

Crecimiento, inversión, consumo
y empleo en el departamento de
Cundinamarca

**Gobernación de Cundinamarca
Secretaría de Planeación Departamental**

**Universidad Externado de Colombia
Facultad de Economía**

Secretaria de Planeación
Doctora Andrea González Varela

Decano
Doctor Mauricio Pérez Salazar

Dirección de Estudios Económicos y Políticas Públicas
Doctor Silvio Andrés López Barrantes

Dirección de Desarrollo Regional
Doctora Mónica Lucía Navarro Lozano

Oficina de Sistemas de Información, Análisis y Estadística
Doctor Javier Orlando Barón Castro

Centro de Economía Aplicada
Isidro Hernández Rodríguez

Equipo de investigación
Director
Isidro Hernández Rodríguez

Investigadores principales
Alex Smith Araque Solano
Hugo Torres Arias
Julio César Vega Angarita

Asistentes de investigación
Adriana Acosta
Leez Baquero
Mauricio Bohórquez

ISIDRO HERNÁNDEZ RODRÍGUEZ

Crecimiento, inversión, consumo
y empleo en el departamento de
Cundinamarca

Universidad Externado de Colombia
Gobernación de Cundinamarca

ISBN 958-???????????

© 2007, ISIDRO HERNÁNDEZ RODRÍGUEZ

© 2007, UNIVERSIDAD EXTERNADO DE COLOMBIA

Calle 12 n.º 1-17 Este, Bogotá

Teléfono (571) 342 0288

publicaciones@uexternado.edu.co

www.uexternado.edu.co

Primera edición: noviembre de 2007

Imagen de cubierta: sssssssssssssssss,

Composición: Marco Robayo

Impresión y encuadernación: dddddddddddddddddd;

Tiraje: de 1 a 1.000 ejemplares.

Impreso en Colombia

Printed in Colombia

Prohibida la reproducción o cita impresa o electrónica total o parcial de esta obra sin autorización expresa y por escrito del Departamento de Publicaciones de la Universidad Externado de Colombia o por la Secretaría de Planeación Departamental de Cundinamarca. Las opiniones expresadas en esta obra son de responsabilidad del autor.

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	9
1. METODOLOGÍAS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE LAS CIFRAS	11
1.1. Reproceso detallado	11
1.2. La técnica de indicador	12
1.3. Tasa de variación	18
1.4. Método de interpolación	19
1.5. Descomposición del residuo en incidencias por componentes	20
2. EMPALMES Y CÁLCULO DE LAS SERIES	23
2.1. El pib departamental	23
2.2. El deflactor del pib	24
2.3. La inversión departamental	26
2.4. El consumo departamental	28
2.5. El acervo de capital departamental	28
2.6. El empleo departamental	30
2.7. El índice de salarios	31
2.8. Los precios del capital	33
2.9. La tasa de ganancia	34
2.10. La productividad factorial unitaria	34
2.11. La tasa de cambio	34
3. PLANTEAMIENTO DE LOS MODELOS	37
3.1. Modelo de crecimiento	37
3.2. Modelo de inversión	39
3.3. Modelo de consumo	40

3.4. Modelo de empleo	43
3.5. Modelo se salario	44
4. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS	45
4.1. Propiedades estadísticas de los datos	45
4.2. Análisis de los datos	47
4.3. Estimaciones clásicas	50
4.3.1. Modelo de crecimiento	54
4.3.2. Modelo de inversión	56
4.3.3. Modelo de consumo	59
4.3.4. Modelo de empleo	61
4.3.5. Modelo se salario	63
4.4. Análisis de cointegración	63
4.4.1. Modelo de crecimiento	63
4.4.2. Modelo de inversión	66
4.4.3. Modelo de consumo	67
4.4.4. Modelo de empleo	69
4.4.5. Modelo se salario	71
ANEXOS	73
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	85

INTRODUCCIÓN

El Centro de Economía Aplicada de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia realizó la tarea de identificación y construcción de series estadísticas del Departamento de Cundinamarca. Se empalmó y calculó el PIB con la metodología del sistema de cuentas de 1994, y se estimó el empleo, el consumo, la inversión y el acervo de capital del departamento para el período comprendido entre 1960 y 2007. El propósito fue crear unas bases de datos longitudinales básicas para que Planeación Departamental pueda hacer análisis de tendencias de largo plazo, información que es relevante en procesos de planeación y en negociaciones con otras regiones del país o para evaluar los impactos de las políticas nacionales.

Con base en esas cifras se calcularon por métodos econométricos los determinantes del crecimiento económico departamental, la inversión, el consumo y el empleo. El aspecto más importante que se obtuvo de las estimaciones es que Cundinamarca tiene una economía con bases sólidas que le permiten generar procesos autosostenidos de crecimiento de largo plazo. A lo largo de las últimas décadas creó un proceso que hoy le da la autonomía suficiente para establecer una acumulación propia de factores productivos con miras a generar mayor bienestar a su población.

El documento se ordena de la siguiente manera: en el capítulo primero se plantean las metodologías de empalme para llevar todas las cifras a base 1994. En el siguiente aplican y se muestran los resultados de la construcción de las series longitudinales de datos económicos. En el último capítulo se procede a estimar dos tipos de modelos econométricos, uno con las estimaciones clási-

cas y otro con modelos VAR para calcular las elasticidades inter e intra temporales que permitan reforzar y ampliar las conclusiones obtenidas con los modelos MCO.

El investigador principal agradece la asistencia de investigación de Adriana Acosta, quien de forma diligente colaboró en la investigación estadística.

El Centro de Economía Aplicada agradece la colaboración y apoyo de la doctora Andrea González Varela, secretaria de Planeación Departamental; al doctor Silvio Andrés López Barrantes, director de Estudios Económicos y Políticas Públicas; al doctor Javier Orlando Barón Castro, jefe de las Oficina de Sistema de Información, Análisis y Estadística, y a los profesionales que con sus comentarios y soporte logístico permitieron el desarrollo de los objetivos que se propusieron en el convenio de cooperación entre la Gobernación de Cundinamarca y la Universidad Externado de Colombia.

1. METODOLOGÍAS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE LAS CIFRAS

El producto interno bruto y la producción de los sectores económicos a un dígito del sistema de cuentas (SC) para el departamento de Cundinamarca consistentes con el total nacional se encuentra en tres fuentes distintas: entre 1960 y 1975 las calculó el Departamento Nacional de Planeación (DNP), para el período comprendido entre 1980 y 2004 el DANE, y para 1975-2000 se tiene unos estimativos del CEGA. Los datos del DANE se dividen entre la metodología SCN-68 con base 1975 para 1980-1990 y la metodología SCN-93 con base 1994 para 1994-2004. Si bien existen las cuentas que realiza la Secretaría de Planeación de Cundinamarca, en este trabajo no se tienen en cuenta porque no son compatibles con el agregado nacional.

En presencia de diversas metodologías de cálculo y años base se necesita plantear unas metodologías que permitan construir de manera consistente las series de tiempo del sistema de cuentas del departamento. A este aspecto se dedica la siguiente sección.

1.1. REPROCESO DETALLADO

El procedimiento perfecto sería partir de las estadísticas detalladas para conciliarlas y reclasificarlas de acuerdo con la metodología de agregación que se elija (SCN-68 o SCN-93), para luego llevarlas al año base que se desee. El método para hacer este procedimiento es una combinación de la técnica del punto de referencia con la reconciliación de cuentas, denominado reproceso detallado.

Para utilizar el reproceso detallado se debe tener a disposición toda la información estadística que se utilizó originalmente para

calcular las variables, y además encuestas y censos nuevos que permitan ajustar, reagrupar y calcular los conceptos involucrados y homogeneizar el cambio de clasificaciones que hayan existido: por ejemplo, pasar de CIU rev.2 a CIU rev.3 y de ahí a clasificaciones SNC.

Infortunadamente la gobernación carece de esas fuentes de información, puesto que entre 1965 y 1975 el ejercicio lo realizó el DNP con unas bases de datos que hoy no se encuentran a disposición; y a partir de 1980 el cálculo lo hace el DANE a partir de sus encuestas y censos para el sistema de cuentas nacionales, a los cuales no se tiene acceso. Además, las encuestas adicionales encarecen la posibilidad de utilizar el procedimiento del reproceso detallado.

Ante esta circunstancia se procederá a utilizar metodologías alternativas, en específico, la metodología del indicador de referencia combinada con la técnica de interpolación e indicadores de participación. El objetivo es asegurar un error mínimo en el agregado con el indicador de referencia y en las desagregaciones con la interpolación y los indicadores.

1.2. LA TÉCNICA DE INDICADOR¹

Consiste en combinar una serie de tiempo, el indicador, con datos más confiables de uno o varios años de referencia para la misma variable. El proceso parte de establecer uno o varios puntos de referencia en el tiempo. En esos puntos se evalúan las series y se determina el nivel general de la variable. Con el nivel se establece

¹ En esta sección se siguen las técnicas estándar que recomiendan los organismos internacionales, en especial las sugerencias de los documentos técnicos del Workshop on Rebasings and Linking of National Accounts Series del Asian Development Bank and United Nations Economic and Social Commissions for Asia and the Pacific Jointadb, así como el documento de DEREK BLADES, 2000, *Maintaining Consistent Time-Series of National Accounts*, Economic Statistics and National Accounts Division of the Economics and Statistics Department, OECD; y las indicaciones de VIRGINIE MADELIN, 1999, Les comptes des secteurs institutionnels: de la base à la base, *Économie et Statistique* No. 321-322, pp. 31-55.

el movimiento de corto plazo de la variable, es decir el crecimiento. El nivel y el movimiento tienen la misma importancia en la determinación de la variable.

Como en el caso del departamento de Cundinamarca se trabaja con datos longitudinales de frecuencia anual, se tienen cuatro posibles situaciones de determinación de los puntos de referencia:

i. Cuando está disponible un punto de referencia para un año.

Cuando existan variables de las cuales se conoce un único dato, entonces se procede de la siguiente manera:

- Se busca uno o varios indicadores del concepto de la variable; preferiblemente que se encuentre para todo el período de empalme. Supóngase que se cuenta con ese indicador.
- Se calcula un factor de ajuste (FA) como la relación entre el valor de la variable en el año de referencia (VR_t) y el indicador para ese mismo año (I_t), así:

$$FA = \frac{VR_t}{I_t}$$

- Para obtener el “empalme” (E) se multiplica la serie del indicador por el factor de ajuste calculado en el punto anterior.

$$E = FA \cdot I_t = \frac{VR_t}{I_t} \cdot I_t$$

Luego para el año de referencia (\bar{t}) el empalme es:

$$E_{\bar{t}} = \frac{VR_{\bar{t}}}{I_{\bar{t}}} \cdot I_{\bar{t}} = VR_{\bar{t}}$$

El método implica cumplir con dos requisitos *sine qua non*. El primero consiste en que el indicador sea conceptualmente un sustituto cuasi-perfecto de la variable de la cual se posee el dato. Y el segundo, que el indicador y la variable tengan un movimiento

dinámico paralelo o, dicho de otra manera, que la relación entre el valor de la variable del año de referencia y el indicador no cambien significativamente con el tiempo.

Si, y solo si se cumplen los dos requisitos se puede utilizar el procedimiento. Este método es equivalente a utilizar las tasas de crecimiento del indicador para extrapolar hacia atrás y hacia delante el nivel de la variable en cuestión.

ii. Se tienen dos puntos de referencia separados en el tiempo

En este caso se conocen dos datos de la variable y el procedimiento es el siguiente:

- Se busca uno o varios indicadores del concepto de la variable; igual que en la situación i.
- Como se conocen dos datos entonces se pueden obtener dos relaciones entre el valor de la variable en los años de referencia y el o los indicadores.

$$FA_1 = \frac{VR_1}{I_1}$$

$$FA_2 = \frac{VR_2}{I_2}$$

- Se determina si las relaciones no cambian de manera significativa entre esos dos puntos del tiempo.
- Si la relación no cambia de manera significativa, se utiliza la técnica de interpolación lineal y se crea la serie de tiempo entre los dos puntos de referencia.
- La interpolación consiste en calcular el promedio geométrico de las relaciones entre el primer y segundo puntos.

$$G = \sqrt{FA_1 \cdot FA_2}$$

Es recomendable hacerlo en términos de logaritmos:

$$\ln G = g = \frac{1}{2} (\ln FA_1 + \ln FA_2)$$

- Luego se utiliza el promedio para extrapolar los períodos intermedios entre el primero y el segundo puntos de referencia para lo cual se multiplica el indicador a partir del primer punto con el promedio que se obtuvo.

$$E = g \cdot I_t$$

- Para el período anterior al primer punto temporal se calcula la relación entre el valor del punto de referencia y el indicador. Luego se multiplica el indicador por la relación obtenida para el primer año:

$$E_{t-n} = FA_1 \cdot I_{t-n}$$

- Para el período posterior al segundo punto de referencia temporal se calcula la relación entre el valor del segundo punto, y este valor obtenido se multiplica por el indicador.

$$E_{t+n} = FA_2 \cdot I_{t+n}$$

Este método se puede usar si, y solo si, se cumplen las condiciones descritas en la situación i, incluido que el indicador sea estable para el período previo al primer punto y para el período siguiente al segundo punto de referencia

iii. Están disponibles más de dos puntos de referencia pero separados en el tiempo

En este caso se procede de la siguiente manera:

- Se busca uno o varios indicadores del concepto de la variable; igual que en la situación i.

- Como se conocen más de dos datos entonces se pueden obtener más de dos relaciones entre el valor de la variable en los años de referencia y el indicador.
- Se determina que las relaciones entre la variable y el indicador de un punto a otro tengan una tendencia que se pueda identificar.
- Si la relación no cambia de manera significativa y la tendencia es identificable, entonces se utiliza un modelo mínimo cuadrático ordinario restringido para que genere la serie de relaciones suave. Desde luego, esto implica cumplir con todos los requisitos estadísticos que exige un MCO.

$$VR_t = \beta_0 + \beta_1 I_t + \varepsilon_t \quad \text{con } \beta_0 = 0$$

Los valores del factor de ajuste o de las relaciones es:

$$FA = \frac{\hat{VR}_t}{I_t}$$

- Para calcular el empalme entre año y año de los datos se procede como en la situación ii.
- Con los valores calculados de FA se puede computar su variación entre dato y dato. La "serie" de la variación de FA tendrá una tendencia que se puede identificar.
- Con la tendencia identificada se extrapola para el período anterior al primer punto de referencia y hacia adelante a partir del último punto de referencia.

Se deben cumplir las condiciones *sine qua non* de la situación i y con todos los requerimientos de un MCO restringido.

iv. Están disponibles los puntos de referencia para una serie de años contiguos.

Este es el caso en el que la variable se mide a partir de una base nueva; por ejemplo, el PIB con los sistemas SCN-68 y SCN-93. Lo que

se necesita es revisar los datos anteriores a la nueva base para empalmarlos a una base única.

El empalme puede presentar dos casos. Uno, donde para algunos años se encuentran datos con las dos bases, la antigua y la nueva. El otro es cuando no se tiene una serie coincidente para ambas bases.

Para el primer caso se puede llevar a cabo con las tasas de crecimiento, de la siguiente manera:

- Se calcula un MCO para la serie del FA y se obtiene una serie de tiempo del factor de ajuste.

$$FA = \frac{VR_t}{I_t}$$

- Se calcula la variación del FA estimado:

$$\Delta FA_t = \frac{FA_t}{FA_{t-1}} - 1$$

- Se identifica la tendencia de la serie de la variación del factor de ajuste.
- Se utiliza el cambio de tendencia identificado para extrapolar a partir del FA observado para el primer año de coincidencia parcial.

$$E_t = FA_t \cdot I_t$$

En caso que sólo coincidan el último año de la serie antigua con el primero de la serie nueva se procede así:

- Se calcula el factor de ajuste para el único año de coincidencia entre la serie antigua (VRA) y la serie nueva (VRN):

$$FA = \frac{VRA_t}{VRN_t}$$

- Se extrapola retrospectivamente a partir del primer año de la serie nueva (VRN):

$$VN_t = VRA_t \cdot FA_t$$

De esta manera toda la serie pasa a la base nueva

Cuando las series de cada uno de los componentes de una variable, por ejemplo los sectores económicos que componen el producto, se recalculan con la técnica de punto de referencia restringida es indispensable asegurar que el total siga igual, para el ejemplo el PIB total. Para ello se puede utilizar una aproximación en dos etapas:

- a. Incluye el ajuste de cada serie individual
- b. La diferencia entre la suma de los datos ajustados y los originales se suprime por medio de una proporción simple que se le aplicará a cada sector.

Este método proporciona el mejor resultado en el caso de un solo año de referencia pero puede presentar problemas en las tasas de crecimiento anuales en el caso de series de tiempo.

1.3. TASA DE VARIACIÓN

Es una retropolación estadística para empalmar series que presentan cambio de base. El proceso es el siguiente:

- Se toma el primer valor de la serie de la base nueva (X^{bn}) y el último valor de la base antigua (X^{ba}).
- Se lleva el valor del último período con base antigua a la base nueva, para lo cual se calcula la variación entre el último período base anterior ($t-1$) y el primero de la base nueva (t).
- Esa variación (X_{t-1}^{ba}) se calcula como la razón entre el primer valor de la base nueva y el último valor de la base antigua.

$$\dot{X}_{t-1}^{ba} = \left(\frac{X_t^{bn}}{X_{t-1}^{ba}} \right)$$

- Por último, se divide el primer valor de la base nueva por la tasa de crecimiento calculada:

$$\hat{X}_{(t-1)ba}^{bn} = \frac{X_t^{bn}}{\dot{X}_{t-1}^{ba}}$$

El resultado que se obtiene es el valor final de la serie con la base antigua empalmada a la base nueva.

Este método tiene la ventaja de incorporar los efectos estacionales de la serie original; pero tiene la desventaja que no corrige los problemas de las diferencias acumulativas de los índices de cantidad y precios, lo que obliga a plantear una metodología que permita distribuir las desviaciones, y lo usual es distribuir las por la técnica del prorrateo.

Si se tienen disponibles los índices de precios y cantidades se puede utilizar la metodología de índices de volumen encadenados: el crecimiento del volumen queda valorado con los niveles de precios de la base anterior (base móvil) y esto permite que las estructuras de precios se mantengan actualizadas. Estimada período tras período (con frecuencia anual), se tiene una serie temporal en forma de números índices encadenados. La dificultad de este método está en que para el caso de la frecuencia trimestral se puedan presentar incoherencias con el encadenamiento anual.

1.4. MÉTODO DE INTERPOLACIÓN²

Se toman las variables en los niveles que se presentan para 1975 y 1994, años base para las dos metodologías del SCN. Ello significa que estos datos son representativos de las cuentas y de la economía, pues corresponden a mediciones en los años base.

Si V_{75}^t y V_{94}^t son los valores nominales en las bases 1975 y 1994 se calcula la diferencia de niveles (D) y se distribuye de forma gradual:

$$D = \frac{V_{94}^{94}}{V_{75}^{94}}$$

² Se sigue la exposición de VÍCTOR CORREA, ANTONIO ESCANDÓN A., RENÉ LUENGO P. y JOSÉ VENEGAS M, 2003, "Empalme de series anuales y trimestrales del PIB", *Economía Chilena*, vol. 6, n.º 1, abril.

Para distribuir la diferencia de niveles entre 1975 y 1994 (20 años) se calcula el promedio geométrico r dado por:

$$r = D^{\frac{1}{20}}$$

Por último, los valores nominales para cualquier año t entre 1975 y 1994 se obtienen como:

$$V_{94}^t = V_{75}^t r^{t-1975}$$

Este método de interpolación produce una brecha entre el total del PIB y los componentes del producto.

1.5. DESCOMPOSICIÓN DEL RESIDUO EN INCIDENCIAS POR COMPONENTES

El residuo porcentual (R) de un período dado se define como:

$$R = 100 \cdot \left(1 - \frac{\text{Empalme por suma}}{\text{Empalme Independiente}} \right)$$

El residuo se descompone según incidencia atribuible a cada componente.

Sean:

$$X_{\frac{1}{tb0}} \text{ , } X_{\frac{2}{tb0}}$$

Los valores en el período base (0), X_{tb0} y es el agregado; de manera que:

$$X_{tb0} = X_{\frac{1}{tb0}} + X_{\frac{2}{tb0}}$$

Las ecuaciones resumen los métodos de empalme del agregado:

– Empalme por suma (para $t < 10$):

$$X_{tb10}^S = \sum f_i X_{i \frac{tb0}{10b0}}$$

con:

$$f_i = \frac{X_{i \frac{1}{10b10}}}{X_{i \frac{tb0}{10b0}}}$$

– Empalme independiente ($t < 10$)

$$X_{tb10}^I = \bar{F} \cdot X_{tb0}$$

donde

$$\bar{F} = \frac{X_{10b10}}{X_{10b10}}$$

Para un período dado, el residuo se escribe como:

$$R = \sum_i \frac{\bar{F} - f_i}{\bar{F}} \cdot \frac{X_{i \frac{tb0}{10b0}}}{X_{tb0}}$$

Esta fórmula recoge las incidencias por componente y en cada una se distinguen dos efectos:

a. Diferencia de los factores aplicados de cada componente con respecto al factor promedio aplicado al agregado:

$$\frac{\bar{F} - f_i}{\bar{F}}$$

b. Participación o ponderación de las componentes en el total, en la serie con la base anterior: .

$$\frac{X_{i \frac{tb0}{10b0}}}{X_{tb0}}$$

El residuo es nulo si los cambios en los precios entre las bases son iguales.

2. EMPALMES Y CÁLCULO DE LAS SERIES

2.1. EL PIB DEPARTAMENTAL

Para el empalme de las series nominales y reales se tomaron las cifras oficiales del DANE para el período comprendido entre 1980 y 1994 con base en el sistema 1975 y se empalmaron con las cifras disponibles para 1990-2004 con la metodología 1994.

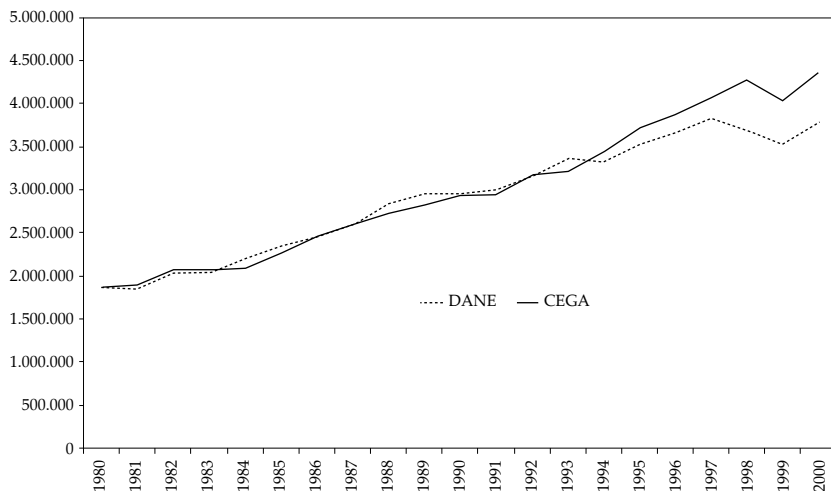
Se realizaron dos ejercicios con años de empalme 1990 y 1994. Luego se evaluaron las diferencias para los dos puntos de empalme y se tomó 1994 porque la serie presenta la menor varianza para el período 1990-1994. En consecuencia, se tomó como factor de ajuste el resultado de 1994.

La serie oficial de PIB para 1980-1994 base 1975 se tomó como indicador y se le aplicó el factor de ajuste para obtener la serie empalmada entre 1980 y 2004 con metodología 1994.

El análisis de las cifras del CEGA con los datos del DANE muestran que son colineales y que siguen la misma tendencia hasta 1994, momento a partir del cual se abre una brecha entre las dos fuentes, como se muestra en el gráfico 1, con sobre-estimación en los datos del CEGA.

Ante la relación estrecha y mínima varianza entre esas dos series durante los primeros años del período se procedió a utilizar los datos del CEGA como indicador el PIB nominal y real. Entonces, para el período comprendido entre 1975 y 1980 se calcularon las variaciones que presentan las estimaciones del CEGA y se aplicaron de manera retrospectiva a la serie calculada con base en las cifras oficiales. El resultado es el empalme para lo comprendido entre 1975 y 2004 con base en la metodología 1994.

GRÁFICO 1
PIB REAL DE CUNDINAMARCA
METODOLOGÍA 1994



En 1975 el Departamento Nacional de Planeación publicó las estimaciones de la oferta y la inversión por departamentos. Para ello utilizó la metodología del SC-1968, es decir, compatible con el sistema de cuentas nacionales base 1975. Estos datos se estimaron para el período 1960-1975 y son consistentes con el agregado nacional. Esto permitió utilizarlos como indicador del PIB real y nominal del departamento. Primero, se procedió a calcular el factor de ajuste en el año de empalme, y después se le aplicó al indicador para obtener la serie empalmada entre 1960 y 2004, como se muestra en el cuadro 1.

2.2. EL DEFLACTOR DEL PIB

Los empalmes del PIB del departamento se realizaron tanto a precios corrientes como a precios constantes. Esto facilitó obtener el

CUADRO 1**PIB DEL DEPARTAMENTO DE CUNDINAMARCA**

Millones de pesos

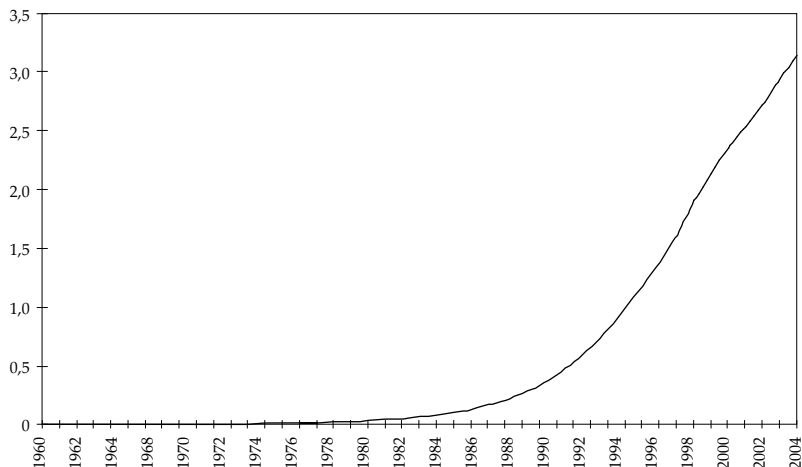
	REAL 1994=100	NOMINAL		REAL 1994=100	NOMINAL
1960	377.839	881	1983	2.048.380	180.756
1961	412.128	1.040	1984	2.199.550	235.589
1962	440.748	1.186	1985	2.343.105	310.948
1963	449.677	1.491	1986	2.461.474	430.862
1964	494.912	1.909	1987	2.576.246	557.462
1965	470.260	1.970	1988	2.842.487	785.333
1966	538.966	2.599	1989	2.949.823	1.001.975
1967	584.996	3.124	1990	2.952.282	1.271.021
1968	661.667	3.833	1991	3.006.506	1.633.069
1969	733.288	4.607	1992	3.163.814	2.116.386
1970	833.089	5.856	1993	3.359.652	2.763.492
1971	905.466	7.052	1994	3.310.778	3.310.778
1972	1.027.328	9.039	1995	3.518.493	4.180.766
1973	1.070.052	11.314	1996	3.668.773	5.091.359
1974	1.183.353	15.687	1997	3.825.391	6.208.206
1975	1.316.533	21.432	1998	3.691.997	7.050.130
1976	1.444.218	28.638	1999	3.523.119	7.563.901
1977	1.583.862	40.658	2000	3.783.424	8.932.298
1978	1.656.525	51.125	2001	4.205.726	10.665.752
1979	1.747.261	67.598	2002	4.148.996	11.309.851
1980	1.861.771	91.367	2003	4.288.092	12.627.841
1981	1.846.780	109.628	2004	4.332.687	13.630.092
1982	2.023.135	151.459			

FUENTE: Cálculos con base en DANE, DNP y CEGA

deflactor implícito del PIB (IP) como la razón entre el nivel nominal (PIBN) a real (PIBR):

$$IP = \frac{PIBN}{PIBR}$$

GRÁFICO 2
DEFLACTOR IMPLÍCITO DEL PIB
1994 = 100



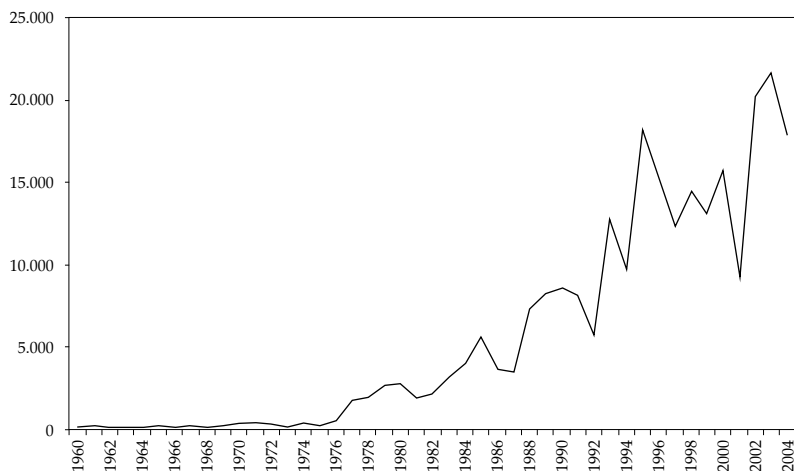
2.3. LA INVERSIÓN DEPARTAMENTAL

El DNP realizó cálculos de formación bruta de capital fijo de los departamentos entre 1960 y 1975 con base en la metodología SC-1968. El cálculo de formación interna bruta se realizó para siete componentes a precios constantes de 1970.

Se tomaron las series de metros cuadrados de construcción de vivienda clasificados por departamentos, según la encuesta del DANE, y se utilizaron como indicador de la formación interna bruta para vivienda. Igual estadística, pero en otros edificios, se utilizó para aproximar la FIBK de otras edificaciones.

La formación bruta en construcción pública se aproximó por la inversión pública según la ejecución presupuestal para el total de municipios y el gobierno departamental central, llevada a términos reales por el deflactor implícito del PIB del departamento.

GRÁFICO 3
FORMACIÓN INTERNA BRUTA DE CAPITAL
1994 = 100



Para FIBK de otras construcciones se tomó como indicador la variación nacional de otras construcciones, bajo el supuesto que Cundinamarca por ser un departamento principal en términos económicos se mueve en construcción, como mínimo, con la media nacional.

El indicador para calcular la mejora de tierras fue el PIB agropecuario del departamento. Se tomó su variación real bajo el supuesto que ésta se mueve de acuerdo con la productividad del capital en el sector.

Para equipo de transporte el indicador se obtuvo del informe de clase de vehículos del Ministerio de Transporte. Se tomaron los registros de camiones, maquinaria agrícola e industrial, tractocamiones, volquetas, busetas y microbuses. Se calculó el precio promedio de los modelos y de allí se dedujo el valor promedio por modelo para Cundinamarca.

Finalmente, el indicador de maquinaria se elaboró a partir de la encuesta anual manufacturera, rubro inversión neta para la industria instalada en el departamento de Cundinamarca. Este cálculo inicial se corrigió por la formación bruta de capital fijo a nivel nacional.

La variación de existencias entre 1975 y 2004 se calculó tomando como parámetro el mismo rubro para la FBKF nacional. En otras palabras, se tomó la media nacional de variación de existencias.

La suma de estas clases de bienes da como resultado la formación bruta de capital fijo. Como la serie se armó a precios constantes de 1970, se cambió de base para llevarlos a precios constantes de 1994 (Gráfico 3) y para transformarlos a corrientes se utilizó el deflactor implícito del PIB departamental.

2.4. EL CONSUMO DEPARTAMENTAL

Bajo la hipótesis que el consumo global departamental se comporta según el patrón nacional, se calculó el nivel de gasto manteniendo la proporción nacional, es decir, se supone que la media es similar en Cundinamarca.

El consumo gubernamental del departamento se aproximó por el gasto presupuestal departamental y municipal. No se incluyó el consumo que el Gobierno Nacional realiza en Cundinamarca, por la dificultad de encontrar esa cifra desagregada por departamentos. Y al descontar del consumo total el consumo público se obtuvo el consumo privado.

2.5. EL ACERVO DE CAPITAL DEPARTAMENTAL

Con la formación bruta de capital fijo se obtuvo el stock de capital inicial, como la razón del capital fijo a la suma de la variación del PIB departamental para 1960 y la tasa de depreciación. Esta última se fijó en un 3,5% siguiendo los parámetros estimados para el capital a nivel nacional.

CUADRO 2**CONSUMO REAL DE CUNDINAMARDA**

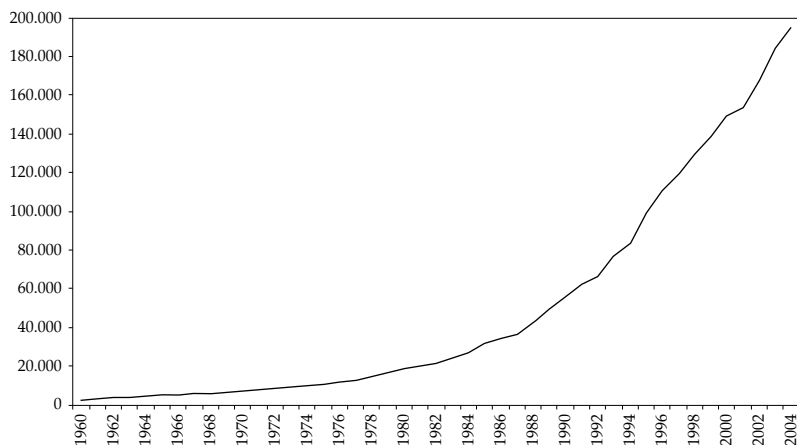
Millones de pesos de 1994

	PÚBLICO	HOGARES		PÚBLICO	HOGARES
1960	16396	147886	1983	38701	1666718
1961	18577	167556	1984	42171	1759886
1962	20651	186259	1985	37707	1838735
1963	21915	197664	1986	32476	1833218
1964	25106	226446	1987	31072	1950618
1965	24849	224130	1988	34391	2121071
1966	32049	275514	1989	35740	2214476
1967	34722	299056	1990	29227	2210617
1968	40415	353306	1991	30969	2276017
1969	48699	411538	1992	33041	2519720
1970	60797	474995	1993	42002	2679650
1971	57152	577530	1994	43853	2617429
1972	59260	668604	1995	53831	2783165
1973	30163	744949	1996	53737	3009478
1974	31713	869687	1997	54135	3197073
1975	34986	1035557	1998	58947	3122304
1976	33044	1111635	1999	65604	2984571
1977	30621	1194059	2000	61575	3124323
1978	32446	1271142	2001	53516	3571199
1979	27774	1363535	2002	56559	3514659
1980	27056	1463402	2003	56870	3514110
1981	30540	1494163	2004	53489	3474661
1982	32931	1654735			

Fuente: Cálculo propios

Se calculó el nivel de depreciación y se obtuvo la formación neta de capital fijo real a precios de 1994. Al acervo inicial se le suma la inversión neta y se obtiene el nivel del stock de capital. Y ante las varianzas que presenta la inversión neta se optó por suavizarla con un promedio móvil centrado de orden 3 que permitió corregir la tendencia del acervo entre 1972 y 1979 (gráfico 4).

GRÁFICO 4
ACERVO DE CAPITAL DE CUNDINAMARCA
MILLONES DE PESOS DE 1994



2.6. EL EMPLEO DEPARTAMENTAL

En primer lugar se tomaron los resultados departamentales de los censos de 1951, 1964 y 1973 y se tomaron los datos de población en edad de trabajar. De un estudio del DNP se obtuvieron los porcentajes de la participación de Cundinamarca en la población económicamente activa para los mismos años (cuadro 3). Con estos datos se calculó el crecimiento intercensal nacional y departamental.

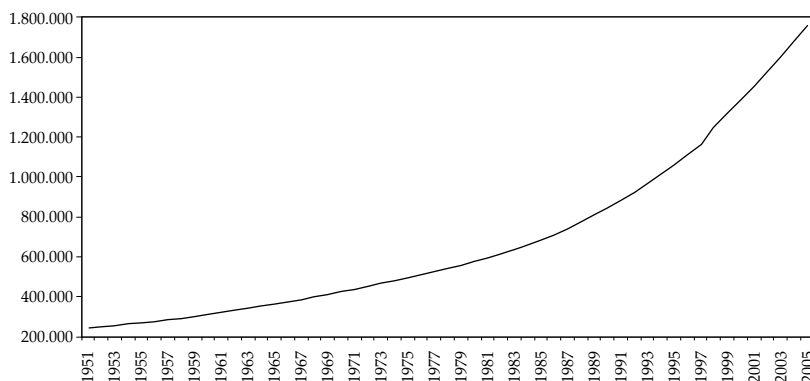
Luego se tomaron los resultados de la Encuesta Nacional de Hogares desde 1973 hasta 2000 y con los censos de 1985 y 1993 se calculó la población en edad de trabajar y la económicamente activa hasta 1996. Desde 1996 y 2004 se recogieron los resultados de la ENC y la Encuesta Continua de Hogares para el departamento de Cundinamarca y se empalmó la cifra con los cálculos para el período comprendido entre 1960 y 1996.

CUADRO 3
POBLACIÓN

	TOTAL NACIONAL	EN EDAD DE TRABAJAR NACIONAL	ECONÓMICAMENTE ACTIVA		
			NACIONAL	PARTICIPACIÓN DE CUNDINAMARCA	
				RELATIVA	ABSOLUTA
1951	11.548.172	0,580	3.755.100	0,079	296.653
1964	17.484.510	0,553	5.134.100	0,066	338.851
1973	22.551.811	0,563	6.116.800	0,052	318.074
1985	27.853.436	0,7315	9.815.120	0,069	683.865
1993	33.109.840	1.7048	12.787.385	0,075	968.520

Fuente: Censos DANE y DNP, *Revista de Planeación y Desarrollo*, vol IX, n.º 3, 1977.

GRÁFICO 5
POBLACIÓN ECONÓMICAMENTE ACTIVA DE CUNDINAMARCA



2.7. EL ÍNDICE DE SALARIOS

La estimación de los salarios partió de analizar los ingresos laborales por actividad económica de la Encuesta Nacional de Hogares y la Encuesta Continua de Hogares del DANE para el período 1976-2004; y el índice de salario nominales según actividad económica del Banco de la República de 1990 a 2004. Con base en esta información se calculó un índice salarial para industria y comercio durante el

período 1975-2004. Y para 1958-1975 se utilizó el índice de salarios computado por el DANE (1973) y Urrutia (1975).

Se calculó un índice de la cantidad de empleo y junto con uno de ingresos se obtuvo un índice ideal para salarios. Se empalmaron los índices para los salarios de industria y comercio, ponderado por cantidades, tomando como punto de empalme 1975.

CUADRO 4

ÍNDICE DE SALARIOS

1958	0,83	1982	6,98
1959	0,86	1983	8,62
1960	0,95	1984	10,00
1961	1,01	1985	11,69
1962	0,87	1986	14,14
1963	0,95	1987	17,72
1964	0,99	1988	22,22
1965	1,07	1989	28,50
1966	1,06	1990	36,52
1967	1,17	1991	46,72
1968	1,21	1992	61,76
1969	1,30	1993	78,46
1970	1,51	1994	100,00
1971	1,52	1995	124,37
1972	1,53	1996	151,70
1973	1,40	1997	183,16
1974	1,37	1998	213,33
1975	1,44	1999	236,06
1976	1,59	2000	263,36
1977	1,94	2001	284,40
1978	2,46	2002	311,19
1979	3,30	2003	332,58
1980	4,06	2004	365,04
1981	5,00	2005	389,07

Fuente: Cálculos propios con base en DANE

2.8. LOS PRECIOS DEL CAPITAL

Para los índices de precios del capital se toman cuatro alternativas: el IPP colombiano para bienes de capital, el IPP de Estados Unidos para bienes de capital, los precios relativos del capital en Colombia y los precios relativos del capital para Estados Unidos. La única transformación que se realizó fue llevarlos a base 1994.

CUADRO 5
ÍNDICES DE PRECIOS DEL CAPITAL

	COLOMBIA		ESTADOS UNIDOS	
	IPP DEL CAPITAL	PRECIOS RELATIVOS	IPP DEL CAPITAL	PRECIOS RELATIVOS
1960	0,0	1,5	0,2	113,8
1961	0,0	1,5	0,2	105,3
1962	0,0	1,5	0,2	99,1
1963	0,0	1,5	0,2	80,6
1964	0,0	1,5	0,2	70,0
1965	0,0	1,5	0,3	65,2
1966	0,0	1,5	0,3	58,1
1967	0,0	1,5	0,3	54,2
1968	0,0	1,5	0,3	51,7
1969	0,0	1,5	0,3	49,7
1970	0,0	1,5	0,3	46,1
1971	0,0	1,4	0,3	43,3
1972	0,0	1,5	0,3	39,3
1973	0,0	1,4	0,3	33,8
1974	0,0	1,5	0,4	30,8
1975	0,0	1,5	0,4	28,9
1976	0,0	1,5	0,5	24,6
1977	0,0	1,4	0,5	20,3
1978	0,0	1,4	0,5	18,7
1979	0,0	1,3	0,6	16,4
1980	0,1	1,2	0,6	14,2
1981	0,1	1,3	0,7	12,7
1982	0,1	1,3	0,7	10,8
1983	0,1	1,2	0,8	9,2
1984	0,1	1,3	0,8	7,7
1985	0,2	1,4	0,8	6,3
1986	0,2	1,4	0,8	5,0
1987	0,3	1,4	0,8	4,1
1988	0,4	1,4	0,9	3,3

1989	0,5	1,4	0,9	2,8
1990	0,6	1,4	0,9	2,2
1991	0,7	1,4	0,9	1,8
1992	0,8	1,2	1,0	1,5
1993	0,9	1,1	1,0	1,2
1994	1,0	1,0	1,0	1,0
1995	1,1	1,0	1,0	0,9
1996	1,3	0,9	1,0	0,7
1997	1,4	0,9	1,0	0,6
1998	1,6	0,9	1,0	0,6
1999	1,9	0,9	1,0	0,5
2000	2,2	0,9	1,0	0,4
2001	2,3	0,9	1,0	0,4
2002	2,5	0,9	1,0	0,4
2003	2,8	1,0	1,0	0,4
2004	2,8	0,9	1,1	0,4

Fuente: Banco de la República, DANE y Federal Reserve USA

2.9. LA TASA DE GANANCIA

La tasa de ganancia se calculó como la relación del excedente bruto de explotación respecto del acervo de capital.

2.10. LA PRODUCTIVIDAD FACTORIAL UNITARIA

La productividad unitaria factorial se cálculo como la relación del PIB real al nivel de ocupación para el caso de la productividad laboral, y la razón del PIB al stock de capital para la productividad del capital. Los resultados se muestran en el gráfico 7.

2.11. LA TASA DE CAMBIO

La tasa de cambio real se tomó de la estimada por el GRECO del Banco de la República y se actualizó a 2004, con año base 1994.

GRÁFICO 6
TASA DE GANANCIA

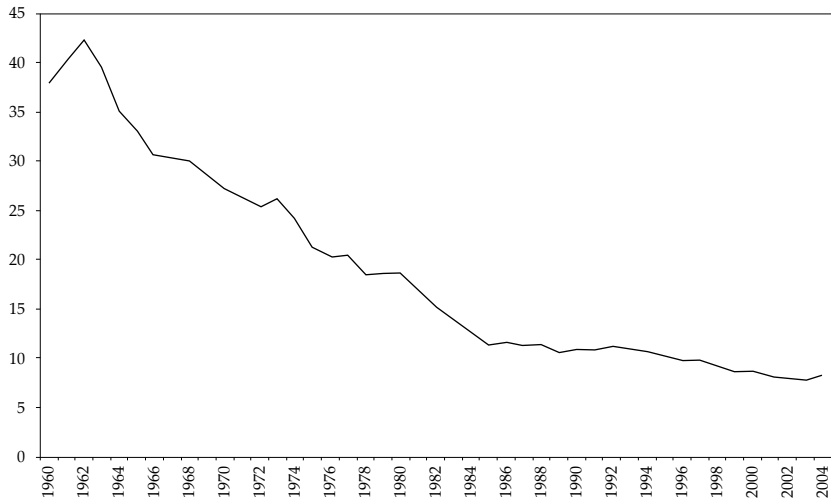


GRÁFICO 7
PRODUCTIVIDAD FACTORIAL

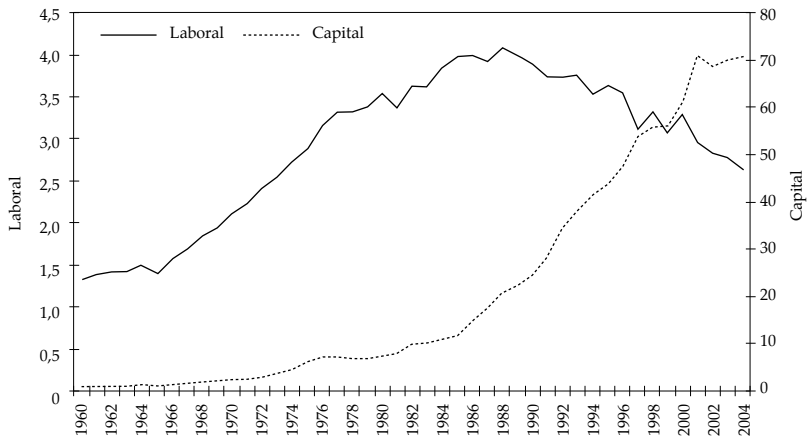
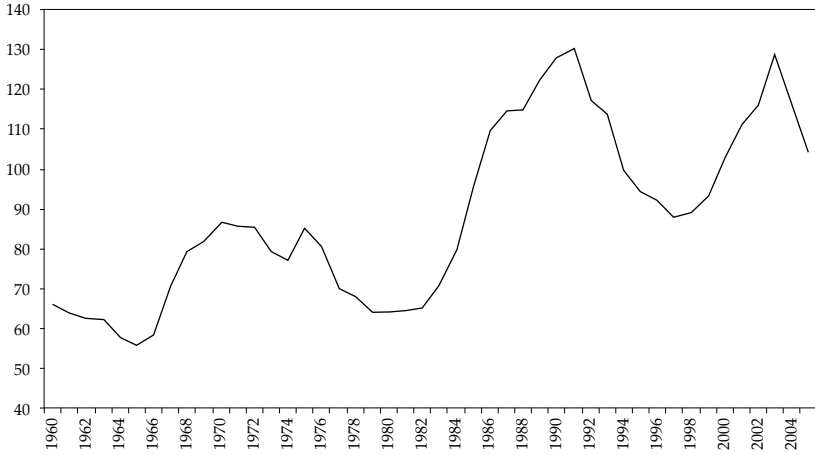


GRÁFICO 8
ÍNDICE DE TASA DE CAMBIO REAL
1994 = 100



3. PLANTEAMIENTO DE LOS MODELOS

3.1. MODELO DE CRECIMIENTO

A nivel agregado, la función de producción que permite entender las cuestiones básicas del crecimiento económico se plantea a partir de una función tipo Cobb-Douglas donde se relaciona la fuerza laboral (L), el capital (K) y el estado de la tecnología (A):

$$[1] Y_t = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

La senda de crecimiento está dada por la incorporación de inversión neta y fuerza laboral calificada. Es decir, las ecuaciones de movimiento están dadas por:

$$[2] k_{t+1} = I_t + (1 - \delta)k_t \quad \text{dado } k_0$$

$$[3] l_{t+1} = (1 + g_N)l_t \quad \text{dado } l_0$$

Con δ como la tasa de depreciación, g_l la tasa exógena de crecimiento constante del factor trabajo.

La relación capital trabajo está dada por:

$$[4] x_t = \frac{k_t}{l_t}$$

Que a partir del desarrollo algebraico de las ecuaciones anteriores se obtiene:

$$[5] x_{t+1} = \frac{A}{(1 + g_l)} I_t x_t^{1-\alpha} + \left(\frac{1 + \delta}{1 + g_l} \right) x_t$$

Al dividir por la fuerza laboral la ecuación [1] se obtiene el ingreso per cápita:

$$[6] \quad y_t = \frac{Y_t}{L_t} = A(x_t)^{1-\alpha}$$

De acuerdo con [6], la dinámica del producto depende de la relación factorial, por lo que el crecimiento está dado por:

$$[7] \quad \ln\left(\frac{y_{t+1}}{y_t}\right) = (1-\alpha)\{\ln[AI_t x_t^{-\alpha} + (1-\delta)] - g_t\} + \alpha g_t$$

Esta ecuación replanteada en términos estocásticos es:

$$[8] \quad \ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{t+1} - k_t) + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$$

Recuérdese que en la ecuación [7] δ y g_t son parámetros que no se estiman con la ecuación [8].

En niveles la ecuación [1] se puede estimar como:

$$[9] \quad \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \varepsilon_t$$

Para economías integradas a una región, como es el caso del departamento de Cundinamarca, su ingreso está correlacionado con las economías vecinas, es decir, se generan patrones espaciales de crecimiento.

Este tipo de modelos se estiman con econometría espacial cuando se tiene disponible una base de datos completa para las economías integradas espacialmente. Los modelos que estiman los coeficientes son del tipo:

$$[10] \quad y = \sum_{k=1}^R \rho_k W_k y + X\beta + \varepsilon$$

Con

$$[11] \quad \varepsilon = \left[I - \sum_{k=1}^R \lambda_k W_k \right]^{-1} v$$

Donde y es un vector de las tasas de crecimiento, X la matriz de regresores, W es la matriz diagonal que recoge las submatrices de las relaciones espaciales, R el número de zonas que componen la región y ρ es un escalar o coeficiente espacial para ser estimado.

Para el caso de Cundinamarca no se tiene una gran pretensión, tan sólo se desea evaluar la relación de la economía departamental con el PIB de Bogotá, bajo la hipótesis que el coeficiente de correlación espacial informa sobre las conexiones de largo plazo entre esas dos economías. Por ello se plantea el modelo:

$$[12] y_t^{CLIN} = \beta_0 + \beta_1 y_t^{BOG} + \varepsilon_t$$

3.2. MODELO DE INVERSIÓN

Los modelos sobre el comportamiento de la inversión parten de especificar el capital deseado y de la definición del proceso de ajuste entre el capital deseado y el existente. La diferencia entre propuestas alternativas se encuentra en el proceso de ajuste que se proponga.

La dinámica se puede modelar al suponer que el acervo de capital presente (k_t) está en función de la acumulación en los períodos pasados (k_{t-1}):

$$[13] k_t = \beta_0 k_{t-1} + \beta_1 k_{t-2} + \beta_3 k_{t-3} L \beta_i k_{t-k}$$

Si LX es el operador de rezagos, la ecuación anterior se puede expresar como:

$$[14] k_t = \beta(L)k(t)$$

La inversión neta es igual a la diferencia del acervo entre dos períodos, es decir:

$$[15] I_t = k_t - k_{t-1} = \beta(L)(k_t - k_{t-1})$$

En el modelo del acelerador es una de las formas como se puede especificar la inversión neta. En él se relaciona con el nivel de producto que se puede notar como:

$$[16] I_t = ay_t$$

Que con el operador de retardos se re-escibe como

$$[17] I_t = \beta(L)a(y_t - y_{t-1})$$

Estas ecuaciones de inversión implican que no existe una sustitución entre los factores productivos, y los precios relativos del capital no afectan la relación capital-producto deseado.

A efectos de controlar el tema de la sustitución factorial y los resultados simétricos del acelerador de la inversión y de las discontinuidades en algunas inversiones, se sugiere incorporar otras variables como factores explicativos tales como la tasa de interés, la tasa de beneficio u otras que resten automaticidad de los cambios en la inversión ante cambios en el nivel de ingreso como lo sugiere la ecuación [15]. Al incorporar algunos de esos factores en una función de tipo lineal se tiene:

$$[18] I_t = \beta_0 + \beta_1(y_t - y_{t-1}) + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 \pi + \varepsilon_t$$

Donde V y π son el volumen de ventas y la tasa de beneficio, respectivamente.

3.3. MODELO DE CONSUMO

Los modelos de consumo se pueden diseñar de acuerdo con dos perspectivas. Una explica el consumo (c) como una función directa del nivel de ingreso disponible (y) o después de impuestos (τ). La presentación de este modelo en sus variaciones corresponde al cálculo de la propensión marginal a consumir. En forma sintética es:

$$[19] c_t = c(1 - \tau)Y_t = c(y_t)$$

Con representación econométrica como:

$$[20] c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t$$

Con la propensión marginal al consumo:

$$0 < \beta_1 < 1$$

En la relación definida en la ecuación dos, la propensión media al consumo es menor a la propensión marginal, y decrece a medida que el ingreso disponible aumenta.

Los estudios empíricos para países en desarrollo indican que la correlación en los niveles de las variables que arroja los mejores ajustes econométricos implica una igualdad entre la propensión media y la marginal al consumo, es decir, la estimación debe hacerse como:

$$[21] c_t = \beta y_t$$

Esto advierte que es probable que la función consumo exhibe una relación a corto plazo (ecuación [20]) y otra de largo plazo (Ecuación [21]).

Una variante de la primera perspectiva plantea que el consumo depende de la renta permanente. Esto obliga a descomponer la serie de ingreso entre permanente y transitorio. La estimación se realiza en términos de la parte permanente del ingreso (yp):

$$[22] c_t = kyp_t$$

Con k como la propensión media al consumo.

La segunda perspectiva corresponde a la teoría del ciclo vital. Postula que el consumo de un individuo depende de la elección intertemporal, determinada por las tasas de interés presente y futura, y de su edad. De manera formal se tiene que los cambios del consumo con la edad son:

$$[23] v_t(c_t) = \frac{v(c_t, z)}{(1 + \delta)^t}$$

Con z como las variables que afectan el consumo en diferentes momentos del ciclo vital, δ es la tasa de preferencia temporal. La restricción presupuestal está dada por:

$$[24] \sum_{t=1}^T \frac{c_t}{(1+r)^t} = A_t + \sum_{t=1}^T \frac{y_t}{(1+r)^t}$$

Con r como la tasa de interés y A el activo en poder del consumidor al principio del período.

Si z permanece constante en la ecuación [22] la utilidad del consumo futuro se descuenta a la tasa δ ; y la condición de primer orden es:

$$[25] \lambda(c_t, z_t) = \mu \left(\frac{1+\delta}{1+r} \right)^t$$

Consumir hoy o hacerlo en un futuro, cuando se es más viejo, obedece de manera crucial a la estructura de las tasas de interés esperadas y a la tasa de preferencia temporal del consumidor. Ante un interés alto el consumo aumenta con la edad, es decir, la tasa de interés induce al individuo a postergar su consumo.

La facilidad de este planteamiento es que permite explicar el comportamiento individual; pero es precisamente esto lo que crea una dificultad, pues no permite proporcionar una explicación del consumo agregado, en especial por dos circunstancias: para agregar se requiere construir unos vectores de consumo suficientemente grandes que permitan capturar toda la variedad y diferenciación de productos, y porque una función intertemporalmente aditiva no tiene en cuenta una parte importante los bienes de consumo, en específico los bienes duraderos.

En la práctica, los estudios econométricos con base en la teoría del ciclo de vida se concentran en estimar los parámetros microeconómicos; en otras palabras, son estudios de corte transversal a partir de las encuestas de consumo.

3.4. MODELO DE EMPLEO

A nivel agregado, el mercado laboral (L) depende del salario real (w):

$$[26] L = L(w) = \left(\frac{W}{P} \right)$$

Con W y P como el salario nominal y el nivel general de precios, respectivamente.

En la práctica, el mercado laboral se especifica a partir de una función de producción, pues el mercado laboral no se comporta de manera independiente a la solución de la función de crecimiento económico, descrita en la ecuación [7]. La solución conjunta implica involucrar variables fundamentales como la tasa de beneficio del empresario, que en el nivel en que maximiza su beneficio el empleo óptimo es:

$$[27] l_t = A^{-1/\alpha} e^{-\lambda/\alpha} k^{-\alpha-1/\alpha} y^{1/\alpha}$$

Como el ajuste en el mercado laboral no es automático, entonces se incurre en costos de ajuste a lo largo de un tiempo determinado. Una de las maneras de captar ese ajuste es:

$$[28] \ln l_t - \ln l_{t-1} = \gamma (\ln l_t - \ln l_{t-1}) \\ 0 < \gamma < 1$$

La especificación econométrica del mercado laboral que se puede tomar es:

$$[29] l_t = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{y}{l} \right) + \beta_2 k_t + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Con la relación $\frac{y}{l}$ como la productividad media del trabajo.

3.5. MODELO DE SALARIO

En mercados de competencia perfecta el salario es igual a la productividad marginal del trabajo (y^w), es decir, el precio del mercado es:

$$[30] \quad w_t = y_t^w$$

Sin embargo, los empresarios pueden evaluar sus demandas por trabajo de acuerdo con el acervo de capital acumulado en el período anterior, lo cual hace variar el salario de mercado. Igualmente, las expectativas de ingresos alteran las variables del mercado laboral y modifican la tasa salarial. Puesto de manera formal se tiene:

4. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS

4.1. PROPIEDADES ESTADÍSTICAS DE LOS DATOS

Los resultados de los estadísticos descriptivos indican que las series de las variables económicas se caracterizan porque sus medidas de tendencia central difieren entre ellas de manera significativa, por lo tanto, sus distribuciones pueden no ser normales (estándar), lo que complicaría la estimación y la inferencia estadística. Las excepciones a ese comportamiento corresponden a las variables consumo e índice de tasa de cambio real (cuadro 6).

Un segundo aspecto para resaltar es la amplitud de las desviaciones de las variables. Esa dispersión tan amplia respecto de la tendencia central señala que la media aritmética no es representativa del proceso. Además, hace que las series muestren coeficientes de variación amplios, por ejemplo, la serie del capital tiene una desviación de 1.25 veces la media.

Las dos características anteriores se reflejan en las medidas de asimetría o *skewness* y de apuntalamiento o curtosis. El índice de precios del capital en Estados Unidos, los precios relativos del capital en Colombia y la productividad del trabajo tienen una distribución inclinada hacia la izquierda, y el resto de variables, hacia la derecha, pero todas las series carecen de simetría. Las variables con más simetría son el consumo y el índice de tasa de cambio real, resultados que ya se anuncian cuando se comparan las medidas de tendencia central. Los resultados que se muestran en la última columna del cuadro 6 indican que los datos tienen un apuntalamiento de tipo leptocúrtico, pero lejos de ser mesocúrticos.

CUADRO 6
PROPIEDADES ESTADÍSTICAS DE LOS DATOS

	MEDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	SKEWNESS	CURTOSIS
PIB	2130326	2023135	4332687	377839,4	1294016	0,1672	1,6692
Capital	45653,4	15549,5	192394,6	1158,9	57261,2	1,1991	3,1189
Consumo	1692634	1687665	3624715	164282	1131690	0,2027	1,7567
Ganancia	18,9	15,14	42,36	7,81	10,34	0,75	2,320
Empleo	744577	616873,5	1678450	312822,2	386173,7	0,7543	2,7349
Salario	65,8106	7,9579	365,03	0,867306	106,1	1,589	4,1288
Productividad del capital	21,4035	9,8245	71,0952	0,949869	23,472	0,9771	2,4913
Productividad del trabajo	2,9194	3,1544	4,0797	1,336637	0,882	-0,5502	1,9586
ITCR	88,0786	85,3417	130,3616	55,67016	22,106	0,36594	1,9249
IPP del capital	0,58110	0,0867	2,7916	0,003138	0,8489	1,4281	3,7449
IPP de USA	0,6601	0,7453	1,0689	0,244476	0,3165	-0,1163	1,3642
Precio relativo del KCOL	1,28475	1,4053	1,5440	0,888452	0,2198	-0,7907	2,0035
Precio relativo del KUSA	25,3076	10,7958	113,753	0,352206	31,2546	1,3217	3,8345
Interés real	11,4689	6,7630	50,794	0,049703	13,7840	1,2289	3,4989

Fuente: cálculos propios

En síntesis, las series no tienden a una distribución normal, lo cual advierte que se deben transformar para ganar en inferencia estadística, pero que al momento de examinar los resultados estadísticos obtenidos se tiene que distinguir lo correspondiente a la propia dinámica de la variable en lo que concierne a las transformaciones.

4.2. ANÁLISIS DE LOS DATOS

Además del examen estadístico básico se aplicaron pruebas para determinar si en el horizonte temporal de estudio se presentan cambios en la media de las series. Los resultados indican que excepto la tasa de ganancia, la productividad laboral, los precios externos del capital y la tasa de interés, las demás variables tienen ruptura estructural.

Las rupturas se concentran en la década de los años noventa (cuadro 7), resultado consistente con la época en que se realizaron modificaciones profundas en los arreglos institucionales y económicos que cambiaron por completo el comportamiento de los mercados y las relaciones entre los diferentes agentes económicos. En otras palabras, la significancia estadística establece que las condiciones macroeconómicas e institucionales generales afectan de manera ostensible la parte económica del departamento de Cundinamarca.

Para efectos de la selección de estadísticos de prueba en ambiente de series longitudinales, es importante determinar si las series tienen tendencia y de qué tipo es. Como se muestra en el cuadro 8, todas las series carecen de ruido blanco, por lo que se puede concluir que son procesos estocásticos que dependen del tiempo, y la mayoría de variables tienen tendencia a la media y la varianza

Las variables tienen procesos AR(1), de manera que los resultados anteriores, que fueron estimados por el método de mínimos cuadrados, son sesgados aunque consistentes y asintóticamente eficientes.

CUADRO 7
EVALUACIÓN DE CAMBIO ESTRUCTURAL

	AÑO	ESTADÍSTICO T
PIB	1992	8.02111
Capital	1999	2.10523
Inversión neta	1991	12.84451
Consumo	1991	9.85644
Empleo	1991	11.59186
Salario	2000	2.61890
Productividad del capital	2001	3.43373
ITCR	1991	2.367594
IPP del capital	2000	3.490643
Precio relativo del KCOL	1997	2.304327

Fuente: cálculos propios

Los resultados que se obtuvieron en las propiedades estadísticas y en la evaluación de tendencia señalan que la inferencia estadística se debe trabajar con base en los planteamientos de procesos brownianos.

El cambio estructural y la evaluación de tendencia permitieron identificar el tipo de examen de estacionariedad. Se utilizaron dos tipos de contraste de integración. Para aquellas series que reportan cambio de media se utiliza un contraste de estacionariedad, el *test* de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin ($KPSS$) el cual se reporta en el cuadro 9 y corresponde a evaluaciones con tendencia.

El contraste $KPSS$ evalúa como hipótesis nula que la serie presenta estacionariedad en varianza. De acuerdo con los resultados obtenidos para los niveles de las variables, al uno por ciento se rechaza la hipótesis nula, lo que indica que las series se deben diferenciar para la mayoría de las variables. Es importante destacar que en el caso del nivel de las variables capital e interés real la hipótesis nula no se rechaza al uno por ciento. Al tomar la primera diferencia se encuentra que al uno por ciento se acepta que el

CUADRO 8
EVALUACIÓN DE TENDENCIA

	INTERCEPTO	TENDENCIA
PIB	-22505.9 (-0.5040)	97855.98 (55.98499)
Capital	-1358.2 (1.5775)	178.499 (78.112)
Inversión neta	2671.0 (3.7552)	315.0 (11.31404)
Consumo	-39361 (-1.030831)	29989.0 (3.54436)
Ganancia	35.397 (36.5169)	0.44583 (4.1325)
Empleo	0.069131 (2.020936)	0.001010 (2.30487)
Salario	65.81063 (4.161282)	3.882315 (8.87214)
Productividad del capital	21.40346 (6.117122)	1.142737 (16.10967)
Productividad del trabajo	2.919377 (22.19898)	0.110677 (16.51949)
ITCR	60.05943 (14.01008)	1.273598 (7.589921)
IPP del capital	-0.613644 (-4.4493925)	0.054306 (10.1603)
IPP de USA	0.142087 (7.106726)	0.023548 (30.08921)
Precio relativo del KCOL	1.597892 (46.62676)	-0.014234 (-10.61079)
Precio relativo del KUSA	71.72077 (16.72092)	-2.109688 (-12.56548)
Interés real	32.19208 (17.83568)	-0.941962 (-13.33275)

Fuente: Cálculos propios

salario es un proceso $I(1)$, en tanto que para las variables restantes no se rechaza la hipótesis nula al cinco por ciento.

El segundo contraste de integración que se utilizó corresponde a las variables que no tienen cambio en la media y se evaluaron con el test de raíz unitaria Dickey y Fuller aumentado. La primera fila de los valores críticos que se muestran en el cuadro 10 corresponde a los niveles, y la segunda fila a la primera diferencia. De las estimaciones se deduce que excepto el precio relativo del capital en Estados Unidos, las variables restantes se deben evaluar con la primera diferencia. Las primeras diferencias de las variables presentan un orden de integración $I(1)$, al uno por ciento.

4.3. ESTIMACIONES CLÁSICAS

Antes de realizar las primeras estimaciones de los modelos se procedió a evaluar la exogeneidad de las variables, de acuerdo con el planteamiento determinista que se expuso en el acápite 1.3. Para ello se calculó la exogeneidad débil y luego la exoge-

CUADRO 9
TEST KPSS

	ESTADÍSTICO		1%	5%	10%
	NIVEL	DIFERENCIA	0.216	0.146	0.119
PIB	0.179081	0.180763			
Capital	0.222876				
Consumo	0.185353	0.176776			
Empleo	0.218065				
Salario	0.207378	0.53381			
Productividad del capital	0.219393				
ITCR	0.208627				
IPP del capital	0.216347				
Precio relativo del KCOL	0.140605	0.68047			
Interés real	0.222941				

Fuente: cálculos propios

CUADRO 10
TEST ADF

	ESTADÍSTICO		VALORES CRÍTICOS		
	NIVEL	PRIMERA DIFERENCIA	1%	5%	10%
			4.1837	3.5162	3.1882
			4.1958	3.5217	3.1914
Ganancia	1.727416	7.689334			
Productividad del trabajo	1.283033	9.514816			
IPP de USA	2.438325	6.692320			
Precio relativo del K en USA	4.027750				
Interés real	2.861942	7.491265			

Fuente: cálculos propios

neidad fuerte, resultados que se reportan en el cuadro 11. En las columnas del cuadro se recogen las variables endógenas de los cinco modelos y en las filas se tienen las variables exógenas. Por ejemplo, la columna dos corresponde al PIB de Cundinamarca, y en la segunda fila al acervo de capital del departamento. La casilla que intercepta la columna con la fila se evalúa si el capital no es causado por el PIB, para ello se presenta el estadístico F y entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada.

Para el caso del PIB departamental se encuentra que éste causa las productividades factoriales, pero no al capital y la fuerza laboral, corolario que permite modelar el crecimiento asignando como conjunto de variables exógenas a los factores productivos sin afectar las propiedades de la estimación del modelo.

Como se puede apreciar en el cuadro 11, la inversión causa estadísticamente al salario, la productividad factorial, los precios del capital y el interés real. Esto significa que la relación capital-trabajo afecta estadísticamente, por un lado, los datos del mercado laboral y, por el otro, la productividad. En cuanto a los precios del capital y la tasa de interés la causalidad que se encuentra puede tener su origen en los efectos demanda en el proceso de acumulación. Así

las cosas, la función inversión se puede estimar de acuerdo con las ecuaciones [16], [17] y [18] del apartado 3.2.

La evaluación de exogeneidad para el consumo señala que éste causa al PIB, como se espera, de acuerdo con la teoría macroeconómica. Además, se encontró que también causa estadísticamente al empleo y al nivel de salario. De esto se obtiene como conclusión que el nivel de consumo puede tener efectos de demanda sobre el mercado laboral, es decir, al aumentar el consumo se crea la necesidad de mayor fuerza laboral, o viceversa, lo que afecta precios y cantidades en el mercado. Pero lo importante es que estos estadísticos permiten ir seguros a la estimación del modelo de consumo, según lo descrito en la sección 3.3.

Los estadísticos revelan que el empleo causa a la inversión neta, esto por el mismo argumento que se plantea en la exogeneidad de la inversión en el párrafo anterior. Pero también causa estadísticamente a la ganancia, resultado que se puede explicar en razón a que el salario y la ganancia están correlacionados en el proceso de distribución. Se obtuvieron dos efectos no esperados: el primero, que el empleo causara a la productividad del trabajo cuando en teoría la perspectiva es que la causalidad sea al contrario; y segundo, que cause al precio del capital cuando deben ser independientes. En términos del rigor estadístico, la estimación de la ecuación [29] de la sección 3.4. se puede hacer con la seguridad de que la exogeneidad de las variables se cumple.

Finalmente, con miras a calcular el modelo de salarios, el examen de exogeneidad revela que los salarios causan estadísticamente al empleo, resultado que no sorprende pues es lo que la teoría señala. En consecuencia, se puede estimar la ecuación [31] tal y como fue planteada.

En general, la evaluación de exogeneidad para cada una de las variables de los modelos muestra que las variables que la teoría económica considera como exógenas se conservan y se puede proceder a estimarlos tal y como fueron planteados en el capítulo 1.3., labor que se desarrolla a continuación.

CUADRO 11
EXOGENEIDAD

	PIB	INVERSIÓN	CONSUMO	EMPLEO	SALARIOS
PIB		0.27306 (0.60417)	1.22377 (0.27523)	0.1030 (0.74993)	0.01073 (0.91801)
Capital	0.22971 (0.63435)				
Inversión neta				15.6233 (0.00031)	
Ganancia		0.23304 (0.63191)	0.20124 (0.65614)	4.08325 (0.050)	
Empleo			7.24581 (0.01033)		11.2853 (0.00173)
Salario		4.23791 (0.04608)	1.88157 (0.1778)	1.51733 (0.22522)	
Productividad del capital	2.10976 (0.15416)	12.8263 (0.00110)			
Productividad del trabajo	4.66588 (0.03682)	29.3354 (0.0000031)		21.9847 (0.000032)	
ITCR		0.59426 (0.44531)	0.19249 (0.66321)	0.06989 (0.79286)	
IPP del capital		4.01602 (0.05187)		44.0586 (0.000006)	
IPP de USA		0.01934 (0.98009)			
Precio relativo del KCOL		0.49585 (0.48541)		0.17079 (0.68162)	
Precio relativo del KUSA		2.69969 (0.10821)			
Interés real		6.64262 (0.01375)	0.26013 (0.61283)		
IPC			3.97156		

Fuente: cálculos propios

4.3.1. Modelo de crecimiento

La primera estimación que se realizó corresponde al modelo clásico de crecimiento económico; es decir, se planteó un modelo de regresión con los factores productivos como variables exógenas. Los resultados estadísticos no fueron los mejores, como se puede ver en la última columna del cuadro 12. Las hipótesis sobre la perturbación esférica no se cumplen. En efecto, existe una autocorrelación serial fuerte, indicativo que en el modelo no está bien especificado.

Como ya se advertía en la ecuación [10] del capítulo 3, cuando se analizan economías regionales es pertinente incluir variables que recojan los efectos de integración espacial. Allí se sugirió que como variable exógena se incorporara el vector de tasas de crecimiento de las economías vecinas. Para el caso de Cundinamarca se encontró que tiene lazos fuertes con la economía de Bogotá, por lo cual, para estimar la ecuación [7] de la sección 3.1., se procedió a tomar el PIB del Distrito Capital.

Como se puede apreciar en el cuadro 12, la incorporación del efecto Bogotá mejora el tema de la autocorrelación, pero es insuficiente y no es significativa la inversión neta del departamento. Excluirla de este modelo implica llevarlo a una relación de elasticidad per cápita y estimarlo como modelo de crecimiento *AK*.

Se procedió a estimar ese último tipo de modelo y se detectó que la parte aleatoria tiene memoria, por lo que se procedió nuevamente a verificar su estacionariedad. Se encontró que el PIB del departamento, como ya se mostró en la sección 1.4.2., alcanza su punto de equilibrio estocástico de largo plazo con un proceso *AR(1)*. Al introducir el proceso como variable en el modelo para corregir el problema se obtuvo que el producto del departamento es elástico a la relación capital-trabajo y relativamente inelástico al producto de Bogotá (obsérvese que el coeficiente es menor a uno), y que su pasado inmediato es estadísticamente significativo.

CUADRO 12
MODELOS DE CRECIMIENTO

	AK	ECUACIÓN [7]	CLÁSICO
Constante	6.9046 (8.4681)	7.1244 (13.34469)	-2226983 (-8.868451)
PIB Bogotá	0.5290 (11.773)	0.503191 (22.39439)	
Capital			-31.26164 (-8.285114)
Inversión neta		0.015351 (0.911717)	
Relación capital-trabajo	0.2406 (7.8523)	0.224783 (6.021534)	
Empleo			7.768846 (13.88562)
Crecimiento del empleo		0.57877 (0.2998688)	
AR(1)	0.6338 (5.6615)		
R ²	0.9973	0.9953	0.966593
R ² ajustado	0.9971	0.9948	0.965003
DW	1.8628	0.7498	0.328023
F	5057.8	2082.4	607.6182
Test de White	0.39214 (0.813)		
Skewness	-0.129655		
Curtosis	3.820292		
Criterio de Akaike	-3.512023	-2.894191	27.69626
Criterio de Schwarz	-3.349824	-2.691442	27.81670
Jarque-Bera	1.3568 (0.5074)		

Fuente: cálculos propios

Esto último merece una explicación adicional. Bien podría pensarse que Bogotá determina la evolución de Cundinamarca. Por ejemplo, si la industria o el sector servicios de la capital se trasladan a los municipios de la sabana se diría que se requeriría que la ciudad se des-industrialice para que el departamento aumente su ritmo de crecimiento. Pero, según los resultados, dado el peso del orden de integración, muestran que un argumento de ese tipo no es completamente válido pues el crecimiento del departamento tiene la inercia que le permite una dinámica de largo plazo relativamente autónoma frente a la economía bogotana. Desde luego, el caso contrario estadísticamente no es cierto; en otras palabras, los resultados sugieren que Cundinamarca y Bogotá constituyen una economía regional que se debe explotar en beneficio mutuo.

El modelo estimado arroja unos términos de perturbación con normalidad con una probabilidad de 0.51, que permite hacer inferencia estadística.

Como las series presentan cambio de media, se evaluó si el modelo tiene esas mismas características para lo cual se utilizó el *test* de Chow. Se evalúa si existe igualdad entre los coeficientes de las submuestras. Los estadísticos obtenidos arrojan una probabilidad lejana a cero ($P = 0.7983$), lo que indica que el modelo no presenta cambios estructurales. Para reafirmar esta conclusión se calculó el estadístico de predicción de Chow y se acepta la inexistencia de cambio estructural ($P=0.951 > 0.05$)

La validación de constancia en la varianza se realizó con el test de White y, como se muestra en el cuadro 12, el modelo es homoscedástico.

4.3.2. Modelo de inversión

A partir de lo señalado en las relaciones conceptuales sobre el proceso de inversión, se procedió a estimar la ecuación [18]. La característica relevante del modelo es la inclusión de una variable

ficticia para incorporar el cambio estructural, que como se puede observar en los resultados es significativa.

El crecimiento económico y la tasa de ganancia son factores importantes de acuerdo con los coeficientes de correlación simple. Pero, infortunadamente, el modelo no es óptimo en conjunto. La razón se encuentra que al evaluar la parte aleatoria del modelo no se distribuye normal. En efecto, la probabilidad de distribución normal de tan solo el 1.1% es inaceptable desde cualquier punto de vista.

Ante los resultados obtenidos se procedió a estimar un modelo de inversión doble logarítmico que conjuga el efecto cantidad y el efecto precio. La variable ganancias del capital no fue significativa por lo que se excluyó y se incorporó el efecto exógeno que tiene Bogotá sobre el proceso de inversión departamental tomando como indicador el PIB de la ciudad.

Las estimaciones señalan que los coeficientes son significativos (cuadro 13). El producto departamental tiene un efecto superior al producto distrital sobre la inversión de Cundinamarca. Si bien, para efectos de análisis de elasticidades se debe tomar el valor absoluto de los coeficientes, llama la atención el efecto negativo que tiene el logaritmo del PIB bogotano. La interpretación que se propone es que a medida que Bogotá crece, especialmente con el sector servicios de alta jerarquía, atrae la inversión neta y la región no logra compensar los flujos. Y los precios de los bienes de capital, medidos por el IPP de Estados Unidos, son significativos para la inversión.

En conjunto, este modelo es más robusto que el anterior, como se observa al comparar, de acuerdo con los criterios de Akaike y Schwarz. Pero además las perturbaciones esféricas son normales, con un apuntalamiento de 2.8 y una asimetría de -0.04451, para una probabilidad de normalidad de 0.9597. Igualmente, es importante resaltar que el modelo es homoscedástico.

Se estimó un modelo que evaluara los efectos de los precios del capital. El modelo arroja sus mejores resultados cuando se

CUADRO 13
MODELOS DE INVERSIÓN

	ELASTICIDADES	PRECIOS	ECUACIÓN [18]
Constante	5.27 (1.0212)	-19.19135 (-5.354016)	-5570.305 (-10.66915)
PIB	1.6266 (3.26868)	1.879943 (7.876086)	0.00056 (27.4811)
Ganancias			110.4936 (7.94385)
PIB Bogotá	-1.245459 (-5.578120)		
IPP del capital		0.587877 (2.542826)	
IPP de USA	2.86174 (5.955469)		
Precio relativo del capital en USA		0.541171 (2.627034)	
Variable ficticia	-0.6888 (-6.390489)	-0.801702 (-11.45834)	8060.314 (32.88250)
R ²	0.99377	0.9948	0.983117
R ² ajustado	0.988352	0.9921	0.977314
DW	2.251975	1.839623	2.028
F	183.4325	363.9208	718.2720
Test de White	0.7584 (0.739986)	0.592 (0.8725)	
Test de Breusch y Godfrey		0.1785 (0.8375)	
Skewness		0.2368	-0.23763
Curtosis		3.15	5.16706
Criterio de Akaike	-0.110398	-0.537234	13.824724
Criterio de Schwarz	0.741147	0.111562	15.04122
Jarque-Bera		0.45 (0.7965)	9.0236 (0.011)

Fuente: cálculos propios

incorpora una variable de cantidad como el PIB departamental. El modelo es significativo únicamente con los precios del capital en Colombia y los precios relativos del capital en Estados Unidos. En conjunto, el modelo es significativo, las perturbaciones se comportan como normal estándar, no hay correlación serial (*test* de Breusch y Godfrey), y no hay presencia de heteroscedasticidad.

Los parámetros de las variables son significativos (cuadro 13). El precio relativo del capital en Estados Unidos y el nivel de precios del capital en Colombia son más significativos que variables de precios fundamentales como la tasa de cambio real. En estos términos, respecto del proceso de inversión del departamento los empresarios toman como referente necesario y fundamental los precios externos, aspecto que también se detectó en el modelo doble logarítmico, pero que la variable que más pesa es la aceleración que induce el crecimiento económico departamental.

En síntesis, los modelos sugieren que la inversión neta de Cundinamarca depende principalmente de su dinámica de crecimiento. Traducido a otros términos significa que el modelo del acelerador es el que mejor explica el comportamiento de la inversión departamental.

4.3.3. Modelo de consumo

La primera estimación es la correspondiente a la función consumo descrita en la ecuación [20]. Los resultados que se obtuvieron no son estadísticamente significativos, especialmente en el término aleatorio del modelo.

Se procedió a identificar un modelo que superara la solución anterior y se estimaron las elasticidades del consumo respecto del ingreso contemporáneo, pues los ejercicios mostraban que el ingreso del período anterior no es significativo estadísticamente (cuadro 14, última columna, fila tres), y el consumo desplazado, un período. Los coeficientes individuales son significativos e indicarían que el consumo departamental lleva una inercia propia.

Sin embargo, los estadísticos del conjunto de variables señalan que el modelo no permite obtener inferencia estadística del término de perturbación ante los resultados obtenidos de la asimetría y del apuntalamiento.

Se calculó el ingreso permanente departamental con el filtro de Hodrick y Prescott y se estimaron dos modelos bajo la hipótesis

CUADRO 14
MODELOS DE CONSUMO

	ELASTICIDADES	PERMANENTE		ECUACIÓN [20]
Constante	-0.609897 (-0.456024)	-0.367751 (-0.083783)	-2.324061 (-1.576043)	5708.543 (1.974111)
PIB	1.029331 (11.8099)	1.038766 (10.713)		0.729132 (34.22904)
PIB t-1				-0.00018 (-0.147589)
PIB permanente		-0.025281 (-0.082184)	1.142149 (11.47408)	
Consumo t-1	0.907964 (26.81958)	0.911193 (12.23066)	0.845236 (9.706548)	0.803641 (5.504275)
Variable ficticia	0.037435 (2.145484)	0.037608 (2.124331)		147098 (13.1298)
R ²	0.999277	0.999409	0.99767	0.992042
R ² ajustado	0.999241	0.999332	0.997431	0.984807
DW	1.473829	1.474742	2.231276	2.493119
F	16486.48	12858.93	4175	137.1205
Test de White	0.3987 (0.808307)	0.312373 (0.926461)	0.585484 (0.675019)	0.673361 (0.813956)
Skewness	0.362749	0.344195	-0.203014	0.153315
Curtosis	2.410271	2.390231	3.257054	1.843015
Criterio de Akaike	-4.561645	-4.516807	-3.18996	21.95593
Criterio de Schwarz	-4.358896	-4.273508	-2.987211	22.81605
Jarque-Bera	1.602566 (0.148753)	1.550451 (0.4606)	0.423382 (0.809215)	2.5668 (0.277093)

Fuente: cálculos propios

de ingreso permanente. El primero incluye el ingreso contemporáneo, el ingreso permanente y el consumo del período anterior. Las variables son significativas pero no se superan las restricciones generales del modelo, aun cuando las perturbaciones esféricas ganan normalidad. El segundo modelo excluye el ingreso presente y se obtienen resultados óptimos en términos particulares y globales. En efecto, como se muestra con los criterios de Akaike y Schwarz, es el mejor frente a todos los modelos alternativos y es el único cuyos errores se comportan de manera normal como se muestra en el *test* de Jarque-Bera.

En resumen, el consumo de Cundinamarca se caracteriza porque, en el largo plazo, tienen una fuerte inercia y depende del ingreso permanente departamental.

4.3.4. Modelo de empleo

El empleo departamental se estimó, según los planteamientos de la ecuación [20], en dos versiones. Se tomó como variables exógenas el producto permanente, el acervo de capital y la productividad del trabajo. Esta última variable no es significativa, lo que falsea el planteamiento ortodoxo en el sentido que el volumen de empleo es dependiente de la productividad. De modo alternativo se tomó como el salario real, que se supone debe ser igual a la productividad laboral. Por esta vía el modelo tampoco se valida.

Esos dos modelos presentan estadísticos globales que señalan que no son estadísticamente significativos. Se rechaza la hipótesis de normalidad en los términos de perturbación y, como se muestra en el cuadro 15, según los criterios de Akaike y Schwarz, no hay un modelo que sea superior a otro.

Las elasticidades de empleo es el mejor modelo entre los tres estimados, según los criterios de Akaike y Schwarz. Es un modelo que cumple con los criterios de inferencia estadística estándar para sus términos de perturbación, no tiene problemas de heteroscedasticidad y arroja un buen ajuste en sus coeficientes. La conclusión

CUADRO 15
MODELOS DE EMPLEO

	ELASTICIDADES	ECUACIÓN [20]	
Constante	-25.65163 (-2.785718)	-700021.12 (-5.97786)	-26865.78 (-5.501295)
PIB	14.83901 (4.420874)	6113 (6.902542)	2827.658 (7.809941)
Capital		4.229238 (23.58059)	3.614179 (57.18665)
Productividad del trabajo	0.580484 (8.837462)		2100.166 (1.434735)
Empleo t-1	0.924366 (19.93102)		
Variable ficticia	0.054135 (4.121746)	29896.8 (35.39562)	35917 (34.2828)
R ²	0.899134	0.999772	0.899618
R ² ajustado	0.89805	0.999387	0.898973
DW	1.668711	2.457389	1.757343
F	4360.097	2598.765	1549.71
Test de White	0.501371 (0.876627)		
Skewness	0.112851	-0.978762	0.056101
Curtosis	2.257579	11.31652	5.917735
Criterio de Akaike	-5.225124	15.72535	16.24217
Criterio de Schwarz	-4.819626	16.86074	17.37756
Jarque-Bera	1.1039 (0.575824)	133.8269 (0.000)	15.63057 (0.0004)

Fuente: cálculos propios

que de él se saca es que el empleo de Cundinamarca depende de la variación del producto, de la productividad del trabajo y del volumen de empleo del período inmediatamente anterior, lo que indica que las firmas evalúan los precios relativos del trabajo y el crecimiento permanente antes de generar un nuevo empleo.

4.3.5. Modelo de salario

La estimación de la ecuación [31] y modelos alternativos en general dan resultados que señalan que el salario no está determinado por variables departamentales. Todos los coeficientes presentan correlaciones no significativas y los modelos no permiten hacer inferencia estándar (cuadro 16).

El “mejor” modelo incluyó el ingreso departamental, las productividades factoriales y el salario rezagado. Esta última variable es la significativa e indica que el salario es inercial frente a las variables departamentales. Pero ante los resultados globales, la conclusión es única, en modelos multiecuacionales o de equilibrio general el salario en Cundinamarca se debe tomar como exógeno, pues no está determinado por la dinámica departamental.

4.4. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Este tipo de análisis se realiza en ambiente no estándar y, por lo tanto, no es directamente comparable con el análisis clásico. Esta estrategia de estimación evalúa si la dinámica de la perturbación acepta o rechaza posibles relaciones entre las variables de largo plazo, y para determinar el orden de cointegración, parte de los resultados que se presentaron en la sección 1.4.2. Todos los modelos se estimarán como VEC con las características definidas en la prueba de Johansen.

4.4.1. Modelo de crecimiento

La evaluación del rango de cointegración indica que no existe un óptimo global (cuadro 17), y que el modelo se debe estimar con intercepto y tendencia.

Las pruebas de cointegración de Johansen con el rango (cuadro 18) y con el eigenvalor (cuadro 19), muestran que al menos existen tres ecuaciones cointegradas al 5% de nivel de significancia.

CUADRO 16
MODELOS DE SALARIOS

	ECUACIÓN [31]	
Constante	0.704721 (0.924726)	5.437271 (2.478005)
PIB	-0.0000169 (-0.002342)	0.0000509 (0.358778)
Salario t-1	1.004655 (16.95383)	
Productividad del capital	0.027985 (0.0718)	
Productividad del trabajo	-1.078301 (-0.282647)	-33.31176 (3.777984)
Relación capital-trabajo		1335.064 (2.477548)
R ²	0.929715	0.362651
R ² ajustado	0.922317	0.314849
DW	2.510982	0.784597
F	125.6639	7.586644
Test de White	4.698476 (0.0006)	2.939154 (0.019034)
Skewness	-0.003338	1.418580
Curtosis	6.806702	5.220233
Criterio de Akaike		7.376367
Criterio de Schwarz		7.538566
Jarque-Bera	25.96308 (0.000)	23.79468 (0.0000)

Fuente: cálculos propios

Las elasticidades de corto plazo son menores que las de largo plazo. El crecimiento del departamento en el largo plazo resulta de acuerdo con lo que se espera teóricamente, con una elasticidad mayor en el factor trabajo. En el corto plazo el empleo presenta signo negativo, lo que indica que los impactos intra e intertemporal del empleo difieren. Por último, la velocidad de ajuste es relativamente rápida.

CUADRO 17**CRITERIO DE SCHWARZ**

RANGO DE COINTEGRACIÓN	SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	CON INTERCEPTO Y TENDENCIA
0	76.55576	76.85506	76.85506
1	75.72293	75.59127	75.30587
2	75.58157	75.48308	75.28357*
3	75.87737	75.60792	75.48127

Fuente: cálculos propios

CUADRO 18**PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN****TEST DE RANGO CON LA TRAZA**

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	VTRAZA	VALOR CRÍTICO	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.610766	64.95884	35.01090	r = 0
0.345149	26.27233	18.39771	r = 1
0.195425	8.915078	3.841466	r = 2

* Significa que la hipótesis nula se rechaza al 5% del nivel de significancia.

Fuente: cálculos propios

CUADRO 19**PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN****TEST DE RANGO CON EL MÁXIMO EIGENVALOR**

RAICES CARACTERÍSTICAS	MÁXIMO EIGENVALOR	VALOR CRÍTICO 5%	PROBABILIDAD	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.610766	38.68651	24.25202	0.0003	r=0**
0.345149	17.35725	17.14769	0.0466	r=1**
0.195425	8.915078	3.841466	0.0028	r=2**

**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: cálculos propios

CUADRO 20
ELASTICIDADES

	LARGO PLAZO	CORTO PLAZO
Empleo	0.748843 (1.25755)	-0.178822 (-1.00886)
Capital	0.139388 (2.89168)	0.009065 (0.13207)
Velocidad de ajuste	-0.239834	

Fuente: cálculos propios.

4.4.2. Modelo de inversión

El modelo no tiene óptimo global y la estimación se debe realizar con intercepto y tendencia, como se deduce del cuadro 21. Las pruebas de rango (cuadros 22 y 23) señalan que existen al menos tres ecuaciones cointegradas al 5% del nivel de significancia.

Las elasticidades de la inversión al índice de tasa de cambio es mayor en el corto que en el largo plazo, para el resto de variables sucede lo contrario. La acumulación de capital de Cundinamarca responde tanto en el corto como en el largo plazo a los incentivos de la ganancia media de la economía. El nivel de inversión pasada afecta considerablemente la inversión presente y la depreciación del peso acelera la inversión, explicado en parte por el hecho de

CUADRO 21
CRITERIO DE SCHWARZ

RANGO DE COINTEGRACIÓN	SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	CON INTERCEPTO Y TENDENCIA
0	63.17352	63.42918	63.42918
1	62.86987*	63.19695	63.28334
2	63.25605	63.04983	63.18840
3	63.75650	63.53220	63.49554
4	64.51240	64.27106	64.06891
5	65.37610	65.14018	64.90471

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 22
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON LA TRAZA

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	VTRAZA	VALOR CRÍTICO	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.722779	188.7924	117.7082	r = 0
0.708307	133.6259	88.80380	r = 1
0.563934	80.64758	63.87610	r = 2*
0.430924	44.95920	42.91525	r = 3
0.260145	20.71832	25.87211	r = 4

* Significa que la hipótesis nula se rechaza al 5% del nivel de significancia.
Fuente: cálculos propios.

CUADRO 23
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON EL MÁXIMO EIGENVALOR

RAICES CARACTERÍSTICAS	MÁXIMO EIGENVALOR	VALOR CRÍTICO 5%	PROBABILIDAD	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.722779	55.16647	44.49720	0.0025	r = 0
0.708307	52.97831	38.33101	0.0006	r = 1
0.563934	35.68838	32.11832	0.0175	r = 2*
0.430924	24.24088	25.82321	0.0797	r = 3
0.260145	12.95596	19.38704	0.3316	r = 4

**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
Fuente: cálculos propios.

cubrirse al riesgo cambiario. Para todas las variables en consideración se tiene que los impactos intra e intertemporales tienen el mismo sentido.

4.4.3. Modelo de consumo

El modelo no tiene óptimo global y la estimación se debe realizar con intercepto y tendencia, como se deduce del cuadro 25. Y las pruebas de rango señalan que existen dos ecuaciones cointegradas al 5% del nivel de significancia (cuadros 26 y 27).

CUADRO 24
ELASTICIDADES

	LARGO PLAZO	CORTO PLAZO
Inversión neta	-6.0699665 (-4.64629)	-0.7877 (-0.2908)
Ganancia	7.60071 (7.27484)	0.926228 (1.82179)
Itcr	-0.69140 (2.29174)	-3.739108 (-2.22041)
Productividad del capital	-4.6875 (1.12694)	-2.267375 (-1.03468)
Velocidad de ajuste	-0.3968	

Fuente: cálculos propios

CUADRO 25
CRITERIO DE SCHWARZ

RANGO DE COINTEGRACIÓN	SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	CON INTERCEPTO Y TENDENCIA
0	-6.996282	-7.414958	-7.169209
1	-7.072088	-7.555650	-7.105110
2	-6.917420	-7.535806	-6.880475

Fuente: cálculos propios

CUADRO 26
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON LA TRAZA

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	VTRAZA	VALOR CRÍTICO	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.346678	26.69851	12.32090	r = 0
0.177339	8.394068	4.129906	r = 1

* Significa que la hipótesis nula se rechaza al 5% del nivel de significancia.

Fuente: cálculos propios

CUADRO 27
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON EL MÁXIMO EIGENVALOR

RAICES CARACTERÍSTICAS	MÁXIMO EIGENVALOR	VALOR CRITICO 5%	PROBABILIDAD	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.346678	18.30445	11.22480	0.0025	r = 0
0.177339	8.394068	4.129906	0.0045	r = 1

**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fuente: cálculos propios.

De acuerdo con el cuadro 28, las elasticidades del consumo dependen del ingreso departamental. Se reafirma así que para el caso de Cundinamarca funciona la hipótesis de ingreso permanente tanto en el corto como en el largo plazo. La velocidad de ajuste es pequeña.

4.4.4. Modelo de empleo

El modelo de empleo presenta óptimos local y global, y la estimación se debe realizar con intercepto y tendencia (cuadro 29). Las pruebas de rango de los cuadros 30 y 31 dicen que existe una ecuación cointegrada al 5% del nivel de significancia.

Las elasticidades del empleo son superiores en el largo plazo frente al corto plazo respecto del ingreso departamental y distrital, en tanto que respecto del salario es inversa, lo que significa que

CUADRO 28
ELASTICIDADES

	LARGO PLAZO	CORTO PLAZO
PIB	-0.991813 (-183.244)	-0.217789 (-0.56344)
Velocidad de ajuste	-0.162825	

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 29
CRITERIO DE SCHWARZ

RANGO DE COINTEGRACIÓN	SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	CON INTERCEPTO Y TENDENCIA
0	-12.79253	-12.85994	-12.85994
1	-13.06664	-13.06721*	-13.07299
2	-12.84891	-12.86959	-12.84480
3	-12.42427	-12.53935	-12.46900
4	-11.93485	-11.88982	-11.97954

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 30
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON LA TRAZA

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	VTRAZA	VALOR CRÍTICO	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.561971	69.74053	55.24578	r = 0
0.373873	34.24531	35.01090	r = 1
0.276321	14.11261	18.39771	r = 2
0.004782	0.206100	3.841466	r = 3

* Significa que la hipótesis nula se rechaza al 5% del nivel de significancia.

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 31
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON EL MÁXIMO EIGENVALOR

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	MÁXIMO EIGENVALOR	VALOR CRÍTICO 5%	PROBABILIDAD	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.561971	35.49522	30.81507	0.0124	r = 0
0.373873	20.13270	24.25202	0.1599	r = 1
0.276321	13.90651	17.14769	0.1395	r = 2
0.004782	0.206100	3.841466	0.6498	r = 3

**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fuente: cálculos propios.

los impactos intra e intertemporal difieren para esta variable. El empleo en Cundinamarca depende entonces de la dinámica y el nivel de su ingreso, siempre y cuando supere los efectos que ejerce la economía bogotana, como se muestra en el cuadro 32. Como es superior la elasticidad ingreso del departamento frente al Distrito Capital, se puede decir que hasta el momento Cundinamarca ha logrado neutralizar los efectos negativos del Distrito. En este caso la velocidad de ajuste es bastante pequeña.

CUADRO 32
ELASTICIDADES

	LARGO PLAZO	CORTO PLAZO
PIB	0.879967 (4.76853)	0.191170 (0.9611)
PIB Bogotá	-0.363301 (-3.62443)	-0.059814 (-0.4192)
Salario	0.013455 (-0.33394)	0.098323 (0.38983)
Velocidad de ajuste	0.054665	

Fuente: cálculos propios.

4.4.5. Modelo de salario

El modelo de empleo presenta óptimos local y global y la estimación se debe realizar con intercepto y tendencia. Las pruebas de rango indican que existe una ecuación cointegrada al 5% del nivel de significancia.

Las elasticidades del salario son superiores en el largo plazo frente al corto plazo, y, contrario al análisis clásico, en el cuadro 36 se muestra que la dinámica salarial se ve afectada por el ingreso departamental y los factores productivos. La hipótesis ortodoxa que sugiere una relación directa entre la productividad del trabajo y el salario es falseada por el modelo en cuanto al tipo de relación pero no a su importancia. En estos términos, se tiene entonces que parte de la productividad del trabajo no se transfiere a los

trabajadores. Al igual que en el modelo anterior, la velocidad de ajuste es bastante pequeña.

CUADRO 33
CRITERIO DE SCHWARZ

RANGO DE COINTEGRACIÓN	SIN INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	INTERCEPTO Y SIN TENDENCIA	CON INTERCEPTO Y TENDENCIA
0	-11.72975	-11.96294	-11.96294
1	-11.95767	-11.97019	-12.25654*
2	-11.59735	-11.65383	-11.95260
3	-11.05870	-11.10247	-11.44419
4	-10.41002	-10.44445	-10.79240

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 34
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON LA TRAZA

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	VTRAZA	VALOR CRÍTICO	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.630342	71.91766	55.24578	r = 0
0.382413	29.12504	35.01090	r = 1
0.177487	8.401813	18.39771	r = 2
6.53E-10	2.81E-08	3.841466	r = 3

* Significa que la hipótesis nula se rechaza al 5% del nivel de significancia.

Fuente: cálculos propios.

CUADRO 35
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN
TEST DE RANGO CON EL MÁXIMO EIGENVALOR

RAÍCES CARACTERÍSTICAS	MÁXIMO EIGENVALOR	VALOR CRÍTICO 5%	PROBABILIDAD	H0: ECUACIONES COINTEGRADAS
0.630342	42.79262	30.81507	0.0011	r = 0
0.382413	20.72323	24.25202	0.1370	r = 1
0.177487	8.401813	17.14769	0.5590	r = 2
6.53E-10	2.81E-08	3.841466	0.9999	r = 3

**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fuente: cálculos propios.

ANEXOS

PRODUCTO INTERNO BRUTO

1994=100

	CUNDINAMARCA	BOGOTÁ	BOYACÁ	META	TOLIMA	NACIONAL
1960	377.839	692.152	423.362	36.552	250.813	14.495.082
1961	412.128	778.341	414.934	53.118	283.055	15.232.847
1962	440.748	974.221	417.125	59.607	303.146	16.056.916
1963	449.677	1.108.122	435.265	58.944	281.684	16.585.211
1964	494.912	1.302.956	476.944	80.666	309.848	17.608.505
1965	470.260	1.424.207	421.460	86.374	326.512	18.242.428
1966	538.966	1.642.628	418.756	98.025	378.774	19.197.736
1967	584.996	1.831.244	477.130	134.134	399.125	19.991.536
1968	661.667	2.450.631	503.081	136.317	454.290	21.177.657
1969	733.288	2.725.895	533.054	138.481	493.236	22.470.027
1970	833.089	3.231.374	588.639	171.595	588.327	23.864.921
1971	905.466	3.656.422	691.978	203.246	649.883	25.287.444
1972	1.027.328	4.383.392	782.191	232.738	684.950	27.226.775
1973	1.070.052	5.304.026	829.814	298.670	802.141	29.057.219
1974	1.183.353	6.150.142	997.052	336.209	904.559	30.726.777
1975	1.316.533	6.825.368	1.072.950	397.847	1.014.014	31.440.638
1976	1.444.218	7.014.860	1.124.560	431.020	1.153.102	32.927.267
1977	1.583.862	7.244.775	1.143.124	502.162	1.303.256	34.296.550
1978	1.656.525	8.166.182	1.297.359	504.432	1.270.453	37.201.433
1979	1.747.261	9.034.219	1.342.582	546.085	1.255.944	39.202.543
1980	1.861.771	9.491.727	1.329.516	541.917	1.321.352	40.804.889
1981	1.846.780	10.000.879	1.382.938	567.589	1.418.603	41.733.965
1982	2.023.135	10.174.667	1.313.015	565.048	1.292.472	42.129.778
1983	2.048.380	10.296.285	1.328.160	544.457	1.299.250	42.792.882
1984	2.199.550	10.607.918	1.311.207	555.221	1.333.435	44.226.737
1985	2.343.105	10.673.089	1.353.477	596.871	1.351.632	45.600.908
1986	2.461.474	11.188.173	1.362.217	640.326	1.372.777	48.256.740
1987	2.576.246	11.991.161	1.435.531	730.979	1.465.828	50.847.612
1988	2.842.487	12.558.243	1.512.085	790.078	1.491.835	52.914.147
1989	2.949.823	12.789.089	1.590.145	870.570	1.597.558	54.720.686
1990	2.952.282	12.957.160	1.677.853	973.739	1.553.536	57.063.825

1991	3.006.506	13.334.351	1.700.915	1.025.096	1.661.156	58.206.019
1992	3.163.814	13.876.251	1.738.051	1.083.668	1.694.662	60.560.411
1993	3.359.652	14.884.447	1.991.325	1.182.691	1.844.776	63.821.838
1994	3.310.778	16.374.307	1.900.177	1.225.715	1.875.126	67.532.862
1995	3.518.493	16.807.311	1.928.814	1.327.808	1.927.947	71.046.217
1996	3.668.773	16.577.703	1.865.496	1.422.265	2.013.788	72.506.824
1997	3.825.391	17.120.271	1.915.193	1.519.691	2.205.095	74.994.021
1998	3.691.997	17.411.812	1.828.682	1.444.500	2.154.235	75.421.325
1999	3.523.119	15.524.871	1.835.431	1.437.013	2.025.399	72.250.601
2000	3.783.424	16.097.923	1.903.037	1.470.014	2.044.820	74.363.831
2001	4.205.726	16.311.310	1.937.159	1.447.357	2.045.742	75.458.108
2002	4.148.996	17.007.295	1.889.300	1.470.315	2.038.512	76.917.222
2003	4.288.092	17.566.924	2.046.134	1.502.370	1.931.149	79.884.490
2004	4.332.687	18.772.176	2.027.233	1.560.605	2.050.017	83.772.433

Fuente: Cálculos propios a partir de DANE y DNP.

ACERVO DE CAPITAL DE CUNDINAMARCA

MILLONES DE PESOS DE 1994

	FBKF	DEPRECIACIÓN	FNKF	STOCK DE CAPITAL	CRECIMIENTO
1960	145,7			1.158,9	
1961	257,7	40,563	217,128	1.376,1	0,187
1962	188,4	48,162	140,197	1.516,3	0,102
1963	164,4	53,069	111,283	1.627,5	0,073
1964	177,9	56,964	120,906	1.748,5	0,074
1965	248,3	61,196	187,132	1.935,6	0,107
1966	190,7	67,746	122,990	2.058,6	0,064
1967	200,3	72,050	128,221	2.186,8	0,062
1968	157,2	76,538	80,662	2.267,5	0,037
1969	200,2	79,361	120,853	2.388,3	0,053
1970	379,9	83,591	296,327	2.684,6	0,124
1971	410,0	93,962	316,086	3.000,7	0,118
1972	347,8	105,025	242,762	3.243,5	0,081
1973	176,2	113,522	62,644	3.306,1	0,019
1974	373,1	115,715	257,350	3.563,5	0,078
1975	244,4	124,722	119,687	3.683,2	0,034

1976	570,2	128,911	441,285	4.124,5	0,120
1977	1.738,9	144,356	1.594,554	5.719,0	0,387
1978	2.014,6	200,165	1.814,396	7.533,4	0,317
1979	2.711,3	263,669	2.447,670	9.981,1	0,325
1980	2.758,7	349,338	2.409,389	12.390,5	0,241
1981	1.903,5	433,666	1.469,821	13.860,3	0,119
1982	2.174,3	485,110	1.689,196	15.549,5	0,122
1983	3.175,5	544,232	2.631,306	18.180,8	0,169
1984	3.992,8	636,327	3.356,433	21.537,2	0,185
1985	5.656,7	753,803	4.902,911	26.440,1	0,228
1986	3.674,9	925,404	2.749,510	29.189,6	0,104
1987	3.530,8	1.021,637	2.509,191	31.698,8	0,086
1988	7.316,6	1.109,459	6.207,114	37.905,9	0,196
1989	8.231,5	1.326,708	6.904,744	44.810,7	0,182
1990	8.645,6	1.568,374	7.077,244	51.887,9	0,158
1991	8.113,0	1.816,078	6.296,933	58.184,9	0,121
1992	5.769,6	2.036,470	3.733,179	61.918,0	0,064
1993	12.783,0	2.167,132	10.615,863	72.533,9	0,171
1994	9.707,2	2.538,687	7.168,509	79.702,4	0,099
1995	18.232,1	2.789,585	15.442,524	95.144,9	0,194
1996	15.437,1	3.330,073	12.107,001	107.251,9	0,127
1997	12.296,1	3.753,818	8.542,284	115.794,2	0,080
1998	14.454,8	4.052,798	10.401,961	126.196,2	0,090
1999	13.075,4	4.416,866	8.658,496	134.854,7	0,069
2000	15.768,6	4.719,914	11.048,670	145.903,4	0,082
2001	9.291,5	5.106,617	4.184,881	150.088,2	0,029
2002	20.183,1	5.253,088	14.930,019	165.018,3	0,099
2003	21.619,1	5.775,639	15.843,442	180.861,7	0,096
2004	17.863,1	6.330,159	11.532,895	192.394,6	0,064

Fuente: Cálculos propios.

CONSUMO REAL DE CUNDINAMARCA
MILLONES DE PESOS DE 1994

	CONSUMO	HOGARES	ADMINISTRACIÓN PÚBLICA	TASA DE CRECIMIENTO
1960	164281,968	147885,729	16396,2391	
1961	186132,597	167555,546	18577,0515	0,13300686
1962	206910,148	186259,384	20650,7647	0,11162769
1963	219579,728	197664,47	21915,2581	0,06123228
1964	251552,182	226445,898	25106,2839	0,14560749
1965	248979,105	224129,628	24849,4768	-0,0102288
1966	307563,212	275514,412	32048,8002	0,23529728
1967	333778,066	299056,38	34721,6867	0,08523404
1968	393721,133	353306,31	40414,8226	0,17958959
1969	460236,214	411537,584	48698,6306	0,16893958
1970	535792,135	474995,414	60796,7207	0,1641677
1971	634682,629	577530,166	57152,4631	0,18456877
1972	727863,787	668604,262	59259,5253	0,14681536
1973	775111,785	744948,682	30163,1025	0,06491324
1974	901400,267	869687,409	31712,8575	0,16292938
1975	1070543,45	1035557,07	34986,379	0,18764492
1976	1144678,8	1111634,96	33043,8351	0,0692502
1977	1224680,46	1194059,32	30621,146	0,06989006
1978	1303588,29	1271142,2	32446,0885	0,06443136
1979	1391308,56	1363534,92	27773,6446	0,06729139
1980	1490458,14	1463401,76	27056,3773	0,07126354
1981	1524703,31	1494163,3	30540,0094	0,02297627
1982	1687665,43	1654734,77	32930,664	0,1068812
1983	1705418,71	1666717,7	38701,0071	0,01051943
1984	1802056,56	1759886,04	42170,5197	0,05666518
1985	1876442,22	1838735,23	37706,9876	0,04127821
1986	1865693,18	1833217,61	32475,5691	-0,00572841
1987	1981690,22	1950617,87	31072,3431	0,06217369
1988	2155462,01	2121070,93	34391,0834	0,08768868
1989	2250216,31	2214476,35	35739,9596	0,04396009
1990	2239843,93	2210617,34	29226,5915	-0,0046095
1991	2306986,1	2276016,74	30969,3541	0,02997627
1992	2552760,53	2519719,51	33041,0221	0,10653486
1993	2721651,54	2679649,77	42001,7639	0,06616014
1994	2661281,72	2617428,58	43853,147	-0,02218132
1995	2836996,13	2783164,97	53831,1606	0,06602623

1996	3063214,32	3009477,55	53736,7673	0,07973863
1997	3251208,61	3197073,44	54135,1636	0,06137157
1998	3181251,38	3122304,01	58947,3731	-0,0215173
1999	3050175,07	2984570,63	65604,4435	-0,04120275
2000	3185897,68	3124322,73	61574,9511	0,04449666
2001	3624715,13	3571198,67	53516,4571	0,13773746
2002	3571218,03	3514658,81	56559,2214	-0,01475898
2003	3570980,57	3514110,47	56870,1066	-6,6492E-05
2004	3528149,46	3474660,63	53488,8253	-0,01199422

Fuente: Cálculos propios con base en DANE

PRODUCTIVIDAD FACTORIAL

	LABORAL	CAPITAL		LABORAL	CAPITAL
1960	1,34	1,02	1983	3,63	10,01
1961	1,40	0,95	1984	3,84	11,00
1962	1,43	0,95	1985	3,98	11,81
1963	1,41	1,09	1986	3,99	14,82
1964	1,50	1,28	1987	3,92	17,65
1965	1,40	1,16	1988	4,08	20,78
1966	1,57	1,43	1989	4,00	22,41
1967	1,69	1,59	1990	3,88	24,54
1968	1,84	1,87	1991	3,74	28,11
1969	1,94	2,12	1992	3,74	34,23
1970	2,11	2,36	1993	3,76	38,15
1971	2,23	2,52	1994	3,53	41,58
1972	2,40	2,96	1995	3,64	43,98
1973	2,54	3,62	1996	3,54	47,51
1974	2,72	4,63	1997	3,11	53,65
1975	2,89	6,10	1998	3,31	55,90
1976	3,15	7,23	1999	3,07	56,12
1977	3,32	7,31	2000	3,30	61,25
1978	3,32	6,93	2001	2,97	71,10
1979	3,37	6,87	2002	2,83	68,56
1980	3,55	7,46	2003	2,79	69,84
1981	3,37	7,99	2004	2,64	70,87
1982	3,63	9,82			

Fuente: Cálculos propios

POBLACIÓN CUNDINAMARCA

	TOTAL	PET	PEA BASE	PEA REESCALONADA	CRECIMIENTO PEA	
					BASE	REESCALONADA
1951	750.631	435.366	243.255	243.255		
1952	774.214	449.925	250.124	250.124	0,0282	0,0282
1953	798.538	464.971	256.592	256.592	0,0259	0,0259
1954	823.626	480.520	263.445	263.445	0,0267	0,0267
1955	849.502	496.589	270.588	270.588	0,0271	0,0271
1956	876.192	513.195	278.245	278.245	0,0283	0,0283
1957	903.720	530.357	286.090	286.090	0,0282	0,0282
1958	932.112	548.093	294.271	294.271	0,0286	0,0286
1959	961.397	566.421	303.219	303.219	0,0304	0,0304
1960	991.602	585.363	312.822	312.822	0,0317	0,0317
1961	1.022.755	604.938	322.544	322.544	0,0311	0,0311
1962	1.054.888	625.168	332.211	332.211	0,0300	0,0300
1963	1.088.030	646.074	342.576	342.576	0,0312	0,0312
1964	1.122.213	667.679	352.405	353.462	0,0287	0,0318
1965	1.122.593	671.304	361.379	364.631	0,0255	0,0316
1966	1.122.974	674.949	366.433	375.594	0,0140	0,0301
1967	1.123.355	678.613	372.082	386.965	0,0154	0,0303
1968	1.123.736	682.297	377.817	398.899	0,0154	0,0308
1969	1.124.117	686.002	383.261	411.623	0,0144	0,0319
1970	1.124.498	689.726	388.770	424.925	0,0144	0,0323
1971	1.124.879	693.471	394.354	438.916	0,0144	0,0329
1972	1.125.260	697.236	400.082	453.693	0,0145	0,0337
1973	1.125.642	701.021	405.544	468.403	0,0137	0,0324
1974	1.145.057	720.040	409.459	481.114	0,0097	0,0271
1975	1.164.806	739.574	414.847	495.742	0,0132	0,0304
1976	1.184.896	759.639	420.332	510.956	0,0132	0,0307
1977	1.205.332	780.248	426.001	526.751	0,0135	0,0309
1978	1.226.121	801.416	431.740	543.129	0,0135	0,0311
1979	1.247.269	823.159	436.452	560.142	0,0109	0,0313
1980	1.268.781	845.491	441.415	578.033	0,0114	0,0319
1981	1.290.665	868.429	446.193	597.006	0,0108	0,0328
1982	1.312.925	891.990	450.602	616.874	0,0099	0,0333

1983	1.335.570	916.189	455.054	637.985	0,0099	0,0342
1984	1.358.605	941.045	460.020	660.129	0,0109	0,0347
1985	1.382.038	966.576	472.609	683.865	0,0274	0,0360
1986	1.413.923	991.910	486.815	709.776	0,0301	0,0379
1987	1.446.545	1.017.908	508.462	741.337	0,0445	0,0445
1988	1.479.918	1.044.588	532.134	775.852	0,0466	0,0466
1989	1.514.062	1.071.966	556.352	811.162	0,0455	0,0455
1990	1.548.993	1.100.063	580.652	846.591	0,0437	0,0437
1991	1.584.731	1.128.896	606.203	883.845	0,0440	0,0440
1992	1.621.293	1.158.484	632.879	922.738	0,0440	0,0440
1993	1.658.698	1.188.848	664.280	968.520	0,0496	0,0496
1994	1.914.679	1.210.951	696.039	1.014.824	0,0478	0,0478
1995	1.943.125	1.230.668	726.231	1.058.844	0,0434	0,0434
1996	1.986.529	1.508.211	761.864	1.110.798	0,0491	0,0491
1997	2.035.785	1.519.311	799.724	1.165.998	0,0497	0,0497
1998	2.079.870	1.603.352	855.392	1.247.161	0,0696	0,0696
1999	2.123.848	1.648.792	905.423	1.320.106	0,0585	0,0585
2000	2.166.433	1.687.406	952.969	1.389.428	0,0525	0,0525
2001	2.184.584	1.700.176	998.576	1.455.924	0,0479	0,0479
2002	2.226.236	1.742.365	1.046.663	1.526.035	0,0482	0,0482
2003	2.266.975	1.784.255	1.097.126	1.599.609	0,0482	0,0482
2004	2.305.532	1.824.738	1.151.200	1.678.450	0,0493	0,0493
2005		1.872.762	1.205.493	1.757.608	0,0472	0,0472

FUENTE: Cálculos propios con base en DANE censos, ENH y ECH

PRECIOS DEL CAPITAL Y TASAS DE INTERÉS

	IPPK	IPPUSA	PRKUSA	PRKCOL	INTERÉS NOMINAL	INTERÉS REAL
1960	0,00	0,24	113,75	1,46	10,92	50,79
1961	0,00	0,25	105,33	1,46	10,17	43,71
1962	0,00	0,25	99,13	1,46	10,33	41,66
1963	0,00	0,25	80,61	1,46	10,54	34,49
1964	0,01	0,25	69,99	1,46	11,29	31,75
1965	0,01	0,25	65,24	1,46	12,33	31,94
1966	0,01	0,26	58,06	1,46	13,50	30,36
1967	0,01	0,27	54,19	1,46	13,50	27,42
1968	0,01	0,28	51,69	1,46	12,58	23,56
1969	0,01	0,29	49,69	1,46	12,58	21,92
1970	0,01	0,30	46,11	1,46	12,83	19,81
1971	0,01	0,31	43,33	1,44	13,72	19,11
1972	0,01	0,32	39,29	1,49	14,00	17,26
1973	0,01	0,33	33,79	1,44	14,00	14,36
1974	0,02	0,38	30,77	1,48	15,79	12,92
1975	0,02	0,43	28,89	1,54	17,83	11,88
1976	0,03	0,46	24,56	1,53	18,25	9,69
1977	0,03	0,49	20,25	1,41	20,69	8,51
1978	0,04	0,53	18,66	1,43	23,62	8,29
1979	0,05	0,58	16,35	1,34	26,43	7,48
1980	0,06	0,64	14,19	1,25	40,34	8,95
1981	0,07	0,71	12,74	1,27	46,53	8,41
1982	0,09	0,75	10,80	1,26	46,69	6,76
1983	0,10	0,77	9,22	1,23	43,39	5,22
1984	0,13	0,78	7,72	1,30	40,73	4,01
1985	0,18	0,80	6,32	1,42	41,84	3,30
1986	0,23	0,82	4,99	1,41	40,83	2,49
1987	0,28	0,83	4,12	1,41	41,10	2,03
1988	0,35	0,85	3,30	1,37	42,69	1,65
1989	0,45	0,89	2,75	1,41	43,04	1,34
1990	0,57	0,92	2,22	1,39	45,20	1,09
1991	0,71	0,94	1,81	1,36	47,13	0,90
1992	0,78	0,96	1,49	1,21	37,28	0,58
1993	0,89	0,98	1,22	1,11	35,78	0,45
1994	1,00	1,00	1,00	1,00	40,47	0,40
1995	1,13	1,02	0,86	0,95	42,77	0,36

1996	1,30	1,03	0,75	0,95	41,94	0,30
1997	1,43	1,03	0,64	0,89	34,25	0,21
1998	1,64	1,03	0,56	0,89	42,91	0,23
1999	1,89	1,03	0,50	0,91	29,44	0,14
2000	2,17	1,04	0,44	0,92	18,79	0,08
2001	2,33	1,04	0,42	0,93	20,71	0,08
2002	2,49	1,03	0,39	0,94	16,33	0,06
2003	2,79	1,04	0,37	0,98	15,19	0,05
2004	2,78	1,07	0,35	0,92	15,08	0,05

Fuente: cálculos propios con base en la Reserva Federal de Estados Unidos, Banco de la República y DANE.

ÍNDICE SALARIAL

	INDUSTRIA	COMERCIO	PROMEDIO	EMPALME	ÍNDICE 1994=100	VARIACIÓN
	ÍNDICE 1990=100					
1958	2,3		2,3	2,276	0,83	
1959	2,4		2,4	2,350	0,86	0,0326
1960	2,6		2,6	2,596	0,95	0,1046
1961	2,8		2,8	2,754	1,01	0,0610
1962	3,1	1,70	2,4	2,375	0,87	-0,1379
1963	3,2	1,99	2,6	2,608	0,95	0,0983
1964	3,2	2,20	2,7	2,717	0,99	0,0418
1965	3,4	2,45	2,9	2,918	1,07	0,0740
1966	3,4	2,41	2,9	2,913	1,06	-0,0018
1967	3,8	2,64	3,2	3,199	1,17	0,0983
1968	3,7	2,97	3,3	3,320	1,21	0,0378
1969	3,9	3,19	3,6	3,551	1,30	0,0693
1970	4,8	3,50	4,1	3,939	1,44	0,1094
1971	4,6	3,76	4,2	4,297	1,57	0,0908
1972	4,6	3,82	4,2	4,800	1,75	0,1170
1973	4,3	3,40	3,8	5,377	1,96	0,1203
1974	4,1	3,39	3,8	6,308	2,30	0,1732
1975	4,3	3,64	4,0	7,077	2,59	0,1219
1976	4,9	3,84	4,4	8,078	2,95	0,1414
1977	6,1	4,57	5,3	9,571	3,50	0,1848
1978	7,6	5,85	6,7	10,776	3,94	0,1259
1979	10,2	7,92	9,0	12,197	4,46	0,1319
1980	11,5	10,72	11,1	14,442	5,28	0,1840
1981	14,8	12,59	13,7	17,802	6,50	0,2326
1982	19,7	18,57	19,1	21,788	7,96	0,2239

1983	24,0	23,15	23,6	25,015	9,14	0,1481
1984	28,1	26,63	27,4	29,837	10,90	0,1928
1985	32,6	31,43	32,0	34,899	12,75	0,1697
1986	39,1	38,31	38,7	40,649	14,85	0,1648
1987	48,1	48,91	48,5	48,520	17,72	0,1936
1988	60,1	61,58	60,8	60,833	22,22	0,2538
1989	78,4	77,68	78,0	78,016	28,50	0,2825
1990	100,0	100,00	100,0	100,000	36,52	0,2818
1991				127,921	46,72	0,2792
1992				169,093	61,76	0,3219
1993				214,807	78,46	0,2703
1994				273,785	100,00	0,2746
1995				340,500	124,37	0,2437
1996				415,321	151,70	0,2197
1997				501,470	183,16	0,2074
1998				584,062	213,33	0,1647
1999				646,296	236,06	0,1066
2000				721,044	263,36	0,1157
2001				778,648	284,40	0,0799
2002				851,996	311,19	0,0942
2003				910,559	332,58	0,0687
2004				999,418	365,04	0,0976
2005				1.065,203	389,07	0,0658

FUENTE: Cálculos propios con base en DANE, DNP y Urrutia.

ÍNDICES

BASE 1994

	ITCR	TASA DE GANANCIA	DEFLACTOR DEL PIB
1960	66,2	37,95	0,0170181
1961	63,7	40,18	0,0162048
1962	62,6	42,36	0,0165977
1963	62,1	39,62	0,0167175
1964	57,8	35,07	0,0155131
1965	55,7	33,09	0,0175777
1966	58,4	30,55	0,0166175
1967	70,6	30,39	0,0166367
1968	79,4	30,06	0,0164943
1969	81,8	28,62	0,0165106
1970	86,6	27,20	0,0162614

1971	85,7	26,26	0,0164301
1972	85,3	25,39	0,0167029
1973	79,2	26,20	0,0187526
1974	77,0	24,20	0,0199025
1975	84,9	21,29	0,0214848
1976	80,5	20,38	0,0240969
1977	70,3	20,42	0,0280349
1978	68,1	18,48	0,034406
1979	64,1	18,59	0,0420752
1980	64,3	18,63	0,051122
1981	64,5	16,76	0,0650653
1982	65,0	15,15	0,0760007
1983	70,9	14,04	0,0965035
1984	79,9	12,64	0,107108
1985	95,7	11,36	0,1327075
1986	109,7	11,56	0,1750424
1987	114,6	11,32	0,2163854
1988	115,1	11,40	0,2762838
1989	122,3	10,68	0,339673
1990	127,9	10,96	0,4305217
1991	130,4	10,90	0,5431784
1992	117,3	11,21	0,668935
1993	113,8	10,97	0,8225531
1994	100,0	10,57	1,0000000
1995	94,5	10,19	1,1882263
1996	92,1	9,77	1,3877553
1997	87,9	9,85	1,6228945
1998	89,1	9,26	1,9095709
1999	93,3	8,62	2,1469332
2000	103,0	8,61	2,3609032
2001	111,1	8,21	2,5360073
2002	116,3	7,90	2,7259248
2003	128,9	7,82	2,9448624
2004	116,2	8,36	3,1458751
2005	104,4		

Fuente: Cálculos propios

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. BLADES, DEREK. "Revision of the System of National Accounts: A Note on Objectives and Key Issues", Economic Statistics and National Accounts Division of the Economics and Statistics Department, OECD.

2. BLADES, DEREK. "Basic Principles and Practices in Rebasing and Linking National Accounts Series", Asian Development Bank United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific Joint adb/escap Workshop on Rebasing and Linking of National Accounts Series, 21-24 March 7, Bangkok, Thailand, 2000.

3. BLADES, DEREK. "Maintaining Consistent Time-Series of National Accounts", Economic Statistics and National Accounts Division of the Economics and Statistics Department, OECD, 2000.

4. CEPAL. Productividad total de factores: revisión metodológica y una aplicación al sector manufacturero uruguayo, Montevideo, 1997

5. CHANDER, DATUK R. "The International Comparison Program and the System of National Accounts", Discussion Draft, A Paper Prepared for the World Bank July 4th, 2002.

6. CORREA, VÍCTOR, ANTONIO ESCANDÓN, RENÉ LUENGO y JOSÉ VENEGAS. "Empalme PIB: Series anuales y trimestrales 1986-1995, base 1996, Documento metodológico", Banco Central de Chile, *Documentos de Trabajo* n.º 179, septiembre, Santiago de Chile, 2002.

7. CORREA, VÍCTOR, ANTONIO ESCANDÓN A., RENÉ LUENGO P. y JOSÉ VENEGAS M. "Empalme de series anuales y trimestrales del PIB", *Economía Chilena*, vol. 6, n.º 1, abril, 2003.

8. DANE. Censo de Población y Vivienda 2005, 2007.

9. DANE. Cuentas Departamentales de Colombia 1980-1989, Santafé de Bogotá, D.C., 1992.

10. Departamento Nacional de Planeación. La economía colombiana 1950-1975, *Revista de Planeación y Desarrollo*, vol. IX, n.º 3, octubre-diciembre, 1975.

11. Departamento Nacional de Planeación. Cuentas Regionales de Colombia 1960-1975, Bogotá D.E., 1977.

12. GABRIEL MARTÍNEZ, RICARDO. "Recopilación de series históricas del producto y del ingreso" CEPAL, LC/BUE/R.242, Oficina en Buenos Aires, Buenos Aires, abril 1999.

13. Gobernación de Cundinamarca. Cuentas Económicas de Cundinamarca 1990-2002, 2003.

14. Gobernación de Cundinamarca. *Anuario Estadístico de Cundinamarca*, varios números.

15. HEXEBERG, BARBRO. "Implementación del SCN 1993: Revisión retrospectiva de los datos de las cuentas nacionales", Banco Mundial, Naciones Unidas-SNA *News and Notes*; n.º 11, mayo, 2002.

16. KULSHRESHTHA, A.C. "Basic Principles and Practices in Re-basing and Linking National Accounts Series", Paper prepared for the Inception Workshop on Re-basing and Linking National Accounts Series in Selected Developing Member Countries, organised by the ADB and ESCAP, 21-24 March, Bangkok, Thailand, 2000.

17. MADELIN, VIRGINIA. Les comptes des secteurs institutionnels: de la base à la base, *Économie et Statistique* n.º 321-322, pp. 31-55, 1999.

18. Reglamento (CE) 2223/96 del Consejo de 25 de junio de 1996 relativo al sistema europeo de cuentas nacionales y regionales de la Comunidad (DO L 310 de 30.11.1996, p. 1), modificado por el Reglamento (CE) 448/98 del Consejo de 16 de febrero de 1998.

19. URRUTIA, MIGUEL. *Los de arriba y los de abajo. La distribución del ingreso en Colombia en las últimas décadas*, Edit. CEREC y FEDESARROLLO, Col. Serie Textos n.º 5, Bogotá, 1984.



Editado por el Departamento de Publicaciones
de la Universidad Externado de Colombia
en noviembre de 2007

Se compuso en caracteres Palatino de 11 puntos
y se imprimió sobre papel bond de 70 gramos
Bogotá, Colombia

Post tenebras spero lucem