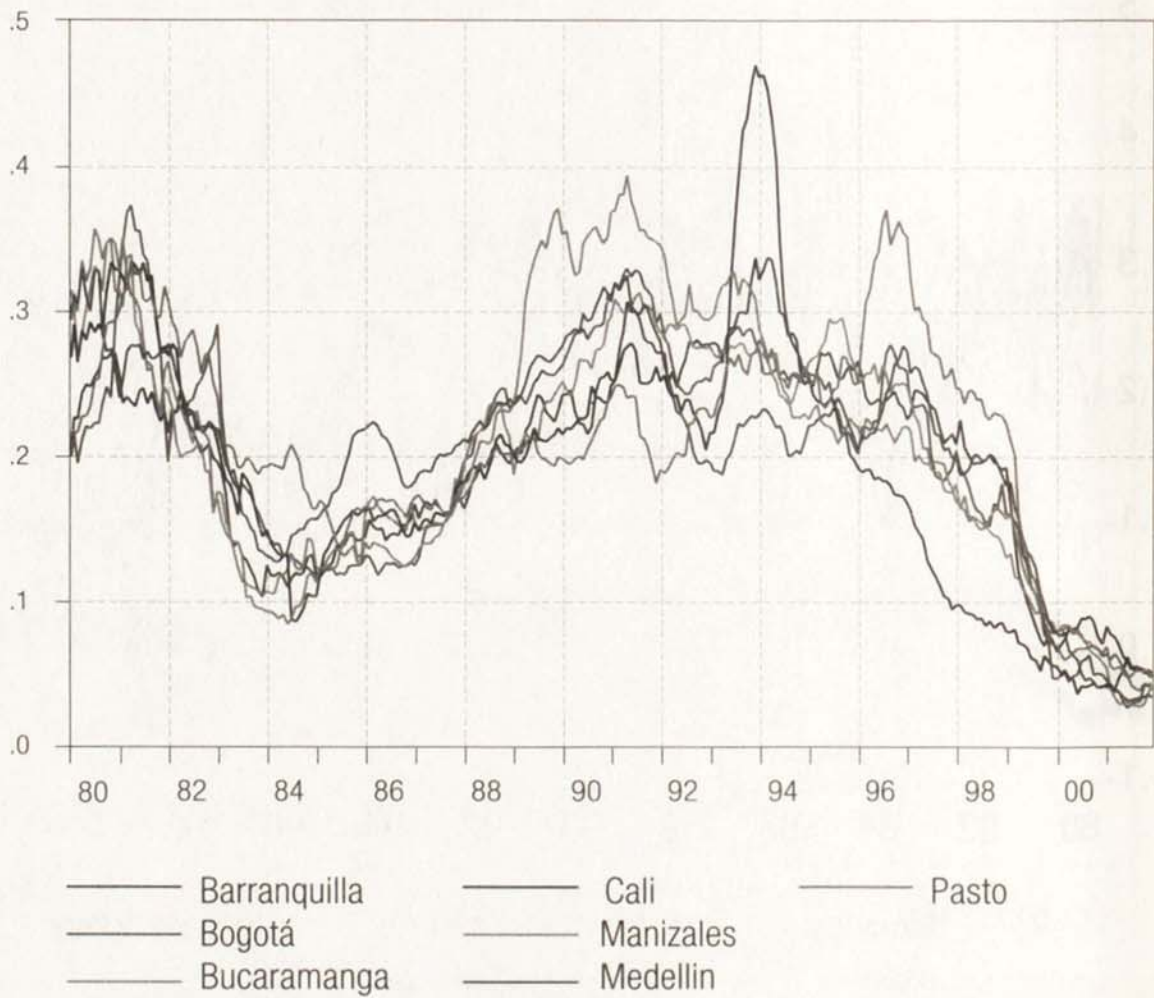


Anexo 3. Inflación anual en el componente de alimentos del IPC por ciudades



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Anexo 4. Inflación anual en el componente de vivienda del IPC
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Bibliografía

- ALBEROLA, Enrique; MARQUÉS, José M., "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain", en *Documento de trabajo*, núm. 9913, Banco de España, 1999.
- AVELLA, Rodrigo, "Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia", en *Borradores de economía*, núm. 183, Banco de la República, julio de 2001.
- BANERJEE, Anindya; DOLADO, Juan; GALBRAITH, John; HENDRY, David, *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, 1993.
- BARRO, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 106, mayo de 1991.
- BARRO, Robert; SALA-I-MARTI, Xavier, "Convergence", en *Journal of Political Economy*, núm. 100, abril de 1991, pp. 223-251.
- BERNARD, A.B.; DURLAUF, S.N., "Convergence in International Output", en *Journal of Applied Econometrics*, núm. 10, 1995, pp. 97-108.
- _____; DURLAUF, S.N., "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", en *Documento de trabajo*, núm. 3117, NBER, mayo de 1991.
- CAMPBELL, John Y.; PERRON Pierre, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en *NBER Macroeconomics Annual*, O.J. Blanchard; S. Fischer (ed.), The MIT Press, 1991, pp. 141-201.
- CECCHETTI, Stephen; MARK, Nelson; SONORA, Robert, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", en *Documento de trabajo*, núm. 7681, NBER, 2000.
- CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S., "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", en *Journal of International Money and Finance*, núm. 17, 1998, pp. 597-614.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, núm. 49, 1981, pp. 1057-1072.
- _____; FULLER, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, núm. 74, 1979, pp. 427-431.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H., "Efficient Tests for an Autoregressive Unit", en *Econometrica*, núm. 64, 1996, pp. 813-836.
- FROOT, K. A.; ROGOFF, K., "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en *Handbook of International Economic*, G. Grossman; K. Rogoff (ed.), VOL. 3, Nueva York, North-Holland, 1995.

- GALVIS, Luis Armando, "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", en *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 27, Banco de la República, febrero de 2002.
- HOLMES, Mark J., "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", en *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, 1998.
- JARAMILLO, Carlos; NUPIA, Oskar A.; ROMERO, Carmen A., "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Adolfo Meisel Roca (ed.), Banco de la República, 2001.
- KALMANOVITZ, Salomón, "El Banco de la República como institución independiente", en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXIV, núm. 889, noviembre de 2001.
- KNETTER, Michael; SLAUGHTER, Matthew, "Measuring Product Market Integration", en *Documento de trabajo*, núm. 6969, NBER, 1999.
- KRUGMAN, Paul; OBSTFELD, Maurice, *Economía internacional*, 4.ª edic., McGraw-Hill, 1999.
- KWIATKOWSKI D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y., "Testing the Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", en *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.
- MACKINNON, J., "Critical values for co-integration tests", en: *Long Run Economic Relationships*, Engle; Granger (ed.), Oxford University Press. 1991, pp. 267-276,
- MADDALA, G.S.; KIM, In-Moo, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- MISAS, Martha; LÓPEZ, Enrique; QUERUBÍN, Pablo, "La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales", en *Borradores de economía*, núm. 199, Banco de la República, febrero de 2002.
- MORALES, Amalia, "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", en *Documento de trabajo*, Universidad de Málaga, febrero de 2001.
- OLLOQUI, Irene; SOSVILLA-RIVERO, Simón, "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", en *Documento de trabajo*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.
- _____; SOSVILLA-RIVERO, Simón; ALONSO, Javier, "Convergencia en precios en las provincias españolas", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-04, FEDEA, España, 1999.
- _____; SOSVILLA-RIVERO, Simón, "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-12, FEDEA, España, 1999.
- PARSLEY, D.; WEI, S.J., "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 111, 1996.
- RAMÍREZ, María T., "The Impact of Transportation Infrastructure on the Colombian Economy", en *Borradores de economía*, núm. 124, Banco de la República, 1999.