

DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL

LA INFLACIÓN EN LAS
CIUDADES DE COLOMBIA:
UNA EVALUACIÓN DE LA PARIDAD DEL
PODER ADQUISITIVO

Por :
JUAN DAVID BARÓN RIVERA

No. 31

Julio, 2002

**CENTRO DE ESTUDIOS
ECONOMICOS REGIONALES**



**BANCO DE LA REPUBLICA
CARTAGENA DE INDIAS**

La serie **Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional** es una publicación del Banco de la República – Sucursal Cartagena. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

LA INFLACIÓN EN LAS CIUDADES DE COLOMBIA: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo

JUAN DAVID BARÓN RIVERA*

Cartagena de Indias, julio de 2002

* Economista del departamento de Estudios Económicos del Banco de la República, Cartagena. E-mail: jbaronri@banrep.gov.co . Para comentarios favor dirigirse al autor a los teléfonos (5)6601219, (5)6600808 ext. 141, Fax (5) 6600757. El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel y Luis Armando Galvis a un primer borrador de este documento. Este documento puede consultarse en la página web del Banco de la República: www.banrep.gov.co (Ruta de acceso: Información económica/Documentos e informes/Economía regional/Documentos de trabajo sobre economía regional).

Resumen

Este estudio tiene dos objetivos principales. El primero es caracterizar los procesos inflacionarios en las siete principales ciudades colombianas y el segundo es establecer si se cumple la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo como evidencia de integración de los mercados urbanos. Para alcanzar este segundo objetivo se realizan pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de inflación y se evalúan las hipótesis de convergencia estocástica de Bernard y Durlauf y de convergencia tipo sigma.

Se encontró que la inflación en las ciudades es bastante similar aún en el grupo de vivienda que está compuesto de bienes presuntamente de baja transabilidad. También se encuentra que se cumple la hipótesis de la versión relativa de la PPA en un gran número de casos entre las ciudades colombianas y, por consiguiente, evidencia de convergencia estocástica y de integración. Esta convergencia se presenta más claramente entre las tasas de inflación de alimentos, en este estudio usadas como inflación de los bienes transables, que en la inflación del grupo de vivienda.

Palabras clave: Inflación, Paridad del Poder Adquisitivo, integración, pruebas de raíz unitaria.

Clasificación JEL: R00, E31

TABLA DE CONTENIDO

I. INTRODUCCIÓN	1
II. MARCO TEÓRICO	4
A. METODOLOGÍA ECONOMETRICA	8
A.1. Prueba de Dickey y Fuller Aumentado (ADF)	9
A.2. Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)	11
A.3. Prueba de Elliot, Rothenberg y Stock (DF-GLS)	12
III. INFLACIÓN EN LAS PRINCIPALES CIUDADES	13
A. INFLACIÓN TOTAL	14
B. INFLACIÓN EN ALIMENTOS	24
C. INFLACIÓN EN GRUPO VIVIENDA	30
IV. RESULTADOS	35
A. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA SOBRE DIFERENCIALES DE INFLACIÓN	37
B. CONVERGENCIA TRADICIONAL (TIPO σ)	40
V. CONCLUSIONES	46
VI. REFERENCIAS	47
VII. ANEXOS	51
ANEXO 1	51
ANEXO 2	52
ANEXO 3	53
ANEXO 4	54

I. INTRODUCCIÓN

La integración de los mercados urbanos en Colombia es un tema que genera diversas discusiones entre los economistas. Conocer si las economías locales reaccionan de igual manera ante acontecimientos particulares tiene sin lugar a duda gran importancia para los agentes y entidades encargados de la política de desarrollo de las regiones del país ya que les permite anticipar las respuestas de las regiones ante diversos incentivos de índole económico. Para verificar si esta integración existe se han empleado distintos enfoques entre los que se cuentan los que abordan el tema de los mercados laborales regionales.¹

El presente documento pretende aportar elementos a la discusión sobre la integración de los mercados urbanos en Colombia, realizándolo por conducto del análisis de la variación de los 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 que permite observar las diferencias y similitudes de la inflación en las ciudades de Colombia. Para alcanzar este segundo objetivo se realiza una descripción comparativa de los procesos inflacionarios en las siete ciudades incluidas en el estudio para los últimos 22 años (1980-2001).

Las preguntas a las que se aspira dar respuesta en el 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?

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*", Documentos de trabajo sobre economía regional, número 27, Banco de la República, Cartagena, Febrero, 2002; tratan sobre la integración de los mercados laborales.

A nivel internacional, la convergencia en tasas de inflación ha sido abordada en el marco de la Unión Europea mediante diferentes metodologías.² Autores como Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero³ emplean técnicas econométricas para probar la hipótesis de cointegración para 15 países, y luego la de convergencia entre las tasas de inflación en el periodo 1961-1997. En este contexto la existencia 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 como los señalan los autores. La información utilizada es la 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, determinados únicamente por la oferta y la demanda locales.⁴

Superando esta crítica, de que la inclusión de bienes no transables en el cálculo de la inflación puede generar desviaciones de la PPA relativa, se encuentran en la literatura trabajos, también en el marco de la Unión Europea, como el de Mark J. Holmes⁵ o el de Amalia Morales⁶. Holmes evalúa la convergencia de las tasas de inflación de dos sectores, manufacturas y servicios, para siete países permitiéndole examinar por separado cómo se dan los procesos de convergencia estocástica en sectores de bienes transables y no transables. Para alcanzar su objetivo utiliza dos herramientas econométricas: el análisis de parámetros cambiantes en el tiempo y el análisis de cointegración, para luego probar convergencia sobre los parámetros de la relación de cointegración.

En la misma línea se encuentra el trabajo de Morales que analiza por medio de 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

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

³ Véase: Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero, *“Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea”*, Documentos de trabajo FEDEA, Septiembre, 1999.

⁴ Véase: Paul Krugman y Maurice Obstfeld, *Economía Internacional*, McGraw Hill, 4a. Edición, 1999.

⁵ Véase: Mark J. Holmes, *“Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services”*, *International Economic Journal*, Vol. 12, Number 3, Autumn, 1998.

⁶ Véase: Amalia Morales, *“Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors”*, *Documento de trabajo Universidad de Málaga*, Febrero, 2001.

no transables. Este documento aplica tanto metodologías bivariadas como multivariadas que toman en cuenta la existencia de posibles cambios estructurales en el periodo analizado.

Vale la pena aclarar que el sentido de convergencia del que tratan estos estudios, y el presente, es un tipo de convergencia denominado estocástica cuyo enfoque es diferente al utilizado por Barro (1991). La convergencia estocástica, como se muestra en la sección siguiente, es analizada mediante las propiedades de las series de tiempo –raíces unitarias, cointegración– mientras la convergencia tipo Barro basa su análisis en la correlación negativa, de corte transversal, entre un valor inicial y el crecimiento.

En el ámbito de la convergencia de la inflación dentro de un país y bajo una misma moneda se encuentran trabajos como los de Olloqui y Rivero (2000); Alberola y Márques (1999); Olloqui, Sosvilla y Alonso (1999); Cecchetti, Mark y Sonora (1998); y Parsley y Wei (1996) entre otros;⁷ que asumen que el tipo de cambio entre dos ciudades de un mismo país debe ser fijo e igual a la unidad, lo que conduce a validar la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo si los precios, o su variación en la versión relativa, en dos regiones geográficas diferentes son 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 fueran nulos, o en el caso de que existieran desviaciones de esa paridad dichas desviaciones fueran temporales.

Tanto en los trabajos a nivel de país 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 Bernard y Durlauf (1991,1995), pero no evaluada mediante el análisis de cointegra-

⁷ 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.

ción sino más bien a través de pruebas de raíz unitaria. Según Froot y Rogoff (1995) las pruebas de raíz unitaria son más fáciles de interpretar en el contexto de la Paridad del Poder Adquisitivo y son todavía ampliamente utilizadas bajo este marco teórico.⁸ Además, Bernard y Durlauf (1991) sugieren como alternativa al análisis de cointegración realizar pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de las series en cuestión. En la sección siguiente se presenta el marco teórico y se estipula la metodología a utilizar. Luego se hace 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, 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,

⁸ Aunque se realizó el análisis de cointegración mediante la metodología de Johansen, fue imposible encontrar condiciones razonablemente aceptables sobre los residuales que permitieran tomar una decisión sobre la existencia de relaciones de cointegración entre la inflación de las ciudades.

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

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 asume constante e igual a la unidad se tendría que la expresión (2) quedaría:

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

Lo que es lo mismo que afirmar que al interior de un país el precio de un bien debe ser igual en cualquier lugar de dicho país. Esta condición debe cumplirse a escala nacional ya que en un área geográfica relativamente pequeña las barreras al comercio se supone son menores que en el ámbito internacional; así como los costos de transporte deben ser significativamente menores ya que las distancias por recorrer entre uno y otro mercado son más cortas.

La Paridad del Poder Adquisitivo, PPA, generaliza la ley del precio único a una canasta de bienes donde 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 lugares dentro 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 cuatro, se conoce con el nombre de PPA *absoluta*. Dicha expresión implica una proposición conocida como la PPA *relativa* que 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, dentro de un país la tasa de cambio será constante e igual a la unidad, lo que hace que la variación porcentual de dicha tasa de cambio sea igual a cero. La anterior afirmación sugiere que en dos lugares de un país el diferencial entre la tasa de inflación de una y otra debería ser nulo, o lo que es lo mismo, que la diferencia entre ellas sea igual a cero para cada momento del tiempo. Esta hipótesis de la igualdad de la tasa de inflación al interior de un país es la que se evalúa para las siete principales ciudades en el periodo 1980 – 2001.

La forma de evaluar la hipótesis de 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. Además, si existe evidencia para afirmar que dichos diferenciales son estacionarios puede afirmarse que de hecho existe convergencia estocástica entre dichas tasas de inflación desde la perspectiva de series de tiempo de Bernard y Durlauf (1991,1995).

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 no deberían existir motivos para que ellos hagan que la hipótesis de PPA se desvíe.

El segundo motivo de desviaciones de la paridad es la existencia de bienes no transables en la canasta de bienes. Los bienes no transables son aquellos que sus costos de transporte son tan elevados, en relación con su costo de producción, que no pueden ser intercambiados obteniéndose un beneficio. El precio de este tipo de bienes está determinado completamente por la oferta y la demanda local –ciudad–. Un aumento en el precio de este tipo de bienes en una ciudad, *ceteris paribus*, haría que la igualdad de tasas de inflación entre dos ciudades se rompiera. Por esta razón tanto en la parte descriptiva como en el análisis econométrico se incluyó 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.⁹ Se espera, por tanto, que las tasas de inflación en alimentos estén más relacionadas entre ciudades de lo que están las tasas de inflación de vivienda. Entendiéndose como más relacionadas un mayor número de casos en que los diferenciales de inflación son estacionarios.

⁹ 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 asume 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 véase Felipe Jaramillo y Edgar Caicedo, “Análisis económico del IPC”, Subgerencia de estudios económicos, Banco de la República, 2000.

A. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

En una serie de artículos, Bernard y Durlauf, propusieron y aplicaron una definición de convergencia y un conjunto de pruebas estadísticas basadas en series de tiempo para contrastar dicha hipótesis de convergencia.¹⁰

La definición de convergencia propuesta por los autores se diferencia de la usada por Barro (1991) y otros autores. Estos últimos basan su análisis de convergencia en la correlación negativa –de corte transversal– entre un valor inicial y el crecimiento y/o en la reducción de la dispersión de las series bajo análisis. Los estudios de Bernard y Durlauf, en cambio, plantean el análisis de convergencia examinando directamente las propiedades estocásticas de las series bajo estudio, lo que lleva a 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 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 :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (6)$$

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 llegara a existir alguna clase de tendencia lineal esta tendencia deberá ser la misma para la inflación de ambas ciudades.

¹⁰ Véase: Andrew Bernard y Steven Durlauf, “*Convergence in International Output*”, *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp.97-108, 1995; y “*Interpreting Tests of the Convergence hypothesis*”, *NBER Working Paper*, No. 3717, May, 1991. Esta metodología ha sido usada por varios autores colombianos como Ramírez (1999), Jaramillo et al. (2001) y Galvis (2002).

En los casos en que la inflación no converja entre dos ciudades existe la posibilidad de que respondan 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:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (7)$$

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

Específicamente, la metodología a utilizar en el presente estudio será la siguiente: Como lo señalan Bernard y Durlauf (1991) una forma alternativa de probar que las series están cointegradas y que además lo están con 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 Rogoff (1995) 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)¹¹

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

¹¹ Véase: D.A. Dickey y W.A. Fuller, “*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, p.427-431, 1979; “*Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, 1981.

$$\begin{aligned}
\Delta S_t &= \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\
\Delta S_t &= \alpha_0 + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\
\Delta S_t &= \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{8}$$

Donde $S_t (= \pi_{it} - \pi_{jt})$ es la serie de interés, siendo en este caso el diferencial de inflación entre dos ciudades.¹² El número de rezagos a incluir en la parte aumentada, p , se elige de acuerdo con el procedimiento recursivo sugerido por Campbell y Perron (1991). Se empieza con $p = p_{max} = 36$, para evaluar la significancia de este último rezago se utiliza una distribución normal al 10%.¹³ Si este rezago es estadísticamente diferente de 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 las componentes determinísticas sean significativas según valores tabulados por Dickey y Fuller. 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. 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 (1991).

¹² 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.

¹³ Se utilizan 36 rezagos porque Misas et al. (2002) señalan (pag. 19) que el componente autorregresivo de la inflación nacional es de 2 años. En el caso de la inflación de algunas ciudades ese componente se encontró de orden mayor.

A.2. Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)¹⁴

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. Dos modelos son los utilizados. El primero dado por la expresión:

$$S_t = \beta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t \quad (10)$$

A partir del cual se calcula el estadístico de prueba $\hat{\eta}_\tau = T^{-2} \frac{\sum D_t^2}{d^2(l)}$. Donde

$$D_t = \sum_{i=1}^T \varepsilon_i$$

$$d^2(l) = \frac{\sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2}{T} + \frac{2 \sum_{d=1}^l \left(1 - \frac{d}{(l+1)}\right)}{T} \sum_{i=d+1}^T \varepsilon_i \varepsilon_{i-d} \quad (11)$$

Donde a su vez los autores sugieren utilizar para el parámetro de truncamiento, l , $l_8 = \text{Ent}\left(\frac{8\sqrt{T}}{\sqrt[3]{100}}\right)$.

El segundo modelo es:

$$S_t = \mu + \varepsilon_t \quad (12)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

¹⁴ D. Kwiatkowski, P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178, 1992.

$$S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t \quad (13)$$

Siendo el estadístico de prueba calculado exactamente como se calculó $\hat{\eta}_t$, pero ahora llamado $\hat{\eta}_\mu$.¹⁵ Los valores críticos se encuentran en Kwiatkowski et al. (1992).

A.3. Prueba de Elliot, Rothenberg y Stock (DF-GLS)¹⁶

Como señalan Cheung y Lai (1998) cuando se prueba la existencia de raíz unitaria en la tasa de cambio real, S_t , la potencia de la prueba estadística es de 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, sugieren utilizar la prueba de Elliot, Rothenberg y Stock (1996) denominada DF-GLS.¹⁷ La prueba DF-GLS se basa en la siguiente expresión:

$$\Delta \tilde{S}_t = \beta \tilde{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{S}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

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

$$\tilde{S}_t = S_t - \alpha_0 - \alpha_1 t \quad (15)$$

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

¹⁵ Aunque la expresión es la misma para los dos estadísticos estos 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 autocorrelación y/o heteroscedasticidad.

¹⁶ G. Elliott, T.J. Rothenberg, y J.H. Stock, "Efficient tests for an autoregressive unit", *Econometrica*, 64, p.813-836, 1996.

¹⁷ Yin-Wong Cheung y Kon S. Lai, "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, 34, p. 181-192, 1998.

$$\begin{aligned} y_t^* &= [y_1, (1 - \rho L)y_2, \dots, (1 - \rho L)y_T] \\ z_t^* &= [z_1, (1 - \rho L)z_2, \dots, (1 - \rho L)z_T] \end{aligned} \quad (16)$$

y $z_t = (1, t)'$. Mientras $\rho = 1 + \frac{c}{T}$. El valor sugerido por los autores para c es -13.5 en el caso que se hace presente la tendencia lineal y -7 en el caso en que sólo está presente el intercepto. En el caso de la prueba DF-GLS^u se omite del vector z_t la tendencia lineal y se cambia el valor de c .¹⁸

La hipótesis nula de esta prueba, al igual que en la prueba ADF, es la existencia de raíz unitaria. Note también que la prueba se realiza sobre el coeficiente β de la ecuación (14) que es la misma ecuación de la prueba ADF sin intercepto y sin tendencia lineal. Por consiguiente, la elección del número de rezagos a incluir en la parte aumentada se hace de la misma manera descrita anteriormente.

En el presente artículo se utiliza esta prueba 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.

III. INFLACIÓN EN LAS PRINCIPALES CIUDADES

El estudio de la integración de los mercados urbanos, mediante la hipótesis de la versión relativa del la Paridad del Poder de Adquisitivo, se elaboró con base en información de las siete principales áreas metropolitanas –Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto– para las cuales existe Índice de Precios al Consumidor, IPC, de periodicidad mensual desde enero de 1979. El análisis abarca el periodo 1980-2001 desde enero hasta diciembre de cada año. A partir del mes de diciembre de 1988, el DANE¹⁹ amplió el cubrimiento del IPC a seis ciudades más –Cartagena, Cúcuta, Pereira, Montería, Neiva y Villavicencio– completando un total de trece ciudades incluidas en su investigación; sin embargo,

¹⁸ Los valores críticos se encuentran tabulados en el Elliott et al. (1996), pero también se pueden consultar en Maddala y Kim (1998).

¹⁹ Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

trece ciudades incluidas en su investigación; sin embargo, estas últimas ciudades no se incluyen en el presente estudio.

De la base de datos del DANE, disponible a través de la página de la institución en Internet, se obtuvo el IPC total y por grupos para cada una de las siete ciudades analizadas.²⁰ Con éstos 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 mediante el grupo de vivienda.

A. INFLACIÓN TOTAL

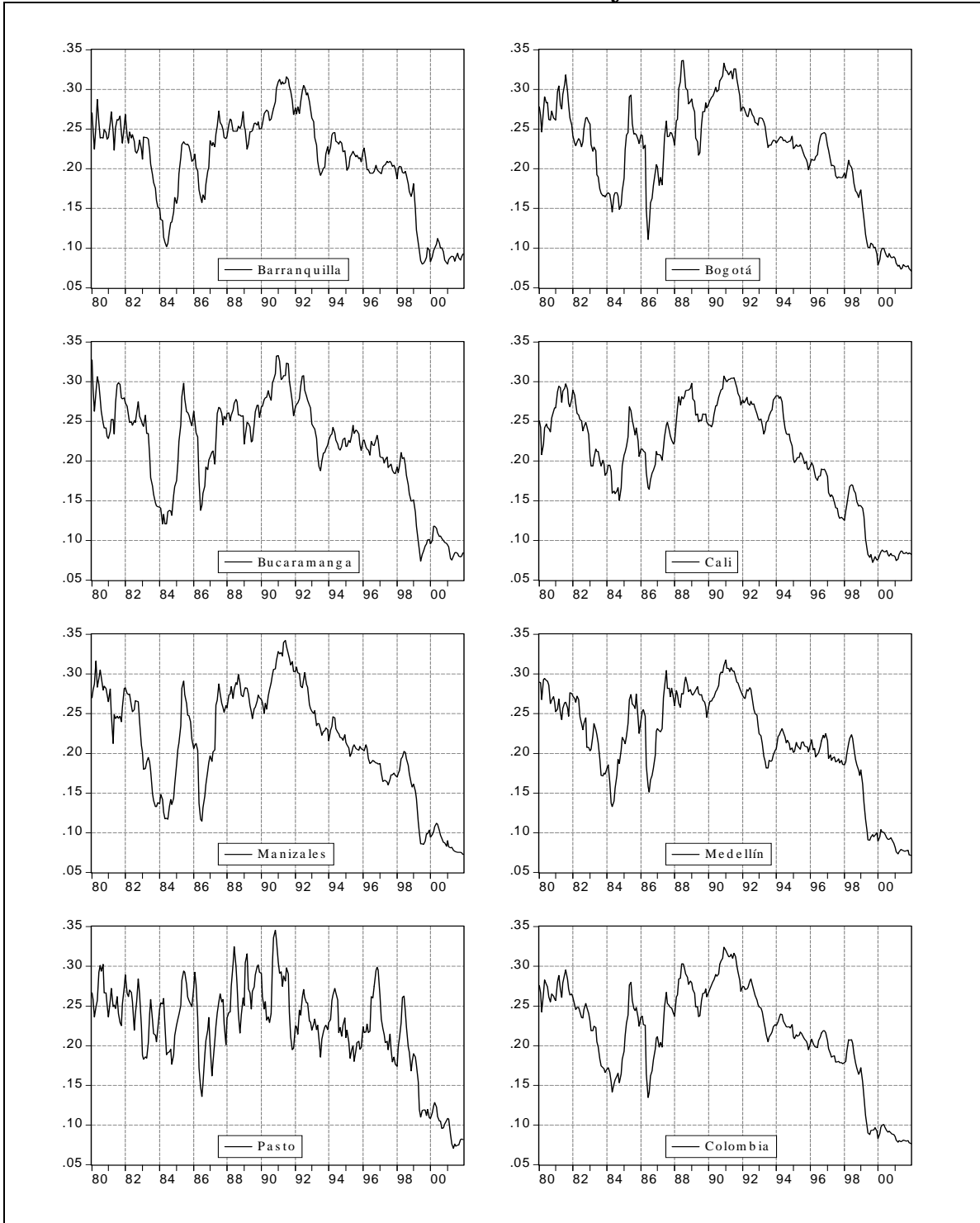
La inflación anual, en cada mes, fue calculada para el periodo enero de 1980 a diciembre de 2001 como:

$$\pi_{i,t} = \frac{IPC_{i,t} - IPC_{i-12,t}}{IPC_{i-12,t}} \quad ; \quad i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\} \quad (8)$$

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 muestran patrones muy similares: dos caídas profundas en los ochenta, 1984 y 1986, su máximo a principios de la década de los noventa 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 que en 1986, a diferencia de lo que sucedió en el resto de ciudades y aún a nivel nacional.

²⁰ Base diciembre de 1998 igual a 100. (www.dane.gov.co). Los grupos del IPC han cambiado en algunos años, sin embargo, se tiene información completa para el índice total, el grupo de alimentos, el de vestido y vivienda desde enero de 1979.

Gráfico 1
INFLACIÓN ANUAL POR CIUDAD
(en cada mes entre 1980:1 y 2001:12)



Fuente: Cálculos del autor con base en IPC, DANE.

A primera vista, el Gráfico 1 no revela ninguna diferencia sustancial entre las tasas de inflación de las ciudades; sin embargo, una evaluación minuciosa de las cifras señala algunas diferencias que es importante destacar. 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 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 1.²¹

Cuadro 1
CORRELACIONES ENTRE 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 IPC por ciudades, DANE.

En general, las correlaciones que muestra el Cuadro 1 son bastante elevadas, lo que refleja lo que en el Gráfico 1 se intuía: que las tasas de inflación se comportan de manera similar en las diferentes ciudades del país. Vale la pena resaltar que Pasto es

²¹ 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.

la ciudad que muestra la correlación más baja con cada una de las demás ciudades; en especial con Barranquilla -0.79 — que es precisamente la ciudad más alejada.

El Cuadro 2 presenta algunas de las características básicas de la tasa de inflación anual en el periodo analizado. Entre ellas se destaca la ciudad de Pasto como la de más alta inflación promedio -22.2% —,²² como la de máxima inflación -34.5% en noviembre de 1990—, y como la de mínima -7.0% en mayo de 2001—. Es bastante curioso como la tasa de una sola ciudad varía de tal forma que pasa de la más alta a la más baja en sólo 11 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, que el tiempo en que se da la máxima inflación 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 precios.

De igual forma que 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; Medellín, Manizales y Bogotá en diciembre de 2001 las últimas. Note que la inflación mínima se presenta al final del periodo, lo que no quiere decir que la inflación posterior al periodo analizado no pueda continuar su tendencia decreciente, más aún si se tiene en cuenta que la meta para el año 2002 es menor que la cumplida para el 2001.

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, nueva-

²² 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.

mente, que las tasas de inflación anual se comportan de manera similar para todas las ciudades.

Cuadro 2
CARACTERÍSTICAS DE LAS TASAS DE INFLACIÓN
(enero 1980 – diciembre 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 IPC ciudades, DANE.

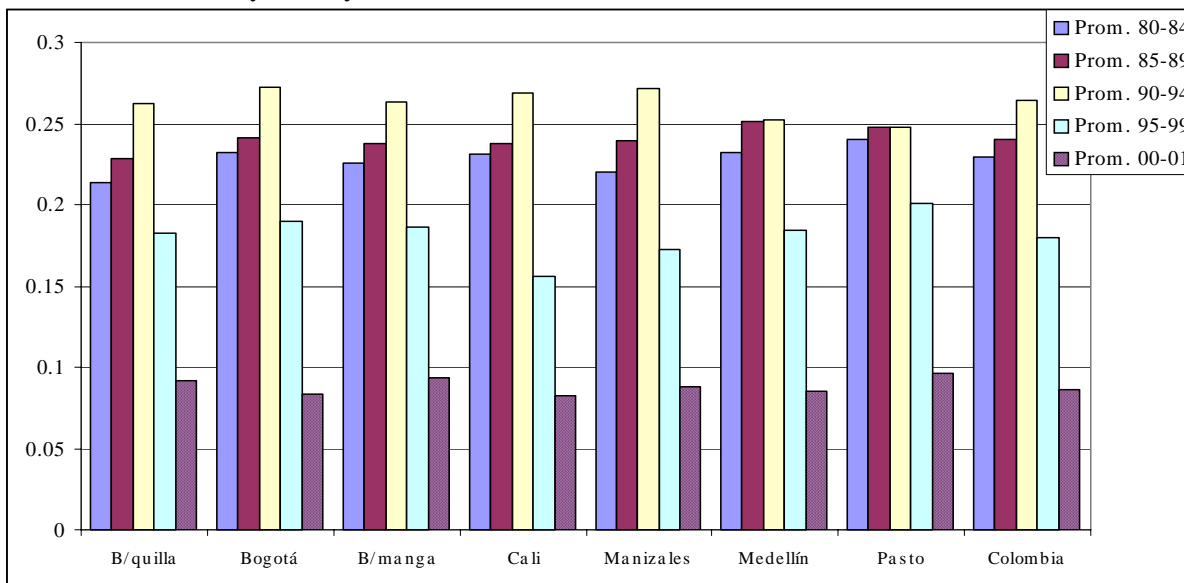
Pero, ¿Qué diferencias existieron en la inflación entre la década de los ochenta y la de los noventa? ¿Y de éstas con los años 2000 y 2001?

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 para el periodo analizado. Los primeros cinco años de la década de los ochenta se caracterizaron por una inflación promedio para las ciudades de 22.8 por ciento; siendo la menor tasa 21.4 por ciento –Barranquilla– y la mayor 24.0 por ciento –Pasto–. Luego, entre 1985 y 1989, el promedio ascendió a 24.0 por ciento. En este quinquenio la tasa más alta la presentó la ciudad de Medellín –25.2 por ciento– y la más baja nuevamente la ciudad de Barranquilla –22.9 por ciento–. En el inicio de la década de los noventa, la situación no mejoró y la tasa de inflación promedio se ubicó en 26.3 por ciento, por encima de los dos quinquenios de los ochenta.²³ En los cinco años finales de los noventa la inflación por fin cedió, ubicándose en promedio en 18.2 por ciento,

²³ 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.

levemente por encima de la inflación nacional que descendió a 18 por ciento.²⁴ En estos cinco años la mínima inflación la presentó la ciudad de Cali –15.6 por ciento– y la máxima Pasto –20.1 por ciento–.

Gráfico 2
PROMEDIOS QUINQUENALES DE TASAS DE INFLACIÓN POR CIUDAD



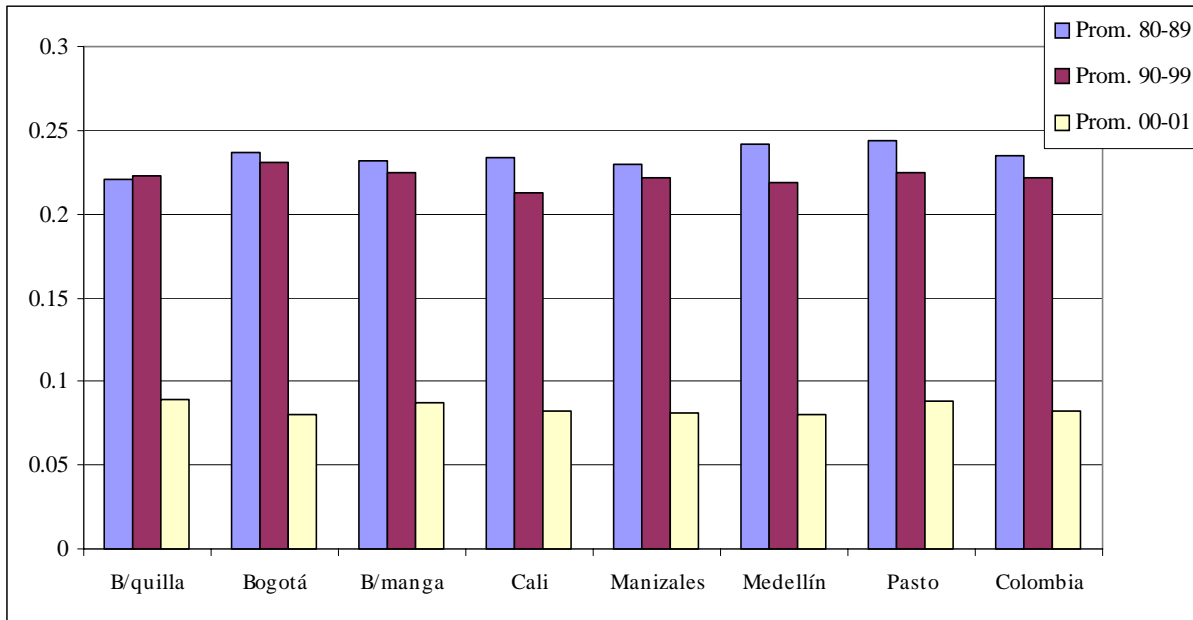
Fuente: Cálculos del autor con base en IPC mensual por ciudades, DANE.

Para los años 2000 y 2001 la tasa de inflación de las ciudades colombianas bajó abruptamente en parte por la aguda recesión que afectó al país entre 1998 y 1999. En promedio la tasa de inflación anual se redujo de 18.2 por ciento –1995 a 1999– a 8.9 por ciento –2000 a 2001–.

El panorama anterior ilustraba la situación vista desde una perspectiva de mediano plazo. Pero, ¿cómo se comportó la inflación de los noventa en comparación con la de los ochenta? El Gráfico 3 tiene la respuesta.

²⁴ La inflación de Colombia para este periodo ya incluía 13 ciudades colombianas; no obstante, en este trabajo se hace el análisis sólo para las 7 ciudades que se venían trabajando para mantener consistencia en el número de ciudades para los veinte años.

Gráfico 3
PROMEDIOS DECENALES DE LAS TASAS DE INFLACIÓN POR CIUDAD



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

En el Gráfico 3 se puede ver que la inflación, por ciudades, fue ligeramente más alta en los años ochenta que en los noventa. De hecho, la tasa promedio para la década de los ochenta fue 23.4 por ciento, siendo Barranquilla la ciudad con la más baja inflación –22.1 por ciento– y Pasto con la más alta –24.4 por ciento–; mientras, para los noventa esta tasa se ubicó en 22.2 por ciento, convirtiéndose Bogotá en la ciudad con más alta inflación de la década –23.1 por ciento–.

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 en promedio en 8.4 por ciento. En estos dos años, la tasa más alta la exhibió Barranquilla –8.9 por ciento– y la más baja Medellín –8.0 por ciento–. Nótese como la tasa de Barranquilla pasa de ser la más baja en la década de los ochenta a ser 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 Repú-

blica en los años noventa. 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 y 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	Cali	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 IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

* Las posiciones sombreadas denotan el no-cumplimiento de la meta de inflación.

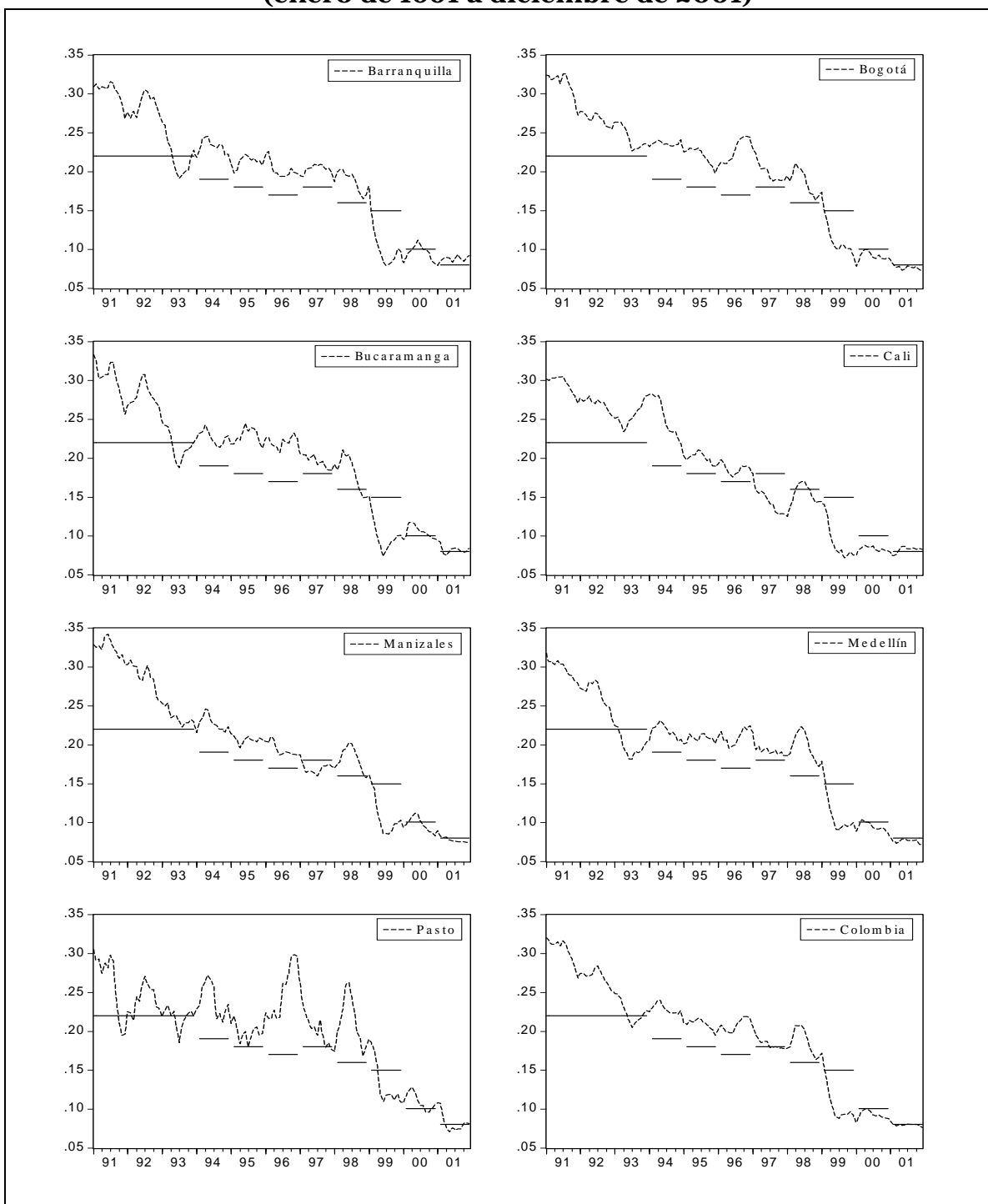
Del Cuadro 3 es importante destacar que en los primeros seis años del establecimiento de la meta de inflación por parte del banco central –1991 a 1996– la meta nunca se cumplió, ni para la inflación nacional ni tampoco para la inflación de las ciudades independientemente –cuatro excepciones son Pasto en 1991 y Bucaramanga, Medellín y nuevamente Pasto en 1993–. A este respecto Corbo (2000), citado por Kalmanovitz (2001), 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 comportamien-*

to 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.

Desde 1997 esta situación cambió y la meta empezó a cumplirse a nivel nacional, cumpliéndose de paso en algunas de las ciudades que se incluyen en este análisis. Por ejemplo, en 2001, la inflación nacional llegó a 7.6 por ciento, 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 por ciento, 1.2 puntos porcentuales por encima de la meta. Tampoco cumplieron la meta de inflación de 2001 las ciudades de Bucaramanga, Cali y Pasto.

Como 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, es decir, que en el contexto de este trabajo la inflación de una ciudad difiera de la de otra. Con el fin de observar que pasa a este respecto, en las secciones siguientes se analiza la inflación del grupo de alimentos y del grupo de vivienda. Es de esperar que la inflación del componente de alimentos se asemeje mucho más entre las ciudades de lo que lo hace la inflación en el componente de vivienda ya que la inflación de los bienes de algunos de los subgrupos que integran este grupo deberían estar determinados sólo por presiones de demanda local.

Gráfico 4
INFLACIÓN ANUAL POR CIUDADES Y METAS DE INFLACIÓN
(enero de 1991 a diciembre de 2001)



Fuente: Cálculos del autor con base en IPC ciudades, DANE. Banco de la República.

B. INFLACIÓN EN ALIMENTOS

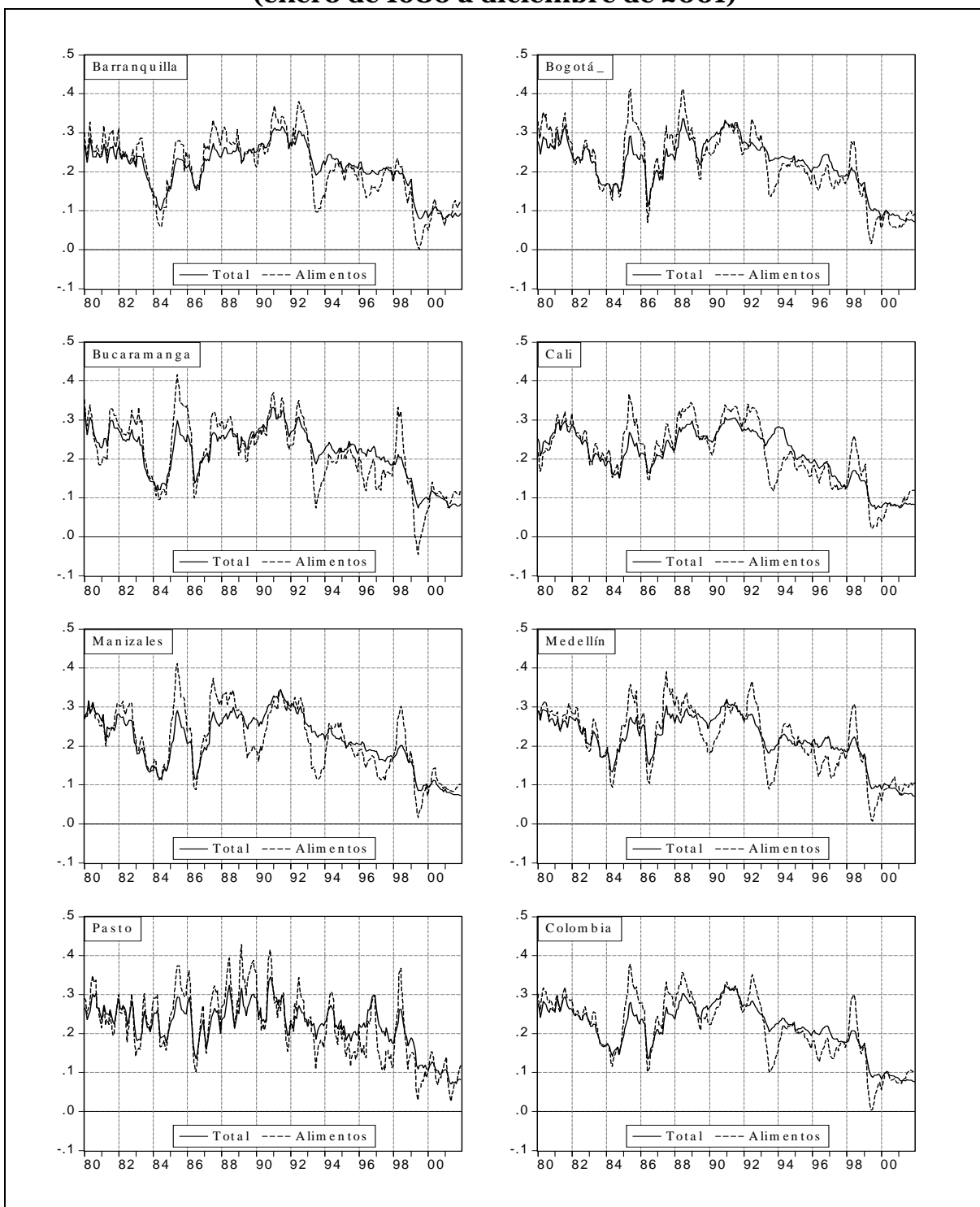
Al igual que la inflación total, la inflación en alimentos se toma de forma anual, mes a mes. El Gráfico 5, muestra el comportamiento de dicha tasa junto con la total para cada ciudad y para Colombia.

En términos generales, las gráficas muestran que la variabilidad de la tasa de inflación de alimentos es ligeramente mayor que la de la total. Es decir, esta variabilidad de la inflación de alimentos se pasa a la total pero en una menor proporción. Sin embargo, la tasa de alimentos jalona el comportamiento de la inflación total hacia donde esta primera se mueva, claro que no en la misma proporción debido a que en el índice de precios total se consideran más grupos que sólo el de alimentos.

Una excepción al jalonamiento que hace la tasa de alimentos de la total es el que se presenta 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 –en la actualidad 29.51%–, cae abruptamente pero sin tener efectos sobre la inflación total que por el contrario exhibió una tendencia creciente durante parte de esos años. Como se observa en el gráfico presentado en el Anexo 2, 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. 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 48 por ciento a finales de 1993 cuando la tasa de inflación de los alimentos caía por la misma época a casi el 10 por ciento.

El gráfico del Anexo 3 muestra la inflación anual en el grupo de alimentos para las siete ciudades en un sólo esquema, permitiendo afirmar que sus diferencias son bastante pequeñas y que al igual que con la inflación total, la variabilidad de la inflación de la ciudad de pasto sobresale entre las demás.

Gráfico 5
INFLACIÓN ANUAL TOTAL Y DE ALIMENTOS
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



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

Otra particularidad del Gráfico 5 se presenta 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, aún de productos básicos, los precios de los alimentos incluidos en la canasta del IPC prácticamente no variaron -0.8 por ciento en promedio para las siete ciudades— y en el caso de la ciudad de Bucaramanga se presentó una deflación anual de 4.6 por ciento 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. Entre ellas la más baja correlación nuevamente la exhibe la ciudad de Pasto con las demás ciudades del país. Las diferencias entre las correlaciones presentadas en el Cuadro 1 y las presentadas en el Cuadro 4 son menores a 0.10, a excepción de las correlaciones de Pasto con Barranquilla -0.13 — y Medellín -0.11 —.

Cuadro 4
CORRELACIONES ENTRE TASAS DE INFLACIÓN DE 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 (2001). 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, tie-

nen 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 por ciento.²⁵

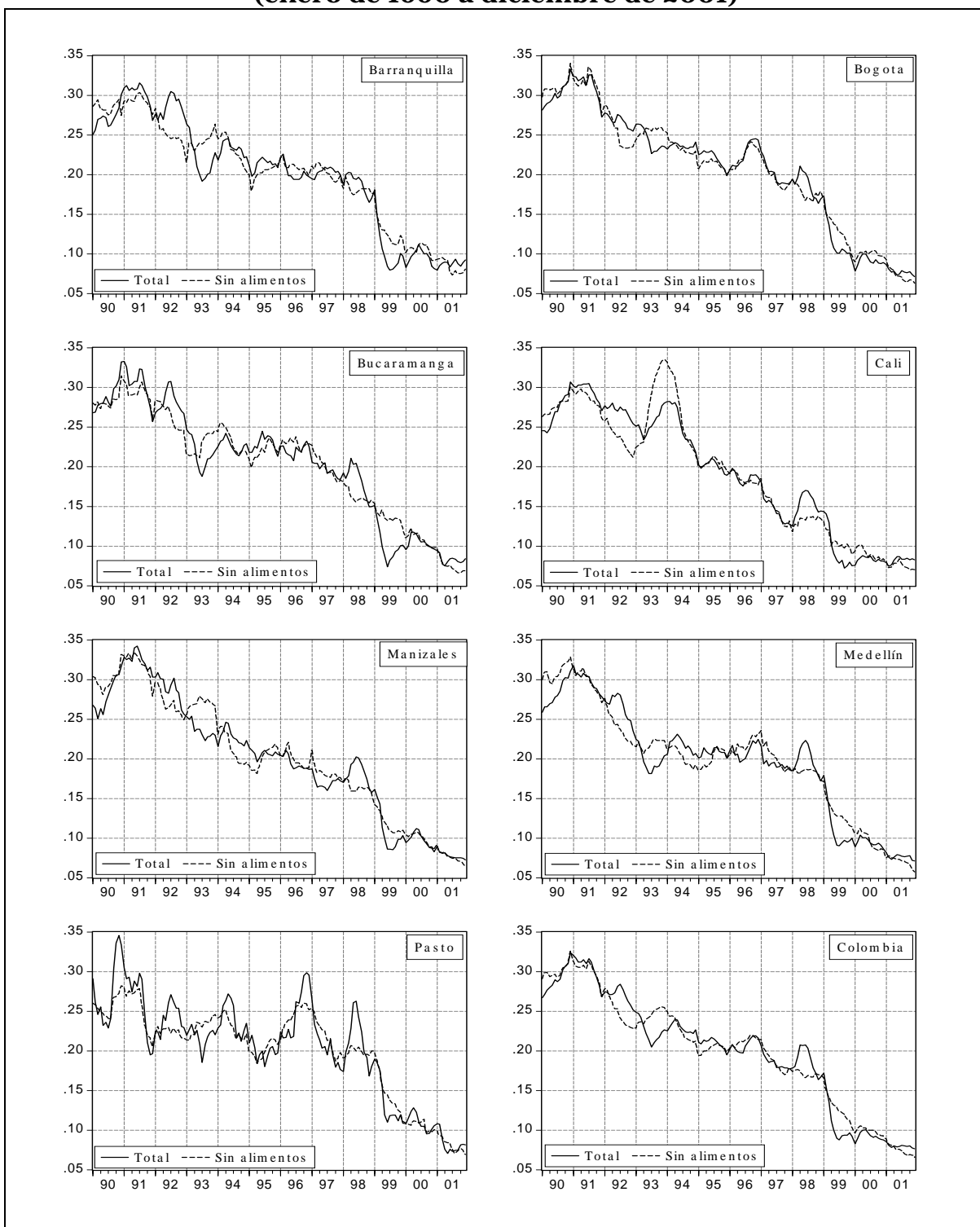
A nivel urbano en Colombia el efecto es el mismo que para el nacional. En las fechas en que el fenómeno del Niño se presentó (1982-1983, 1986-1987, 1991-1992, 1994-1995, 1997-1998 y sequías a principios de 1985 y 1988) la tasa de inflación del grupo de alimentos aumentó para todas las ciudades, como lo muestra el Gráfico 5, jalonando 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 se muestra en el Gráfico 6 la tasa de inflación con y sin alimentos. 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 se han comportado con gran similitud desde principios de la década de los noventa, 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.

²⁵ Corresponde a la ponderación más baja que se le ha asignado al grupo de alimentos desde que se elabora el IPC.

Gráfico 6
INFLACIÓN TOTAL Y SIN ALIMENTOS
(enero de 1990 a diciembre de 2001)



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

Estas diferencias a escala local que surgen 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; ya 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 IPC ciudades, DANE.

De este cuadro se destaca que la inflación para las ciudades alcanza su punto máximo alrededor de los años de 1985 y 1989, situación diferente a la que acontecía con la inflación total que alcanzaba su máximo en los primeros años de la década de los noventa. También resalta como la inflación mínima para varias ciudades esta muy cercana a ser nula y para una ciudad es negativa –Bucaramanga–, situación que lleva a que la tasa nacional sea de 0.3 por ciento 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 máxima fue 5 años (afectada por el valor máximo de Barranquilla que fue en 1992) y la mínima alrededor de 2 años.

C. INFLACIÓN EN GRUPO VIVIENDA

El componente de vivienda del IPC se analiza debido al gran peso que tiene en el índice, que en la actualidad es de 29.41 por ciento. Además, en el presente estudio sirve para dar una idea de lo que pasa con la variación de los precios de los bienes no transables a lo largo del país. En el Anexo 4 se muestra la gráfica de la inflación de este grupo en las siete ciudades simultáneamente. En ella se ve como, a diferencia de lo que pasa con la inflación total y de alimentos (véase Anexo 1 y 3), las tasas para algunas ciudades se desvían de la tendencia de las demás en ciertos periodos. Sobre-sale el caso de Cali, Manizales, Medellín y Pasto en diferentes periodos de tiempo.

En el Cuadro 6 se presentan las correlaciones entre las tasas de inflación en el componente de vivienda. En éste se puede observar como el grado de asociación es menor entre las tasas de inflación de vivienda que aquel grado que mostraban las tasas de inflación totales y aún las de alimentos (Cuadro 1 y 4), sugiriendo la existencia de comportamientos menos relacionados de la inflación del grupo de vivienda entre ciudades.

Cuadro 6
CORRELACIÓN ENTRE TASAS DE INFLACIÓN GRUPO 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 IPC por ciudades, DANE.

Nuevamente las correlaciones más bajas las presenta la ciudad de Pasto, siendo la más baja con la ciudad de Manizales -60.15 por ciento– y la más alta con la capital del país, 79.79 por ciento.

El Gráfico 7 muestra la inflación del grupo de vivienda junto con la inflación total. Se advierte como la inflación de vivienda se comporta más suavemente de lo que lo hace la inflación total para el periodo y para todas las ciudades, además, de que no exhibe los cambios bruscos que presenta la tasa total o la inflación de alimentos (véase Gráfico 8). Una excepción, a la que ya se había hecho alusión, es la ciudad de Cali en el periodo 1993-1994. En la gráfica se puede ver como la inflación del grupo de vivienda alcanza su nivel más alto -47 por ciento– en diciembre de 1993, mientras en la misma época la inflación de alimentos se empezaba a recuperar de una caída de casi 16% entre enero y octubre del mismo año.²⁶ (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 como sí lo hace la de alimentos, a pesar de que sus ponderaciones dentro del índice en la actualidad son casi iguales.

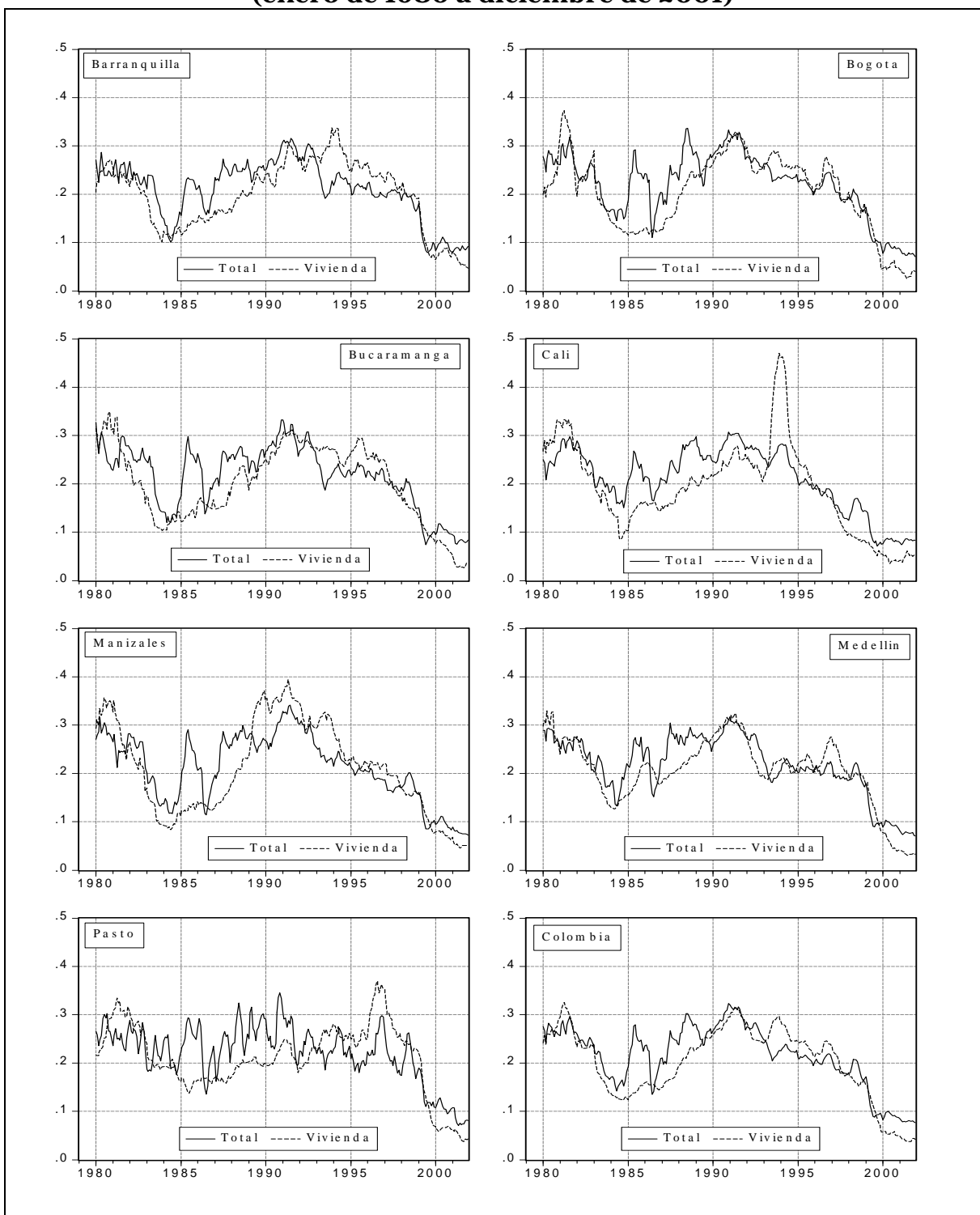
Del Gráfico 7 cabe rescatar que para finales del periodo, aproximadamente desde finales de 1999, la inflación de vivienda se encontraba por debajo de la inflación total en todas las ciudades, siendo uno de los grupos de la canasta que ha colaborado en el cumplimiento de las metas de inflación de los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

El Gráfico 8 exhibe la tasa de inflación del grupo de vivienda y del de alimentos. Allí puede verse claramente la diferencia existente entre un grupo compuesto de bienes supuestamente de mayor transabilidad -alimentos- comparado con otro cuya supuesta transabilidad no debería ser tan elevada –vivienda-.

La característica general del Gráfico 8 es la mayor variabilidad que muestra la inflación de los alimentos para todas las ciudades.

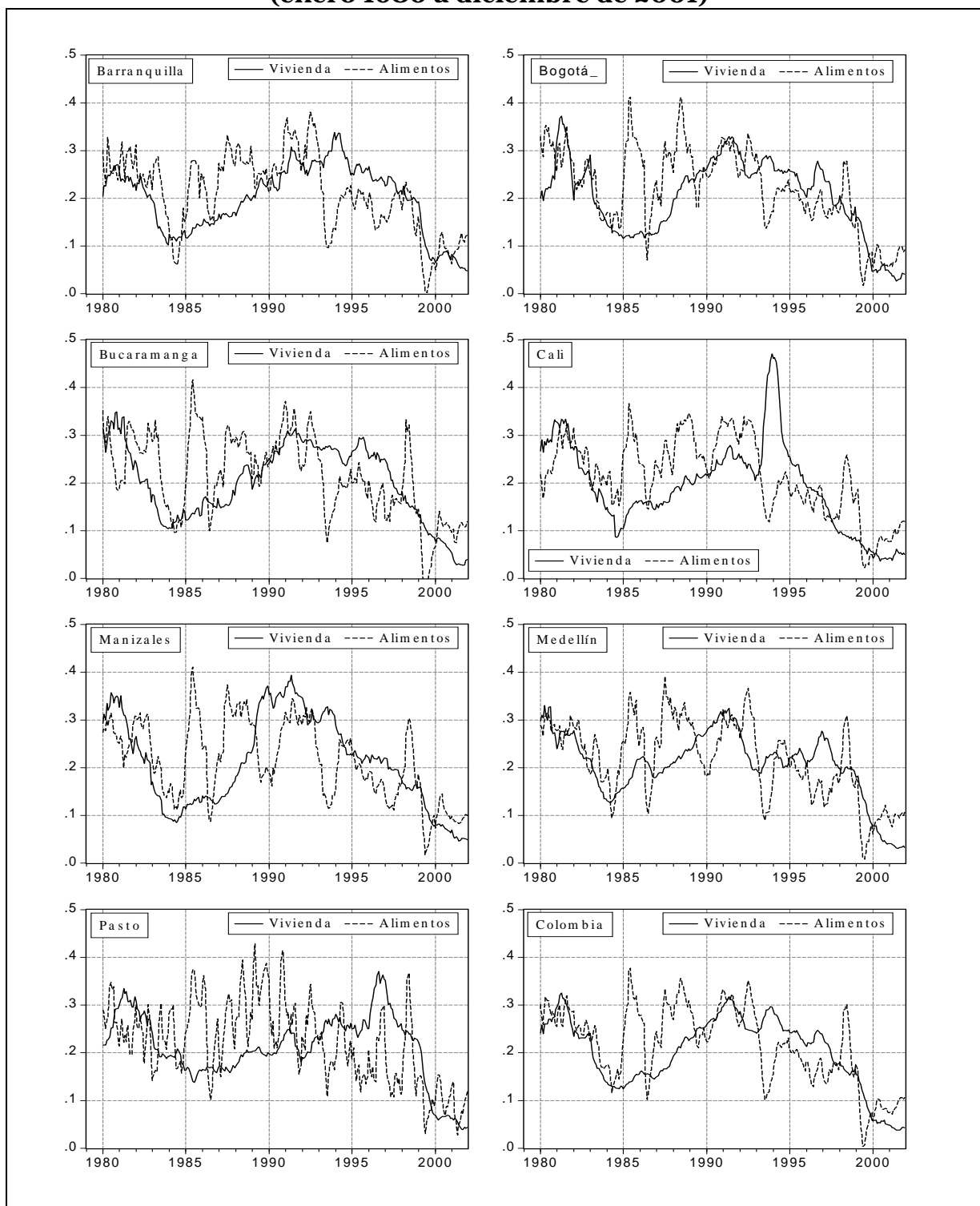
²⁶ En enero de 1993 la inflación de alimentos en la Cali era de 27.17 por ciento mientras en Octubre era de 11.79 por ciento. En diciembre del mismo año fue de 14.07 por ciento.

Gráfico 7 INFLACIÓN ANUAL TOTAL Y DEL GRUPO DE VIVIENDA (enero de 1980 a diciembre de 2001)



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

Al igual que 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. Siendo la de vivienda aproximadamente la mitad de la inflación de alimentos para cada ciudad.

Cuadro 7
CORRELACIÓN ENTRE 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 IPC, DANE.

El Cuadro 7 muestra el grado de asociación lineal existente entre la inflación de alimentos para cada ciudad y la respectiva inflación del grupo de vivienda. El cuadro muestra la asociación existente entre el grupo considerado como de alta transabilidad –alimentos– y el de baja transabilidad –vivienda–. Es de esperarse que la asociación entre estos dos grupos sea baja, como de hecho lo es.

El menor grado de asociación en estas variables la presenta la ciudad de Pasto –28.3 por ciento– debido a la gran variabilidad, antes reseñada, de la inflación de alimentos. También se muestra baja la tasa correspondiente a Manizales, Cali y Bucaramanga. En Colombia, dicho coeficiente alcanza el 58.6 por ciento, pero la única ciudad que supera ese valor es Medellín con 59.1 por ciento.

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 conocer si las series de inflación anual para cada ciudad son 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 la sección A.1. y A.2. pero aplicada directamente a las series de inflación anual.

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	$\eta_{\tau} = 0.803$	0.463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1.174$	-1.941	$\eta_{\tau} = 0.921$	0.463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1.124$	-1.941	$\eta_{\tau} = 0.905$	0.463	I(1)
Cali	$\tau = -1.470$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.187$	0.463	I(1)
Manizales	$\tau = -1.465$	-1.941	$\eta_{\tau} = 0.866$	0.463	I(1)
Medellín	$\tau = -1.211$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.140$	0.463	I(1)
Pasto	$\tau = -1.232$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.128$	0.463	I(1)

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

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

Las pruebas sostienen que todas las series de inflación anual son integradas de orden uno sin ningún tipo de componente determinístico. La misma situación se presenta en la inflación de alimentos y del grupo de vivienda para cada ciudad como se observa en el Cuadro 9 y Cuadro 10.²⁷ También se realizaron pruebas sobre la primera diferencia de estas series de inflación –total y de alimentos– arrojando como resultado que eran estacionarias, es decir, que las series de inflación eran de hecho integradas de orden uno y no de orden superior.

²⁷ 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.

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	KPSS	Valor Crítico	
Barranquilla	$\tau = -1.376$	-1.941	$\eta_{\tau} = 0.929$	0.463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1.434$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.197$	0.463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1.368$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.044$	0.463	I(1)
Cali	$\tau = -1.199$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.229$	0.463	I(1)
Manizales	$\tau = -1.243$	-1.941	$\eta_{\tau} = 0.966$	0.463	I(1)
Medellín	$\tau = -1.237$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.146$	0.463	I(1)
Pasto	$\tau = -1.009$	-1.941	$\eta_{\tau} = 1.303$	0.463	I(1)

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

** Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett igual 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)

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

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

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 hablando de que las series se encuentran cointegradas. La cointegración

que se presentaría en estos casos cumple 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 ha sido probado que todas las series tienen 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 de inflaciones totales, de inflación del grupo de alimentos y de inflación del grupo de vivienda, los resultados se muestran en los Cuadros 11, 12 y 13 respectivamente.²⁸

Cuadro 11
RESULTADOS PRUEBAS RAÍZ UNITARIA 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.

²⁸ Cuadros detallados con los resultados están a disposición del interesado.

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

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.

En el Cuadro 11 se ve que en 5 de los 21 casos el diferencial de tasas de inflación no es estacionario. Lo que quiere decir que la versión relativa de la PPA no se cumple, que es lo mismo que 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 si se cumple para 16 de los 21 casos, es decir, para el 76 por ciento 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.

Por último, Cuadro 13, están los diferenciales en las tasas de inflación del grupo de vivienda. En este grupo se encontró lo que se esperaba, que era un mayor número de casos 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 etc. que aunque no tienen las mayores ponderaciones dentro del grupo, su presencia si podría hacer que los resultados fueran como los que se encontraron.

En síntesis, puede afirmarse que existe evidencia para afirmar que se cumple la versión relativa de la PPA entre las regiones en Colombia, y por consiguiente, evidencia para sugerir la integración entre las regiones Colombianas. También para afirmar que en menor medida los precios de los bienes de naturaleza no transable, aproximados mediante el grupo vivienda, no se ajustan de la misma manera que lo hacen los transables.

Contrario a la situación 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 que parte del país se encuentren o si son o no afectadas por condiciones climáticas extremas.

Además, de la validación hecha o no de la versión relativa de la PPA, se puede afirmar que para aquellos casos en que la PPA relativa si se cumple ha existido con-

vergencia estocástica en el sentido señalado por Bernard y Durlauf ya que las series son integradas de orden uno y su diferencial resulta de orden cero. Pero, ¿existieron en el periodo estudiado procesos de convergencia de la inflación de las ciudades en el sentido tradicional? En la sección siguiente se hace una breve revisión.

B. CONVERGENCIA TRADICIONAL (TIPO σ)

Para buscar evidencia adicional que sugiera la existencia de convergencia entre la inflación de las ciudades se realiza un análisis de convergencia tipo sigma.²⁹ Dos indicadores que son comúnmente utilizados indistintamente en la literatura sobre integración de mercados y más específicamente sobre convergencia son la desviación estándar y el coeficiente de variación.³⁰ La tendencia a decrecer en el tiempo de cualquiera de los dos indicadores es aceptada como una señal de convergencia entre las variables que se están analizando, en cualquiera de los casos conocida como convergencia tipo σ .

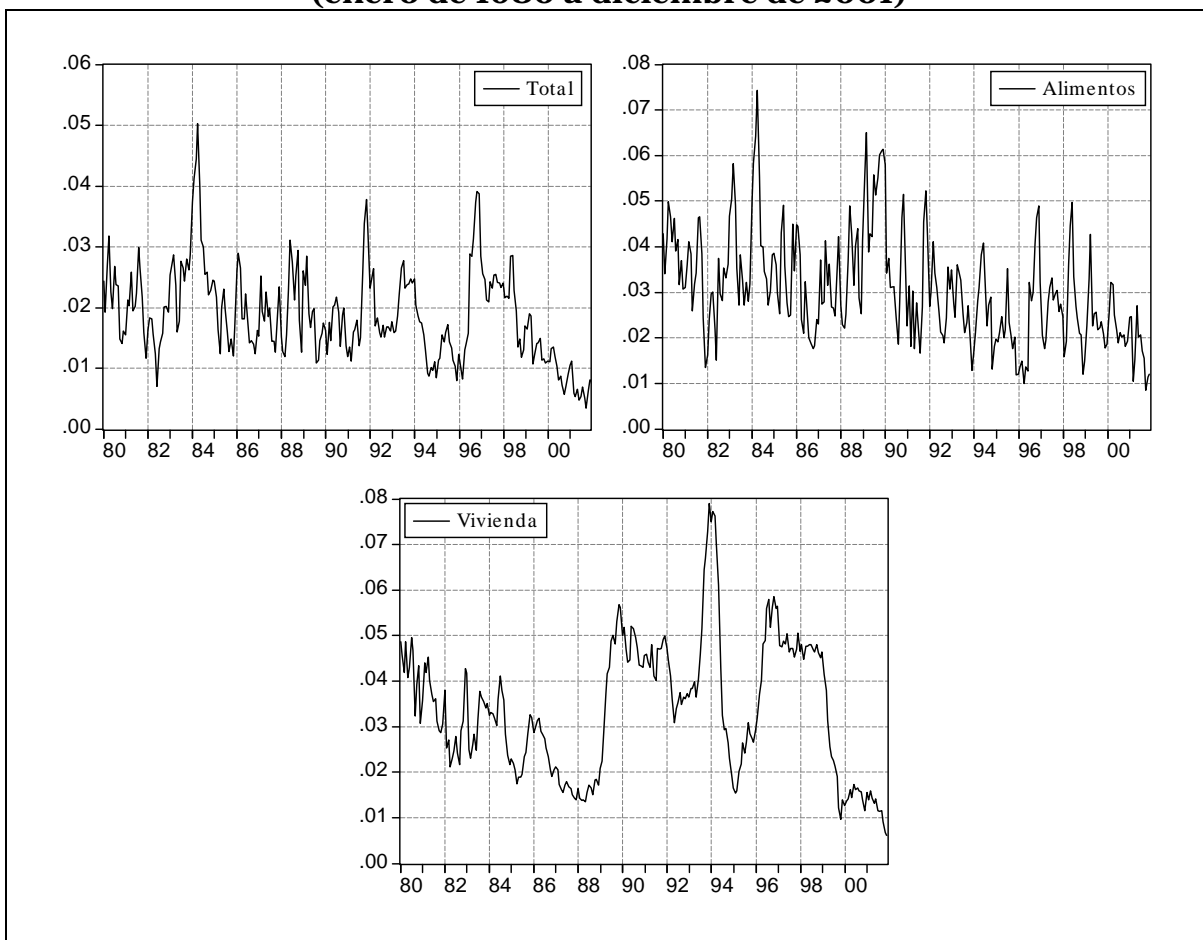
Los resultados del cálculo de la desviación estándar para la inflación total, de alimentos y del grupo de vivienda se presentan en el Gráfico 9. En él se ve como la desviación de la inflación de alimentos, para las siete ciudades, presenta una variabilidad más alta de la que presenta la inflación total, 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, situación que no acontece ni para la total ni para la de vivienda. Cabe anotar que la desviación de la inflación de alimentos es más alta que la de la total en todo el periodo, pero la brecha entre ellas se reduce con el paso 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 en

²⁹ No se realizó el análisis de convergencia β debido a que el número de entidades de corte transversal era insuficiente.

³⁰ Véase: Robert Barro y Xavier Sala-i-Marti, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, April, p.223-251, 1991.

0.048 y termina en diciembre de 2001 en 0.006, una reducción bastante considerable y similar a lo que pasaba con la de alimentos que inicia el periodo en 0.042 y termina en 0.012.

Gráfico 9
DESVIACIÓN ESTANDAR DE LA INFLACIÓN TOTAL DE
ALIMENTOS Y DE VIVIENDA
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



Fuente: Cálculos del autor.

Nótese también que el punto más alto que alcanzan las desviaciones de la inflación total y la de alimentos coincide con el mes de abril de 1984, época por la que la inflación total y de alimentos de las ciudades alcanzaba uno de sus puntos más bajos.

No es el caso de la inflación en el grupo de vivienda que alcanza su punto más alto en diciembre de 1993, claramente influenciada por la tasa de Cali en ese mes.

Al parecer la desviación para las tres tasas esta disminuyendo, pero ¿son estadísticamente significativas esas pendientes? El Cuadro 14 presenta los resultados de realizar una estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la desviación de cada tasa en función de una constante y de una tendencia lineal. La tendencia lineal es significativa en el caso de la desviación estándar de las tasas de inflación total y de las de alimentos, lo que sugiere que los diferenciales de tasas de inflación totales son cada vez más pequeños. La misma afirmación se puede hacer de los diferenciales de tasas de inflación de alimentos, cuya pendiente es casi el doble de la de alimentos. No se puede decir lo mismo de las tasas de inflación del grupo de vivienda cuya tendencia no resulta ser estadísticamente diferente de cero.

Cabe anotar que las pendientes, aunque negativas, son bastante pequeñas para la inflación total y de alimentos.

Cuadro 14
TENDENCIAS EN LAS MEDIDAS DE DISPERSIÓN DE LA INFLACIÓN

	Tendencia	Error Estándar	Estadístico	p-value
Coefficientes de Variación				
Inflación Total	6.48E-06	3.40E-05	0.190	0.8490
Inflación Alimentos	5.13E-04	1.69E-04	3.032	0.0030
Inflación Vivienda	3.54E-04	4.54E-05	7.8031	0.0000
Desviación Estándar				
Inflación Total	-3.61E-05	5.72E-06	-6.308	0.000
Inflación Alimentos	-6.92E-05	8.56E-06	-8.078	0.000
Inflación Vivienda	-2.02E-06	1.19E-05	-0.1697	0.8654

Fuente: Cálculos del autor.

En síntesis, si se toma la desviación estándar como la medida de 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, aún 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 y para las tres diferentes inflaciones:

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

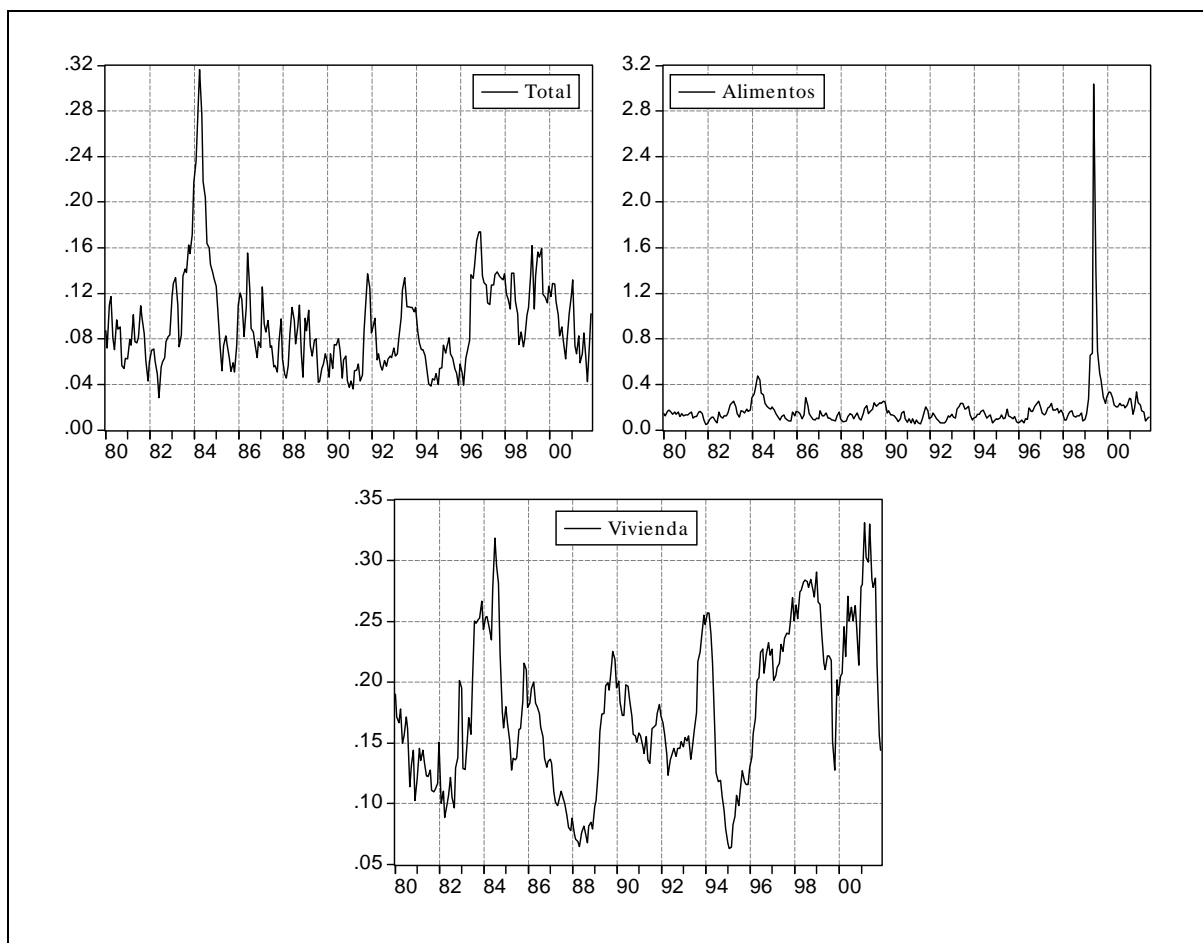
Donde π es la media de la tasa de inflación de las siete ciudades. Estos coeficientes de variación, que como se mencionó atrás, son usados en el análisis de convergencia tipo sigma muestran algunas características interesantes. Una de ellas es que ninguno de los coeficientes exhibe tendencia decreciente con el paso del tiempo, que en el caso de la inflación de vivienda y de alimentos esa tendencia es más bien creciente. (Véase Cuadro 13)

El coeficiente de variación de las tasas de inflación de alimentos presenta un valor prominente en 1999 debido a la caída de la media de la inflación en este periodo. Este valor hace que en el Cuadro 13 la pendiente del coeficiente de variación respectivo resulte positiva.

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 de 18% a ser casi nula en la mayoría de las ciudades. (Véase Gráfico 5)

Entre tanto, el coeficiente del grupo de vivienda muestra una tendencia levemente creciente, aunque 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).

Gráfico 10
COEFICIENTE DE VARIACIÓN DE LA INFLACIÓN TOTAL
Y DE ALIMENTOS
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

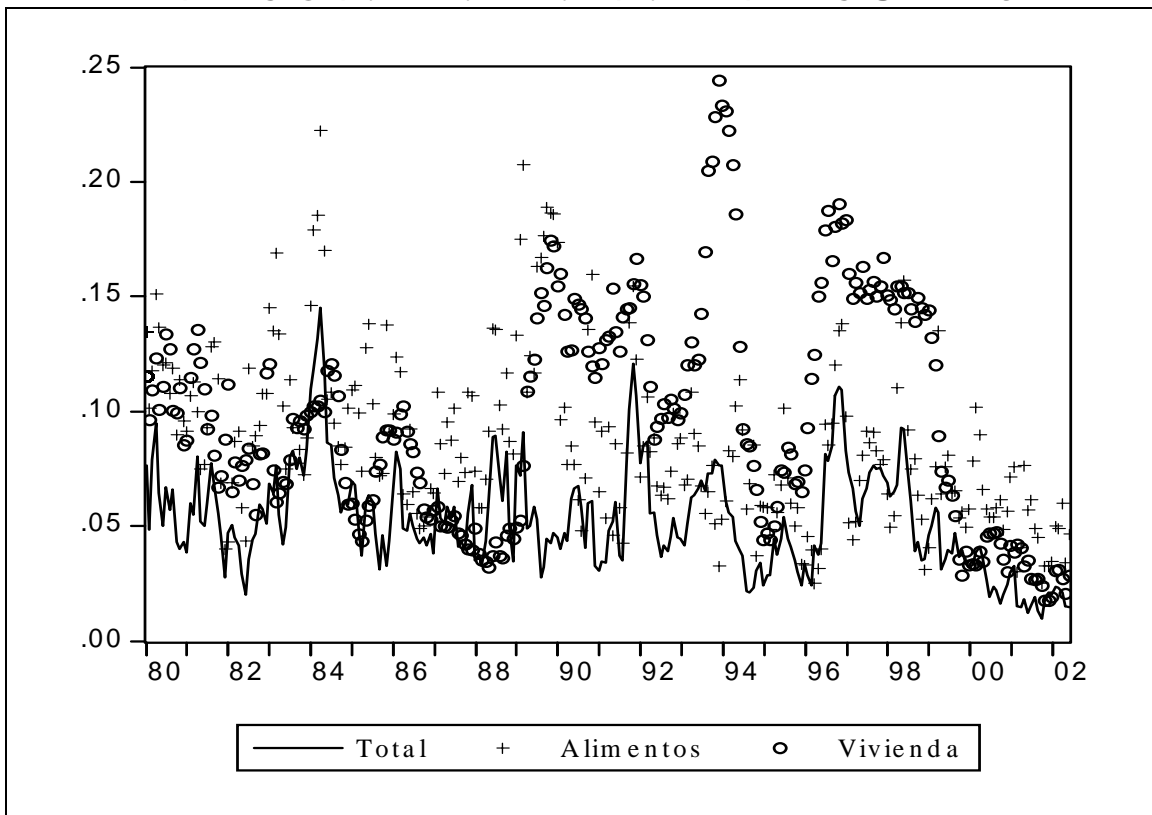


Fuente: Cálculos del autor.

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

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

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 que ciudad presenta la máxima o la mínima) para la inflación total (línea sólida), de alimentos (círculo) y de vivienda (cruz). Este gráfico permite ver como el diferencial de inflación entre las ciudades se ha reducido especialmente a partir del año 1999. Al final del periodo, que para este gráfico fue ampliado hasta junio de 2002, puede verse como los diferenciales entre los tres grupos de inflación tienden a ser parecidos, ubicándose alrededor de 2.5 por ciento.

En conclusión puede decirse que las diferencias de inflación entre las ciudades de Colombia, se han ido reduciendo con el tiempo, pero que dicho proceso no ha sido siempre decreciente, y que además se da lentamente. También es cierto que las diferencias entre las tasas de inflación de las ciudades del país, por lo menos en sus gru-

pos más significativos no sobrepasan el 6.0 por ciento 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 la inflación alcanza su nivel máximo en las ciudades a principios de la década de los noventa mientras llega a su mínimo histórico a finales del año 1998. Comparando por décadas, puede afirmarse que en promedio la inflación fue levemente menor durante los años noventa que durante los años ochenta, y es bastante menor durante los años 2000 y 2001.

Con la inflación del grupo de alimentos del IPC, que es el grupo más importante en la canasta y que es usado en el presente estudio como indicador de la inflación de los bienes transables, pasa algo que se asemeja a lo que pasaba 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 existencia, como lo señala la teoría económica, de un mayor grado de similitud entre la inflación de bienes supuestamente de mayor transabilidad –alimentos– que cuando se observa 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 –76 por ciento 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 cum-

ple para el 100 por ciento de los casos. Esta inflación esta influida en gran medida por factores de oferta, que según los resultados de las pruebas econométricas, afectarían la tasa de inflación de las ciudades de manera similar.

En el caso de los bienes no transables, los diferenciales de inflación son estacionarios en el 62 por ciento de los casos.

En conclusión, la versión relativa de la PPA se cumple para la inflación total y para los grupos analizados de acuerdo con la teoría, aunque en el caso de vivienda el número de casos es alto debido, probablemente, a la presencia de bienes transables dentro del grupo y a ajustes de precios similares en todo el país. Esta evidencia a favor 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 existe cierta evidencia que señala que la diferencia entre ellas se ha reducido con el tiempo 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. Además, el análisis de convergencia tipo sigma arroja convergencia cuando se observa la desviación estándar como indicador de convergencia, pero no cuando se tiene en cuenta el coeficiente de variación.

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

VI. REFERENCIAS

- ALBEROLA, Enrique y José M. Marqués, *“On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain”*, Documento de trabajo Banco de España, No. 9913, 1999.
- AVELLA, Rodrigo, *“Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia”*, Borradores de economía, número 183, Banco de la República, julio, 2001.

- BANERJEE, Anindya, Juan Dolado, John Galbraith y David Hendry, Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford, 1993.
- BARRO, Robert, “*Economic Growth in a Cross Section of Countries*”, Quarterly Journal of Economics, 106, May, 1991.
- BARRO, Robert y Xavier Sala-i-Marti, “*Convergence*”, Journal of Political Economy, 100, April, p.223-251, 1991.
- BERNARD, A.B. y S.N. Durlauf, “*Convergence in International Output*”, Journal of Applied Econometrics, 10, pp. 97-108, 1995.
- BERNARD, A.B. y S.N. Durlauf, “*Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis*”, NBER Working Paper, No. 3717, Mayo, 1991.
- CAMPBELL, John Y. y Pierre Perron, “*Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots*”, en O.J Blanchard y S. Fischer (editores), NBER Macroeconomics Annual, The MIT Press, p.141-201, 1991.
- CECCHETTI, Stephen., Nelson Mark y Robert Sonora, “*Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank*”, NBER Working Paper, Number 7681, 2000.
- CHEUNG Y. W. y K. S. Lai, “*Parity Reversion in Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period*”, Journal of International Money and Finance, 17, p.597-614, 1998.
- DICKEY, D.A. y W.A. Fuller, “*Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, Econometrica, 49, p. 1057-1072, 1981.
- DICKEY, D.A. y W.A. Fuller, “*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, Journal of the American Statistical Association, 74, p.427-431, 1979.
- ELLIOTT, G., Rothenberg, T.J. y J.H. Stock, J.H., “*Efficient tests for an autoregressive unit*”, Econometrica, 64, p.813-836, 1996.
- FROOT, K. A. y K. Rogoff, “*Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*”, Handbook of International Economic, (editores) G. Grossmany K. Rogoff, Vol. 3, North-Holland, New York, 1995.
- GALVIS, “*Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000*”, Documentos de trabajo sobre economía regional, número 27, Banco de la República, Cartagena, Febrero, 2002.

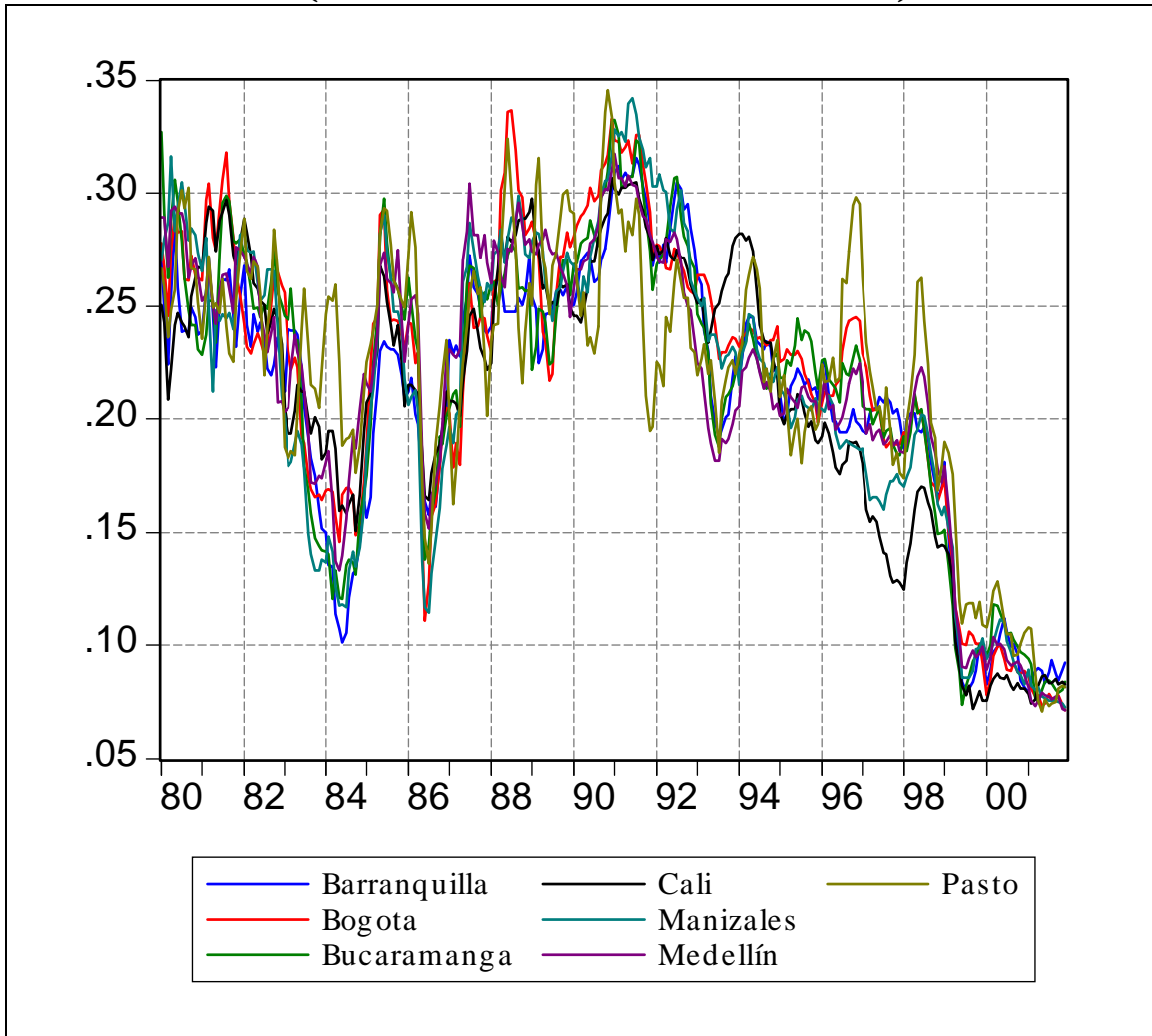
- HOLMES, Mark J., *"Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services"*, International Economic Journal, Vol. 12, N. 3, 1998.
- JARAMILLO, Carlos, Oskar A. Nupia y Carmen A. Romero, *"Integración en el mercado laboral colombiano: 1945–1998"*, en Adolfo Meisel Roca (editor), Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia, Banco de la República, Colección de economía regional, Bogotá, 2001.
- KALMANOVITZ, Salomón, *"El Banco de la República como institución independiente"*, Revista del Banco de la República, Vol. LXXIV, No. 889, noviembre, 2001.
- KNETTER, Michael y Matthew Slaughter, *"Measuring Product Market Integration"*, NBER Working Paper, Number 6969, 1999.
- KRUGMAN, Paul y Maurice Obstfeld, Economía internacional, McGraw-Hill, 4ª. Edición, 1999.
- KWIATKOWSKI D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, *"Testing the Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root"*, Journal of Econometrics, 54, p. 159-178, 1992.
- MADDALA, G.S. y In-Moo Kim, Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Themes in modern econometrics, Cambridge University Press, 1998.
- MISAS, Martha, Enrique López y Pablo Querubín, *"La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales"*, Borradores de economía, No. 199, Banco de la República, Bogotá, febrero, 2002.
- MORALES, Amalia, *"Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors"*, Documento de trabajo Universidad de Málaga, Febrero, 2001.
- OLLOQUI, Irene y Simón Sosvilla-Rivero, *"Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992"*, Documento de trabajo FEDEA, No. 2000-24, FEDEA, España, 2000.
- OLLOQUI, Irene, Simón Sosvilla-Rivero y Javier Alonso, *"Convergencia en precios en las provincias españolas"*, Documento de trabajo FEDEA, No. 1999-04, FEDEA, España, 1999.
- OLLOQUI, Irene y Simón Sosvilla-Rivero, *"Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea"*, Documento de trabajo FEDEA, No. 1999-12, FEDEA, España, 1999.

- PARSLEY, D. y S.J. WEI, "*Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations*", Quarterly Journal of Economics, 111, 1996.
- RAMÍREZ, María T., "*The Impact of Transportation Infrastructure on the Colombian Economy*", Borradores de economía, 124, Banco de la República, 1999.

VII. ANEXOS

ANEXO 1.

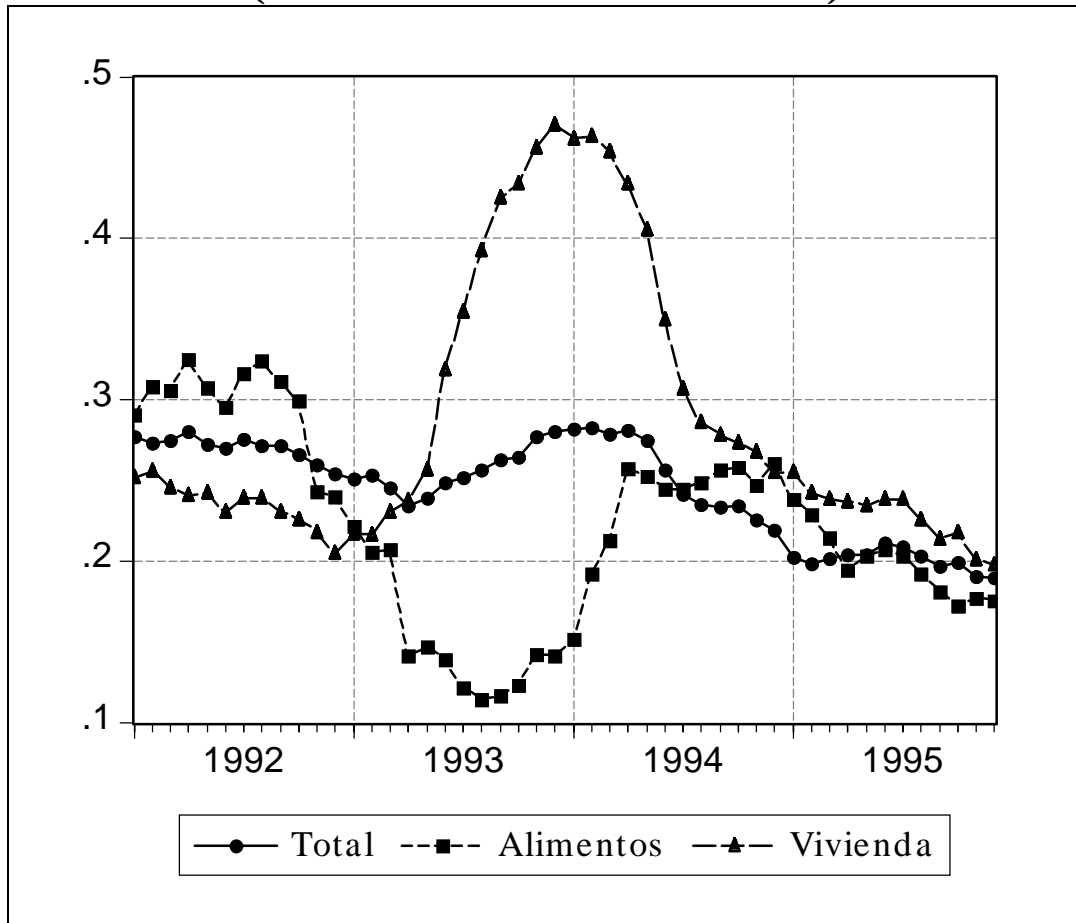
INFLACIÓN ANUAL POR CIUDADES (Enero de 1980 a Diciembre de 2001)



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

ANEXO 2.

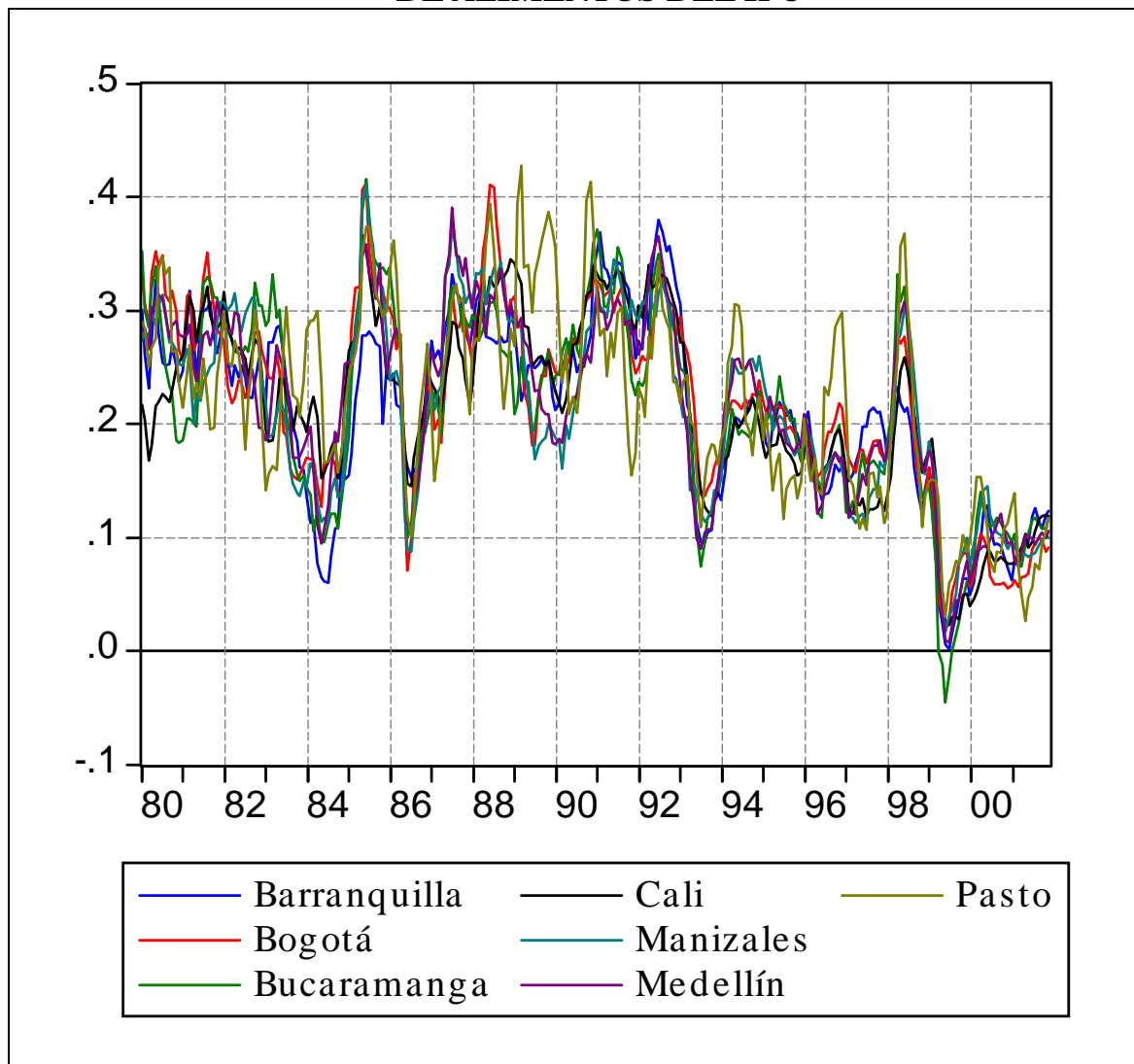
**INFLACIÓN EN GRUPO DE ALIMENTOS Y DE VIVIENDA EN CALI
(enero de 1992 a diciembre de 1995)**



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

ANEXO 3.

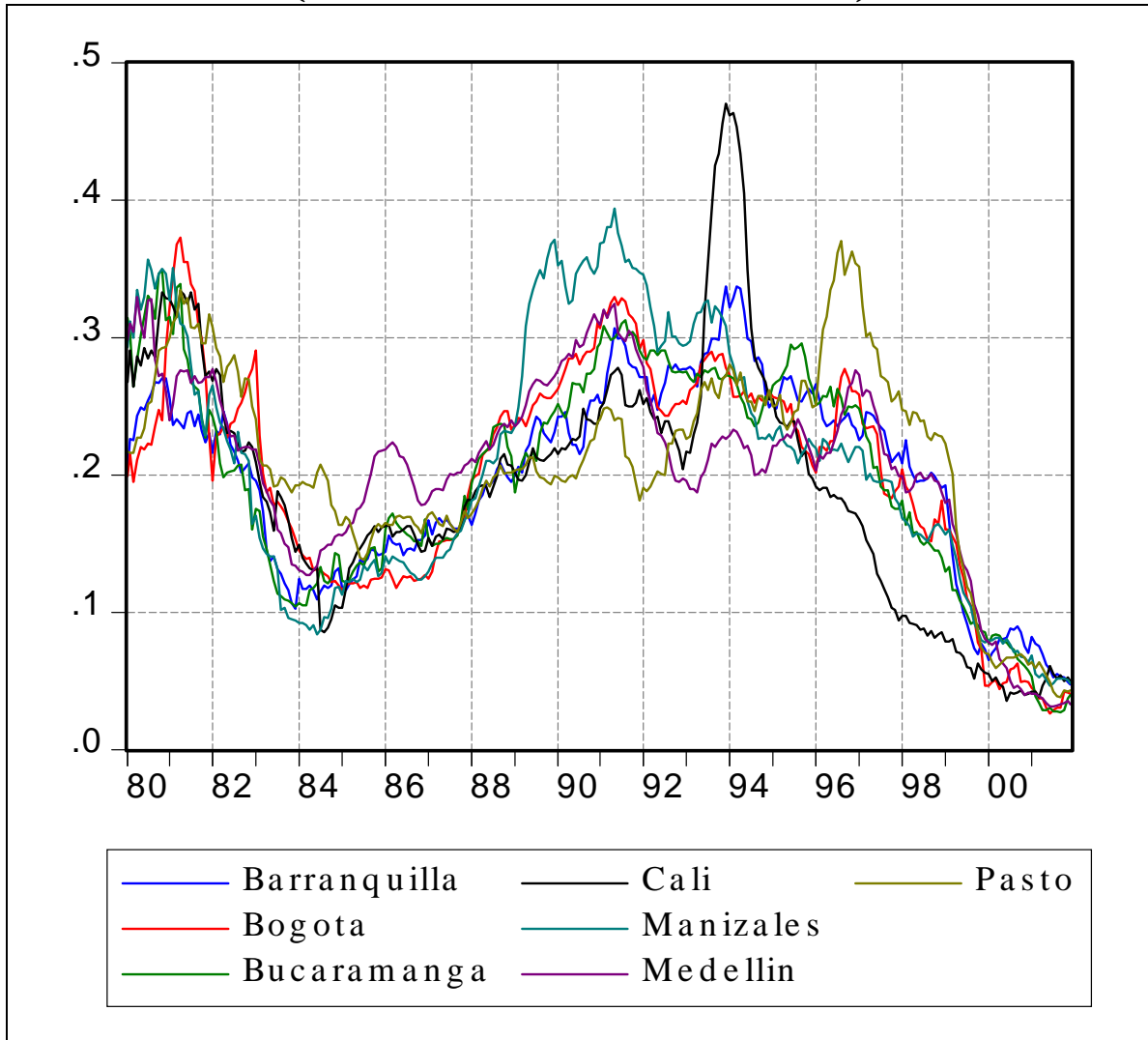
**INFLACIÓN ANUAL EN EL COMPONENTE
DE ALIMENTOS DEL IPC**



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

ANEXO 4.

**INFLACIÓN ANUAL EN EL COMPONENTE
DE ALIMENTOS DEL IPC
(enero de 1980 a diciembre de 2001)**



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

"DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL"

<u>No.</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>	<u>Fecha</u>
01	Joaquín Viloria de la Hoz	Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta	Noviembre, 1997
02	María M. Aguilera Díaz	Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana	Abril, 1998
03	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano	Mayo, 1998
04	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del carbón en el Caribe colombiano	Mayo, 1998
05	Jaime Bonet Morón	El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997	Octubre, 1998
06	María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloria de la Hoz	Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano	Octubre, 1998
07	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?	Enero, 1999
08	Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca	La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 - 1995	Febrero, 1999
09	Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz	Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998	Marzo, 1999
10	Jaime Bonet Morón	El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i>	Junio, 1999
11	Luis Armando Galvis A.	El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996	Agosto, 1999
12	Jaime Bonet Morón	La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998	Diciembre, 1999
13	Luis Armando Galvis A.	La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico	Enero, 2000
14	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998	Abril, 2000
15	Jaime Bonet Morón	La matriz insumo-producto del Caribe colombiano	Mayo, 2000
16	Joaquín Viloria de la Hoz	De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano	Octubre, 2000
17	María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta	Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000)	Noviembre, 2000
18	Luis Armando Galvis A. Adolfo Meisel Roca	El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998	Noviembre, 2000
19	Luis Armando Galvis A.	¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?	Marzo, 2001
20	Joaquín Viloria de la Hoz	Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas	Abril, 2001
21	María M. Aguilera Díaz	Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999.	Mayo, 2001
22	Luis Armando Galvis A.	La topografía económica de Colombia	Octubre, 2001
23	Juan David Barón R.	Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i>	Enero, 2002
24	María M. Aguilera Díaz	Magangué: Puerto fluvial bolivarensense	Enero, 2002
25	Igor Esteban Zuccardi H.	Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000	Enero, 2002
26	Joaquín Vilorda de la Hoz	Cereté: Municipio agrícola del Sinú	Febrero, 2002

27	Luis Armando Galvis A.	Integración regional de los mercados regionales en Colombia, 1984-2000	Febrero, 2002
28	Joaquín Viloria de la Hoz	Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú	Junio, 2002
29	Luis Armando Galvis A.	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993	Junio, 2002
30	María M. Aguilera Díaz	Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias	Julio, 2002
31	Juan David Barón R.	La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo	Julio, 2002