

**EDITORIAL****ANÁLISIS COYUNTURAL**

El déficit en cuenta corriente: ¿un motivo de preocupación?

**INFORMES DE INVESTIGACIÓN**

Informalidad en Colombia: nueva evidencia

*Mauricio Cárdenas S.*

*Carolina Mejía M.*

Spatial Competition in the Colombian Deposit Market

*Dairo Estrada A.*

*Sandra Rozo V.*

Flujos de capital y frenazos súbitos: teoría, historia y una nueva estimación

*César Eduardo Tamayo T.*

*Andrés Mauricio Vargas P.*

Impacto de las noticias sobre el mercado de deuda pública interna en Colombia

*Carolina Ramírez L.*



# FUNDACIÓN PARA LA EDUCACIÓN SUPERIOR Y EL DESARROLLO

## FEDESARROLLO

### FUNDADA EN 1970

#### DIRECTOR EJECUTIVO

MAURICIO CÁRDENAS S.

#### SUBDIRECTOR

MAURICIO SANTA MARÍA S.

#### SECRETARIA GENERAL

PAULA ACOSTA M.

#### EDITORA COYUNTURA ECONÓMICA

CAMILA SALAMANCA N.

#### EDITOR COYUNTURA SOCIAL

NATALIA MILLÁN U.

#### COMITÉ EDITORIAL

MAURICIO CÁRDENAS S.

MAURICIO SANTA MARÍA S.

#### COMITÉ CIENTÍFICO

MARÍA ANGÉLICA ARBELÁEZ R.

CARLOS CABALLERO A.

NATALIA MILLÁN U.

MAURICIO OLIVERA G.

MAURICIO REINA E.

SANDRA ZULUAGA M.

#### INVESTIGADORES ASOCIADOS

MARÍA ANGÉLICA ARBELÁEZ R.

CARLOS CABALLERO A.

JAIME MILLÁN A.

JUAN JOSÉ PERFETTI DEL C.

DIANA PINTO M.

MAURICIO OLIVERA G.

GUILLERMO PERRY R.

MAURICIO REINA E.

NATALIA SALAZAR F.

ROBERTO STEINER S.

LUIS ALBERTO ZULETA J.

SANDRA ZULUAGA M.

#### INVESTIGADORES

RAFAEL GÓMEZ R.

CAROLINA MEJÍA M.

#### INVESTIGADORES JUNIOR

NICOLÁS LEÓN G.

CARLOS SANDOVAL M.

#### INVESTIGADORES ASISTENTES

OSCAR BECERRA C.

MARÍA ANTONIETA BORRERO A.

LUISA FERNANDA CARDOZO R.

FABIÁN GARCÍA A.

CAROLINA GRACIA L.

MARÍA FERNANDA GUERRA CH.

DANIEL MONSALVE O.

JUAN SEBASTIÁN MEJÍA P.

ADRIANA NIETO A.

SANDRA PAOLA OVIEDO A.

YANIRA MARCELA OVIEDO G.

CARLOS FELIPE PRADA L.

ANWAR RODRÍGUEZ CH.

SANDRA VIVIANA ROZO V.

ELIANA CAROLINA RUBIANO M.

CAMILA SALAMANCA N.

MARÍA JOSÉ URIBE T.

#### BIBLIOTECA

LUCÍA FENNEY PÉREZ M.

IVÁN PIEDRA M.

#### ASISTENTE EDICIÓN

MYRIAM CONSUELO LOZANO G.

#### DEPARTAMENTO DE SISTEMAS

SANDER SÁNCHEZ A.

CÉSAR CHAVES A.

#### ENCUESTA DE OPINIÓN EMPRESARIAL

JESÚS ALBERTO CANTILLO V.

OVER LIBARDO GARZÓN C.

#### PUBLICACIONES

PATRICIA MONRROY C.



#### CONSEJO DIRECTIVO

##### MIEMBROS ORDINARIOS

GUSTAVO BELL LEMUS

GERARDO CARVAJAL LEIB

ANTONIO CELIA MARTÍNEZ

CATALINA CRANE ARANGO

CARLOS ANTONIO ESPINOSA SOTO

EFRAÍN FORERO FONSECA

SALOMÓN KALMANOVITZ KRAUTER

ALEJANDRO LINARES CANTILLO

JAIME HUMBERTO LÓPEZ MESA

ASTRID MARTÍNEZ ORTÍZ

GABRIEL MEZA ZULETA

JOSÉ VICENTE MOGOLLÓN VÉLEZ

ARMANDO MONTENEGRO TRUJILLO

ALBERTO MONTOYA PUYANA

NAYIB NEME ARANGO

JOSÉ ANTONIO OCAMPO GAVIRIA

CARLOS ENRIQUE PIEDRAHITA

MARISTELLA SANÍN POSADA

RODOLFO SEGOVIA SALAS

MARÍA DEL ROSARIO SÍNTES ULLOA

RICARDO VILLAVECES PARDO

FABIO VILLEGAS RAMÍREZ

#### MIEMBROS HONORARIOS

RODRIGO BOTERO MONTOYA

JORGE CÁRDENAS GUTIÉRREZ

JOSÉ ALEJANDRO CORTÉS OSORIO

RODRIGO GUTIÉRREZ DUQUE

ALVARO HERNÁN MEJÍA PABÓN

RODOLFO SEGOVIA SALAS

DORIS EDER DE ZAMBRANO

*COYUNTURA ECONÓMICA* (ISSNS 0120-3576)

Licencia del Ministerio de Gobierno No.

00374. Se publica semestralmente por

Fedesarrollo.

#### OBJETIVOS DE LA REVISTA:

Coyuntura Económica tiene como propósito publicar artículos de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis económico, teórico y/o empírico.

Impresa en la Imprenta Editores Ltda

Calle 77 No. 28-39

Tel.: 240 20 19

Bogotá D.C., Colombia

Tiraje: 280 ejemplares

Periodicidad y tamaño: dos números al año, 19,5 cms. x 24 cms. "El material de esta Revista puede ser reproducido sin autorización si se menciona como fuente a Coyuntura Económica de Fedesarrollo".

Correspondencia relacionada a publicidad, negocios, suscripciones y cambios de dirección deben enviarse a Fedesarrollo.

Correspondencia editorial debe ser enviada a Camila Salamanca N., Editora Coyuntura Económica en Fedesarrollo.

Fedesarrollo

Calle 78 No. 9-91

Tel.: 312 53 00

Fax: 212 60 73

Apartado Aéreo 75074

E-mail: [administrator@fedesarrollo.org.co](mailto:administrator@fedesarrollo.org.co)

<http://www.fedesarrollo.org>

Bogotá D.C., Colombia

Impresa y hecha en Colombia

Printed and made in Colombia

Tarifa Postal Reducida Resolución

No. 0930 de diciembre 11 de 1996

Permiso No. 468

# COYUNTURA ECONÓMICA

VOL. XXXVII NO. 2 SEGUNDO SEMESTRE DE 2007

EDITORIA COYUNTURA ECONÓMICA

CAMILA SALAMANCA N.

<b>EDITORIAL</b>	3
<b>ANÁLISIS COYUNTURAL</b>	
El déficit en cuenta corriente: ¿un motivo de preocupación?	9
<b>INFORMES DE INVESTIGACIÓN</b>	
Informalidad en Colombia: nueva evidencia <i>Mauricio Cárdenas S.</i> <i>Carolina Mejía M.</i>	27
Spatial Competition in the Colombian Deposit Market <i>Dairo Estrada A.</i> <i>Sandra Rozo V.</i>	55
Flujos de capital y frenazos súbitos: teoría, historia y una nueva estimación <i>César Eduardo Tamayo T.</i> <i>Andrés Mauricio Vargas P.</i>	75
Impacto de las noticias sobre el mercado de deuda pública interna en Colombia <i>Carolina Ramírez L.</i>	97

## I. LA POLÍTICA ECONÓMICA EN 2008: POLÍTICA MONETARIA, INFLACIÓN Y CRECIMIENTO

Comienza el año 2008 y las autoridades monetarias se ven enfrentadas a un dilema clásico de política económica: una economía interna en la cual persisten las presiones inflacionarias (provenientes del dinamismo de la demanda interna y, en menor medida, externa), un crecimiento económico elevado y un entorno internacional incierto, cuyo desenlace final determinará, en gran medida, qué tan fuerte y rápida es la desaceleración de la economía colombiana. La teoría y la sensatez indican que, ante presiones inflacionarias originadas en la demanda interna, la autoridad monetaria debe usar instrumentos que moderen su crecimiento para cumplir con la meta de inflación. Esto es aún más cierto en países como Colombia, en los cuales la independencia del Banco de la República implica que uno de los principales activos con los que cuenta es la credibilidad. Pero utilizar ese tipo de instrumentos implica "ponerle un freno" al crecimiento sostenido que ha mostrado la economía en los últimos años, resultado que, por supuesto, no es el más deseable. A su vez, ante una recesión económica, la teoría aconseja que las auto-

ridades dinamicen la economía a través, por ejemplo, de una política neutral o expansiva de disminuciones en las tasas de interés. Sin embargo, en la coyuntura actual, las presiones inflacionarias, que no son un problema sólo de Colombia, no le dan a las autoridades mayor margen de maniobra para adelantar una política expansionista que contrarreste un enfriamiento de la economía. De hecho, es ya un hecho que se incumplió la meta de inflación para 2007 y la autoridad monetaria deberá hacer lo que esté a su alcance para que no pase lo mismo en 2008.

El incumplimiento de la meta de inflación genera preocupación, pues no solamente el Banco de la República pierde credibilidad, sino que puede haber consecuencias importantes sobre el nivel de precios en 2008. Por ejemplo, al vincular el aumento salarial de 2008 con la inflación causada se transmite el "exceso" de inflación, perpetuando el crecimiento de los precios en este año. Además, el porcentaje de incremento fijado para algunos bienes de la canasta familiar tiene como referente el alza decretada en el salario mínimo. De esta manera, estos precios estarían reflejando, también, el exceso de inflación. Si a esto se suman las presiones inflacionarias prove-

nientes del contexto internacional, el cumplimiento de la meta para 2008 podría verse comprometido. El objetivo de esta nota es, entonces, insistir sobre la necesidad de que el Banco de la República siga monitoreando de cerca el comportamiento de las diferentes variables asociadas al dinamismo de la demanda y el incremento de los precios, con el fin de encaminar la inflación hacia las metas de mediano plazo, sin desconocer los riesgos que pueden afectar el desempeño de la economía.

## II. ¿CÓMO CERRÓ EL AÑO EN TÉRMINOS DE INFLACIÓN Y POLÍTICA MONETARIA?

El año 2007 estuvo caracterizado por fuertes presiones de demanda que condujeron al Banco de la República a adoptar una política contraccionista de incrementos en su tasa de interés de intervención. Esta pasó de 7,75% a 9,50% en 8 movimientos de un cuarto de punto porcentual cada uno, entre enero y noviembre de 2007. Sin embargo, a pesar de los aumentos en las tasas y las demás medidas tendientes a frenar el incremento de los precios, el año 2007 cerró con una inflación de 5,69%, cifra superior en 1,69 puntos porcentuales a la meta puntual establecida por el emisor (4%).

Cabe anotar que el incumplimiento de la meta no fue un fenómeno particular a Colombia. De hecho, el aumento acelerado de los precios ha afectado tanto a países desarrollados como a países en desarrollo en varias latitudes del mundo. Las economías latinoamericanas no fueron la excepción. Buena parte de los países de la región registraron una inflación superior a la meta establecida (excepto Brasil, México y Argentina), con lo cual la inflación en 2007 fue de 8,5%, superior en 2 puntos a la registrada en 2006 (6,5%). Chile, por ejemplo, registró una inflación de 7,8% frente a una meta máxima de 4%, pese a las buenas conductas en materia de inflación

objetivo. Venezuela, aunque poco sorprende por su desordenado manejo económico, registró la inflación más alta del continente (22,5% frente a una meta de 12%).

En la mayoría de estos casos, y tal como ha venido sucediendo en el mundo entero, una parte importante de la inflación está explicada por el incremento en los precios de las materias primas agrícolas y, en especial, los alimentos (el índice global de precios de los alimentos calculado por *The Economist* está en su máximo histórico desde su creación en 1845). De hecho, los países latinoamericanos que registraron incrementos importantes en sus precios fueron los que tuvieron los mayores aumentos en el precio de los alimentos. Este fue el caso de Perú, Chile y Colombia que registraron inflaciones de 27%, 26% y 20% respectivamente. El incremento en los precios de los alimentos en Colombia estuvo asociado tanto a presiones de oferta (encabezadas por el fenómeno del niño) como a presiones de demanda. La demanda estuvo jalonada por la demanda de alimentos de Venezuela, así como el consumo de países asiáticos y el incremento en la producción de biocombustibles, que aumenta la demanda por ciertos productos agrícolas que son su principal materia prima. Con todo esto es posible pensar que, en buena medida, este fenómeno inflacionario ha sido también importado.

## III. ¿QUÉ LE ESPERA A LAS AUTORIDADES EN 2008?

Esta política "de freno", adoptada a mediados de 2006, apenas comienza a tener algunos efectos. Se destacan la desaceleración en las compras externas de bienes de consumo, la producción industrial y las ventas al por menor. También se ha observado una pequeña moderación en el crecimiento de los agregados monetarios. Es de esperarse que, durante los

primeros meses del 2008, la transmisión de la política monetaria se haga más evidente. Sin embargo, muy probablemente, el resultado de la inflación para este año estará influenciado por muchos de los factores que explicaron su comportamiento en 2007.

Según varios analistas, parecería que la tendencia que registraron los precios de las materias primas, los alimentos y los combustibles en 2007 no se revertirá, al menos en el corto plazo. Los cambios permanentes en el desarrollo económico mundial, los cambios alimenticios en China y la demanda por biocombustibles (que dispara la demanda de maíz) serán factores determinantes. Además, el dinamismo de la demanda mundial puede verse reforzado por las medidas expansionistas que han tomado los bancos centrales de los países desarrollados para dinamizar sus economías ante la crisis financiera. Por otra parte, aún no es claro que la demanda venezolana por alimentos colombianos vaya a ceder en el corto plazo. Por el lado de la oferta, los reajustes de los bienes regulados y un posible rezago de los efectos de la niña que afectó al país a finales de 2007, también influirán sobre el alza de los precios. Esto sin contar la una posible devaluación que se originaría en la incertidumbre reinante en los mercados y que podría presionar al alza los precios de los transables.

En este sentido, la política restrictiva llevada a cabo hasta el momento es la más indicada para asegurar el cumplimiento de la meta de inflación en 2008. Sin embargo, no debe desconocerse que, ante el nuevo escenario internacional de turbulencia en los mercados financieros y la desaceleración prevista para el 2008, el país podría necesitar de una política menos contraccionista. Es aquí donde surge el gran dilema de la política monetaria en 2008.

Aunque las autoridades argumentan que la tarea del Banco de la República fue más seria que la de

la mayoría de los bancos centrales de países emergentes y que, gracias a esto, el descuadre de los precios fue menor que en otros países, podría pensarse que, dado el contexto actual, los incrementos en las tasas observados hasta el momento pueden dificultar una reacción frente a la crisis financiera internacional. De hecho, al comparar las respuestas de política a la inflación en otros países del mundo, Colombia ha sido uno de los que ha incrementado su tasa de intervención en la mayor proporción. En comparación con América Latina, a excepción de Brasil, Colombia exhibe el nivel de tasa de interés real más alto (Chile tiene una tasa de 7,5% y Perú una de 5%). De este modo, al mismo tiempo que el Banco Central debe mantener el propósito de dirigir la inflación a las metas, deberá tomar las decisiones que sean coherentes con el propósito de que la economía crezca a una tasa saludable. Es decir, el Banco no debe correr el riesgo de que las medidas que adopte aumenten el tamaño y la velocidad de la desaceleración del crecimiento. Para cumplir este objetivo, tendrá que tener en cuenta el desenlace de la difícil situación del entorno internacional y la magnitud de la recesión en Estados Unidos y la economía mundial; y los efectos que esto pueda tener sobre la economía colombiana a través de la incidencia sobre las exportaciones, los precios de los bienes básicos, la inversión extranjera, los demás flujos de capital y las remesas, entre otros.

#### **IV. CONCLUSIÓN**

De manera acertada, el pasado 25 de enero la Junta del Banco de La República decidió mantener inalterada su tasa de interés de intervención. Sin embargo, el panorama futuro para la política monetaria será difícil: aunque aun persisten riesgos por la evolución de la demanda agregada (interna), el crédito y la inflación, también existe preocupación por no generar una desaceleración muy pronunciada y veloz,

debido a la incertidumbre que se tiene respecto al futuro de la economía global.

Si bien una desaceleración de la actividad económica puede tener un efecto atenuante sobre el comportamiento de la demanda, que a su vez podría traducirse en una menor inflación de bienes no transables, hasta el momento la política monetaria no tiene suficiente campo para adoptar una postura expansionista con el fin de contrarrestar un enfriamiento de la economía. A pesar de los esfuerzos que ha hecho el Banco Central por corregir los excesos monetarios y crediticios, persisten algunas presiones de demanda y el comportamiento de los precios de los bienes primarios a nivel global seguirá afectando el comportamiento de los precios internos. Esto podría llevar a un nuevo incumplimiento de la meta de inflación en 2008 y la Junta no puede darse ese lujo.

Por tanto, en el escenario actual, con el fin de mejorar la credibilidad en el mercado, encontrar la

manera de estabilizar la inflación y que se anclen las expectativas de cumplimiento de la meta para el 2008 (3,5% a 4,5%), es importante que el Banco de la República siga monitoreando de cerca los agregados monetarios y el crédito, entre otros, y que mantenga su postura restrictiva. Esto sin perjuicio de poder regresar posteriormente a una política neutral o expansiva, si fuera necesario. Sin embargo, esto dependerá de la evaluación cuidadosa de las condiciones internas y de la evolución de las condiciones externas. Sólo una vez el panorama de inflación de mediano plazo esté más claro, la inflación inicie su convergencia a la meta de mediano plazo, y se tenga más claridad sobre el desenlace de los temas internacionales (Estados Unidos y Venezuela principalmente), podría iniciarse un recorte de las tasas de interés en caso de que un enfriamiento de la economía así lo requiera.

# Análisis Coyuntural



# El déficit en cuenta corriente: ¿un motivo de preocupación?

---

## I. INTRODUCCIÓN

El desempeño reciente de la economía colombiana ha sido bastante satisfactorio comparado con las décadas anteriores. En lo corrido de 2007 hasta septiembre, la economía registró un crecimiento de 7,35%, y se espera que el año cierre con un incremento cercano a 7,0%, cifra superior a la registrada durante el 2006 (6,83%). Sin embargo, este buen comportamiento se ha visto acompañado por una expansión de la demanda interna que puede ser insostenible. Por el contrario, la demanda externa ha tenido un comportamiento mediocre.

La fuerte expansión de la demanda ha traído varias consecuencias para el panorama económico nacional. Por un lado, se presentaron serias presiones inflacionarias. Entre enero y diciembre de 2007, pese a los incrementos de la tasa de interés de intervención por parte del Banco de la República, la inflación acumuló 5,69%, cifra superior a la meta para el año ubicada en un rango de 3,5% a 4,5%. Por otro lado, el ritmo de aumento del gasto de consumo y de inversión repercutió de manera significativa sobre el comportamiento del sector externo. El volumen de importaciones aumentó en cerca de 25%, en parte

también como resultado de la revaluación del tipo de cambio. Esto ha generado que la balanza comercial colombiana sea deficitaria, lo que, atado a la creciente renta de los factores, se ha traducido en un déficit en la cuenta corriente cercano a 3,4% del PIB.

Si bien hasta el momento la economía colombiana ha estado en la capacidad de financiar el déficit en cuenta corriente, en especial gracias a los flujos de Inversión Extranjera Directa, este escenario no está exento de riesgos. En efecto, un recrudescimiento de la crisis financiera internacional y de la recesión en Estados Unidos podría reducir tanto la inversión directa como la de portafolio. Además, en comparación con otros países de América Latina, el déficit en cuenta corriente de Colombia es mucho mayor y el comportamiento del gasto deja a la economía colombiana sin margen de maniobra. En el evento de una crisis sería prácticamente imposible adoptar políticas anticíclicas tanto por el lado fiscal como el monetario. Esta es la mayor vulnerabilidad de la economía colombiana en la actualidad.

En este documento se presenta un análisis de los factores que explican el actual déficit en cuenta corriente, las fuentes de financiamiento del mismo

y los riesgos para su sostenibilidad. Para tal fin, en la segunda sección se presenta la evolución reciente del déficit en cuenta corriente y los factores que explican su comportamiento. En la tercera sección se analizan las fuentes de financiación del déficit. En la cuarta sección se plantean los riesgos que pueden poner en duda su sostenibilidad y que se desprenden sobre todo de un recrudecimiento de la crisis financiera internacional. Finalmente se presentan algunas conclusiones y recomendaciones.

## II. ¿DEDÓNDEPROVIENEELDÉFICITENCUENTACORRIENTE?

El buen desempeño de la economía colombiana en los últimos años ha estado caracterizado por una creciente demanda interna por encima del producto. Desde finales de 2004 la demanda ha venido creciendo a un ritmo superior al producto de la economía. En efecto, durante el tercer trimestre de 2007 la demanda creció a una tasa de 9,9% frente a un crecimiento del PIB de 7,6% (Gráfico 1).

Al observar el comportamiento de la demanda, es notorio que buena parte de las presiones se deben a un exceso de gasto por parte del sector privado. El

consumo de los hogares creció a una tasa de 7,5% anual durante el tercer trimestre de 2007, impulsado por la mayor confianza de los consumidores, así como por las menores tasas de interés que favorecieron la demanda de crédito. Este incremento es 1,8 puntos porcentuales superior a la tasa observada durante el mismo periodo de 2006 (Gráfico 2). El crecimiento del consumo público, por su parte, se ubicó en 2,5% anual durante el tercer trimestre de 2007. El mayor consumo de los hogares se ha visto acompañado por un dinamismo del crédito al sector privado, que tuvo incrementos superiores al 24% real anual durante el promedio de 2007. De este modo, la cartera total pasó de representar 26,6% del PIB a inicios de la década a representar 34,5% a finales del 2007 (Gráfico 3). En especial, cabe destacar el comportamiento de la cartera de consumo que alcanzó tasas de crecimiento anual superiores a 40%, y que ya ha empezado a preocupar a las autoridades financieras, pues su calidad se ha venido deteriorando (Gráfico 4).

Por otra parte, la formación bruta de capital está creciendo a una tasa cercana al 20% sustentada sobre todo por la formación bruta de capital privado. Además una parte importante de la acumulación del

Gráfico 1. DEMANDA Vs. PIB

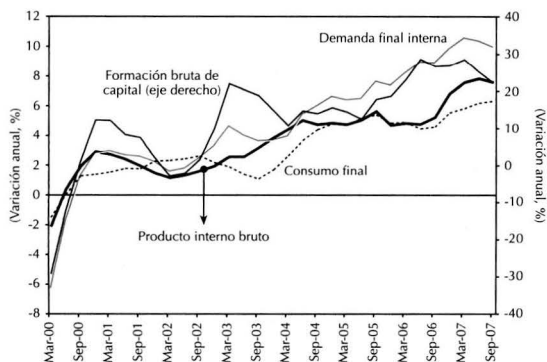
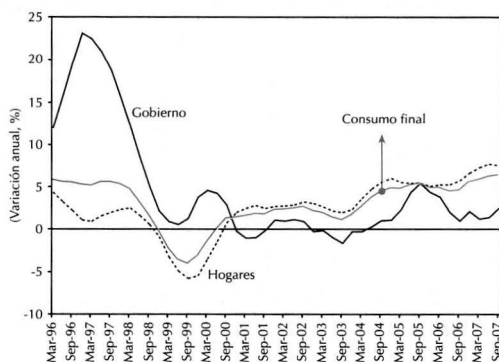
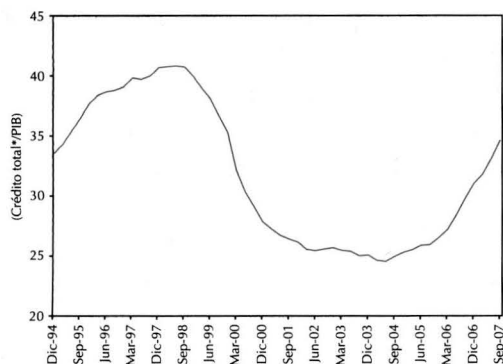


Gráfico 2. CONSUMO PRIVADO Y PÚBLICO



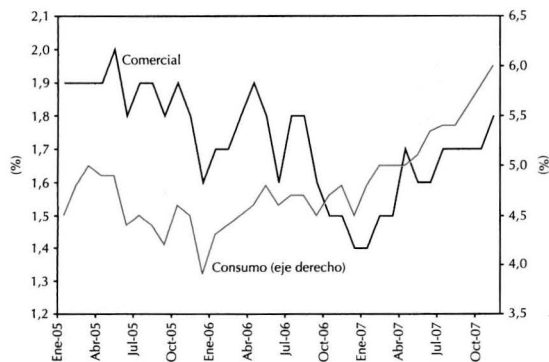
**Gráfico 3. CARTERA TOTAL COMO % DEL PIB**



\* Incluye *leasing*.

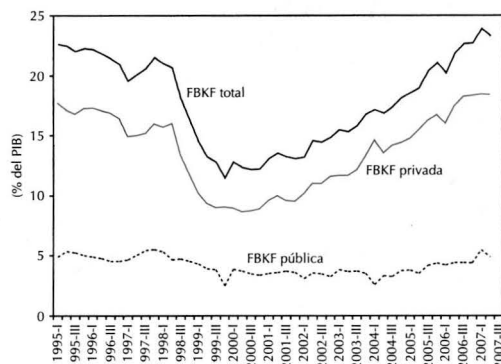
Fuente: Banco de la República.

**Gráfico 4. CALIDAD DE LAS CARTERAS**



capital, se ha hecho a través de la importación de bienes de capital. Como proporción del PIB, la formación bruta de capital privado pasó de representar cerca del 10% del PIB a inicios de la década a representar cerca de 18% del PIB. La inversión pública, por su parte, pasó de representar un 3% del PIB a representar un 5% del PIB. Aunque la formación bruta de capital también ha sido uno de los factores detrás de la expansión de la demanda, esta ha sido un motor clave del para el buen desempeño económico de la economía (Gráfico 5).

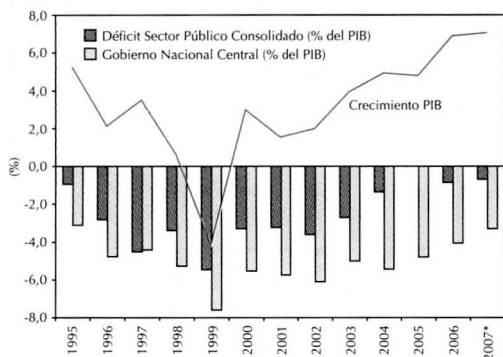
**Gráfico 5. FBKF PRIVADO Y PÚBLICO**



Si bien en la actualidad el comportamiento del gasto privado explica buena parte del exceso de demanda, no debe desconocerse lo que está pasando con el gasto público. Como se ha mencionado en pasadas ocasiones, en épocas de auge económico el gobierno debería propender por un ajuste fiscal con el fin de llevar a cabo una política contracíclica. Sin embargo, pese al buen desempeño de la economía, Colombia no se encuentra aún ante un escenario de superavit fiscal. Aunque se han hecho esfuerzos fiscales por reducir el déficit, se espera que el Sector Público Consolidado (SPC) registre un déficit de 3,3% en 2007 (Gráfico 6) y el Gobierno Nacional Central (GNC) uno de 0,7%. Esto se debe en buena medida a que, aunque los ingresos tributarios han aumentado gracias al buen momento por el cual atraviesa la economía, los gastos no se han moderado. De hecho, los gastos del GNC presentan una tendencia creciente superior a la registrada por los ingresos (Gráfico 7).

Este exceso de demanda se ha reflejado en la economía de dos maneras. Por una parte, se presentaron fuertes presiones inflacionarias durante el 2007 que significaron el incumplimiento de la meta de inflación. Por otra parte, las importaciones registraron un alto dinamismo para satisfacer la creciente demanda

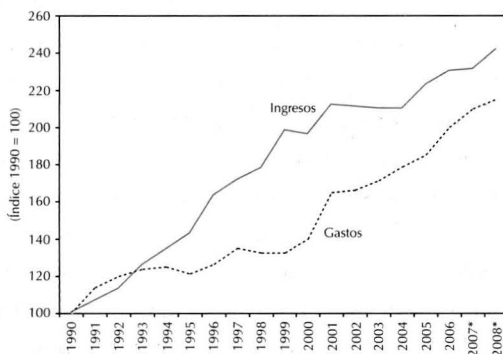
## Gráfico 6. DÉFICIT DEL SECTOR PÚBLICO CONSOLIDADO (SPC) Y GOBIERNO NACIONAL CENTRAL (GNC) Vs. CRECIMIENTO DEL PIB



\* Valores esperados

Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público.

## Gráfico 7. INGRESOS VS. GASTOS GOBIERNO NACIONAL CENTRAL COMO % DEL PIB

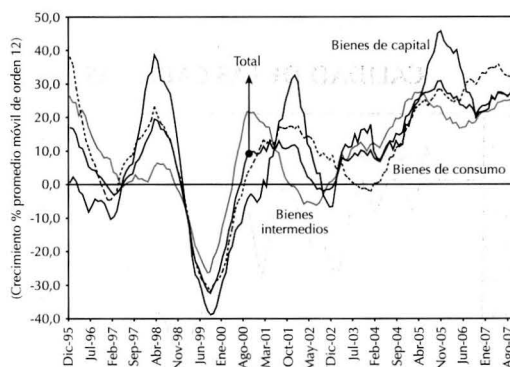


interna. En efecto, las importaciones tanto de bienes de consumo como de capital presentaron un incremento anual de 30,8% y 26,9%, respectivamente (Gráfico 8). Este fenómeno se ha visto favorecido por la revaluación del peso frente al dólar que abarata la compra de bienes provenientes del exterior. El incremento de las importaciones (25,4% anual) a un ritmo mayor que la expansión de las exportaciones (17,9%) se ha traducido en una balanza comercial cada vez

más deficitaria (Gráfico 9). Entre enero y septiembre de 2007 se presentó un déficit de US\$2.689 millones, correspondiente a 2,1% del PIB. Esta cifra es mucho mayor que la registrada durante el mismo periodo de 2006 cuando se había presentado un déficit de US\$1.110 millones, equivalentes a 1,1% del PIB.

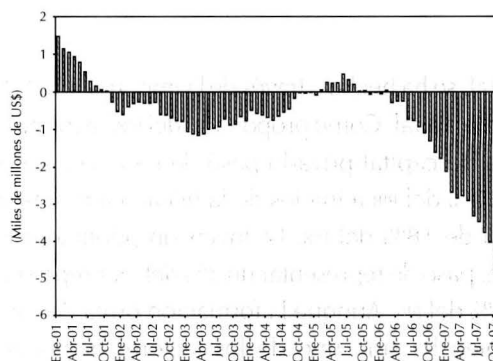
El desbalance comercial resultante de las presiones de demanda ha sido uno de los principales factores detrás del creciente déficit en la cuenta corriente (Gráfico 10). En efecto, entre enero y septiembre de

## Gráfico 8. CRECIMIENTO DE LAS IMPORTACIONES



Fuente: Banco de la República.

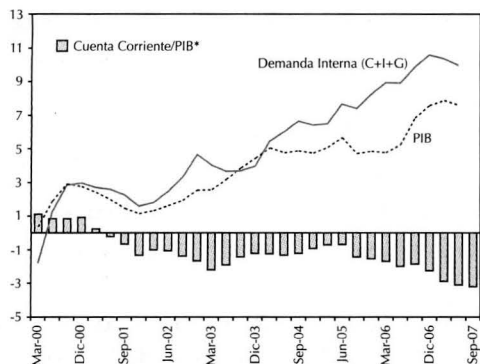
## Gráfico 9. BALANZA COMERCIAL\*



\* Los datos corresponden a la suma acumulada de los últimos doce meses.

Fuente: Banco de la República y DIAN, cálculos de Fedesarrollo.

## Gráfico 10. CRECIMIENTO, DEMANDA Y DÉFICIT EN CUENTA CORRIENTE



\* Valores anualizados del PIB y la demanda interna.

Fuente: DANE.

2007, la balanza de pagos registró un déficit en cuenta corriente de US\$4.289 millones, equivalentes a 3,4% del PIB. Esta cifra es muy superior a la registrada durante el mismo periodo de 2006, cuando se ubicó en US\$2.148, equivalentes a 2,2% del PIB (Cuadro 1).

A este respecto es importante resaltar que el desempeño del comercio exterior colombiano es bastante deficiente, lo que deja pensar que cada vez será más difícil corregir el desbalance comercial. En efecto,

cuando se observan las cifras de comercio exterior es evidente que, aunque estas han crecido, esto ha sido producto, en buena medida, de la recuperación económica mundial y del auge de los precios de los productos básicos más que de una mayor oferta exportadora y un fortalecimiento del comercio externo. De hecho, la participación de Colombia en los mercados internacionales aún es pobre. Al comparar a Colombia con el resto de países de América Latina en el ranking de internacionalización, Colombia ocupa el puesto número 14 entre 16 países (Gráfico 11). Además, las exportaciones per cápita aún son débiles. Mientras que durante el 2006 las exportaciones de Colombia alcanzaron los US\$600, esta cifra era casi cinco veces mayor en Chile (Gráfico 12). Por otra parte, los destinos de exportación de Colombia están muy poco diversificados, lo que hace a Colombia dependiente del comercio con sus dos principales socios: Estados Unidos y Venezuela (35% y 15% del comercio total respectivamente), que no están pasando por su mejor momento económico en la actualidad.

Es importante mencionar que la renta de los factores es otro de los componentes de la balanza de pagos

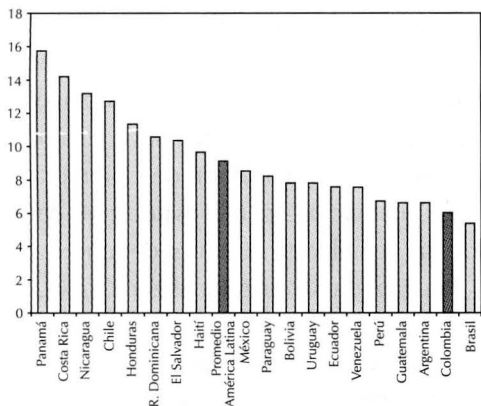
### Cuadro 1. BALANZA DE PAGOS 2006-2007\*

Concepto	Millones de US\$		% del PIB	
	2006	2007	2006	2007
Cuenta corriente	-2.148	-4.298	-2,2	-3,4
Bienes y servicios no factoriales	-1.110	-2.698	-1,1	-2,1
Renta de los factores	-4.526	-5.340	-4,5	-4,3
Transferencias	3.488	3.740	3,5	3,0
Cuenta de capital y financiera	1.424	8.972	1,4	7,1
Flujos financieros de largo plazo	4.604	7.169	4,6	5,7
Flujos financieros de corto plazo	-3.180	1.803	-3,2	1,4
Errores y omisiones netos	456	-104	0,5	-0,1
Variación de las reservas internacionales	-269	4.586	-0,3	3,7

\*Enero-Septiembre de 2007.

Fuente: Banco de la República.

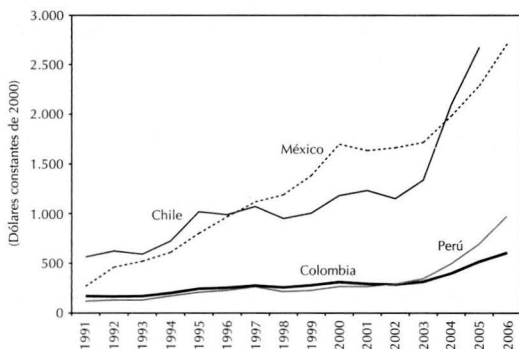
## Gráfico 11. ÍNDICE DE GLOBALIZACIÓN DE AMÉRICA LATINA



\* El índice pondera las siguientes variables: exportaciones e importaciones de bienes y servicios como % del PIB, IED como % del PIB, ingresos por turismo como % del PIB, remesas como % del PIB, y penetración de internet en 2004.

Fuente: *Latin American Globalization Index 2006, Latin Business Chronicle.*

## Gráfico 12. EXPORTACIONES PER CÁPITA

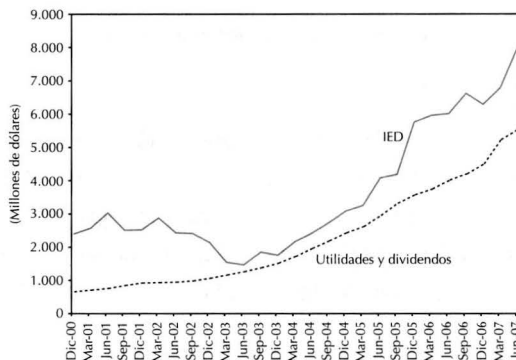


Fuente: *World Bank-WDI & United Nations-Comtrade 2007.*

que explica el déficit en cuenta corriente registrado entre enero y septiembre de 2007. El balance del rubro de renta de los factores presentó déficit de US\$5.340 millones, correspondientes a 4,3% del PIB. Esta cifra fue mayor a la registrada durante el mismo periodo de 2006 (US\$4.526 millones). El desequilibrio en el balance de la renta de los factores se debe en buena medida al incremento en el

pago de utilidades y dividendos. Este rubro alcanzó los US\$4.441 millones entre enero y septiembre de 2007, es decir, el 65% de los egresos netos por factores productivos. Buena parte de este incremento está asociado al aumento de la Inversión Extranjera Directa (Gráfico 13) que alcanzó US\$6.791 millones en este mismo periodo, frente a US\$4.621 millones durante el mismo periodo de 2006 (lo que significa un incremento de cerca del 50%).

## Gráfico 13. EGRESOS POR UTILIDADES Y DIVIDENDOS E INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA\*



\* El valor de cada trimestre esta anualizado, es decir, corresponde al valor acumulado de los últimos cuatro trimestres.

Fuente: Banco de la República.

Si bien las transferencias registraron un incremento de 7,2% anual al pasar de US\$3.488 millones en enero-septiembre 2006 a US\$3.740 millones durante el mismo periodo de 2007, este aumento no fue suficiente para compensar el desbalance comercial y la mayor renta de los factores. En efecto, a pesar de que las transferencias representaron cerca del 14% de los ingresos de la cuenta corriente de la balanza de pagos, su incremento fue mucho menor que el observado durante el 2006 (16,3% anual). Esto se debe a que, por lo general, las remesas presentan un comportamiento anticíclico, es decir, en épocas de auge económico, como el evidenciado durante el 2007, las remesas disminuyen debido a las menores necesi-

dades económicas de los familiares que permanecen en el país. Además, se ha comenzado a evidenciar una estabilización de las remesas de los trabajadores colombianos en el exterior debido a la menor emigración de colombianos. De hecho, aunque los flujos migratorios en lo corrido del 2007 hasta septiembre fueron mayores que los registrados durante el mismo periodo de 2006, su tendencia continúa estable.

### III. ¿CÓMO SE ESTÁ FINANCIANDO EL DÉFICIT EN CUENTA CORRIENTE?

Al observar las entradas de capital al país es evidente que casi el 75% de los flujos corresponden a Inversión Extranjera Directa (IED) (Gráfico 14). Sin embargo, dado el diferencial de tasa de interés con otros países desarrollados, en la actualidad la inversión de cartera y portafolio también han tenido un comportamiento creciente pese a las restricciones a las entradas de capital impuestas por el Gobierno en mayo de 2007.

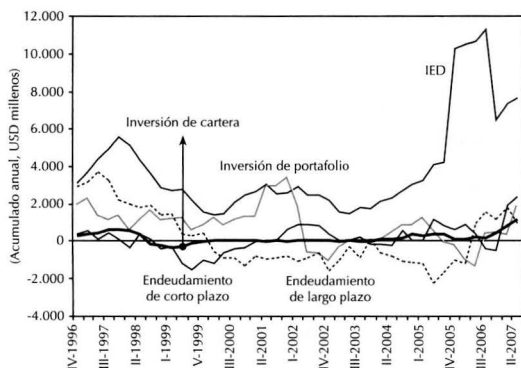
#### A. Inversión Extranjera Directa

Durante los últimos años la Inversión Extranjera Directa (IED) ha mostrado un comportamiento bas-

tante dinámico, favorecido por la mejora en las condiciones de seguridad y por los incrementos en los precios de los productos básicos. Lo anterior, sumado a los incentivos tributarios para atraer IED, ha permitido que de un promedio de US\$2.500 millones en la segunda mitad de la década pasada, la IED haya aumentado a un promedio de US\$4.300 millones durante la presente década. Cabe anotar que una de las más grandes inversiones fue la compra de Bavaria por parte de la Sudafricana Sab Miller en 2005, la cual superó los US\$4.700 millones. Comparada con América Latina, la participación de la IED neta en Colombia también ha aumentado sustancialmente; en 2006 la participación de la IED en Colombia dentro del total de la que recibió América del Sur fue 15%, superada sólo por Chile (19%) y Brasil (44%).

De persistir estas entradas de capital, Colombia estaría en la capacidad de sostener el déficit en cuenta corriente. Sin embargo, es importante preguntarse qué tan sostenibles son estos niveles de IED, dado que, aparte de las condiciones internas favorables, buena parte de esta también ha sido jalonada por las condiciones externas favorables, en especial, el contexto internacional propicio para la explotación de recursos naturales.

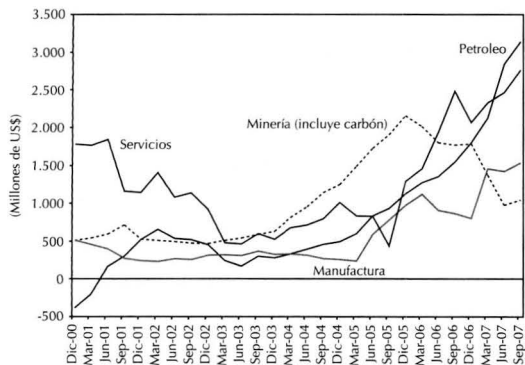
Gráfico 14. FLUJOS DE CAPITAL



Fuente: Banco de la República.

Entre enero y septiembre de 2007, la IED alcanzó los US\$6.527 millones. Esta cifra representa un incremento de 45,6% respecto al mismo periodo del año anterior. Los sectores más dinámicos fueron el petrolero, los servicios y en menor medida el sector industrial (Gráfico 15). La inversión extranjera en el sector de petróleos, se ubicó en US\$2.634 millones, después de un incremento del 103% frente al mismo periodo del año anterior. La inversión en el sector de servicios representó US\$1.335 millones, lo que significa un crecimiento de 52% respecto a 2006. Dentro de este, es importante resaltar el dinamismo

## Gráfico 15. INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA POR SECTORES\*



\* Valores anualizados.

Fuente: Banco de la República.

del subsector de comercio, restaurantes y hoteles. La minería por su parte registró un descenso al pasar de US\$1.228 millones entre enero-septiembre de 2006 a US\$487,5 millones entre enero-septiembre de 2007.

Dentro de las operaciones de inversión en estos sectores pueden destacarse, en el sector de petróleos, la

ampliación de la planta de refinería entre Ecopetrol y la multinacional Suiza Glencore por US\$2.000 millones (Cuadro 2); en el sector de manufacturas, la compra del 52% de las acciones de Acerías Paz del río por parte del Grupo Votorantim por US\$490 millones y la construcción del gasoducto colombo-venezolano por parte de PDVSA; en el sector de comercio la compra del 52,4% de las acciones de Carulla por parte del Grupo Casino por US\$292 millones y la adjudicación del 21,94% de la participación accionaria de Casino en almacenes Éxito por US\$288 millones.

Podría pensarse que la capacidad de absorción de inversión en algunos sectores esta cerca del límite y esto a su vez conduciría a menores flujos de inversión extranjera directa. Este es el caso por ejemplo del sector petrolero, para el cual se estima que la producción muestre una tendencia decreciente durante el resto de la década pese al incremento en la extracción en pozos maduros y a los nuevos gastos de exploración. Sin embargo, aunque los anuncios de IED para el 2008 no parecen ser de la misma magnitud que los observados entre 2005 y 2007,

## Cuadro 2. CASOS DE INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN COLOMBIA EN 2007

Empresa	Descripción	Monto US\$ millones
Glencore	Ampliación planta	2.000
Grupo Votorantim	Adquisición de 52% de acciones de las Acerías Paz del Río	490
Aero República	Modernización de la flota	315
Casino	Adquisición del 52,4% de las acciones Carulla	292
Casino	Adjudicación 21,94 % de participación accionaria de Almacenes Éxito	288
Bavaria	Construcción de planta cervecera de 30 hectáreas en Yumbo	220
Texas Biodiesel Co.	Construcción de plantas extractoras de aceite de palma	205
Cencosud - Casino	Joint venture para abricadena de almacenes Easy	200
Drummond	Construcción de segunda línea férrea	150
PDVSA	Gasoducto colombo-venezolano	132
Telmex	Producción de Televisión	130
Etesa	Conexión eléctrica a Panamá	106
Gerdau	Adquisición paquete de acciones de Acerías Paz del Río	66
Unión Fenosa	Compra y modernización de la central hidroeléctrica de Hidroprado	56
Hilton Hotels Co.	Construcción del Hilton Bogotá-72 Gran Hotel	50

Fuente: Proexport.



es posible esperar que mantenga su dinamismo en otros sectores como los de explotación de minas y canteras, servicios, y telecomunicaciones. Por ejemplo, la compañía AngloGold Ashanti, afirmó que es posible que se encuentre más oro en Colombia, con lo que espera realizar inversiones por cerca de US\$2.000 millones (Cuadro 3). Por otra parte, se planea la adjudicación del tercer canal privado de

televisión por cerca de US\$105 millones, en esta puja se espera la participación del Grupo Prisa de España y el Grupo Cisneros de Venezuela, entre otros. En cuanto al sector de servicios, desde el 2007 se venía anunciando la construcción de varios hoteles de cadenas como Sonesta, Hyatt y Marriot. En 2008 la firma Española Fronpeca planea construir dos hoteles por US\$45 millones.

**Cuadro 3. PRINCIPALES ANUNCIOS DE INVERSIÓN EXTRANJERA PARA 2008**

Empresa	Sector	Descripción	Monto US\$ Millones	País
AngloGold Ashanti	Explotación de minas y canteras	La compañía afirmó que podría encontrar más del oro del que previamente esperaba, al encontrar uno de los yacimientos mas grandes del mundo en Colombia	2.000	Sudáfrica
Vale - Alcoa	Suministro de Electricidad, Gas y Agua	Compañías interesadas en la compra de la Planta eléctrica Ituango el pescadero	200	Brasil Estados Unidos
Feria del Disco	Otras Actividades de Servicios Comunitarios, Sociales y Personales	Planea abrir entre cuatro y seis tiendas en las principales capitales	N.D	Chile
La Compañía Siderúrgica Nacional	Industria Manufacturera	El conglomerado de siderurgia, mineral de hierro y cemento (csn) de Brasil sigue con la mira puesta en Colombia, pese a que no pudo comprar paz del Río	N.D	Brasil
Galway Resources Limited	Explotación de minas y canteras	Evaluación para adelantar exploraciones en Colombia (carbón, metales preciosos y comunes)	N.D	Estados Unidos
InterBrew - AmBev	Industria Manufacturera	Ultinacionales cerveceras buscan aumentar su demanda, por tanto crearán nuevos productos)	N.D	Bélgica-Brasil.
Peruana Segundo Muelle	Hoteles y Restaurantes	Apertura de restaurante como parte de su proyecto de expansión en Latinoamérica	N.D	Perú
Downs Tream-KBR	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	Interés en siembra de caña en la región de Mapiripán para producir alcohol para mezclar con gasolina.	N.D	Estados Unidos
Suroco Energy	Explotación de minas y canteras	La empresa canadiense adquirirá el 52%.del consorcio Colombia Energy	N.D	Canadá
General Electric	Varios	Planea generar inversiones en áreas de como minería e hidrocarburos, energía, transporte, mercado financiero, salud y entretenimiento	N.D	Estados Unidos

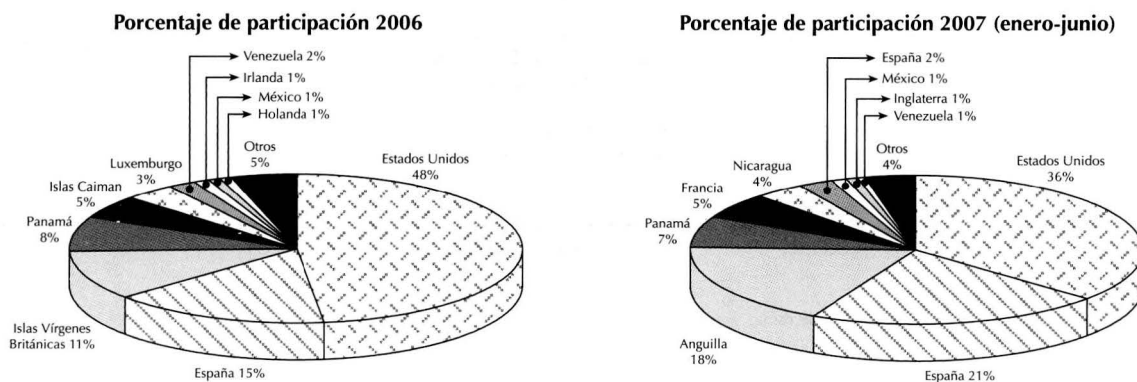
Fuente: Proexport.

Por otra parte, al observar la procedencia de los flujos de IED, buena parte de estos viene de Estados Unidos, lo que permite pensar que, en caso de una profundización de la recesión en Estados Unidos, una proporción significativa de los flujos de IED hacia Colombia se podría ver afectada negativamente. En efecto, para el periodo enero- junio de 2007, el 38% de los flujos provino de América del Norte, dentro de los cuales casi el 36% corresponden a inversión realizada por de Estados Unidos (Gráfico 16). Si bien hasta el 2006, los flujos provenientes de Europa eran significativos, estos se redujeron considerablemente al pasar de representar cerca de 23% del total de la IED, a registrar una salida neta de flujos de capital. Dentro de los países europeos cabe resaltar la disminución de la participación de España, cuya IED representó cerca de 16% de la IED en 2006, a solo 2,4% en 2007. Por su parte, la inversión proveniente de América del Sur registró un incremento, al pasar de representar el 3% del total en 2006 a 23% en 2007. En este grupo cabe resaltar la participación de Brasil, que a junio de 2007 representa el 21% de la IED. Colombia deberá entonces realizar esfuerzos para promover la

inversión proveniente de los países vecinos, así como recuperar la inversión de los países europeos, con el fin de diversificar la procedencia de las mismas.

Por último, no debe descartarse la posibilidad de que, dadas las restricciones a los flujos de capital impuestas en mayo de 2007, pudieran ingresar capitales de corto plazo a través de IED con el fin de evadir estos controles. Sin embargo, cabe recordar que la declaración de Inversión Extranjera Directa implica a los inversionistas trámites y tiempo, lo cual le resta liquidez y rentabilidad a las transacciones. De hecho, en principio, las inversiones directas tienen controles más severos que las mismas inversiones de cartera. Si estuvieran entrando capitales de corto plazo por esta vía, los agentes estarían retirando su dinero a través del rubro de "reembolsos de capital". Al observar las cifras de reembolso de capital entre enero y septiembre de 2007, estas representaron US\$1.625 millones. De acuerdo a los registros de la balanza de pagos, estos reembolsos corresponden a reembolsos de empresas que, en efecto, han hecho algún tipo de IED en el país<sup>1</sup>.

**Gráfico 16. IED POR PAÍS DE ORIGEN**



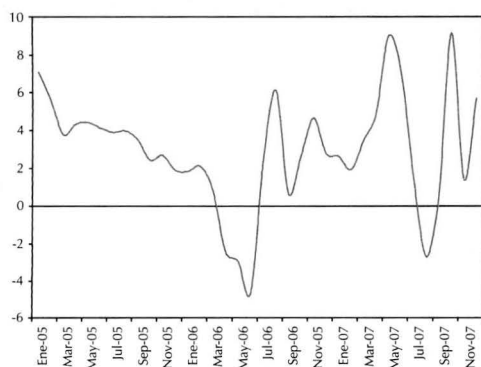
Fuente: Proexport.

<sup>1</sup> Dada la confidencialidad de los datos no se puede conocer exactamente a que empresas corresponden estos reembolsos.

## B. Inversión de corto plazo

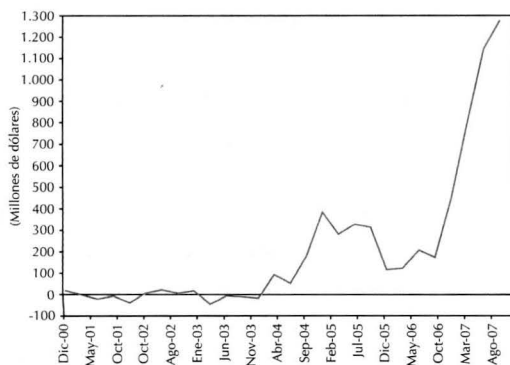
Recientemente se ha registrado un incremento de los flujos de corto plazo debido sobre todo al diferencial de tasas de interés existentes con Estados Unidos (Gráfico 17). Estos han pasado de representar cerca de US\$ 70 millones anuales en 2006 a sumar cerca de US\$ 1.200 en 2007, lo que significa un incremento de 16,1% (Gráfico 18). Sin embargo, estos flujos de capital pueden ser susceptibles de una salida súbita de capitales en caso de que la crisis financiera internacional se recrudezca y los agentes pierdan

**Gráfico 17. DIFERENCIAL DE TASAS DE INTERÉS**



Fuente: Banco de la República y cálculos de Fedesarrollo.

**Gráfico 18. FLUJOS DE INVERSIÓN DE CARTERA\***



\* Datos anualizados.

Fuente: Banco de la República.

confianza en el mercado colombiano. Si bien estos representan un porcentaje mucho menor que la inversión extranjera, el país no puede contar con ellos como una manera permanente de financiar su posición externa, es por esto que la IED se convierte en un determinante clave para la financiación del déficit en cuenta corriente.

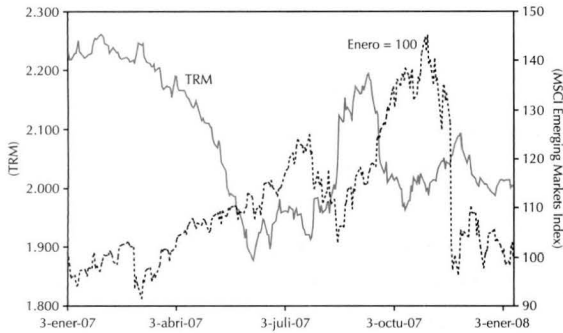
Como se vio en los últimos meses de 2007, los movimientos en los flujos de capitales han sido bastante volátiles y han estado sujetos a lo que sucede con el entorno internacional, así como a la confianza de los inversionistas en los diferentes mercados y su percepción de riesgo. Ante una mayor incertidumbre en los mercados financieros los inversionistas muestran su preferencia por activos de bajo riesgo, lo que se traduce en un menor flujo de capitales hacia las economías emergentes. Sin embargo, dada la disminución de las tasas de interés en Estados Unidos, los diferenciales en tasas de interés han hecho que para algunos inversionistas menos aversos al riesgo sea más rentable invertir en países como Colombia.

Al observar el índice MSCI de confianza en los mercados emergentes, se hace evidente que durante los episodios de mayor incertidumbre y caídas en las bolsas, la confianza de los agentes en los mercados emergentes ha disminuido (Gráfico 19), lo que provoca una salida de capitales que, en el caso de Colombia, se traduce en una devaluación del tipo de cambio. Esto implica que, en buena medida, el comportamiento de los flujos de corto plazo depende de lo que suceda con la economía de Estados Unidos.

## IV. EL ENTORNO ECONÓMICO INTERNACIONAL: ¿ESTAMOS BLINDADOS FRENTE LO QUE PUEDA PASAR?

Tal como se evidenció en la sección anterior, buena parte del déficit en cuenta corriente se encuentra

## Gráfico 19. ÍNDICE MSCI DE MERCADOS EMERGENTES



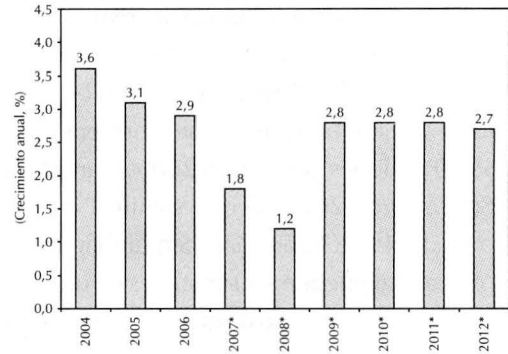
Fuente: Yahoo Finance.

financiado por la entrada de IED, y, en principio, para 2008, el país seguirá contando con entradas por este concepto. Sin embargo, este escenario no está exento de riesgos. Aunque hasta el momento Colombia ha contado con los mecanismos para financiar su desbalance externo, esto no significa que estos capitales seguirán entrando al país de manera automática y que, por tanto, no somos invulnerables frente una reversión de los flujos de capitales.

Por una parte, ante una profundización de la recesión en Estados Unidos (Gráfico 20), como ya se ha venido anunciando en varias esferas económicas de ese país, sobre todo después de conocerse el dato de desempleo de diciembre (5%) (Gráfico 21), no sólo se afectarían las exportaciones colombianas, sino que además se profundizaría la crisis en los mercados financieros internacionales. Un recrudecimiento de la crisis implicaría una menor liquidez internacional y una menor confianza de los inversionistas en los mercados emergentes. Lo anterior significaría menores flujos de capital hacia Colombia, tanto en la forma de IED como de inversión de portafolio.

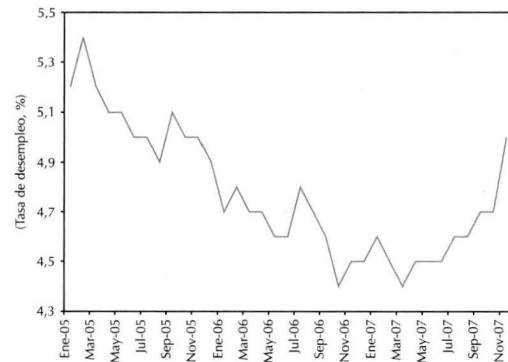
Esto podría verse agravado si se tiene en cuenta que, por una parte, la crisis del mercado *subprime* puede

## Gráfico 20. CRECIMIENTO Y PROYECCIONES DE CRECIMIENTO DE ESTADOS UNIDOS



Fuente: The Economist Intelligence Unit.

## Gráfico 21. DESEMPLEO EN ESTADOS UNIDOS



Fuente: U.S. Department of Labor. Bureau of Labor Statistics.

ser más una crisis de solvencia que de liquidez. Los anuncios de pérdidas que han hecho los grandes bancos pueden ser, hasta ahora, sólo el inicio de una crisis aún mayor y sistémica. En los próximos trimestres se tendrán noticias, no sólo de lo que ha sucedido con los grandes bancos<sup>2</sup>, sino con bancos más pequeños alrededor del mundo para los cuales las pérdidas pueden ser mucho más graves.

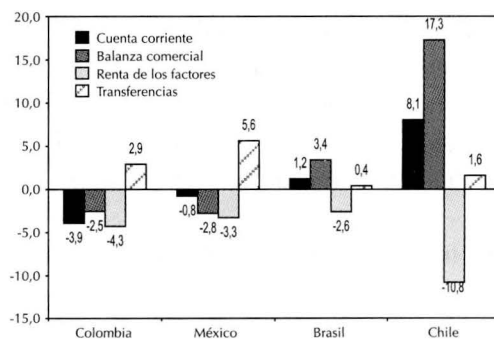
<sup>2</sup> Citibank anuncio pérdidas de más de U\$9.800 millones de dólares, el peor balance en sus 196 años de existencia. Merrill Lynch anuncio pérdidas cercanas a los 10.000 millones de dólares.

Esto provocaría que a pesar del diferencial de tasas de interés no exista el suficiente capital para traer hacia el país. Y, por otra parte, es cada vez menos probable que se ratifique el TLC en 2008.

Si bien recientemente los agentes han comenzado a internalizar los episodios de "malas noticias" en el mercado financiero, y la confianza en los mercados se ha "estabilizado" dado que esperan que la FED le inyecte liquidez al mercado con el fin de estabilizar la economía. De hecho, el 22 de enero la FED decidió reducir en 75 puntos básicos su tasa de referencia y su tasa de descuento en vista del debilitamiento de las perspectivas económicas y los riesgos de una baja en el crecimiento. De este modo estas tasa se ubican en 3,5 y 4 respectivamente. Además afirmó que seguirá evaluando los efectos que tenga la evolución del sector financiero, así como los demás desarrollos económicos y actuará en forma oportuna para hacer frente a esos riesgos. Sin embargo es probable que esta crisis no pueda ser resuelta con más inyección de liquidez, menores tasas de interés y mayor gasto. En caso de que la crisis resulte ser sistémica, los índices de confianza caerían al piso afectando enormemente a países emergentes como Colombia, que son los primeros en registrar las salidas de capitales en estos casos.

Adicionalmente, en comparación con otros países de América latina el déficit en cuenta corriente de Colombia es elevado. Esto hace que Colombia sea más vulnerable a un menor flujo de capitales que otros países de la región que sí han aprovechado el auge de los precios del petróleo para tener una balanza comercial superavitaria y un menor déficit en cuenta corriente. Por ejemplo, durante el segundo trimestre de 2007, México presentó un déficit de 0,8% y Brasil y Chile presentaron superávit de 1,2% y 5,4% respectivamente (Gráfico 22). Si bien en Chile el saldo en la cuenta de renta de los factores fue

**Gráfico 22. SALDO EN CUENTA CORRIENTE Y SUS COMPONENTES EN AMÉRICA LATINA (Primer semestre de 2007)**



Fuente: Banco de México, Banco Central de Chile, Banco Central de Brasil, Banco de la República, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México, cálculos de Fedesarrollo.

deficitario en un 10,8% del PIB, este fue compensado por un superávit en la balanza comercial de 17,3% del PIB. Lo mismo sucede para Brasil, donde el saldo comercial fue de 3,4% del PIB.

A esto se suma que existen problemas de competitividad atados especialmente a los altos costos laborales, así como a los altos costos impositivos. Si bien se han tratado de hacer esfuerzos para promover las exportaciones, por ejemplo por medio de la creación de las Zonas Francas en 2005, su utilidad ha sido relativamente modesta en comparación con los casos más exitosos a nivel mundial como China, Indonesia, Malasia o Filipinas. De hecho, los decretos 383 de febrero y 4051 de octubre de 2007, que modificaron los objetivos, alcances y efectos de las Zonas Francas con el fin de lograr un auge de las exportaciones, parecieran ser más un incentivo tributario a la inversión que una estrategia de promoción de las exportaciones.

Por otra parte, el incremento del gasto, hace que el gobierno tenga un margen de maniobra menos amplio para enfrentar una reducción súbita de los flujos

de capital. Lo que, acompañado de las presiones inflacionarias, impediría que el Banco de la República le inyecte liquidez a la economía. Además, las vulnerabilidades fiscales no sólo implicarían que el país esté en una menor capacidad de mantener este déficit, sino que, significarían una desventaja a la hora de atraer inversión extranjera al país, lo que a su vez dificulta la financiación del mismo.

## V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Si bien hasta el momento Colombia ha tenido los recursos para financiar el déficit en cuenta corriente, esto se ha debido en buena medida a las condiciones externas favorables. Sin embargo, estas condiciones se están deteriorando, y el país no se encuentra del todo blindado contra un deterioro del entorno internacional. En efecto, una profundización de la recesión en Estados Unidos y el consecuente deterioro de la crisis financiera internacional, podrían conducir a una súbita reducción de los flujos de capital externo, lo que dejaría al país en dificultades para financiar el déficit, debido al exceso de gasto que imposibilita una política anticíclica; las presiones de demanda que no permiten inyectarle más liquidez a la economía sin poner en riesgo el cumplimiento de la meta de inflación; y el comercio externo débil que nos conduce a una balanza comercial cada vez más deficitaria.

En este sentido, Colombia se encuentra en una posición más vulnerable que otros países frente a un deterioro de la situación financiera internacional y la reversión de los flujos internacionales. Por esto, se deberán tener en cuenta una serie de elementos estructurales a la hora de definir las políticas para el 2008 y los años a venir:

□ La capacidad del país de atraer Inversión Extranjera Directa será un determinante clave para la

financiación del déficit en cuenta corriente. Para tal fin es importante fortalecer la IED en sectores diferentes al de petroleos, así como diversificar los países de origen de la misma. Sin embargo, las vulnerabilidades fiscales pueden afectar las decisiones de inversión, a la vez que dan al gobierno poco margen de maniobra.

□ Si bien hasta el momento el Banco de la República ha orientado su política monetaria a reducir las presiones de demanda, y se espera que durante el 2008 el canal de transmisión de su política comience a tener efectos, el Gobierno también debe propender por una política fiscal anticíclica que contribuya a corregir el desbalance en cuenta corriente. Es decir, también se requiere un mayor esfuerzo de ahorro por parte del sector público. La coordinación macroeconómica es fundamental, especialmente en momentos de turbulencia en los mercados financieros internacionales, ya que la experiencia de años pasados sugiere que una alta coherencia entre las políticas fiscal y monetaria asegura una menor vulnerabilidad del país frente a condiciones externas.

□ Se deben encontrar los mecanismos para fortalecer el comercio externo. Si el dinamismo de la demanda interna cede, es probable que se requieran menos importaciones para suplirla. Por otra parte, si el TLC se firma, será posible aumentar nuestras exportaciones. Sin embargo, no es del todo evidente que estas dos situaciones se den en el corto plazo. Por tanto, Colombia debe encontrar soluciones estructurales que le permitan ser competitivo, diversificar sus exportaciones y sus socios comerciales, y propender por generar los incentivos adecuados para la exportación con el fin de fortalecer nuestra inserción al comercio global.

## BIBLIOGRAFÍA

- Cárdenas, Mauricio & Olivera, Mauricio (2007), "La Inversión Extranjera Directa como impulso al desarrollo". En: Economía y Política: Análisis de la coyuntura legislativa No. 30, junio. Bogotá, Fedesarrollo. CIPE.
- Echeverry, Juan Carlos (1999), "La recesión actual en Colombia: flujos, balances y política anticíclica". Archivos de Macroeconomía No. 113. República de Colombia, Departamento de Planeación Nacional. Unidad de Análisis Macroeconómico.
- Krugman, Paul (2007), "*After the Money's Gone*". En: The New York Times (Dec 14 Ed.). Vinculo web: <http://www.nytimes.com/2007/12/14/opinion/14krugman.html>, (18/01/2008).
- Krugman, Paul (2008), "*Responding to Recession*". En: The New York Times (Jan 14 Ed.). Vinculo web: <http://www.nytimes.com/2008/01/14/opinion/14krugman.html>, (18/01/2008).
- Perry, Guillermo & Rubiano, Eliana (2008), "El nuevo régimen de Zonas Francas: de la promoción de exportaciones a un incentivo tributario más para la inversión". En: Economía y Política: Análisis de la coyuntura legislativa No. 37, enero. Bogotá, Fedesarrollo. CIPE.
- Reina, Mauricio (2008), "Se prenden las alarmas. La avalancha de malas noticias económicas en el mundo crea inquietud sobre su efecto en Colombia". En: Revista Cambio (17 a 23 de enero) No. 759. Bogotá, Casa Editorial El Tiempo.

# Informes de Investigación



# Informalidad en Colombia: nueva evidencia<sup>1</sup>

---

Mauricio Cárdenas S.  
Carolina Mejía M.<sup>2</sup>

## Abstract

*This paper examines the recent increase in the size and importance of Colombia's informal sector and studies its effect on efficiency. Using microdata from the Encuesta de Microestablecimientos, implemented by DANE for the years 2002-2003, we characterize the informal micro-firms. Estimations show that larger and older firms are less likely to be informal. Firms in the services sector (when compared to the retail sector) also have a lower probability of informality. As for the consequences of informality, the results reveal that although informal firms have lower income and less fixed assets, there is no difference in profits.*

## Resumen

*Este estudio documenta el incremento reciente de la informalidad en la economía colombiana y analiza sus principales implicaciones sobre la eficiencia. El análisis se centra en las características de la informalidad utilizando datos de la Encuesta de Microestablecimientos del DANE para los años 2002-2003. Los resultados indican que la probabilidad de informalidad disminuye con el tamaño de la firma, la antigüedad (años en funcionamiento) y el sector en el que se ubique (por ejemplo, es mayor para los servicios en comparación con el comercio). Las estimaciones muestran que los microestablecimientos informales tienen menores ingresos y activos fijos, aunque sus utilidades no son considerablemente diferentes a las de los establecimientos formales.*

*Keywords: Informal Sector, Informal Labour, Colombia.*

*Palabras clave: Informalidad, Informalidad empresarial, Informalidad laboral, Colombia.*

*Clasificación JEL: O17, L20, L25.*

*Primera versión recibida en octubre de 2007; versión final aceptada en noviembre de 2007.*

*Coyuntura Económica volumen XXXVII, No. 2, segundo semestre de 2007, pp. 27-54. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.*

---

<sup>1</sup> Estudio financiado con el apoyo del BID. Agradecemos especialmente la colaboración de Fabián García y Carlos Sandoval en la elaboración de este documento, así como los comentarios recibidos a una versión previa por parte de Rodrigo Parot (Representante del BID en Colombia), Fernando Montenegro (Subrepresentante del BID en Colombia), Christine Ternet (Especialista del BID en Colombia), Fermín Vivanco (Especialista Microempresas del BID) Adriana Quiñones (Especialista en Desarrollo Social y Género del BID), Claudio Santibañez (Especialista en Desarrollo Social y Género del BID) y Luis Giorgio (División de Finanzas e Infraestructura del BID). Agradecemos especialmente a Orlando Gracia (Director de Desarrollo Empresarial, DNP) y a Sandra Patricia Lancheros (Subdirectora de Mipymes, DNP) por el suministro de las bases de datos de microestablecimientos.

<sup>2</sup> Director ejecutivo de Fedesarrollo e Investigadora de Fedesarrollo respectivamente.

## I. INTRODUCCIÓN

La economía informal, especialmente en su dimensión empresarial, es un tema que permanece relativamente inexplorado en Colombia<sup>3</sup>. Sin duda, se trata de un fenómeno complejo, con múltiples causas y consecuencias, que es difícil de abordar de manera rigurosa por la poca disponibilidad de información relevante. Esta es una omisión con graves implicaciones pues, como se discute en este trabajo, la magnitud del problema es considerable, con consecuencias sobre la eficiencia económica.

A primera vista, Colombia parece estar en una trampa de altos niveles de informalidad y baja capacidad institucional, que es necesario romper si se quiere acelerar la tasa de crecimiento económico. La principal razón es que, en la mayoría de los casos, las empresas del sector informal no cuentan con acceso a recursos del sistema financiero, lo que restringe su capacidad de expansión y de inversión en nuevas tecnologías.

Asimismo, como las empresas de la economía informal no están registradas ante las autoridades, no pueden hacer uso de ciertos bienes públicos esenciales, tales como la justicia y los programas gubernamentales de capacitación. Además, cuando surgen problemas de protección a los derechos de propiedad o conflictos similares, se deben utilizar mecanismos alternos que, en general, se encuentran al margen de la ley. Esta situación mina la capacidad

---

<sup>3</sup> En 2004, el Instituto Libertad y Democracia realizó por encargo del BID una "Evaluación preliminar de la economía extralegal" para 11 países de América Latina y el Caribe, incluyendo Colombia. Dicho estudio describe el marco legal e institucional de Colombia, con énfasis en el acceso a los derechos de propiedad. Sin embargo, deja de lado una cuantificación rigurosa de la economía extralegal, así como un análisis de sus causas y consecuencias.

institucional del país y es un terreno fértil para la corrupción.

Otro elemento importante de la informalidad empresarial es el relacionado con el empleo. En general, más mujeres se emplean en el sector informal, en detrimento de las condiciones laborales y de acceso a seguridad social (afiliación a sistema de salud, afiliación a fondos de pensiones, entre otros elementos de la seguridad social).

Este estudio presenta dos contribuciones importantes. La primera, una descripción detallada de los microestablecimientos informales en Colombia, que permite identificar cómo diferentes características aumentan o disminuyen la probabilidad de informalidad de los establecimientos. En segundo lugar, el documento analiza las consecuencias de la informalidad sobre los microestablecimientos en términos de su desempeño. Este ejercicio se realiza por medio del método de emparejamiento, que permite superar el problema de endogeneidad entre las variables a evaluar y las características observables de los establecimientos.

La información utilizada proviene de la Encuesta de Microestablecimientos realizada por el DANE en 14 áreas metropolitanas para los años 2002 y 2003, e inexplorada en la literatura económica. Es preciso anotar que aunque esta base de datos no es representativa para el sector productivo (es decir, no incluye a las empresas medianas y grandes), los resultados de su análisis permiten estudiar a fondo este fenómeno a nivel de microempresas y proveen algunas conclusiones a nivel general.

En síntesis, se encuentra que la informalidad a nivel de microempresas está asociada a establecimientos pequeños (uno, dos y tres trabajadores), que llevan poco tiempo en funcionamiento y que se desempe-

ñan en el sector servicios. De otra parte, establecimientos conformados como sociedades limitadas, principales (a diferencia de sucursales) y que operan en locales, presentan una menor probabilidad de ser informales. En cuanto a las implicaciones de la informalidad, los ejercicios muestran que los microestablecimientos informales tienen menores ingresos y activos fijos (que los formales), aunque sus utilidades no son considerablemente diferentes. Adicionalmente, cuentan con una mayor proporción de trabajadores sin remuneración y con una menor proporción de trabajadores temporales y permanentes e incurren en un menor gasto en prestaciones (como proporción de los costos laborales totales).

Este documento está organizado en seis partes, incluyendo esta introducción. La sección II introduce la definición de informalidad utilizada en este estudio y presenta algunas estimaciones del tamaño de la economía informalidad realizadas en investigaciones previas. En la sección III se enumera cuáles han sido los determinantes de la informalidad (agregada) identificados en la literatura especializada y algunas manifestaciones de estos elementos en el caso de Colombia. La sección IV contiene la caracterización de la informalidad en los microestablecimientos y analiza si estas características afectan la probabilidad de operar en este sector de la economía. En la sección V se analizan las implicaciones de la informalidad en el desempeño de los microestablecimientos y la VI presenta algunas conclusiones y recomendaciones de política.

## **II. INFORMALIDAD: MEDICIONES Y DETERMINANTES**

### **A. Definición de informalidad**

La informalidad es un concepto un tanto vago e impreciso. En muchas ocasiones se considera sinónimo

de términos como economía subterránea u oculta, economía no oficial, economía paralela o negra y economía en la sombra, entre otros. No obstante, cada uno de estos conceptos hace referencia a fenómenos diversos. Por esta razón, antes de entrar en el análisis, es necesario precisar la definición que se utiliza en este trabajo.

En un trabajo ampliamente citado, Schneider (2005) presenta una clasificación de informalidad de acuerdo con el tipo de transacción involucrada: si es monetaria o no y si es lícita o no. Como muestra el Cuadro 1, esta taxonomía diferencia además, dentro de la categoría de las transacciones lícitas, si la actividad representa evasión o elusión de impuestos.

Para propósitos de este estudio se consideran como actividades económicas informales todas aquellas que involucran transacciones monetarias dentro de la legalidad (que corresponden a las áreas sombreadas en el Cuadro 1). De este modo, el estudio se centra en las unidades productivas de bienes y servicios lícitos, que deliberadamente no se registran (en una o varias dimensiones) ante las autoridades. La principal razón es la evasión o elusión del pago de impuestos o contribuciones (a la nómina, entre otras)<sup>4</sup>.

La informalidad empresarial está estrechamente relacionada con la informalidad laboral, ya que si una empresa no registra sus actividades e ingresos ante las autoridades, es muy probable que sus contratos laborales no se rijan por la legislación laboral. No obstante, aunque son conceptos paralelos y com-

---

<sup>4</sup> En este sentido, la definición utilizada en este estudio se acerca a la de Schneider y Enste (2000), para quienes la economía informal comprende las actividades legales que generan valor agregado a la economía pero no pagan impuestos ni están registradas. A pesar de las profundas implicaciones del narcotráfico sobre la economía colombiana, el análisis de este fenómeno va más allá del alcance de los propósitos de este estudio.

## Cuadro 1. TAXONOMÍA DE LA ECONOMÍA INFORMAL

	Transacción monetaria		Transacción no monetaria	
Actividad ilícita	Contrabando, producción y tráfico de drogas, comercio de bienes robados, trata de blancas		Trueque de drogas, bienes robados, contrabando, etc.	
	Evasión de impuestos	Elusión de impuestos	Evasión de impuestos	Elusión de impuestos
Actividad lícita	Ingreso propio no reportado: salarios, sueldos y ganancias relacionadas a producción y prestación de servicios legales	Descuentos a empleados, ganancias al margen	Trueque de servicios y bienes producidos legalmente	Trabajo cuenta propia y colaboración entre vecinos

Fuente: Schneider (2005).

plementarios, existe una diferencia importante entre ellos. De acuerdo con la evidencia internacional, la informalidad laboral guarda cierta relación con el tamaño de la empresa. En Colombia, por ejemplo, se consideran como trabajadores informales a "los empleados particulares y obreros que laboren en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta diez personas en todas sus agencias y sucursales, los trabajadores familiares sin remuneración y los empleados domésticos, los trabajadores por cuenta propia (excepto los independientes profesionales) y los patrones o empleadores de empresas de diez trabajadores o menos"<sup>5</sup>.

Sin embargo, esta definición es algo imprecisa pues existen microempresas con empleo formal, al igual que empresas medianas y grandes con empleados informales. Por esto, una definición más apropiada -pero todavía no adoptada- de empleo informal incluye "el grupo de asalariados cuya relación de trabajo, de derecho o de hecho, no está sujeta a la legislación laboral nacional, al impuesto sobre la renta, a la protección social o a determinadas prestaciones relacionadas con el empleo (preaviso

al despido, indemnización por despido, vacaciones anuales pagadas o licencia pagada por enfermedad, etc.)" (Ver OIT, 2004).

### B. Tamaño de la economía informal: comparación internacional

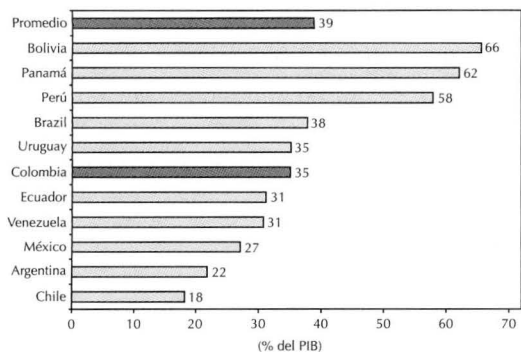
Como se mencionó al comienzo, la medición del tamaño de la economía informal es una tarea compleja, precisamente porque se trata de actividades económicas e ingresos que no son reportados de manera regular ante las autoridades<sup>6</sup>. Esta sección presenta algunas estimaciones del tamaño de la economía informal en Colombia basadas en la literatura disponible.

De acuerdo con Loayza (1996), que utiliza un modelo estructural de múltiples causas y múltiples indicadores o MIMIC (*Multiple Indicators Multiple Causes*)<sup>7</sup>, el tamaño de la economía informal en Colombia fue 35,1% del PIB entre 1989 y 1993, una cifra levemente inferior al promedio de la región, 39% (Ver el Gráfico 1). Por su parte, Lackko (1996)

<sup>5</sup> Esto corresponde a la definición de informalidad según PREALC 1978 (Programa de Recuperación de Empleo en América Latina y el Caribe).

<sup>6</sup> En la literatura internacional se mencionan tres tipos de procedimientos para llevar a cabo esta estimación: i) métodos directos, ii) métodos indirectos y iii) métodos estructurales (que involucran modelos económicos).

## Gráfico 1. TAMAÑO DE LA ECONOMÍA INFORMAL EN 1989-1993 EN AMÉRICA LATINA



Fuente: Loayza (1996).

utiliza el método de consumo de energía para concluir que la informalidad representa cerca de 25% del PIB, 10,1 puntos porcentuales por debajo de la estimación con el modelo MIMIC<sup>8</sup>.

De forma similar, Schneider (2005) utiliza un modelo DIMIMIC (*Dynamic Multiple Indicators Multiple Causes*) para estimar el tamaño de la economía informal en 145 países durante el período 1999-2003. Los resultados muestran un aumento en el tamaño de la economía informal en los países de América Latina entre comienzos y finales de la década de los noventa (Gráfico 2). En promedio, el incremento fue igual a 2,4% del PIB, mientras que la informalidad en Colombia pasó de 39% a 43% del PIB (el incremento más significativo se presentó en el caso Uruguay, al pasar de 35% a 51,1% del PIB).

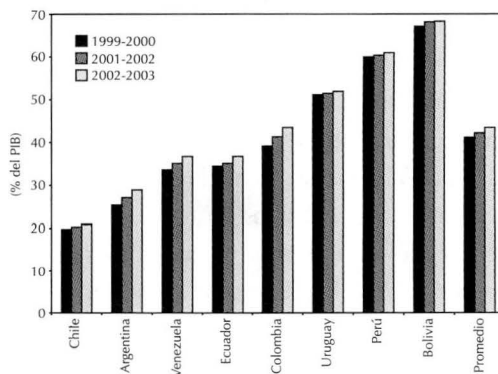
<sup>7</sup> El modelo MIMIC es un modelo estructural en el que la economía informal es considerada como una variable latente en el sistema. Se relaciona la variable latente a un vector de causas y a un vector de indicadores, que no son otra cosa que manifestaciones de la economía informal (que no es observable), para estimar un índice que describa su evolución en el tiempo.

<sup>8</sup> Por el contrario, en el caso de Chile, Costa Rica y Guatemala, la estimación con el método de consumo de energía de Lacko (1996) arroja un tamaño mayor de la informalidad.

Una conclusión importante de estos estudios de corte transversal es que, como muestra el Gráfico 3, la informalidad no es un problema exclusivo de los países en desarrollo (ni mucho menos de Colombia) pero su magnitud es significativamente mayor en comparación al de países desarrollados. Además, la participación de este tipo de actividades en la producción total ha aumentado en los últimos años en el mundo en desarrollo.

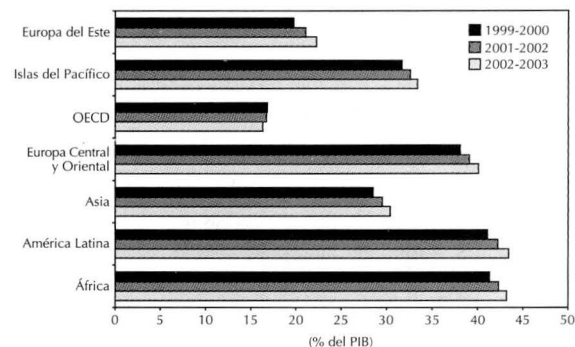
Sin embargo, estos modelos han estado expuestos a críticas. Por ejemplo, Breusch (2005) argumenta que

## Gráfico 2. TAMAÑO DE LA ECONOMÍA INFORMAL EN 1999-2003 EN AMÉRICA LATINA



Fuente: Schneider (2005).

## Gráfico 3. TAMAÑO DE LA ECONOMÍA INFORMAL EN 1989-1993 EN LAS REGIONES DEL MUNDO



Fuente: Schneider (2005).

los resultados no son robustos a pequeños cambios en los países de la muestra o la longitud del periodo analizado. Más importante aún, los resultados reflejan la evolución de la inflación y el crecimiento real, en vez de la evolución de la economía informal. Otra crítica que vale la pena resaltar es que los ejercicios realizados hasta el momento no cumplen los supuestos que este tipo de modelos exige. Por ejemplo, que las variables indicadores sean independientes de las causas, dada la variable latente<sup>9</sup>.

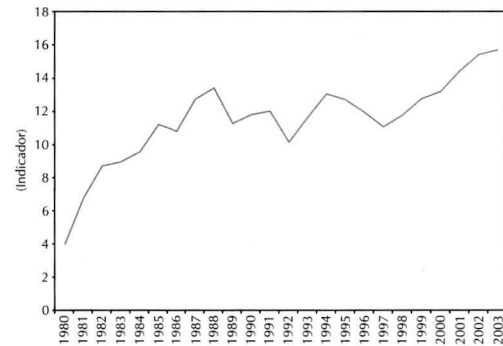
### C. Evolución de la economía informal en Colombia

En un trabajo pionero, Misas *et al.* (2005) estiman un modelo *estado-espacio* (que mitiga el posible sesgo de variables omitidas presente en los modelos MIMIC y DIMIMIC) en el que utilizan como indicador de la actividad informal la evolución del efectivo real<sup>10</sup>. Como determinantes, emplean la tasa impositiva al capital y al consumo, el arancel nominal promedio, el salario mínimo real y los costos laborales no salariales (como indicador de regulación), el número de empleados públicos, la tasa de desempleo y el área cultivada de coca.

Aunque la definición de informalidad utilizada por estos autores incluye también aquellas actividades que se realizan por fuera de la ley, los resultados de este ejercicio permiten identificar una etapa de

fuerte expansión de la economía informal en el país (1980-1986), seguida de una relativa estabilidad (1988-1997). En una tercera etapa, a partir de 1998, se ha registrado un crecimiento significativo de la economía informal como se muestra en el Gráfico 4.

**Gráfico 4. EVOLUCIÓN DE LA ECONOMÍA INFORMAL**



Fuente: Misas *et al.* (2005).

Teniendo en cuenta las limitaciones de los modelos MIMIC y DYMIMIC, lo que genera cierta incertidumbre acerca de la precisión de las estimaciones, es necesario revisar mediciones alternativas de informalidad. Así, la sección III analiza la magnitud de este fenómeno desde el punto de vista de las microempresas.

### A. Determinantes de la informalidad

En una referencia clásica, De Soto (1989) argumenta que la informalidad "se produce cuando el Derecho impone reglas que exceden el marco normativo socialmente aceptado, no ampara expectativas, elecciones y preferencias de quien no puede cumplir tales reglas y el Estado no tiene la capacidad coercitiva suficiente" (Pág. 12). Para De Soto, la informalidad es una alternativa coherente para un segmento de la población que en realidad no busca quebrantar la ley deliberadamente, sino poder subsistir.

<sup>9</sup> Así, es probable que variables indicadores como la proporción de trabajadores que no contribuye a la seguridad social y la participación laboral estén estrechamente relacionadas con la intensidad de la carga regulatoria y la carga tributaria.

<sup>10</sup> En la ecuación que relaciona la economía informal con la demanda por efectivo, introducen además los determinantes tradicionales de la demanda por saldos reales: tasa de interés (DTF), el desarrollo tecnológico de la red de cajeros electrónicos (medido como el valor en dólares de las importaciones de estos equipos), el impuesto a las transacciones financieras, y la tasa de inflación promedio anual.

Buena parte de la literatura posterior ha tratado de identificar la importancia relativa de las reglas y de la capacidad del Estado para hacerlas cumplir. Así, mientras una corriente de pensamiento identifica la carga impositiva como la principal causa de la informalidad (que es una forma de evadir/eludir impuestos), otros consideran que el arreglo institucional y a la organización política y social de cada país y, particularmente, la capacidad de hacer cumplir la ley es lo determinante.

Dentro de la primera corriente, Loayza (1996) estima que un aumento de una desviación estándar en la tasa impositiva lleva a un aumento de 0,33 desviaciones estándar en el tamaño de la economía informal (en una muestra de países de América Latina). De Soto (1989), Pozo (1996), Giles (1999) y Schneider (1994, 1997, 1998, 1999) encuentran evidencia en el mismo sentido. Esto sugiere que después de sopesar los costos de la informalidad (como, por ejemplo, la falta de acceso al crédito) con el costo de los impuestos, los agentes toman la decisión racional de no ingresar a la economía formal.

De otra parte, Friedman *et al.* (2000) analizan el efecto de la carga impositiva, el tamaño de la burocracia e índices de corrupción y la calidad del sistema legal sobre el tamaño de la economía informal en 69 países. En un resultado sorprendente, las estimaciones muestran que tasas impositivas mayores tienen un efecto negativo y significativo sobre la informalidad. De acuerdo a los autores, una explicación factible a este hecho es que para la muestra de países, mayores tasas impositivas se traducen en bienes públicos de alta calidad, sistemas legales fuertes y credibilidad en el estado. Por el contrario, el exceso de regulación (más que la regulación por sí sola), la debilidad del sistema legal y la corrupción, son elementos que contribuyen a un mayor tamaño de la economía informal.

En la misma línea, Johnson *et al.* (2000) concluyen que la porción de actividad económica que ocultan las empresas está fuertemente asociada a la corrupción de los funcionarios del gobierno (medida como el dinero que dichas empresas deben emplear en sobornos) pero no encuentran una relación entre las tasas de impuestos y el grado de informalidad. En cuanto al efecto de las instituciones, medido como la fortaleza del sistema legal, los resultados muestran un efecto positivo pero débil.

Otro enfoque enfatiza la relación entre informalidad y barreras de entrada o los costos de regulación para emprender un negocio, en términos de procedimientos, costo monetario y tiempo. Por ejemplo, Djankov *et al.* (2002) concluyen que en los países donde la regulación de entrada es excesiva y pocos individuos pueden acceder a competir en el mercado (bien sea por costo monetario o por el tiempo requerido), el tamaño de la economía y el empleo informal es mayor (al igual que los niveles de corrupción), en beneficio de la clase política y la burocracia.

En un trabajo reciente, Loayza *et al.* (2005) miden la carga regulatoria en siete dimensiones que abarcan: barreras de entrada a las firmas, mercado laboral, carga fiscal, barreras al comercio, mercados de crédito, cumplimiento de contratos y normatividad al momento de quiebra. Encuentran que una mayor carga regulatoria, particularmente en el mercado laboral y en la producción de bienes y servicios, induce la expansión de la actividad informal.

En el caso específico de Colombia, las estimaciones de modelo DIMIMIC de Misas *et al.* (2005) sugieren que las variables relacionadas con la carga impositiva (tasa del impuesto de renta a las sociedades, IVA y arancel nominal) son los factores que más explican el incremento de la actividad informal en la década de los noventa, mientras que las variables relacio-

nadas con la regulación laboral (costos laborales no salariales y salario mínimo) están asociadas al aumento a partir de 2000.

### III. MICROESTABLECIMIENTOS E INFORMALIDAD

De acuerdo con la definición legal, un microestablecimiento es "toda unidad de explotación económica, realizada por persona natural o jurídica, en actividades empresariales, agropecuarias, industriales, comerciales o de servicios, rural o urbana, que cuentan con una planta de personal no superior a los diez (10) trabajadores y cuyos activos totales sean por valor inferior a quinientos un (500) salarios mínimos mensuales legales vigentes"<sup>11</sup>.

Según los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE, el 86% del empleo informal (bajo la definición de informalidad laboral mencionada en la sección II) se generó en 2005 en los microestablecimientos.

Dada la importancia de este tipo de unidades económicas, el DANE realiza -desde 2000 y en 14 áreas metropolitanas- la encuesta de comercio, servicio e industria MICRO (conocida como Encuesta de Microestablecimientos). En una encuesta anual (denominada estructural) se recolecta información acerca de la actividad económica, personal, costos (gastos), ingresos (ventas) y activos en aproximadamente 15.000 unidades económicas. En una encuesta trimestral (denominada encuesta evolución) se pregunta exclusivamente por la actividad económica y el personal empleado. En el caso de la encuesta

---

<sup>11</sup> Ley 904 de 2004. Para 2007 esto equivale a 216 millones de pesos corrientes (aproximadamente USD\$94,000); es decir, 35 veces el producto per cápita.

estructural se tiene información para los años 2000 a 2003, mientras que para la encuesta de evolución, para los cuatro trimestres de 2001 y para los tres primeros trimestres de 2004. Este trabajo utiliza los datos de la encuesta anual, ya que contiene más información para el análisis.

#### A. Definiciones de informalidad

Dada la definición de informalidad planteada en la sección II (unidades productivas de bienes y servicios lícitos, que deliberadamente no registran su actividad, su ingreso y/o sus empleados ante las autoridades, para evadir el pago de impuestos o contribuciones a la nómina, inicialmente), se construyeron cuatro definiciones alternativas de informalidad para los establecimientos: i) no tener registro mercantil (ante la Cámara de Comercio respectiva), ii) no llevar contabilidad de ningún tipo, iii) no haber pagado impuestos el año anterior<sup>12</sup> y iv) no haber realizado aportes correspondientes a prestaciones sociales de empleados el año anterior<sup>13</sup>.

El Cuadro 2 presenta el porcentaje de microestablecimientos informales (y formales) de acuerdo a cada una de las cuatro definiciones explicadas anteriormente. De un total de 28.871 microestablecimientos, 41,1% (11.854 establecimientos) no se encuentra registrado ante la Cámara de Comercio, 42,3% (12.203) no lleva contabilidad de ningún tipo, 44,3% (19.095) no contribuyó con pago de impuestos y 65,4% (13.873) no realizó pagos correspondien-

---

<sup>12</sup> Esto corresponde a haber declarado un gasto en impuestos igual a cero. Sin duda, esta definición es algo imprecisa, debido a que puede incluir microestablecimientos formales que no tenían la obligación de pagar impuestos.

<sup>13</sup> Desafortunadamente, las preguntas sobre registro mercantil y contabilidad solo se tienen para los años 2002 y 2003, por lo que la muestra se restringe a la mitad (28,817 observaciones).



**Cuadro 2. INCIDENCIA DE LA INFORMALIDAD EN LOS MICROESTABLECIMIENTOS BAJO DEFINICIONES ALTERNATIVAS, 2000-2003**

	% de microestablecimientos				Total muestra
	2000	2001	2002	2003	
<b>Registro mercantil</b>					
Formal	-	-	65,8	54,1	58,9
Informal	-	-	34,2	45,9	41,1
Número de observaciones	-	-	11.714	17.103	28.817
<b>Contabilidad</b>					
Formal	-	-	57,6	57,8	57,7
Informal	-	-	42,4	42,2	42,3
Número de observaciones	-	-	11.879	17.464	29.343
<b>Impuestos</b>					
Formal	58,1	61,5	58,9	46,5	55,7
Informal	41,9	38,5	41,1	53,5	44,3
Número de observaciones	18.331	13.601	11.879	17.464	61.275
<b>Prestaciones</b>					
Formal	37,4	32,4	35,8	32,6	34,6
Informal	62,6	67,6	64,2	67,4	65,4
Número de observaciones	18.331	13.561	11.878	17.464	61.234

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

tes a prestaciones laborales. Esto quiere decir que aproximadamente dos tercios de los microestablecimientos en la encuesta generan empleo informal, en el sentido de no aplicar la legislación laboral<sup>14</sup>. Sin embargo, debido a que la Encuesta de Microestablecimientos no es representativa a nivel nacional, regional, o incluso a nivel de áreas metropolitanas no es posible generalizar estos resultados<sup>15</sup>.

Es interesante ver cómo cambian estas proporciones cuando se miran los microestablecimientos que

cuentan con un solo trabajador. Como muestra el Cuadro 3, el grado de informalidad aumenta considerablemente bajo las cuatro definiciones. La informalidad se vuelve prácticamente generalizada cuando se mide de acuerdo al pago de prestaciones.

Este último resultado es importante dado el considerable número de microestablecimientos que cuentan con un solo empleado (Ver Gráfico 5). Adicionalmente se observa que a medida que aumenta el número de empleados, el número de establecimientos informales cae rápidamente.

Con el objetivo de analizar si las definiciones alternativas de informalidad son independientes, esto es que no necesariamente una empresa que se considera informal bajo la definición de registro mercantil sea informal bajo las demás definiciones, se realizaron

<sup>14</sup> A su vez, las empresas que no pagan prestaciones laborales emplean 47,7% de los trabajadores ocupados en los microestablecimientos. Esto sugiere que las cifras de empleo informal pueden duplicar la importancia real de este fenómeno.

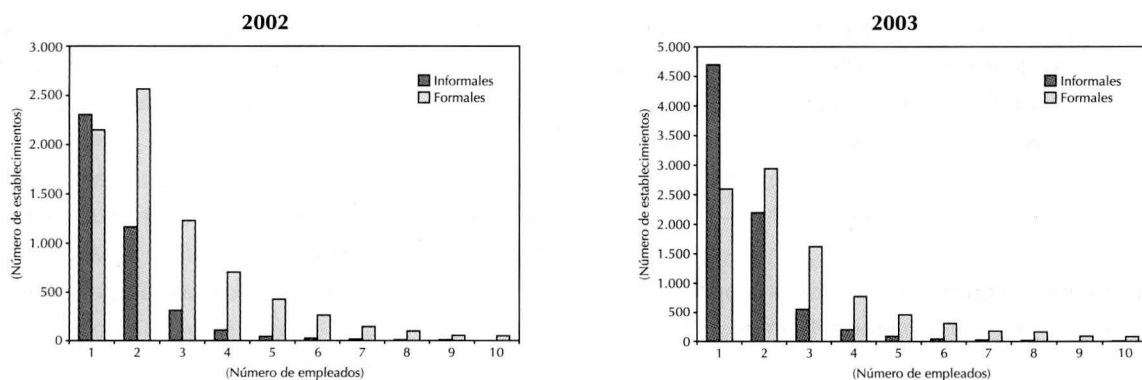
<sup>15</sup> De hecho, la Encuesta no permite identificar la ubicación geográfica del microestablecimiento.

**Cuadro 3. MICROESTABLECIMIENTOS CON UN SOLO EMPLEADO BAJO LAS DIFERENTES DEFINICIONES DE INFORMALIDAD, 2000-2003**

	% de microestablecimientos				
	2000	2001	2002	2003	Total muestra
<b>Registro mercantil</b>					
Formal	-	-	48,3	35,6	40,4
Informal	-	-	51,7	64,4	59,6
Número de observaciones	-	-	4.452	7.290	11.742
<b>Contabilidad</b>					
Formal	-	-	39,0	40,4	39,9
Informal	-	-	61,0	59,6	60,1
Número de observaciones	-	-	4.515	7.450	11.965
<b>Impuestos</b>					
Formal	47,7	51,3	47,7	33,4	44,3
Informal	52,3	48,7	52,3	66,6	55,7
Número de observaciones	7.364	5.735	4.515	7.432	25.046
<b>Prestaciones</b>					
Formal	6,0	6,2	8,3	8,3	7,1
Informal	94,0	93,8	91,7	91,7	92,9
Número de observaciones	7.364	5.732	4.515	7.432	25.043

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

**Gráfico 5. ESTABLECIMIENTOS FORMALES E INFORMALES DE ACUERDO AL NÚMERO DE PERSONAS EMPLEADAS**



Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

tabulaciones cruzadas para cada posible par de definiciones y se aplicó la prueba *Pearson Chi Cuadrado* para probar su independencia<sup>16</sup>.

Como muestra el Cuadro 4 las definiciones alternativas de informalidad son consistentes entre sí. Es decir que, en la mayoría de los casos, si una empresa es

**Cuadro 4. TABULACIONES CRUZADAS DE LAS DEFINICIONES ALTERNATIVAS DE INFORMALIDAD**

	Contabilidad			Impuestos			Prestaciones		
	Formal	Informal	Total	Formal	Informal	Total	Formal	Informal	Total
<b>Registro</b>									
Formal	45	14	59	28	31	59	45	14	59
Informal	13	29	41	6	36	41	7	34	41
Total	58	42	100	34	66	100	52	48	100
<b>Pearson Chi2</b>	6.100***			3.700***			9.500***		
	<b>Impuestos</b>			<b>Prestaciones</b>					
	Formal	Informal	Total	Formal	Informal	Total			
<b>Contabilidad</b>									
Formal	38	20	58	29	29	58			
Informal	14	28	42	5	37	42			
Total	52	48	100	34	66	100			
<b>Pearson Chi2</b>	2.900***			4.700***					
	<b>Prestaciones</b>								
	Formal	Informal	Total						
<b>Impuestos</b>									
Formal	25	31	56						
Informal	10	34	44						
Total	35	65	100						
<b>Pearson Chi2</b>	3.200***								

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

considerada informal bajo una de las definiciones, también lo es bajo las demás. Así, el 29% de los microestablecimientos no tiene registro mercantil y no lleva contabilidad de ningún tipo, el 36% no tiene registro y no pagó impuestos, y 34% no tiene registro y no realizó pagos de prestaciones laborales. De forma similar, el 28% de los microestablecimientos no lleva contabilidad y no pagó impuestos, y el 37% no lleva contabilidad y no realizó pagos de prestaciones laborales. Finalmente, el 34% de los

microestablecimientos no pagó impuestos y no pago prestaciones laborales. De otra parte, en todos los casos se rechazó la hipótesis nula de independencia de las medidas, por lo que las definiciones se consideran dependientes entre sí.

El Cuadro 5 presenta las probabilidad que un microestablecimiento sea informal bajo cada una de las definiciones condicional a que lo sea bajo las demás definiciones. De este análisis se desprende que la definición de informalidad que mejor recoge a las demás es aquella que clasifica un microestablecimiento como informal si no cuenta con registro mercantil. Es decir, la probabilidad de que un establecimiento sea informal (bajo cualquier definición)

<sup>16</sup> La hipótesis nula de la prueba *Person Chi Cuadrado* (rechazada en todos lo casos) es que las medidas (variables) son independientes entre sí.

## Cuadro 5. PROBABILIDADES CONDICIONADAS

Probabilidad de:	Dado			
	No registro mercantil	No contabilidad	No impuestos	No prestaciones
No registro mercantil	1,00	0,68	0,54	0,70
No contabilidad	0,70	1,00	0,58	0,57
No impuestos	0,87	0,67	1,00	0,53
No prestaciones	0,82	0,88	0,78	1,00

Fuente: Cálculos de los autores, datos

es particularmente alta cuando el establecimiento no tiene registro mercantil. Por esta razón, para los análisis posteriores se utilizará esta definición de informalidad en los microestablecimientos.

### B. Registro mercantil

El registro mercantil (también conocido como la matrícula) es un documento que expide la Cámara de Comercio de cualquier ciudad del país, que "hace pública la calidad de comerciante (o productor), en la medida en que lo hace visible ante potenciales clientes". El registro mercantil, que puede ser consultado sin costo en la sede de la Cámara de Comercio de la respectiva ciudad, contiene información sobre los datos de la empresa o establecimiento (o personales en el caso de una persona natural) y la situación económica. Es obligatorio que los empresarios matriculados renueven su registro y la de sus establecimientos, antes del 31 de marzo de cada año, de lo contrario corren el riesgo de ser sancionados por la Superintendencia de Industria y Comercio.

El procedimiento para obtener la matrícula es relativamente sencillo aunque varía ligeramente si se trata de una persona natural o una persona jurídica. En ambos casos es requisito<sup>17</sup>: i) Verificar que no exista registrado un nombre igual o similar al escogido; ii) Consultar cuál es la clasificación de la actividad económica de acuerdo al código CIIU; iii)

Revisar con las autoridades competentes que el uso de suelo en el lugar de domicilio sea acorde con la actividad económica a realizar; iv) Contar con el Registro Único Tributario, que lo expide la DIAN (Dirección de Impuestos Nacionales)<sup>18</sup>; v) diligenciar los formularios Matrícula Mercantil (Carátula Única o Registro Único Empresarial, un registro anexo de la sucursal principal, y un anexo de establecimiento de comercio); vi) Diligenciar un formulario adicional de registro con otras entidades (como por ejemplo, las Secretarías de Hacienda); vii) Presentarse en una sede de la Cámara con todos los documentos requeridos y cancelar la tarifa para el registro de la matrícula del comerciante, así como la tarifa para el registro de cada uno de los establecimientos<sup>19</sup>.

Para la matrícula de una persona jurídica se necesita también la elaboración de un documento de constitución de la sociedad. De acuerdo con la Cámara de

<sup>17</sup> Esta información se encuentra publicada en la página web de la Cámara de Comercio de Bogotá ([www.ccb.org.co](http://www.ccb.org.co)).

<sup>18</sup> En este sentido, es más probable que un establecimiento registrado cumpla con sus obligaciones tributarias.

<sup>19</sup> Con esto se logra la inscripción en el Registro Mercantil y pago del impuesto de registro para Bogotá y Cundinamarca, certificado del RUT, asignación del NIT (Número de Identificación Tributaria) e inscripción en el RIT (Registro de Información Tributaria), notificación de la apertura del establecimiento a Planeación Distrital, certificación de matrícula, existencia y representación legal.

Comercio de Bogotá, si la sociedad presenta activos totales por un valor inferior a 500 salarios mínimos mensuales legales vigentes (aproximadamente 200 millones de pesos de 2006) o si el número de empleados es inferior a diez, se puede elaborar en documento privado con la minuta de constitución de la sociedad. Si el valor de los activos totales supera los 500 salarios mínimos o la planta de personal es superior a 10 empleados, es necesario elaborar una escritura pública en una notaría.

El costo del registro mercantil<sup>20</sup>, tanto para personas naturales como para personas jurídicas, varía de acuerdo al monto de los activos que reporta la persona natural, establecimiento o sociedad. La tarifa va desde \$21,000 pesos, para el rango de activos entre cero y dos salarios mínimos legales vigentes, a \$1.060.000 pesos, para activos superiores a los 874.000 salarios mínimos<sup>21</sup>. De forma similar, el costo de los derechos de matrícula de establecimientos, sucursales y agencias también varía con el monto total de los activos de éste: entre cero y tres salarios mínimos, el costo es \$21.000 pesos, entre tres y 17, es igual a \$46.000 y de 17 en adelante, \$68.000.

Ahora bien, la matrícula no solo es un requerimiento de la Superintendencia de Industria y Comercio, y por ende, evita sanciones y multas por parte de la misma, sino que también conlleva ciertas ventajas para el establecimiento. Como ya se mencionó, un primer beneficio del registro mercantil es que acredita la existencia, propiedad y representación legal del establecimiento. Es una fuente de información comercial para potenciales clientes sobre su actividad económica, referencias y solvencia económi-

ca, entre otros aspectos. Igualmente, le permite al establecimiento tener acceso a la base de datos de la Cámara de Comercio de la ciudad en la que se registró, facilita la celebración de negocios con los sectores público y privado (en particular, es requisito para participar en las licitaciones públicas de todo tipo), así como la obtención de créditos con el sector financiero. Evita, además, que otras sociedades o establecimientos puedan registrarse bajo el mismo nombre o razón social.

Por lo anterior, es adecuado considerar un establecimiento que no cuenta con registro mercantil como informal. De hecho, de acuerdo con la Encuesta de Microestablecimientos, la probabilidad de que un establecimiento lleve contabilidad, pague impuestos y realice cotizaciones correspondientes a prestaciones laborales, dado que está registrado ante la Cámara de Comercio de su ciudad, es igual a 0,77, 0,48 y 0,76, respectivamente (Ver Cuadro 5). Llama la atención que la probabilidad de pagar impuestos dado el registro mercantil sea baja, debido a que todo establecimiento, registrado ante la Cámara necesariamente cuenta con un RUT, que es la identificación ante las autoridades tributarias.

### **C. Caracterización de los microestablecimientos informales**

La encuesta de Microestablecimientos indaga sobre las condiciones en las que se realiza la actividad económica y la naturaleza de la misma: tipo de emplazamiento (local, puesto fijo, vivienda), organización jurídica (sociedad comercial -limitada, en comandita, por acciones, etc.-, cooperativa, sociedad de hecho, persona natural o empresa individual), tiempo de funcionamiento del establecimiento<sup>22</sup>, tipo de establecimiento (único o principal, sucursal, unidad auxiliar) y la actividad económica de la que deriva el grueso de sus ingresos (comercio, servicios, manufacturas).

---

<sup>20</sup> Que también corresponde al costo de la renovación de la matrícula cada año.

<sup>21</sup> Estas tarifas corresponden a los valores para 2006.

## 1. Comparación de promedios

El Cuadro 6 presenta el resumen de estas características (medias muestrales) para los establecimientos formales e informales de acuerdo a la definición de registro mercantil, así como la diferencia entre los dos grupos y su significancia estadística.

Mientras que casi el 80% (20%) de los establecimientos formales realiza su actividad en un local (vivienda), en el caso de los informales esta cifra es 47,7% (41,4%). De otra parte, tanto para formales como informales, el tipo de organización jurídica que prima es la figura de persona natural o empresa individual, aunque en el primer caso el promedio

es menor (88,3% vs. 96,8%). Igualmente, en ambos casos, es escasa la existencia de establecimientos que son sucursales o unidades auxiliares. En promedio, las empresas informales llevan menos tiempo de funcionamiento que las formales.

Respecto a la principal actividad económica, se encuentra que en el caso de establecimientos formales hay una mayor participación del sector del comercio, en comparación con las unidades informales. Lo contrario ocurre con el sector de servicios. Cuando se hace este mismo análisis para los establecimientos con un solo empleado se observa un incremento en la proporción que trabaja en la vivienda en actividades relacionadas con el comercio (Ver Cuadro 7).

**Cuadro 6. CARACTERÍSTICAS Y NATURALEZA DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS MICROESTABLECIMIENTOS: FORMALES VS. INFORMALES, 2002-2003\***

	Formal	Informal	Diferencia (informal- formal)
<b>Emplazamiento</b>			
Local	79,7	47,3	-32,4 ***
Puesto Fijo	1,1	11,4	10,3 ***
Vivienda	19,2	41,4	22,1 ***
<b>Organización jurídica</b>			
Sociedad Ltda.	9,3	1,0	-8,3 ***
Cooperativa	0,4	0,3	-0,1 *
Sociedad de hecho	2,0	2,0	0,0
Persona natural o individuo	88,3	96,8	8,4 ***
<b>Tiempo funcionamiento del establecimiento</b>	3,3	3,0	-0,3 ***
<b>Establecimiento único o principal</b>	97,8	99,6	1,8 ***
<b>Actividad económica de donde proviene el grueso del ingreso</b>			
Comercio	46,9	40,2	-6,7 ***
Servicios	33,1	40,0	6,9 ***
Manufactura	20,0	19,8	-0,2

\* Muestra con 28.817 observaciones, de las cuales el 41,1% son informales (no cuentan con registro mercantil) y el 58,9% son formales.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

<sup>22</sup> Esta variable es categórica: toma el valor de 1 para los establecimientos que llevan menos de un año de funcionamiento, 2 para aquellos que llevan menos de tres y más de uno, 3 para aquellos que llevan menos de cinco y más de tres, 4 para aquellos que llevan menos de diez y más de cinco y 5 para aquellas que llevan 10 o más años.

## Cuadro 7. CARACTERÍSTICAS Y NATURALEZA DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS MICROESTABLECIMIENTOS CON UN EMPLEADO: FORMALES VS. INFORMALES, 2002-2003

	Formal	Informal	Diferencia (informal- formal)
<b>Emplazamiento</b>			
Local	68,7	40,3	-28,4 ***
Puesto Fijo	1,6	12,4	10,7 ***
Vivienda	29,6	47,3	17,7 ***
<b>Organización Jurídica</b>			
Sociedad Ltda.	2,1	0,6	-1,5 ***
Cooperativa	0,2	0,2	0,0
Sociedad de hecho	0,8	0,9	0,1
Persona natural o individuo	96,9	98,3	1,4 ***
<b>Tiempo funcionamiento del establecimiento</b>	3,1	2,9	-0,2 ***
<b>Establecimiento único o principal</b>	98,6	99,7	1,1 ***
<b>Actividad económica de donde proviene el grueso del ingreso</b>			
Comercio	60,9	44,0	-16,9 ***
Servicios	29,5	38,1	8,6 ***
Manufactura	9,5	17,9	8,3 ***

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

De forma similar, el Cuadro 8 presenta las características del personal de las empresas formales e informales de la Encuesta de Microestablecimientos. En primer lugar, sobresale que los establecimientos

formales cuentan, en promedio, con un empleado más que los informales. Por otro lado, el porcentaje de mujeres en el personal total es mayor para los informales en cerca de cinco puntos porcentuales,

## Cuadro 8. CARACTERÍSTICAS DE EMPLEO: FORMALES VS. INFORMALES, 2002-2003

	Formal	Informal	Diferencia (informal- formal)
Personal total	2,69	1,64	-1,04 ***
Personal masculino / Personal total	53,3	48,0	-5,3 ***
Personal femenino / Personal total	46,7	52,0	5,3 ***
<b>Personal sin remuneracion</b>			
Personal sin remuneracion / Personal total	54,9	86,0	31,1 ***
Personal masculino sin remuneracion / Personal total	29,8	41,1	11,3 *
Personal femenino sin remuneracion / Personal total	25,2	44,9	19,8 ***
<b>Personal permanente</b>			
Personal permanente / Personal total	29,5	7,6	-22,0 ***
Personal masculino permanente / Personal total	15,0	3,3	-11,7 ***
Personal femenino permanente / Personal total	14,5	4,3	-10,3 ***
Prestaciones personal permanente / Costos laborales totales	2,8	1,8	-1,0 ***
<b>Personal temporal</b>			
Personal temporal / Personal total	15,5	6,4	-9,2 ***
Personal masculino temporal / Personal total	8,5	3,5	-5,0 ***
Personal femenino temporal / Personal total	7,0	2,8	-4,2 ***
Salarios / Costos laborales totales	84,6	87,7	3,0 ***
Prestaciones / Costos laborales totales	15,4	12,3	-3,0 ***

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

como también lo es el porcentaje de socios, propietarios y familiares sin remuneración (principalmente entre las mujeres), en aproximadamente 30 puntos porcentuales. Por el contrario, la participación de los empleados permanentes y temporales es inferior en el caso de los microestablecimientos informales en 22 y 9,3 puntos porcentuales, respectivamente. Los salarios representan el 87,7% de los costos laborales totales para los informales, mientras que para los formales es aproximadamente tres puntos porcentuales menos. Como es de esperar, los pagos por concepto de prestaciones (como porcentaje de los costos laborales totales) son menores para los informales en cerca de tres puntos porcentuales. Los resultados son muy similares cuando se restringe la muestra a los microestablecimientos que cuentan con un solo trabajador ( $n = 1$ ). En este caso, en los establecimientos informales el 96% del personal trabaja sin remuneración (53% mujeres y 43% hombres).

El Cuadro 9 presenta la comparación de los establecimientos formales e informales en términos de algunas variables de desempeño. Resulta evidente el menor tamaño de los establecimientos informales, medido por ventas, costos y activos (e incluso, trabajadores). Este resultado es consistente con los resultados de estudios previos (ver recuento en Perry et al., 2007) que demuestran que la informalidad está estrechamente relacionada con el tamaño y las características propias de la firma.

El Cuadro 10 hace lo propio para aquellos establecimientos que cuentan con un trabajador. En este caso, los informales siguen teniendo un menor tamaño medido por estas tres variables y las utilidades, definidas como los ingresos menos los costos y el gasto operacional, no muestran una relación clara ya que serán mayores o menores dependiendo de la escala que se usen para medirlas<sup>23</sup>.

**Cuadro 9. VARIABLES DE DESEMPEÑO: FORMALES VS. INFORMALES, 2002-2003\***

	Como porcentaje del activo fijo		
	Formal	Informal	Diferencia (informal- formal)
Valor de ventas, ingreso o producción	74,08	57,88	-16,20 ***
Valor del costo de la mercancía o servicio vendido	50,95	36,81	-14,13 ***
Gasto operacional	21,80	15,60	-6,23 ***
Utilidad operacional	11,52	11,69	3,16 ***
Compra activos/activos	3,29	1410,00	1081,00 *
Memo: activos fijos	5.455.287	3.337.022	-2.118.265 ***
	Por trabajador		
Valor de ventas, ingreso o producción	1.432.901	799.338	-633.563 ***
Valor del costo de la mercancía o servicio vendido	706.121	380.734	-325.387 ***
Gasto operacional	428.198	87.017	-341.181 ***
Utilidad operacional	226.639	204.852	-21.787 ***
Activos fijos	2.714.282	1.964.705	-749.577 ***

\* La variable activos fijos por trabajador podría interpretarse como capital por trabajador si se asume que el total de los activos fijos es el capital total con el que cuenta cada microestablecimiento.

Nota: Valores en pesos de 2003.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

<sup>23</sup> En la encuesta se tiene información para ingresos y costos en tres escalas: mes de buena, normal o mala actividad económica. En este documento se seleccionó los ingresos y los costos del mes con normal actividad.



**Cuadro 10. VARIABLES DE DESEMPEÑO DE ESTABLECIMIENTOS CON UN EMPLEADO: FORMALES VS. INFORMALES, 2002-2003\***

	Como porcentaje del activo fijo		
	Formal	Informal	Diferencia (informal- formal)
Valor de ventas, ingreso o producción	73,87	51,23	-22,63 ***
Valor del costo de la mercancía o servicio vendido	51,15	33,28	-17,87 ***
Gasto operacional	22,40	14,90	-7,46 ***
Utilidad operacional	8,41	12,00	3,59 ***
Compra activos/activos	1,69	6,85	5,16 *
Memo: activos fijos	3.980.657	2.905.372	-1.075.285 ***
	Por trabajador		
Valor de ventas, ingreso o producción	1.501.295	743.662	-757.633 ***
Valor del costo de la mercancía o servicio vendido	750.309	357.783	-392.526 ***
Gasto operacional	468.519	194.310	-274.209 ***
Utilidad operacional	187.052	173.835	-13.217 ***
Activos fijos	2.790.011	2.004.675	-785.336 ***

Nota: Valores en pesos de 2003.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

## 2. Modelo Probit<sup>24</sup>

Si bien el ejercicio anterior es sugestivo, no permite analizar integralmente todas las dimensiones y características de la informalidad. Por ello, una estimación de la probabilidad de que un establecimiento sea informal puede resultar de gran utilidad. En este tipo de ejercicios, la variable dependiente toma el valor de uno si el establecimiento es informal bajo la definición de no contar con registro mercantil, y cero de lo contrario.

De esta forma, la especificación utilizada es la siguiente:

$$Pr(Inf = 1)_i = f(c + \beta X_i) + \varepsilon_i$$

<sup>24</sup> Los modelos probit pertenecen a la familia de modelos de probabilidad con variables dependientes discretas y suponen una distribución normal para la multiplicación del vector de las variables independientes y el vector de sus respectivos coeficientes ( $\beta' X$ ).

Donde  $Pr(Inf = 1)_i$  es la probabilidad de que el establecimiento  $i$  sea informal,  $c$  es una constante,  $X_i$  es un conjunto de variables o características del establecimiento  $i$  que se consideran relevantes para explicar dicha probabilidad,  $\beta$  el vector de coeficientes correspondiente a cada una de esas variables y es el término de error.

Entre las características de cada microestablecimiento se consideran relevantes se incluyen: tipo de emplazamiento, tipo de organización jurídica, tipo de establecimiento, tiempo de funcionamiento (se puede añadir un término cuadrático para capturar relaciones no lineales), tamaño (medido por medio del número de personas que trabajan en el establecimiento<sup>25</sup>) y la actividad de la que se deriva el grueso de los ingresos del establecimiento. También

<sup>25</sup> Se utilizaron diferentes medidas de tamaño de la empresa, entre ellas el valor de los activos fijos (en pesos constantes de 2005) y el ingreso operacional como proporción de los activos, y el resultado fue el mismo.

se incluye una variable dicótoma si el establecimiento solo cuenta con un empleado, dado que, como vimos, existe una alta tasa de informalidad para este tipo de empresas.

Se utilizan variables dicótomas para cada clase de variables. Por ejemplo, para emplazamiento, se utilizan variables dicótomas para puesto fijo y vivienda -queda por fuera local-; para organización jurídica, se utilizan variables para sociedad, sociedad de hecho, persona natural o empresa unipersonal -queda

por fuera cooperativa-; por tipo de establecimiento, único o principal, sucursal -queda por fuera unidad auxiliar-; y por principal actividad, manufactura y comercio -queda por fuera servicios-.

El Cuadro 11 muestra los resultados de la estimación del modelo en el que se utiliza un pool de observaciones de la Encuesta de Microestablecimientos para los años 2002 y 2003. Para cada coeficiente se reporta el error estándar y el p-value del Test de Wald y del Test de Máxima Verosimilitud<sup>26</sup>. Estos

### **Cuadro 11. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE INFORMALIDAD (Definición basada en registro mercantil)**

*Variable dependiente = 1 si la empresa es informal, 0 en otro caso*

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desviación Estándar</b>	<b>Valor p Test de Wald</b>	<b>Valor p LR Test</b>
<b>Emplazamiento</b>				
Puesto Fijo	1,738	0,044	0,000	0,000
Vivienda	0,715	0,026	0,000	0,000
<b>Organización Jurídica</b>				
Sociedad Ltda.	-0,572	0,156	0,000	0,000
Sociedad de hecho	0,438	0,158	0,006	0,005
Persona natural o individuo	0,161	0,148	0,275	0,273
<b>Tiempo funcionamiento del establecimiento</b>	-0,675	0,038	0,000	0,000
<b>Tiempo de funcionamiento de la empresa<sup>2</sup></b>	0,090	0,006	0,000	0,000
<b>Tipo de establecimiento</b>				
Unico o principal	0,547	0,091	0,000	0,000
Sucursal	-0,119	0,155	0,441	0,442
<b>Número de trabajadores</b>	-0,171	0,009	0,000	0,000
<b>Actividad económica de donde proviene el grueso del ingreso</b>				
Manufactura	-0,038	0,023	0,108	0,108
Comercio	-0,430	0,022	0,000	0,000
<b>Dummy un empleado</b>	0,338	0,022	0,000	0,000
<b>Dummy 2002</b>	-0,288	0,017	0,000	0,000
<b>Constante</b>	0,410	0,179	0,022	0,022
<b>Ajuste del modelo, pseudo r<sup>2</sup></b>			<b>0,2086</b>	
<b>Número de observaciones</b>			<b>18.816</b>	

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

<sup>26</sup> En el primer test se busca rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente es igual a cero, mientras que en el segundo test se rechazar que el modelo restringido (sin la variable en cuestión) tiene un mayor ajuste que el modelo no restringido (con la variable en cuestión).

coeficientes no miden el efecto marginal y solo indican la dirección y la magnitud del impacto de cada variable sobre la probabilidad de que el establecimiento sea informal. Así, el hecho de que el establecimiento se encuentre ubicado en un puesto fijo o en una vivienda aumenta la probabilidad de informalidad, frente a que se encuentre ubicado en un local.

Igualmente, que un establecimiento esté constituido bajo la figura de sociedad, respecto a la categoría cooperativa, disminuye la probabilidad de informalidad, mientras que la sociedad de hecho y la persona natural (o empresas unipersonales) la aumentan. Además, cada empleado adicional en un establecimiento disminuye la probabilidad de ser informal. De otra parte, se encuentra que el tiempo de funcionamiento del establecimiento reduce la probabilidad de informalidad, aunque a una tasa decreciente (dado el signo negativo del coeficiente que acompaña al término cuadrático). Esto sugiere que la informalidad es transitoria para algunos establecimientos: a mayor tamaño y antigüedad, mayor la probabilidad de ser una entidad formal.

Los establecimientos que son sucursales presentan una probabilidad menor de ser informales en comparación con las unidades auxiliares; lo mismo ocurre para aquellos que son establecimientos únicos o principales. Con respecto al sector económico, la ubicación en el sector de manufacturas (en comparación con servicios que es el sector que queda fuera) no afecta la probabilidad que una empresa sea informal. Por el contrario, si el establecimiento pertenece al sector comercio, la probabilidad de informalidad disminuye. Algo muy interesante, con importantes implicaciones de política es que cuando el establecimiento cuenta con solo un empleado, la probabilidad de informalidad aumenta, aun después de controlar por los demás factores.

Cuando el mismo modelo se estima para las definiciones alternativas de informalidad (falta de contabilidad, impuestos y prestaciones laborales) los resultados son muy similares. Tanto la dirección, magnitud y significancia de los efectos de las variables sobre la probabilidad de informalidad se mantienen bajo las diferentes especificaciones<sup>27</sup>.

El Gráfico 6 muestra los efectos relativos asociados a los coeficientes del modelo probit estimado. Manteniendo todo lo demás constante, la probabilidad de ser informal es mayor para los establecimientos ubicados en un puesto fijo, seguidos por aquellos ubicados en una vivienda; lo cual es consistente con la naturaleza de las actividades informales como la venta en puestos ambulantes o casetas en las aceras. El tipo de organización jurídica que más contribuye a que un establecimiento sea informal es la sociedad de hecho, mientras que la de menos influencia es la de sociedad limitada, aunque esta no haya resultado significativa

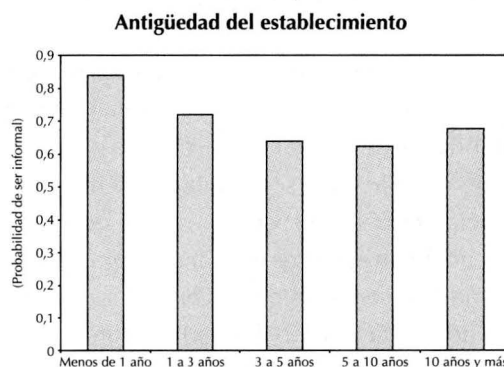
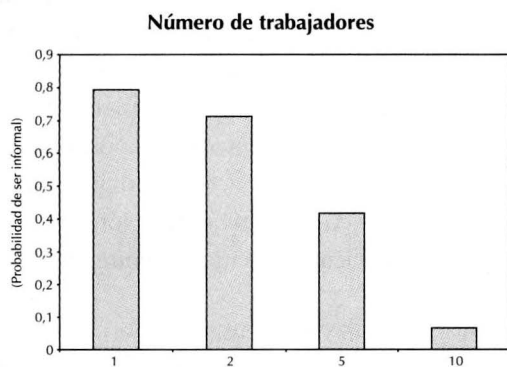
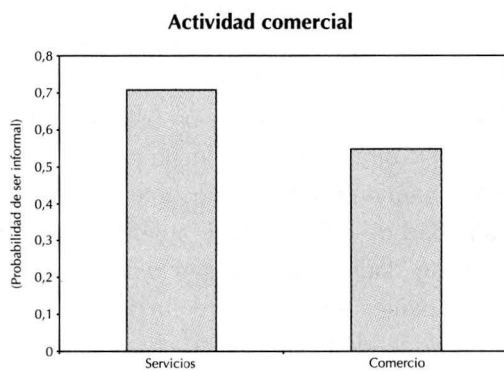
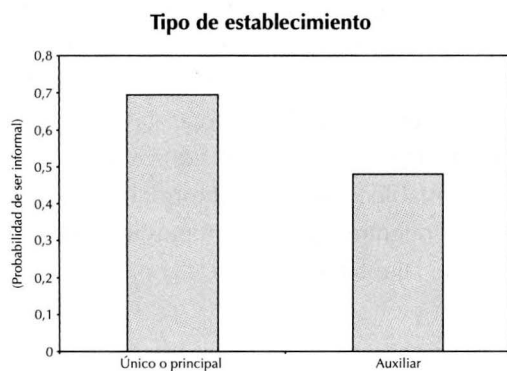
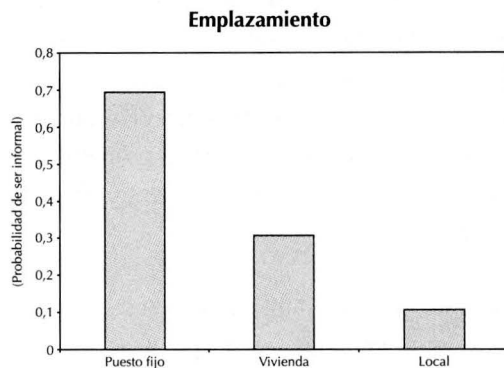
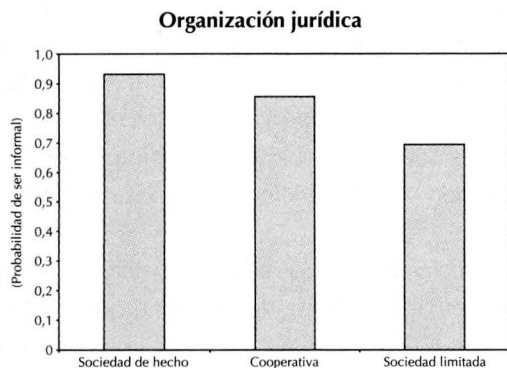
Por su parte, el efecto de que un establecimiento sea único o principal, frente a que sea una unidad auxiliar, es cercano a 0,21. De otra parte, desempeñarse en el sector servicios aumenta la probabilidad de informalidad en 0,16 frente a desempeñarse en el sector comercio, lo que sugiere que operar en el primero es menos exigente en términos de permisos y regulación (piénsese en actividades como reparación de electrodomésticos y servicios a domicilio, entre otros).

En cuanto al tamaño del establecimiento, los resultados confirman que la probabilidad de informalidad es mayor para las firmas más pequeñas. La probabilidad de informalidad disminuye en casi 0,26 al pasar de uno a cinco trabajadores, y en 0,54 al pasar de uno

---

<sup>27</sup> Los resultados pueden solicitarse a los autores.

Gráfico 6. EFECTOS RELATIVOS DE LAS VARIABLES\*



\* Debido a la cantidad de variables dicótomas empleadas en el probit, estos gráficos reportan las probabilidades predichas (*fitted*) en cada caso. Por ejemplo, en el caso de organización jurídica, cuando un establecimiento está constituido como una sociedad de hecho, manteniendo todas las demás variables constantes, la probabilidad predicha por el modelo es de 91%. Lo que es relevante en el análisis es que es este tipo de organización jurídica predice la **mayor probabilidad** de ser informal, frente a las demás categorías. Por otro lado, la sociedad limitada es la que predice la **menor probabilidad**, como es natural, debido al efecto negativo que fue encontrado en las estimaciones.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

a diez. Asimismo, la probabilidad disminuye con el tiempo de funcionamiento (la mayor es para aquellos que llevan menos de un año en la actividad económica), aunque, como ya se dijo, este efecto decrece en el tiempo, lo que explica el comportamiento en forma de U de la probabilidad correspondiente.

En síntesis, la informalidad a nivel de microempresas está asociada a las características propias del establecimiento, en particular, a que la actividad se realice en un emplazamiento diferente a un local, y a que el establecimiento sea único o principal. Además, la informalidad está influenciada por la organización jurídica bajo la cual opera el negocio. Más específicamente, la figura de las sociedades de hecho aumenta la probabilidad de que la firma sea informal. Por el contrario, establecimientos de mayor tamaño y mayor antigüedad son menos proclives a pertenecer al sector informal. Finalmente, los microestablecimientos que operan en el sector servicios presentan una probabilidad más alta de ser informales que aquellos en el sector comercio, lo que constituye un resultado relativamente sorprendente.

#### **IV. COSTOS Y BENEFICIOS DE LA INFORMALIDAD**

La informalidad es resultado de una decisión racional, que involucra costos y beneficios, como plantean Mejía y Posada (2007). Entre los costos se pueden incluir las restricciones de acceso a los recursos del sistema financiero, que limita las posibilidades de emprender proyectos de inversión con apalancamiento financiero. Además, las empresas del sector informal tienen acceso limitado a los programas de subsidios, asistencia técnica o capacitación por parte del gobierno. Tampoco pueden contratar con el Estado, no pueden hacer uso de los mecanismos tradicionales de protección de derechos de propiedad y pueden ser detectados, sancionados y cerrados de funcionamiento por las autoridades.

Operar en el sector informal también conlleva beneficios como puede ser el no pago de impuestos, prestaciones y aportes a seguridad social de los empleados, y en general, el no cumplimiento de normas que pueden ser costosas para los empresarios. De este modo, la decisión de pertenecer al sector informal es el resultado de una elección racional, realizada con la información disponible en ese momento. Como explican Mejía y Posada (2007), existen situaciones de equilibrios estables en los cuales coexisten la producción formal y la producción informal.

Ahora bien, el no aprovechar las economías de naturales de escala provenientes de la producción formal, puede conllevar efectos negativos en algunas variables de desempeño de las firmas, tales como utilidad, rentabilidad del activo e inversión en activos, entre otras, siempre y cuando el ahorro de no cumplir con la regulación no muy elevado.

Adicionalmente, una de las posibles consecuencias de la informalidad empresarial es la generación de empleo informal, ya que, por lo general, estos establecimientos no utilizan contratos que cumplen con lo estipulado por la legislación laboral. De esta forma, sus trabajadores no se encuentran afiliados al sistema de salud, no realizan aportes a fondos de pensiones y prestaciones, y por ende, son vulnerables ante choques exógenos. Por esto, otra dimensión interesante de evaluación es la composición de la fuerza laboral de los establecimientos informales, en términos de la participación de trabajadores sin remuneración, trabajadores permanentes y temporales.

La presente sección busca analizar el efecto de la informalidad sobre estos indicadores (a nivel de microestablecimientos) utilizando el método de emparejamiento, ampliamente utilizado en las evaluaciones de programas sociales, ya que permite

solucionar los problemas de endogeneidad entre las variables resultado a evaluar y las variables observables de las unidades de análisis.

### A. Método de emparejamiento

La comparación de variables de interés entre firmas formales e informales es un ejercicio frecuente pero incorrecto. La razón es que las variables resultado pueden ser endógenas a las características intrínsecas de la empresa. Por ejemplo, es posible que, en promedio, las empresas formales presenten una rentabilidad mayor que las informales, pero no por razones relacionadas a la informalidad *per se* sino a otros factores, como por ejemplo, que las empresas formales estén concentradas en los sectores de mayor rentabilidad.

Por ello, el ejercicio idóneo para medir el impacto de la informalidad requiere comparar las variables resultado de las empresas informales con el que obtendrían las mismas empresas en el caso en que fuera iguales en todo lo demás, excepto en la dimensión de formalidad. Esto es lo que en la literatura se conoce como *contrafactual*. Evidentemente, este ejercicio es improbable, pues en cada momento del tiempo solo es posible observar a los establecimientos en un estado (formal o informal).

El método de emparejamiento permite encontrar el contrafactual para las unidades de análisis utilizando la información contenida en sus características observables. En pocas palabras, el método compara a microestablecimientos informales con microestablecimientos formales que tengan la misma probabilidad de ser informales, y por ende, que sean casi idénticos. De este modo, se empareja a cada establecimiento informal con el establecimiento formal más similar (o con el grupo de establecimientos formales más similar) y se obtiene la diferencia en sus

variables resultado, lo que representa el efecto de la informalidad. Es necesario aclarar que este método no permite superar el problema de endogeneidad producto de la existencia de características no observables que afecten tanto la variable resultado a evaluar, como la probabilidad de ser informal.

El primer paso consiste entonces en determinar la probabilidad de ser informal para cada microestablecimiento de la muestra, para lo que se utiliza el modelo probit desarrollado en la sección anterior. La probabilidad predicha, denominada *pscore*, es la que se utiliza para el emparejamiento de los microestablecimientos informales con los formales.

Ahora bien, existen diferentes metodologías para estimar el impacto del tratamiento (en este caso la informalidad), dependiendo de las observaciones utilizadas en el grupo de control. Una de las más utilizadas es el método de Kernel, que compara cada observación de la variable de interés en el grupo de tratamiento con el promedio ponderado de la misma variable en el grupo de control. El peso dado a cada una de las observaciones del grupo de control depende de la distancia que hay, en términos del *pscore*, con la observación correspondiente<sup>28</sup>. En concreto, para cada observación *i* en el grupo de tratamiento (*subconjunto D = 1*), se calcula la distancia en probabilidad con cada observación *j* del grupo de control (*subconjunto D = 0*) de la siguiente forma:

$$w(i, j) = \frac{G_{ij}}{\sum_{k \in C} G_{ik}},$$

donde,

$$G_{ik} = G \left( \frac{P(X_i) - P(X_k)}{a_n} \right)$$

---

<sup>28</sup> Tendrán un mayor peso aquellas observaciones con un *pscore* similar.

En estas ecuaciones,  $G_{i,j}$  es una función de Kernel que puede ser la Normal o la Epanechnikov, y  $a_n$  es un parámetro de banda que indica la máxima distancia que puede haber entre las probabilidades predichas de las observaciones en cuestión. Entre más pequeño sea este parámetro, menor será el sesgo de la diferencia porque se está tomando individuos con probabilidades predichas muy similares. Pero al mismo tiempo, entre menor sea este parámetro, mayor será la varianza por el número reducido de individuos que se está tomando.

Si  $n_1$  es el número de observaciones del grupo de tratamiento y  $n_0$  es el número de observaciones del grupo de control, la diferencia de la variable de interés  $Y$  entre estos dos grupos se define como:

$$\Delta Y = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in (D_i=1)} [Y_{1i} - \sum_{j \in (D_j=0)} w(i, j) Y_{0j}]$$

Los programas estadísticos no tienen en cuenta la varianza adicional inducida por el método de emparejamiento, por lo que se utiliza la metodología *bootstrapping*, que consiste en extraer de la muestra original un determinado número de muestras con reemplazo, de las cuales se vuelve a obtener el estimador de interés. Esto permite generar un promedio de los errores de predicción, con el que se calcula el error estándar del estimador puntual, y se obtienen intervalos de confianza al 95% de confiabilidad.

## B. Efecto de la informalidad sobre el desempeño de las firmas

En esta sección se realizan dos ejercicios de emparejamiento con el fin de ver si hay diferencias en dos clases de variables. En el primer caso se analizan diferencias en el desempeño financiero de los dos tipos de establecimientos (formales e informales). En el segundo, y donde se hace más énfasis, se miran diferencias en cuanto a características laborales y de género. Al igual que en el ejercicio del modelo probit, la muestra se restringe a la Encuesta de Microestablecimientos para los años 2002 y 2003.

Como muestra el Cuadro 12, los establecimientos formales tienen unos ingresos superiores a los informales. Esta misma relación es válida para los activos fijos por trabajador. La diferencia en la utilidad, si bien es mayor para los establecimientos informales, no resulta estadísticamente significativa. Por último, la rentabilidad sobre los activos es mayor para los establecimientos informales, resultado que probablemente se explique por el menor valor de los activos en estos establecimientos respecto a los formales.

Cuando se analiza el comportamiento de estas mismas variables al escalarlas por el valor de los activos, se modifican algunos resultados (Ver el Cuadro 13).

**Cuadro 12. EFECTO DE LA INFORMALIDAD SOBRE VARIABLES DE DESEMPEÑO FINANCIERO, 2002-2003**

	Número de observaciones	Formal	Infomal	Diferencia (informal - formal)
Ingreso promedio	28.816	2.937.842	1.915.358	-1.022.484 *
Utilidad	28.816	222.681	346.385	123.704
Activos por trabajador	28.816	7.868.923	4.925.303	-2.943.620 ***
Compra de activos/activos	26.348	0,01	0,11	0,10 **
ROA	26.348	0,38	1,49	1,10 ***

Nota: Valores en pesos de 2003.

\* Significativo al 90%, \*\* Significativo al 95%, \*\*\* Significativo al 99%.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

**Cuadro 13. EFECTO DE LA INFORMALIDAD SOBRE VARIABLES DE DESEMPEÑO FINANCIERO, 2002-2003**

	Número de observaciones	Formal	Infomal	Diferencia (informal - formal)
Ingreso promedio	26.348	284,09	388,92	104,83 ***
ROA	26.348	20,94	80,70	59,76 ***

\* Significativo al 90%, \*\* Significativo al 95%, \*\*\* Significativo al 99%.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

Así, los establecimientos informales presentan, como proporción de los activos, un nivel mayor de ingreso promedio y utilidad. Una posible explicación a estos resultados es el menor valor de los activos en los establecimientos informales, que hacen que la proporción sea mayor. Una explicación alternativa es que la información proveniente de la Encuesta de Microestablecimientos tiene la característica de ser censurada<sup>29</sup> en el sentido de que no es posible observar los microestablecimientos informales que cerraron o que fueron detectados por la autoridades, de modo que solo se estarían considerando los establecimientos sobrevivientes, por definición los más exitosos y de mejor desempeño.

En cuanto a las diferencias en las variables de empleo, el Cuadro 14 señala que las empresas informales cuentan con una proporción mayor de empleados sin remuneración, tal y como se esperaba. En con-

creto, la diferencia son once puntos porcentuales del empleo total. Por el contrario, las microempresas informales emplean una menor proporción de trabajadores permanentes (aproximadamente ocho puntos porcentuales del empleo total), así como una menor proporción de trabajadores temporales (aproximadamente cuatro puntos porcentuales del empleo total). El conjunto de resultados sobre la composición del empleo sugiere que, en términos generales, los trabajadores de las empresas informales son más vulnerables que los de las empresas formales, en la medida en que es más probable que sus contratos no se encuentren regidos por el código laboral. De forma similar, ejercicios adicionales apuntan a que esto es particularmente cierto para el empleo femenino, lo que confirma los resultados de Cunningham (2005), quien asegura que hay una proporción más alta de trabajadoras (mas no de empleadores) en este sector en los países latinoamericanos.

**Cuadro 14. EFECTO DE LA INFORMALIDAD SOBRE VARIABLES DE EMPLEO, 2002-2003**

	Número de observaciones	Formal	Infomal	Diferencia (informal - formal)
Personal sin remuneración / Personal total	28.816	74,40	86,05	11,65 ***
Personal sin remuneración / Personal total	28.816	15,67	7,59	-8,08 ***
Personal temporal / Personal total	28.816	9,93	6,36	-3,57 ***

\* Significativo al 90%, \*\* Significativo al 95%, \*\*\* Significativo al 99%.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

<sup>29</sup> Del término en inglés "censored".



Esta afirmación se comprueba con los resultados que se presentan en el Cuadro 15, en el que se ilustran las diferencias en el pago de prestaciones (tanto para los trabajadores permanentes como para el total de trabajadores) como porcentaje de costos laborales totales, entre los establecimientos formales e informales. La diferencia en el pago de prestaciones laborales de los trabajadores permanentes es apenas 1,16% del costo laboral total, mientras que para el total de prestaciones alcanza 1,81%, en ambos casos a favor de las empresas formales.

Al igual que en el modelo anterior, se realizaron pruebas de robustez de los resultados obtenidos con el método de emparejamiento, utilizando las tres definiciones alternativas de informalidad explicadas en la sección III. Estos resultados están disponibles a solicitud de los autores.

## V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

A pesar de las dificultades para medir su tamaño y evolución, se estima que la economía informal representa un poco menos de la mitad de la actividad económica en el país, según los cálculos de Shneider (2005) y Misas *et al.* (2005). Además, la evidencia sugiere que la informalidad ha aumentado considerablemente desde finales de la década pasada por factores relacionados con la crisis económica, así como por el aumento en la carga tributaria em-

presarial, incluyendo los costos laborales diferentes al salario.

El estudio encuentra que la probabilidad de que un establecimiento económico pequeño (menos de diez trabajadores) sea informal disminuye con el tamaño de la firma y el tiempo de funcionamiento. La probabilidad también es menor para aquellos establecimientos que operan en el sector servicios (frente a comercio).

En cuanto a las consecuencias de la informalidad empresarial, los ejercicios empíricos muestran que los microestablecimientos informales tienen menores ingresos y activos fijos (que los formales), aunque sus utilidades no son considerablemente diferentes. Sobre éste punto es necesario aclarar que los resultados se obtienen después de controlar por las características de la empresa, y por tanto son atribuibles a la informalidad.

De esta forma, pertenecer al sector formal conlleva costos en términos de tamaño, aunque hay un efecto significativo sobre la rentabilidad. Tampoco parece que las firmas informales crezcan a un menor ritmo que las formales, por lo menos a juzgar por el ritmo de acumulación de activos.

Tal vez el principal resultado con respecto a los efectos de la informalidad empresarial es el relacionado con la composición de la fuerza de trabajo. Las

**Cuadro 15. EFECTO DE LA INFORMALIDAD SOBRE EL PAGO DE PRESTACIONES, 2002-2003**

	Número de observaciones	Formal	Infomal	Diferencia (informal - formal)
Prestaciones personal permanente / Costos laborales	28.815	11,72	10,56	-1,16 ***
Prestaciones / Costos laborales	12.368	14,13	12,32	-1,81 ***

\* Significativo al 90%, \*\* Significativo al 95%, \*\*\* Significativo al 99%.

Fuente: Cálculos de los autores, datos Encuesta Microestablecimientos DANE.

microempresas informales cuentan con una mayor proporción de trabajadores sin remuneración y con una menor proporción de trabajadores temporales y permanentes. Las consecuencias de la informalidad sobre las condiciones laborales se corroboran al comparar el cumplimiento con el pago de prestaciones laborales entre formales e informales.

Como es de esperar, los microestablecimientos informales incurren en un menor gasto en prestaciones (como proporción de los costos laborales totales) que su contraparte. Las implicaciones de política de éste último resultado son considerables, en la medida en que esfuerzos para combatir la informalidad empresarial no solo tienen efectos positivos sobre las firmas y las finanzas públicas, sino también sobre el empleo, y en particular, sobre el empleo femenino de carácter permanente.

Las medidas para combatir la informalidad no solo se deben concentrar en la simplificación e incentivo por parte del Estado para el registro de las firmas ante las autoridades, como de hecho ya se ha venido haciendo con programas como el Registro Único Empresarial (RUE) y Centro de Atención Empresarial (CAE)<sup>30</sup>, sino también fomentar la declaración y pago de impuestos y la formalización de los contratos laborales, como se discute a continuación.

Una conclusión de este estudio es que el sistema tributario colombiano no solo es complejo, sino que además las elevadas tarifas hacen poco atractiva

la formalización empresarial. Por ello, una de las medidas encaminadas a la reducción de la informalidad empresarial en Colombia es la adopción de un régimen simplificado para el pago de impuestos de empresas de menos de diez trabajadores y, especialmente, de establecimientos unipersonales, donde hay una gran concentración de actividades informales. Este régimen simplificado debe incluir una reducción en el número de trámites, así como la adopción de una tarifa única que recoja una gran cantidad de impuestos y contribuciones, incluyendo el impuesto de renta. Las cámaras de comercio podrían realizar la tarea de recaudo. Además, se deben fortalecer las iniciativas para reducir y facilitar los procesos y procedimientos relacionados con la apertura de un negocio.

También sería deseable la creación de un sistema de aportes parafiscales y contribuciones a la seguridad social que trate de manera diferenciada a las empresas de menor tamaño (cinco trabajadores o menos). Se podría adoptar un esquema de aportes parafiscales de un 50% de los establecidos para las firmas de mayor tamaño y una reducción de los aportes para pensiones y salud a cargo del empleador. Este sistema debería ser vigilado por una dependencia especial del Ministerio de Protección Social. Las medidas de vigilancia y sanción deben complementarse con una tarea de difusión sobre los efectos de la informalidad laboral sobre el bienestar de los trabajadores y sus hogares.

Por último, es necesario mencionar que el estudio de los determinantes de la informalidad empresarial está altamente limitado por la falta de información y por la deficiente calidad de la misma. En este sentido es indispensable que el DANE expanda la Encuesta de Microestablecimientos (que además se debe realizar todos los años), para que tenga representatividad a nivel nacional, regional y local.

---

<sup>30</sup> El primero es una iniciativa de Confecámaras y consiste en la posibilidad de registrar en la Cámara de Comercio de cualquier ciudad, establecimientos o sucursales localizados en otros lugares del país. El segundo, introducido por la Cámara de Comercio de Bogotá, es una herramienta de información que le permite a los empresarios conocer en detalle los trámites y costos de la constitución de una empresa (y tramitar algunos de los formularios por Internet).

En cuanto a las preguntas incluidas en la encuesta, sería conveniente contar con información acerca del dueño del establecimiento (en términos de género,

educación, edad y años de experiencia), acceso y costo del crédito, y utilización de apoyos financiados por el Estado.

## BIBLIOGRAFÍA

- Alm James y Hugo López (2002), "Las contribuciones sobre la nómina en Colombia". Estudio para la misión del ingreso público.
- Botero Juan, Simeon Djankov, Rafael Porta y Florencio C. Lopez-De-Silanes (2004), "The Regulation of Labor". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 119, 2004.
- Breusch, Trevor (2005), "Estimating the Underground Economy using MIMIC Models". School of Economics, Faculty of Economics and Commerce. The Australian National University, Canberra.
- Cárdenas, Mauricio y Valerie Mercer-Blackman (2006), "Análisis del sistema tributario colombiano y su impacto sobre la competitividad". *Cuadernos de Fedesarrollo No. 19*.
- Cárdenas, Mauricio y Arturo Harker (2006), *Determinantes del empleo y de los ingresos del Servicio Doméstico en Bogotá*. Ministerio de la Protección Social, República de Colombia. Mayo.
- Cunningham, Wendy. (2005), "How Feminized is the LA Informal Sector and why?" Prepared for the II Workshop of the Focal Points of Gender.
- DANE (2006), "Medición al sector informal". Presentación en Power Point.
- De Soto, Hernando, *The Other Path: The Invisible Revolution in the Third World*, (HarperCollins, 1989).
- Díaz, Ana María y Sánchez, Fabio (2005), "Los efectos del conflicto armado sobre el desarrollo social colombiano: 1990-2002". Documento CEDE No. 2005-58.
- Djankov, Simeon, et al. (2002), "The Regulation of Entry". *The Quarterly Journal of Economics*.
- Friedman, Eric et al. (2000), "Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries". *Journal of Public Economics*.
- Heckman James y Carmen Pagés (2004), *Law and Employment: Lessons from Latin America*. University Chicago Press.
- ILD (2004), "Evaluación preliminar de la economía extralegal en 12 países de Latinoamérica y el Caribe, reporte para Colombia".
- Johnson, S., Daniel Kaufmann, John McMillan and Christopher Woodruff (2000), "Why do firms hide? Brobes and unofficial activity afeter communism". *Journal of Public Economics*.
- Johnson, Simon, Daniel Kaufmann and Andrei Shleifer (1997), "The Unofficial Economy in Transition". Brookings Papers on Economic Activity.
- Lackko, Maria (1996), "Hidden Economy in East-European Countries in International Comparison". International Institute for Applied Systems Analysis Working Paper.
- \_\_\_\_\_(1999), "Hidden Economy in Unknown Quantity? Comparative Analyses of Hidden Economies in Transition Countries in 1985-1995". Working Paper No. 9905, University of Linz.
- Levy, Santiago (2006), "Social Security Reform in Mexico: For Whom?". *Working Paper*.
- Loayza, Norman (1996), "The Economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America". *Carnegie-Rochester, Conference series on Public Policy*.
- Loayza, Norman, Ana María Oviedo and Luis Servén (2005), "The Impact of Regulation on Growth and Informality: Cross country evidence".
- Mejía, Daniel y Carlos Esteban Posada (2007), "Informalidad: teoría e implicaciones de política". Serie Borradores de Economía, Banco de la República de Colombia. No. 455 de 2007.
- Misas Martha, Carlos Arango and Enrique López (2005), "Economía subterránea en Colombia 1976-2003: Una medición a partir de la demanda de efectivo". *Borradores de Economía, Banco de la República*.
- Núñez, Jairo (2002), "Empleo informal y evasión fiscal en Colombia". Archivos de Macroeconomía. Departamento Nacional de Planeación.
- Perry, Guillermo, Maloney, William, Arias, Omar, Fajnzylber, Pablo, Mason, Andrew y Saavedra-Chanduvi, Jaime (2007), *Informality: Exit and Exclusion*. Washington D.C.
- Schneider, Friedrich (1998), "Further Empirical Results of the Size of the Shadow Economy of 17 OECD Countries Over Time". 54th Conference of IIPF.
- Schneider, Friedrich (2005), "Shadow Economies of 145 Countries all over the World: Estimation Results over the Period 1999 to 2003".
- Schneider, Friedrich and Dominik Enste (2000), "Shadow Economies: Size, Causes and Consequences". *Journal of Economic Literature*.
- World Bank, Doing Business (2006), Washington DC. <http://rru.worldbank.org/doingbusiness>.

# Spatial Competition in the Colombian Deposit Market<sup>1</sup>

---

Dairo Estrada A.  
Sandra Roza V. <sup>2</sup>

## Abstract

*This paper presents a spatial competition oligopoly model for the Colombian deposit market in line with the New Empirical Industrial Organization (NEIO) approach. In this framework, banks use price and non-price strategies to compete in the market, which allows us to study the level of bank competition in the whole country and the regional level. The theoretical model is applied to quarterly Colombian data that covers the period 1996-2005. Our results suggest that, although the Colombian deposit market appears to be more competitive than the Nash equilibrium, there are some local areas within the country that present evidence of market power.*

## Resumen

*Este documento presenta un modelo oligopólico de competencia espacial para el mercado de depósitos. En este escenario los bancos usan otras variables, además de las tasas de interés, para competir en el mercado. Esta aproximación permite analizar el nivel de competencia bancaria a un nivel nacional y regional. El modelo teórico es aplicado al caso colombiano por medio de datos trimestrales que abarcan el periodo 1996-2005. Los resultados sugieren que, aunque en el mercado nacional no existen problemas de competencia, en ciertas regiones del país algunos bancos poseen poder de mercado.*

*Keywords: Banking, Location, Competition, Colombia.*

*Palabras clave: Bancos, Localización, Competencia, Colombia*

*JEL Classification: D4, G21, L13, R12.*

*Primera versión recibida en octubre de 2007; versión final aceptada en diciembre de 2007.*

*Coyuntura Económica volumen xxxviii, No. 2, segundo semestre de 2007, pp. 55-74. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.*

---

<sup>1</sup> The opinions contained here in are those of the authors and do not necessarily represent those of the Banco de la República or its Board of Directors. Useful comments from Daniel Osorio, Carlos Amaya and the staff of the Financial Stability Department of Banco de la República are gratefully acknowledged. Only authors are responsible for remaining errors.

<sup>2</sup> Director, Financial Stability Department, Banco de la República de Colombia. email: [destrada@banrep.gov.co](mailto:destrada@banrep.gov.co) y Research assistant at Fedesarrollo. Email: [srozo@fedesarrollo.org](mailto:srozo@fedesarrollo.org) respectivamente.

## I. INTRODUCTION

To justify the study of competition in the banking sector we need to describe how banks behave in a competitive scenario. As Freixas and Rochet (1997) mention, in perfect competition the optimal choice for banks is given by the point where the intermediation margins are equal to the marginal management cost. In this scenario, the behavior of a bank does not affect the market equilibrium. In contrast, when a bank has market power it can affect prices, which would lead to a reduction on deposit rates and an increment on the rates on loans given that the bank is maximizing its profits. In this context, part of the consumer surplus would be passed to the bank and efficiency would be lost by a reduction in the volume of loans and deposits. Therefore, regulation concerned with limiting the creation, extension and exploitation of market power is more than justified. However, the only guide for the optimal implementation of regulation are the empirical studies that describe the characteristics of the relevant market, and in this way, their importance is more than clarified.

In Colombia, the existing empirical literature related with the study of market competition in the banking system has followed two tendencies: i) it has focused either on price or quantities to explain banks' behavior, ignoring that banks consider other type of strategic instruments; ii) and it has always analyzed the market in a national dimension without questioning if the conclusions obtained for the national market are applicable to a regional dimension. In this paper, we specify a spatial competition oligopoly model in which banks use price and non-price instruments to compete in the market. In this context, we propose a two stage model in which banks choose the optimal interest rate for the whole country in the first period and in the second, given the optimal interest rate, they

select the number of branches they will open in each region. The model is useful for identifying the level of competition in the regions and subregions of the country, to test if the traditional aggregated measures that have been used in the Colombia leave aside many regional particularities that may lead to wrong regulatory measures, meaning, that if we analyze the market in a more disaggregated approximation we may get different results.

The paper is structured in five additional sections. The first one presents a brief overview of the international literature related with bank and spatial competition. The following section summarizes the empirical Colombian literature related with the study of competition in the banking sector. Section III introduces the theoretical model. Section IV deals with the empirical implementation, which concerns functional forms, data, estimation techniques and results. Finally, section V concludes.

## II. AN OVERVIEW OF THE INTERNATIONAL LITERATURE

The literature on the measurement of competition can be broadly divided in two streams: the structural approach and the non-structural approach<sup>3</sup>. The structural approach follows traditionally the Structure-Conduct-Performance (SCP) paradigm. The SCP suggests a relationship between concentration and competition in which high levels of concentration are reflected in market power, more precisely, it states that highly concentrated markets generate incentives for collusive behavior among banks<sup>4</sup>. Although a theoretical basis exists for this view, it has been

---

<sup>3</sup> See Bikker and Haaf (2000) and Levy and Micco (2003).

<sup>4</sup> For a detailed survey of the authors that use this methodology see Schmalensee (1989) and Gilbert (1984).

criticized for its theoretical deficiencies and because some empirical cases have shown that there can be a competitive conduct without regard of the number of firms in the market.

In response, the *New Empirical Industrial Organization* (NEIO) paradigm was originated. It consists of a non-structural approach based on the hypothesis of contestability between firms in the profit maximization scenario. It was developed mainly under two different methodologies: the *Panzar and Rosse* (P-R) model and the *Bresnahan and Lau model*<sup>5</sup>. The P-R model infers the market structure on the basis of a reduced form revenue equation based on cross section data. Market power is measured as the sum of the elasticities of the reduced form with respect to input prices, which constitutes the H statistic that reflects firms' competitive behavior in the long run equilibrium<sup>6</sup>. The authors prove that under monopoly, H is smaller or equal that zero ( $H < 0$ ), while in a competitive industry H takes a value of one ( $H = 1$ ). Thus, values between zero and one ( $0 < H < 1$ ) indicate that the market works under monopolistic competition. This methodology has been applied in several studies in which the result of monopolistic competition tends to predominate<sup>7</sup>.

<sup>5</sup> See respectively, Bresnahan (1982), Lau (1982) and Panzar and Rosse (1987).

<sup>6</sup> The H statistic is derived as:

$$H = \sum_{i=1}^n \left( \frac{dR_i^* w_k}{dw_k R_i^*} \right)$$

where  $w_k$  represent input prices and  $R_i^*$  represents the reduced-form revenue equation. See Vesala (1995) for further details.

<sup>7</sup> For developed countries Bikker and Haaf (2000) show that the banking markets in the industrial world are characterized by monopolistic competition. For the developing countries Levy and Micco (2003) and Gelos and Roldos (2002) found evidence of monopolistic competition as well.

On the other side, Bresnahan and Lau estimate the degree of market power of the average bank in the short run developing the methodology employed by Iwata (1974). The authors measure the degree of competition in a conjectural parameter ( $\lambda$ ), which is defined as the change in the output of other firms anticipated by the focus firm in response to an initial change in its own output<sup>8</sup>. Theory predicts a certain response from a monopolist and no response for the competitive firm. In this context, if the average firm operates under perfect competition the conjectural parameter must be zero ( $\lambda = 0$ ), and in the extreme case of monopoly it would take the value of one ( $\lambda = 1$ )<sup>9</sup>.

Although the SCP and the NEIO streams have been the two traditional approaches in the study of competition in the banking system, in recent years, a new trend has been developing. This tendency focuses on the idea that banks compete also in a spatial dimension which incorporates more than price or quantities as the strategic variables<sup>10</sup>. For instance, Chiappori *et al.* (1993) specify a model in which banks compete simultaneously with interest rates and branches to analyze the effect of regulation,

<sup>8</sup> Although Iwata was the first to present an empirical measure of a firm's conjectural variation the concept was introduced by Bowley (1924).

<sup>9</sup> Several studies have used this approach to identify the market structure in the banking system. For instance, Shaffer (1989,1993) applies it to the Canadian and American financial markets, Suonemin (1994) and Swank (1995) analyze a two product market in the Finnish and the Dutch banking sectors, Bikker and Haaf (2000) found evidence of perfect competition in the Euro area, Angelini and Cetorelli (2000) evaluated competition in the Italian financial banking, and Canhoto (2004) finds evidence of high market power features in the Portuguese banking sector. Among other papers that use this approach, some else worth mentioning are Berg and Kim (1994,1996), Frazer and Zakoohi (1998), Hanan and Liang (1993) and Toolsema (2002).

<sup>10</sup> The first one to introduce this idea was Salop (1979).

Barros (1997) proposes a spatial competition model to explain price differences across banks in the deposit market and Kim and Vale (2001) set up an oligopolistic model to test for the role of the branch network as a non-price strategic variable in the Norway banking sector<sup>11</sup>.

### III. Empirical literature for Colombia

Barajas *et al.* (1999) was the first paper that tried to study the market structure of the Colombian loan market. The authors use the Bresnahan and Lau methodology for two periods, a preliberalization (1974-1988) and a postliberalization period (1992-1996). Their results show that the Colombian loan market was not competitive throughout the first period although it became significantly more competitive after the 1990s. Afterwards, they apply the P-R approach finding evidence of monopolistic competition for domestic and private banks ( $H = 0.382$ ), with domestic banks exhibiting a lower degree of competition ( $H = 0.265$ ) than foreign banks ( $H = 0.527$ ), especially after the 1990s<sup>12</sup>.

Later, Levy and Micco (2003) apply the SCP approach and the P-R methodology to measure the competition level in the banking sector of eight Latin American countries, including Colombia<sup>13</sup>. They found that concentration appears to have no influence in competition, while foreign penetration weakened it seriously in this area. For Colombia, they obtain evidence of monopolistic competition although the Colombian banking sector appeared to be only more competitive than Argentina<sup>14</sup>.

Mora (2004) uses a new measure of competition in which he divides the conjectural parameter by the demand elasticity to evaluate the market power for Bolivia, Costa Rica, Colombia, Ecuador and Venezuela. His estimations show that in all of these countries the loan and deposit markets have an oligopolistic structure. In particular, the paper reveals that Colombia is one of the less competitive markets in Latin America<sup>15</sup>.

In a more recent work, Estrada (2005) applies the SCP paradigm using the Herfindahl- Hirschman concentration index (HHI) concluding that in the Colombian financial system the level of concentration is not significantly high<sup>16</sup>, and later, in the second part, he employs the Bresnahan and Lau's method for the deposit market in which the results show that it is not characterized by a collusive scenario.

Finally Salamanca (2005), employs the Bresnahan and Lau's approach to analyze the Colombian market structure in the loan and deposit market using a Bertrand model for the period 1994-2004. He concludes, that the deposit market tends to be more competitive than the loan market. Particularly, the deposit market appears to be more competitive than the Nash equilibrium, while on the contrary,

---

<sup>14</sup> The H statistic was between 0.57 and 0.59 for the regression with ordinary least squares (OLS) and weighted least squares (WLS), respectively.

<sup>15</sup> Colombia turned to be only more competitive than Costa Rica in both markets.

<sup>16</sup> The HHI is a convex function of the average weight of the firms in the market, given by the expression:

$$\sum_{i=1}^n (S_i^2)$$

where  $S_i$  represents the share of the firm  $i$  in the market. The index grows when the number of firms in the market decreases or when there are high differences in the firms size.

---

<sup>11</sup> See also Kim, *et al.* (2003).

<sup>12</sup> See Barajas *et al.* (2000)

<sup>13</sup> Argentina, Brazil, Chile, Costa Rica, el Salvador, Mexico and Peru were studied as well.



the loan market shows a less competitive behavior close to a monopolistic competition structure.

To summarize, the existing empirical literature leaves clear three ideas: i) that the Colombian banking sector is one of the less competitive markets of Latin America; ii) that the deposit market is more competitive than the loan market; iii) and finally, that the loan market presents a monopolistic competition market structure. Nevertheless, as pointed out in the introduction, each of the aforementioned models focus traditionally in a national measure of the market and leaves aside the very likely possibility that banks employ non-price variables as strategic instruments. This article intends to be a contribution in this research, focusing in the evaluation of the competitive conditions within the regions for the Colombian deposit market, for the 1996-2005 period, considering a framework in which banks optimize their profit taking into account spatial variables such as branching network.

#### IV. THE MODEL

We specify a framework derived from a static partial equilibrium oligopoly model inspired by earlier models developed in Freixas and Rochet (1997) and Canhoto (2004). Under this perspective banks operate in the loan, deposit and security market. In the loan and deposit markets there is product differentiation but high substitution elasticity between products, which makes bank's demand for loans and supply for deposits dependent on their own interest rate and on the vector of the rivals' rates. There is separability between the loan and deposit markets and banks act as price-takers in the security market<sup>17</sup>.

We assume as well a two-stage model in which banks have two strategic variables: interest rates and

number of branches in each region. In this context, each bank chooses their loan and deposit interest rates to satisfy its objective function in the first period following a Bertrand model. For the second period, given the optimal interest rate, each bank determines the optimal number of branches for each region. More specifically, each bank establishes the same interest rate in all of its branches, which is a way of maintaining the interrelations among different regional markets in the theoretical perspective<sup>18</sup>. The Bertrand model was applied because as Chiappori *et al.* (1993) argue, prices should be considered as the main instrument of competition between financial institutions.

#### A. First Period

Given the assumptions mentioned before, each bank chooses the interest rate that maximizes its national profit function in the first period. In this way, the profit function of the bank  $i$  for the first period would be given by:

$$\Pi_i = r_i^l L_i + (r^s(1-p) + mp - r_i^d) D_i - C_i(D_i, L_i, S_i, n_i) \quad (1)$$

where  $L_i$ ,  $S_i$  and  $n_i$  represent respectively, the amount of loans, the net holding of securities and the quantity of deposits received by the bank  $i$ ,  $r$  stands for the interest rate in each market,  $p$  is the reserve requirement rate,  $m$  is the return on these reserves,  $n_i$  represents the number of branches that the bank  $i$  has in the

<sup>17</sup> The assumption of separability between markets has been used widely in the literature. For instance Chiappori, Perez-Castillo, and Verdier (1993) and Barros (1997) use this assumption to analyze the deposit market.

<sup>18</sup> In Colombia each bank establishes a reference deposit rate for the whole country. Then, each branch of the bank has the possibility of fixing a rate that differs in a small margin from the fixed rate. However, there is no existing data of these margins.

whole country, stands for the variable costs, which are assumed to be separable for each activity.

The assumption about separability for the loan and deposit markets allows us to specify the supply of the deposits for the bank  $i$  as:

$$D_i = D_i(r_i^d, r_{-i}^d, z_i) \quad (2)$$

where  $r_{-i}^d$  represents the vector of deposit rates set by the rivals in the market and  $z_i$  stands for other exogenous variables that affect the supply for deposits of the bank. In this context, all the rivals' interest rates determine the deposits supply for each bank  $i$  which constitutes in itself a very complicated problem. To simplify it we employ Canhoto's methodology, who replaces the individual rivals' interest rate by a weighted average, such that:

$$r_{-i}^d = \sum_{j \neq i} \left( \frac{D_j}{\sum_{j \neq i} D_j} \right) r_j \quad (3)$$

Given this definition, theory states that the amount of deposits supplied by the public to the bank  $i$  will increase if its own interest rate goes up and that it will decrease if the rivals' weighted average increases. With the above specifications for the deposit supply and the profit function, the first order condition for the deposits interest rate is given by:

$$r_i^{*d} = (r8(1-p) + mp \frac{dC_i(D_i)}{dD_i}) - D_i \lambda \quad (4)$$

where  $\lambda$  can be written as:

$$\lambda = \frac{\partial r_i}{\partial D_i} = \frac{1}{\left( \left( \frac{dD_i}{dr_i^d} \right) + \left( \frac{\partial D_i}{\partial r_{-i}^d} \right) \left( \frac{\partial r_{-i}^d}{\partial r_i^d} \right) \right)} = \frac{1}{\left( \left( \frac{\partial D_i}{\partial r_i^d} \right) + \left( \frac{\partial D_i}{\partial r_{-i}^d} \right) (\lambda) \right)} \quad (5)$$

In this expression, the parameter  $\lambda = \frac{\partial r_{-i}^d}{\partial r_i^d}$  represents the conjectural parameter of the firm, defined as the change in the interest rates of other firms anticipated by the focus firm in response to an initial change in its own rate. As can be seen in equations (4) and (5), ceteris paribus, the value of this parameter defines if the interest rate on deposits is higher or lower. Given that in a more competitive market the bank  $i$  will offer higher deposit rates, contains relevant information of the level of competition of the market<sup>19</sup>. More explicitly, the case where takes the value of zero represents the Nash equilibrium<sup>20</sup>. If a determined value of takes a negative value the interest rate on deposits is higher which would mean that we are in a more competitive environment than the Nash equilibrium, on the contrary, positive values of should be analyzed carefully. For values of  $\lambda$  that are bigger than one ( $\lambda > 1$ ), the interest rate of deposits is smaller than the value it would take under the Nash equilibrium, therefore, this scenario is consistent with a collusive market structure. However, when  $\lambda$  is between zero and one ( $0 < \lambda < 1$ ), the interest rate for the Nash equilibrium (when  $\lambda = 0$ ) must be compared with the value of the interest rate obtained with the estimated value, to state if the interest rate would be higher or lower, and in this way, determine if we are in a scenario more or less competitive than the Nash equilibrium.

<sup>19</sup> We expect that if interest rates are higher than the value they would take in the Nash equilibrium banks are willing to sacrifice surplus to gain deposits, that behavior is in line with a more competitive market, whereas, if interest rates are lower than the value they would take in the Nash equilibrium, banks are capable of keeping higher surplus that they take away from the depositors, that behavior would be consistent with a less competitive market.

<sup>20</sup> In this scenario, the representative bank is not reacting to what it expects its competitors will do, and therefore, the banks are in a situation where they will not benefit by changing its strategy while the others keep their strategies unchanged.

It is important to clarify the difference between the Nash and the competitive equilibrium. On one hand, the Nash equilibrium is a situation in which no firm can benefit by changing his strategy while the others keep their strategies unchanged. On the other hand, a competitive equilibrium consists of a vector of prices that clears the market, equating the aggregate demand and supply. From these definitions, we may conclude that the Nash equilibrium is more realistic given the fact that it allows for an outcome characterized an equilibrium with imperfect competition. Therefore, we use it as the reference situation.

Likewise, although the credit market is not of our interest in this paper, it is important to take into account that banks would also choose the loan interest rate in this period using a demand credit function such that:

$$L_i = L_i(r_i^l, r_{Ri}^l, w_i) \quad (6)$$

where  $w_i$  stands for the exogenous variables that affect the loan demand of the bank  $i$ .

## B. Second Period

Once each bank has established the optimal interest rate in the whole territory, it proceeds to determine the optimal number of branches that it must open in each region  $k$ . In this context, the profit function for the bank  $i$  in the region  $k$  is given by:

$$\Pi_{ik} = r_i^l L_{ik} + (r_i^d (1 - p) + mp - r_i^d) D_{ik} - \quad (7)$$

$$C_{ik}(L_{ik}, D_{ik}, S_{ik}, n_{ik})$$

where  $r_i^l$  and  $r_i^d$  represent the optimal interest rates determined in the first period by each bank and  $n_{ik}$  is the number of firms that the bank  $i$  has in the region  $k$ .

Within a particular area of the territory, we expect that banks with more branches would have higher deposit supplies because individuals would have bigger facilities for transactions or to withdraw money from the bank. In this way, the deposit supply for the bank  $i$  would be related positively with its own number of branches ( $n_{ik}$ ) and negatively with the number of branches that the rivals have in the same region ( $n_{-ik}$ ). The above, explains that the deposit supply would be given by:

$$D_{ik} = D_i(r_i^d, n_{ik}, n_{-ik}, z_{ik}) \quad (8)$$

where  $z_{ik}$  represent the exogenous variables that affect the deposit supply for the bank  $i$  in the  $k$  region. From these expressions we derive the first order condition for the number of

$$(r_i^d (1 - p) + mp - r_i^d - \frac{dC_{ik}(D_{ik})}{dD_{ik}}) \Psi = \frac{dC_{ik}(n_{ik})}{dn_{ik}} \quad (9)$$

branches. The latter could be written as: where  $\Psi$  can be expressed as:

$$\Psi = \frac{\partial D_{ik}}{\partial n_{ik}} + \frac{\partial D_{ik}}{\partial n_{-ik}} \frac{\partial n_{-ik}}{\partial n_{ik}} = \frac{\partial D_{ik}}{\partial n_{ik}} + \frac{\partial D_{ik}}{\partial n_{-ik}} \phi \quad (10)$$

As in the first period, in this expression the parameter  $\Psi$  represents the conjectural parameter of the bank  $i$  in the  $k$  region, which in this period is defined as the change in the number of branches of other firms anticipated by the focus firm in response to an initial change in its own number of branches. If this conduct parameter has a nil value ( $\Psi = 0$ ) it would describe a scenario consistent with the Nash equilibrium. If it has a positive value ( $\Psi > 0$ ) it would reveal a less competitive scenario than the Nash equilibrium, because as it is shown in equation (9) and (10), it will indicate that the representative bank is investing a less quantity of money per branch

(which is interpreted as a lower quality per branch, a lower service level). On the contrary, it would indicate a scenario more competitive than the Nash equilibrium ( $\psi < 0$ ) given that the representative bank has a higher cost per branch (which is interpreted as high quality per branch, a higher service level).

To summarize, the framework described above generates one first order condition for each period derived from the interaction of the deposit supply and the marginal cost of the deposits in the profit function. These two functions would allow to test for banks' behavior within the regions, in particular, we would be able to determine the local areas in which banks have market power within the country by analyzing the numerical value of  $\psi$  in each region.

## V. EMPIRICAL IMPLEMENTATION

### A. Functional Forms

The model is estimated in two stages that correspond to each of the periods mentioned in the last section. The empirical implementation for the model in the first period follows closely the one made in Canhoto (2004), in this context, the specification of the deposit supply and the marginal cost of the deposits is given by the following expressions:

$$D_i = a_0 + a_1 r_{Ri}^d + a_2 r_{Ri}^d + a_3 gdp + a_4 emp_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$\frac{dC_i(D_i)}{dD_i} = MC_i = b_0 + b_1 w_l + b_2 w_k + b_3 D_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

where  $gdp$  represents the gross domestic product of the whole area,  $emp$  is the total number of employees of the bank  $i$ ,  $w_l$  and  $w_k$  stand for the price of labor and physical capital, respectively, and finally  $\varepsilon_i$  and  $\varepsilon_i$  represent the error terms<sup>21</sup>. Theory predicts, *ceteris paribus*, that the deposit supply of the bank  $i$  would depend positively of its own interest rate and of the

$gdp$ , while on the contrary, it would be inversely related with the weighted average of the rivals' rates. The number of employees is an exogenous variable that accounts for the size of the firms in the market and is expected to increase with the amount of deposits supplied to the focus bank<sup>22</sup>. The marginal costs are positively related with the price of labor and physical capital, thus we will expect positive signs for  $a_1$  and  $a_2$ . On the other hand, the sign of  $a_3$  would depend of the returns of scale of the bank  $i$ .

The following equations are specified as well for the empirical implementation of the model for the second period:

$$D_{ik} = c_0 + c_1 r_i^d + c_2 n_{ik} + c_3 n_{ik} + c_4 gdp + \quad (13)$$

$$c_5 \left( \frac{pop_k}{km_k^2} \right) + \mu_i$$

$$\frac{dC_i(D_i)}{dD_i} = MC_{ik}^d = f_0 + f_1 w_l + f_2 w_k + f_3 D_{ik} + v_i \quad (14)$$

In the case of the regional deposit supply the interest rate that the bank chose in the first period is taken as given, expecting a positive sign for  $c_1$  taking into account that the interest rate has relevance at the regional level as well. As pointed out in a previous section, the amount of deposits in each region is expected to increase with the number of branches and, on the contrary, it is expected to decline if the rivals of the bank  $i$  set up more branches. As in the first period, we include the general domestic product

<sup>21</sup> The stochastic errors are assumed to be normally distributed.

<sup>22</sup> In order to overcome the NEIO assumption that states that the marginal cost cannot be directly observed within firms' behavior we would not estimate it in an independent way. See Canhoto (2004) and Bresnahan (1982).

because it explains important fluctuations of the individuals wealth and of their deposits, and finally, the variable population per square kilometer was included to control for region size. For the regional marginal costs of the bank  $i$  the same variables of the first period were taken, however, now they stand for a regional dimension. In this way, the expected signs of the parameters are positive for and.

## B. Sample and Data

The data employed for the estimation of the model covers the period between January 1994 and September 2005, and has a quarterly frequency obtained from the information published by the Colombian Financial Superintendency<sup>23</sup>. The sample includes 26 banks, that account for the 94.4 % of the deposit Colombian banking system throughout the indicated period.

Proxy variables were constructed for the input prices. The labor price was calculated by dividing labor expenditures by the number of employees for each bank and the capital price was represented by the sum of administrative expenditures, capital depreciation and the income tax paid divided by the total fixed assets. On the other side, the deposit interest rate was represented by the ratio between the interest expenditures and the total amount of deposits taken from the bank's balance sheets and the loss and profit accounts<sup>24</sup>. For the regional and subregional input prices we took the product of a constructed

weight for each bank in each area and the country input prices. Additionally, the security's market rate is measured by the interbank money market rate<sup>25</sup>. Finally, information concerning the gross domestic product, the inhabitants and the square kilometers of each local market needed to estimate the demand and cost functions was taken from the information published by the National Department of Statistics (DANE) and the Colombian atlas of the geographical institution Agustín Codazzi for 2005.

## C. Data Analysis

Given that for the first time there is available data to describe the banking system throughout the country, we spend this subsection analyzing it. More specifically, we study the information concerning the spatial concentration of banks and the weight of each area in the country deposit market to get a more accurate characterization of the Colombian scenario. In order to examine these characteristics we divide the country in regions and subregions. For the regional division we follow traditional geography which divides the country in five areas: Amazonic, Orinoquia, Pacific, Carribean and Andean. On the other side, to obtain the subregions we used the political division of the country which splits Colombia in 32 areas and the capital city, Bogotá (see Graph 1).

To analyze the spatial concentration of banks we use the total number of branches per a 100,000 habitants as a measure. Firstly, we calculate it for the regional scenario. As Table 1 shows, the variable reveals that the area with the highest branch concentration for 1996 was the Andean (5.13), followed in order by the Pacific (4.1), Caribbean (3.74) and Amazonic

---

<sup>23</sup> The information is available in the web page of the Financial Superintendency: <http://www.superfinanciera.gov.co/>

<sup>24</sup> This type of estimation for the interest rates has been applied widely in the empirical literature. For instance see Barajas *et al.* (2000), Reyes (2004), Uchida and Tsutsui (2005) and Salamanca (2005).

---

<sup>25</sup> We assume as well that the reserve requirement rate tends to zero, which would mean that  $m = 0$ .

## Graph 1. POLITICAL AND REGIONAL DIVISION OF COLOMBIA



Source: Authors' estimates.

**Table 1. SPATIAL DISTRIBUTION FOR REGIONS**

Región	1996		2005	
	Bra /100,000 hab.	Population	Bra /100,000 hab.	Population
Andean	5.13	23,052,579	6.31	26,802,092
Pacific	4.10	6,977,005	4.62	8,092,164
Orinoquia	3.74	1,177,549	6.84	1,475,815
Caribbean	3.16	6,745,027	4.21	7,987,971
Amazonic	1.98	910,563	3.44	1,134,102

Source: DANE, Superintendencia Financiera, Authors' estimates

(1.98) regions. However, for 2005, the order changes and Orinoquia takes the first place, duplicating the value that it had in the first year of study (6.84). This table shows as well, the poor financial development of the Amazonic region, that had the lowest number of branches per habitant in the country through the whole period in study. Furthermore, we calculate

the variable for each of the subregions for 1996 and 2005, the results are presented in Tables 2 and 3. On one hand, Table 2 shows that the departments with more branches per habitant for 1996 were Atlántico (37.18), San Andrés (12.17) and Bogotá (8.51), while

**Table 2. SPATIAL DISTRIBUTION FOR DEPARTMENTS IN 1996**

Region/subregion	Population	Bran/100,000 hab.
<b>Amazonic</b>		
Amazonas	62,823	3.18
Caqueta	386,157	2.85
Guaviare	104,825	0.95
Putumayo	297,134	1.35
<b>Andean</b>		
Antioquia	4,987,824	5.15
Bogotá	5,815,511	8.51
Boyacá	1,323,093	4.76
Caldas	1,055,143	5.02
Cundinamarca	1,967,873	3.81
Huila	870,377	3.33
Norte de Santander	1,227,641	2.20
Quindío	519,509	3.66
Risaralda	879,352	2.50
Santander	1,861,391	4.46
Tolima	1,281,504	4.68
<b>Caribbean</b>		
Atlántico	207,099	37.18
Bolívar	1,946,374	2.21
Cesar	892,992	2.69
Córdoba	1,263,361	1.58
Guajira	450,541	3.33
Magdalena	1,184,269	1.86
Sucre	734,641	1.63
<b>Orinoquia</b>		
Arauca	207,099	2.90
Casanare	253,682	3.94
Meta	646,348	4.18
Vichada	70,420	1.42
<b>Pacific</b>		
Cauca	1,171,747	1.45
Chocó	403,266	0.74
Nariño	1,513,005	1.45
Valle	3,888,987	6.27
<b>San Andres</b>		
San Andres	65,750	12.17

Source: Authors' estimates.

the least concentrated were Chocó (0.74), Guaviare (0.95) and Putumayo (1.35). On the other hand, Table 3, reveals that in 2005 the subregions with the highest values were in order Nariño (70.74), Bogotá

**Table 3. SPATIAL DISTRIBUTION FOR DEPARTMENTS IN 2005**

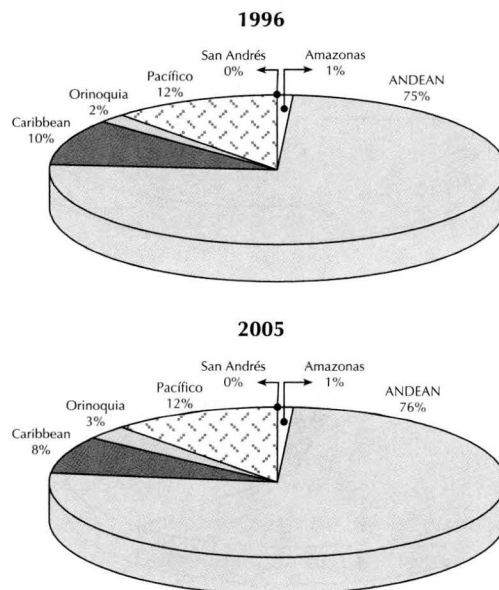
Region/subregion	Population	Bran/100,000 hab.
<b>Amazonic</b>		
Amazonas	80,487	3.73
Caqueta	465,078	4.30
Guainia	133,411	0.75
Guaviare	378,790	0.53
Putumayo	5,761,175	0.21
Vaupés	7,185,889	0.01
<b>Andean</b>		
Antioquia	1,413,064	24.13
Bogotá	1,172,510	52.11
Boyaca	2,340,894	4.66
Caldas	996,617	5.92
Cundinamarca	1,494,219	10.77
Huila	612,719	9.79
Norte de Santander	1,025,539	4.88
Quindio	2,086,649	1.39
Risaralda	1,316,053	3.19
Santander	281,435	47.26
Tolima	2,370,753	4.09
<b>Caribbean</b>		
Atlántico	1,053,123	9.97
Bolívar	1,396,764	4.44
Cesar	526,148	6.65
Córdoba	1,406,126	3.63
Guajira	870,219	1.72
Magdalena	281,435	13.15
Sucre	325,389	9.53
<b>Orinoquia</b>		
Arauca	772,853	1.42
Casanare	96,138	28.08
Meta	1,367,496	4.24
Vichada	416,318	1.20
<b>Pacific</b>		
Cauca	1,775,972,807	2.76
Chocó	4,532,378	0.29
Nariño	83,403	70.74
Valle	4,532,378	5.58
<b>San Andres</b>		
San Andres	83,403	9.59

Source: Authors' estimates.

(52.11) and Santander (47.26), whereas, the ones with the lower values were Chocó (0.29), Putumayo (0.21) and Vaupés (0.01). When we check for the banks with the higher number of branches within the country, we found that the Banco de Bogotá (343), Bancafé (297) and Banco Ganadero (163) had the biggest numbers for 1996. Nevertheless, for 2005, the banks that had more branches were the Banco Agrario (723) and Bancolombia (379).

On second place, to analyze the weigh of each area in the country deposit market we employ a simple ratio of the total deposits of the area and the total deposits of the country. As we did for the number of branches per 100,000 habitants we also calculated this variable for the regional and subregional dimensions. For the regional division, as Graph 2 presents, in 1996 the Andean region accounted for 75% of the deposit market, while the Pacific, Carib-

**Graph 2. DISTRIBUTION OF DEPOSITS FOR EACH REGION**



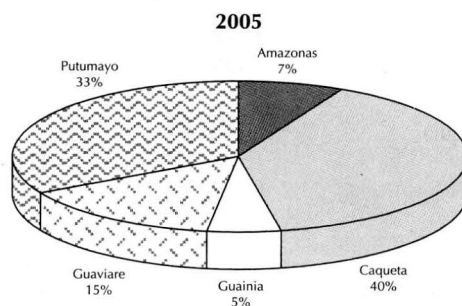
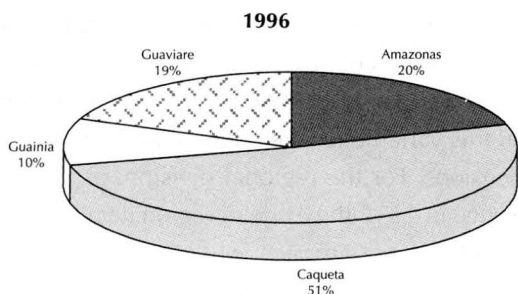
Source: Authors' estimates.

bean and Orinoquia regions stand for the 12, 10 and 2% of the market, respectively. For 2005, the scenario is quite the same given that the Andean region represents 76%, and the Pacific, Caribbean and Orinoquia accounted for a 12, 8 and 3% of the market. It is worth mentioning that the Amazonic region reduced its market participation from 3 to almost zero percent between these two years.

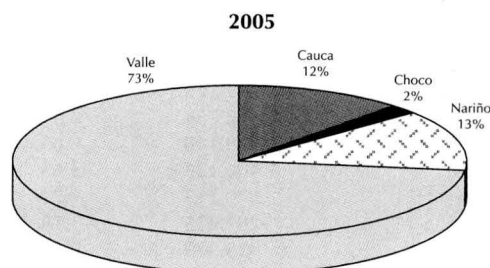
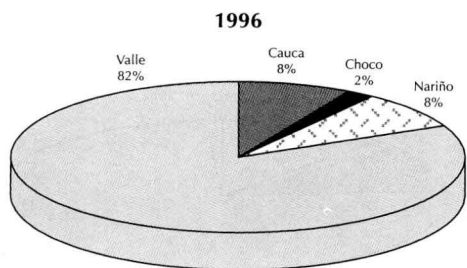
More deeply, the weigh of each department inside each of the regions is presented in Graph 3. For the Amazonic region, we found that the most important subregions are Caquetá, (which reduced its share in the market between 1996 and 2005) and Putumayo (area that gain importance through the period in study). In the Orinoquia region for 2005, the biggest markets were Meta and Casanare, while

**Graph 3. DISTRIBUTION OF DEPOSITS WITHIN EACH REGION**

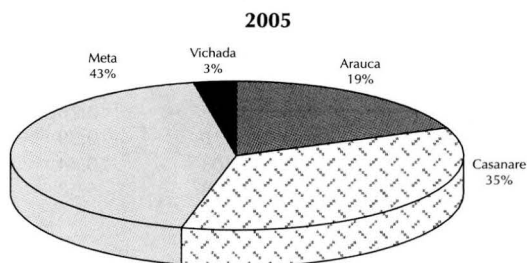
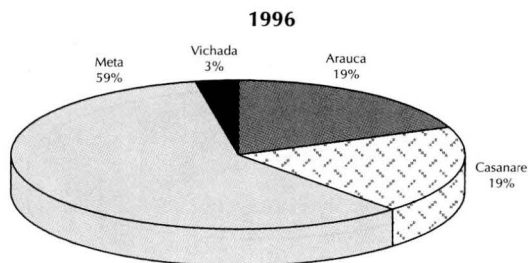
**Amazonic Region**



**Pacific Region**



**Orinoquia Region**

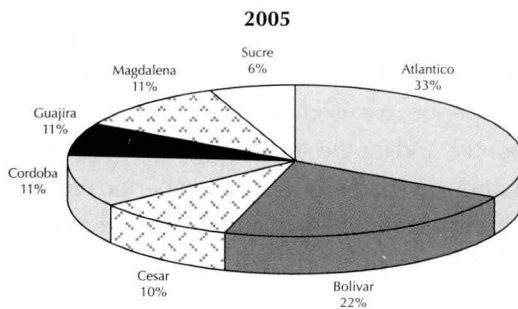
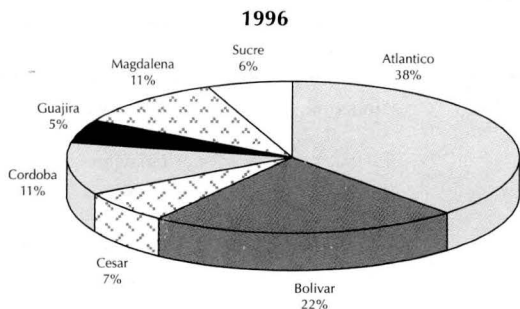


Source: Authors' estimates.

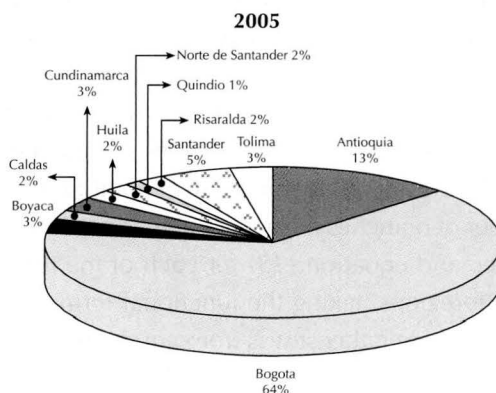
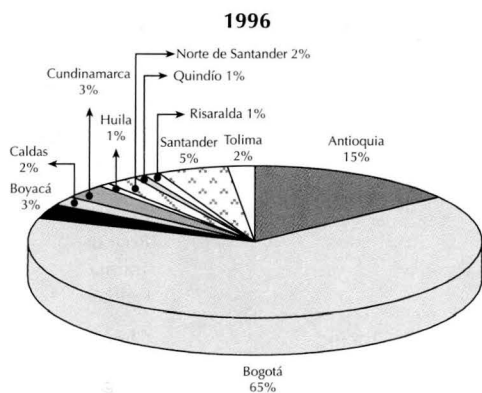


### Graph 3. DISTRIBUTION OF DEPOSITS WITHIN EACH REGION (Continued)

#### Caribbean Region



#### Andean Region



Source: Authors' estimates.

for the Caribbean region, Atlántico was the most important. Finally, in the Andean region the most relevant market in 2005 was Bogotá accounting

64% of the market of this region. For a brief summary of the variable used for the empirical estimation see Table 4.

**Table 4. COLOMBIAN BANKING: SAMPLE DESCRIPTIVE STATISTICS FOR 1996 AND 2005**

	1996		2005	
	Average	Median	Average	Median
Deposits	445973323.4	313469448.5	3137285066	1943985681
$w/l$	37549.06135	22274.36581	46918.11174	20275.22707
$w/k$	2.666434695	2.647224659	3.806171451	3.514046784
$r^d$	0.186013163	0.188642616	0.052052311	0.050732414
Branches	79.63636364	27	170	123

Source: Authors' estimates.

## D. Estimation

As pointed out the model was estimated in two stages, one concerning each period. In both periods, time-series and cross section data were pooled<sup>26</sup>. In the first period, we used aggregated data for the whole country, and for the second period, we made two estimations. In part A of the second period we divide the country in five regions and in part B the country was divided in 33 subregions (see Table 5).

For the first period we estimate the equation that specifies the first order condition for the deposit interest rate (4.4) and the demand equation (11) by full information maximum likelihood method, taking the functional form for the marginal cost from equation (12). Using the same method, for the second period we estimate as well the first order condition for the number of branches in each local market (4.9), and the demand equation (13) for each of the regions and subregions, taking the functional form for the regional marginal cost was from equation (14).

## E. Results

Tables 6, 7, 8 and 9 present the results of the complete estimation of the two period model. For the first period (Table 6) we obtained parameters that are statistically significant and consistent with the microeconomic theory. For the deposit supply, the partial derivative with respect to the own interest rate is positive, while the partial derivative with respect to the weighted average of the rivals interest rate is negative. Additionally, the relation between the deposit supply and the general domestic product is positive, and the coefficient for the number

<sup>26</sup> This estimation follows the procedure applied in Canhoto (2004).

**Table 5. TERRITORY DIVISIONS TAKEN FOR THE ESTIMATION**

Period 1	Period 2	
	Part A	Part B
Colombia	Amazonic	Amazonas
		Guainia
		Guaviare
		Vaupes
		Caqueta
	Putumayo	
	Orinoquia	Arauca
		Casanare
		Vichada
		Meta
	Andean	Antioquia
		Santander
		Norte de Santander
		Boyaca
		Cundinamarca
Huila		
Risaralda		
Quindio		
Bogota		
Tolima		
Caldas		
Pacific	Choco	
	Valle	
	Cauca	
	Nariño	
Caribbean	Guajira	
	Cesar	
	Magdalena	
	Atlantico	
	Bolivar	
	Sucre	
	Cordoba	

Source: Authors' estimates.

of employees reveals that larger firms face bigger deposits supply. For the marginal cost function the results are as well satisfactory showing positive signs for  $b_1$ ,  $b_2$  and  $b_3$ .

For this estimation, the conjectural parameter rejected the existence of market power in the deposit

**Table 6. ESTIMATION RESULTS FOR THE FIRST PERIOD**

Parameters	Estimate	St. Error	T-statistic	p-value
$a_0$	3.91E+08	4.79E+08	0.817193	0.414
$a_1$	1.62E+09	7.61E+08	2.13157	0.033
$a_2$	-1.22E+10	1.03E+09	-11.9066	0.000
$a_3$	55.8835	20.0602	2.78579	0.005
$a_4$	478833	21222.9	22.5621	0.000
$b_0$	-0.99722	0.0892	-11.1796	0.000
$b_1$	7.83E-03	1.76E-03	4.43983	0.000
$b_2$	0.016598	4.22E-03	3.93026	0.000
$b_3$	0.037086	4.21E-03	8.80852	0.000
$\gamma$	-2.6108	0.395549	-6.60044	0.000

Source: Authors' estimates.

market, given that the estimate was less than zero. This result is in line with the empirical research made for the Colombian deposit market in which Estrada (2005) and Salamanca (2005) who have found evidence of a market structure more competitive than the Nash equilibrium for the deposit market<sup>27</sup>.

On the other side, the results for the estimation of the part A of the second period, in which the country was divided in five regions, are presented in Table 7. We made two estimations for the Andean region, Andean 1 includes the capital city of the country and Andean 2 does not includes it. For this division we found non significant parameters for the Amazonas and

the Orinoquia regions, which could be explained by the size of the markets and its poor development. For the other regions, most of the parameters were significant and showed the expected signs<sup>28</sup>. With respect to the conjectural parameters ( $\psi$ ), we found

<sup>27</sup> In the international literature Bikker and Haaf (2000) found also evidence of competitive behavior for the deposit market in a group of European countries.

that all the regions appear to have competitive markets<sup>29</sup>. More specifically, the Caribbean region appeared to have the lower conjectural parameters ( $\psi = -1023.8$ ), followed by the Pacific ( $\psi = -962.381$ ) and Andean1 ( $\psi = -640.028$ ).

The results concerning the estimation of the second period in a more disaggregated approach are presented in Tables 8 and 9. For this phase, the parameters could not be estimated or were non significant for Arauca, Casanare, Guainía, Chocó, Guaviare, Quindío, Sucre, Tolima, Vaupés, Meta, Huila y Putumayo. For the rest of the subregions the conjectural parameters were significant and signs were consistent with theory. In this estimation we found some areas that present evidence of market power. More specifically, we found that Caquetá ( $\psi = 2569$ ), Cauca ( $\psi = 1848$ ) and Norte de Santander ( $\psi = 793$ ) are the less competitive subregions of the country.

Summarizing, although we found evidence of a competitive national deposit market, when we analyze the market in a more disaggregated approximation we found that there are some subregions that present evidence of market power. In particular, we found that Caquetá, Cauca and Norte de Santander present collusive market structures in their deposit markets. In this context, within these regions regulation policies should be carefully addressed to avoid bigger market structure problems, or even better, to improve competitive conditions. Finally, these results prove that market structure is not properly analyzed in very

<sup>28</sup> There are some problems with the signs of some parameters in the marginal costs. However, problems that concern incoherence of the coefficients of the marginal costs are common in the literature of conjectural parameters.

<sup>29</sup> Excluding Orinoquía and Amazonas in which was not significant.

**Table 7. ESTIMATION RESULTS FOR THE SECOND PERIOD - PART A**

Parameters	Amazonic		Andean 1		Andean 2	
	Estimate	p-value	Estimate	p-value	Estimate	p-value
$c_0$	-353255000	0.000	-15951300000	0.000	-15013400000	0.000
$c_1$	-123417000	0.000	3640080000	0.000	6312990000	0.000
$c_2$	19638.3	0.073	3992670	0.000	2298570	0.000
$c_3$	-2438440	0.000	-381673	0.000	-251509	0.000
$c_4$	1.18294	0.232	49.0959	0.005	40.5938	0.004
$c_5$	171422000	0.000	137024000	0.000	144218000	0.000
$f_0$	-73.0769	0.986	-0.17727	0.000	-0.158849	0.000
$f_1$	-7.55544E-07	0.986	5.9972E-11	0.000	1.75692E-10	0.000
$f_2$	0.050331	0.986	-9.37909E-09	0.062	-7.00704E-08	0.493
$f_3$	-621.666	0.986	-0.000963456	0.684	-0.062934	0.000
$\phi$	-0.00308063	0.996	-640.028	0.012	-655.235	0.000
Parameters	Caribbean		Orinoquia		Pacific	
	Estimate	p-value	Estimate	p-value	Estimate	p-value
$c_0$	-2187690000	0.000	-3838010000	0.000	-7430000000	0.000
$c_1$	949286000	0.000	3656240000	0.000	4180000000	0.000
$c_2$	5.05E+05	0.000	218439	0.000	610217	0.000
$c_3$	-1.70E+05	0.000	-70935.7	0.039	-193789	0.003
$c_4$	7.49424	0.008	5.43705	0.497	14.1772	0.079
$c_5$	3.60E+07	0.000	639067000	0.000	117000000	0.000
$f_0$	-0.170694	0.000	-0.150246	0.000	-0.189509	0.000
$f_1$	5.54E-10	0.000	1.70501E-09	0.000	5.87E-10	0.000
$f_2$	-1.55E-07	0.039	-6.53394E-07	0.889	0.000000382	0.066
$f_3$	-0.073643	0.000	-0.833892	0.000	-0.124972	0.000
$\phi$	-1023.81	0.000	-4841.54	0.186	-962.381	0.000

Source: Authors' calculations.

big markets were the results are too general and may lead to wrong regulatory measures.

## VI. CONCLUDING COMMENTS

The purpose of the proposed model was to test for competitive conditions in Colombia in a more disaggregated approach, in order to state if the conclusions obtained by studying each region and subregion of the country are different from the ones obtained by the analysis of the whole national markets. Our

empirical results for the first period reveal, that the deposit market in the whole country is characterized by a competitive market structure. In this same way the results show that the deposit market of the Caribbean, Pacific and Andean regions are as well competitive markets. However there are some local areas that present evidence of market power. In particular, we identify three critical markets: Caquetá, Cauca and Norte de Santander. Therefore, regulation policies should be carefully addressed in these three critical markets to avoid bigger competition problems.

**Table 8. ESTIMATION RESULTS FOR THE SECOND PERIOD - PART B**

Department	$c_0$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_5$
Amazonas	-2.40E+08	3.01E+08	NE	881994	0.149872	**3.3E+08
Antioquia	*-1.8E+10	*1.2E+10	*5758330	*-241150	**33.2666	*1.9E+08
Arauca	-9.81E+09	1.50E+10	1.60E+06	-1.98E+06	3.18E+01	7.41E+08
Atlantico	*-2.6E+08	*1.9E+08	*5674000	*-329296	0.932553	*3629370
Bogota	*-7.3E+09	*2.8E+09	*12257800	*-700903	**24.3169	*1899800
Bolivar	*-5.8E+08	*3.6E+08	*1526000	-47051.3	*2.16744	*6187480
Boyaca	*-3.1E+09	*7.0E+08	*2121770	*-220286	2.8152	*51362900
Caldas	*-9.3E+08	*3.8E+08	*5187030	-46034.3	*1.94209	*6071100
Caqueta	*-1.1E+08	*3.7E+07	*513298	113611	0.310923	*23278400
Casanare	*-1.6E+13	*1.9E+13	340209	-85781	63355.5	1.93E+12
Cauca	*-5.8E+08	*3.3E+08	*2155520	*138265	2.01306	*12148100
Cesar	*-3.1E+09	*1.2E+08	*2359800	*-300152	*0.945732	*7243140
Choco	-1.13E+10	2.83E+09	604323	906076	5.70251	1.25E+09
Cordoba	*-4.2E+09	*2.1E+09	*1833920	*-280249	5.746	*73730600
Cundinamarca	*-2.8E+09	*2.1E+09	*2032240	*-270290	*7.82205	*27773700
Guainia	4.51E+09	-1.98E+10	NE	5.55E+06	-44.3583	-5.26E+09
Gua jira	*-1.3E+09	*8.4E+08	*3034290	*-1471290	2.5893	*52676800
Guaviare	-2.79E+08	**3.6E+08	NE	1.08E+07	1.86025	9.78E+07
Huila	*-5.5E+08	*1.5E+08	*909407	**-77094.7	*1.39148	*11355100
Magdalena	*-2.9E+08	*1.2E+08	*2025630	*-155761	*1.01577	*4957050
Meta	*-1.6E+08	-7.09E+07	64280.8	1381.43	-1.46073	*28210500
Norte de Santander	*-3.7E+08	*2.1E+08	*2543610	226277	1.02662	*5426890
Nariño	-3.57E+09	2.75E+09	*596128	-22548.4	7.65294	6.32E+07
Putumayo	*-1.6E+08	-1.42E+08	*-2697530	-718168	1.33806	*14268200
Quindio	-3.03E+10	2.80E+10	170835	-3.81E+04	62.862	8.41E+07
Risaralda	*-3.7E+08	*1.4E+08	*5797340	*-226826	*0.82286	*1528390
Santander	*-1.4E+10	*1.2E+10	*2207590	*-881473	*29.2664	*271441000
Sucre	*4.3E+13	-1.15E+14	68507.1	-2.04E-05	*-1368370	-638617
Tolima	-5.71E+11	8.66E+10	*1207020	-194246	253.833	1.01E+10
Valle	*-4.8E+09	*2.6E+09	*5288270	*-307278	*10.0526	*23266300
Vaupés	3.06E+09	-1.48E+10	NE	NE	-27.8194	-3.64E+09
Vichada	*-2.5E+08	*3.7E+08	-2.40E+06	5.98E+06	-1.04607	*305058000

Source: Authors estimates.

**Table 9. ESTIMATION RESULTS FOR THE SECOND PERIOD - PART B**

Department	$f_0$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$\Psi$
Amazonas	**4585150	5234.24	1.20E+08	*-0.854899	NE
Antioquia	*-0.161108	*2.01295E-06	*-0.604809	*1.00212E-09	** -1253.02
Arauca	*-0.138958	-1.95E-05	*-1.16669	*3.57453E-09	-97.2559
Atlántico	*-0.157279	*-0.400559E-07	*-0.079261	*1.07066E-09	*460.717
Bogotá	*-0.177302	**9.22785E-09	-1.04E-03	*9.5709E-11	*-399.093
Bolívar	*-0.21762	-4.36E-08	*-0.109921	*3.81219E-19	*-3683.01
Boyacá	*-0.134089	*-1.33349E-05	*-0.410156	*1.47714E-09	*928.902
Caldas	*-0.128577	1.52E-07	*1.52078E-07	*1.02645E-09	*-2649.84
Caquetá	*-0.187033	*-0.0000563726	6.68E-02	*8.17598E-09	*2569.62
Casanare	-0.269125	-1.91E-04	-5.94347	1.18E-08	-8527.9
Cauca	*-0.152278	*-0.0000126883	*-0.498274	*2.83899E-09	*1848.01
Cesar	*-0.150596	*-0.0000164335	*-0.716753	*3.54418E-09	*-822.75
Chocó	*-0.188187	-8.30E-06	-1.52325	*7.9E-09	376.096
Córdoba	*-0.170218	-8.82E-06	*-3.65047	*7.02E-09	*-872.336
Cundinamarca	*-0.157036	*-0.00000245623	*-0.328134	*1.5E-09	*-993.436
Guainía	-3.15E+08	-275714	-1.28E+10	33.3261	NE
Guajira	*-0.127416	*-0.0000873574	*-2.56471	*4.9E-09	*-194.757
Guaviare	7.77E+06	4181.19	4.49E+07	*-0.639803	NE
Huila	*-0.154926	*-0.0000190607	*-0.24298	*2.9E-09	-6113.07
Magdalena	*-0.184234	*-0.00000710101	-0.033951	*4.7E-09	** -2401.99
Meta	-4.04133	2.84E-04	-36.8656	-8.55E-08	189.064
Norte de Santander	*-0.174544	*-0.00000303999	*-0.508143	*2.82197E-09	*793.597
Nariño	*-0.170376	*0.0000026164	*-0.747875	*3.01824E-09	*-8932.56
Putumayo	-0.349578	-3.09E-03	42.1371	1.53E-07	-3.00581
Quindío	*-0.085774	*0.0000469452	*-3.50385	*2.29446E-09	*-2053.27
Risaralda	*-0.146353	-1.18E-07	-0.021445	*9.76345E-10	*-481.207
Santander	*-0.178559	*0.00000602752	*-0.763949	*2.03916E-09	*-238.119
Sucre	-1.36E+09	-733.949	-2.88E+07	77.5182	-8.46E+13
Tolima	1.79731	4.65E-05	-17.4433	1.69E-08	-12009
Valle	*-0.181632	*0.000000328566	*-0.106415	*6.48948E-10	*-578.46
Vaupés	-2.95E+08	65414.1	-9.73E+09	22.0264	NE
Vichada	-0.122635	-5.10E-04	-14.8492	1.53E-08	-32.1951

Source: Authors estimates.

## REFERENCES

- Angelini, P., and Cetorelli, N. (2000), Bank competition and regulatory reform: the case of the Italian banking industry. Federal Reserve Bank of Chicago.
- Barajas A., Salazar, N. and Steiner, R. (1999), Interest spreads in banking in Colombia: 1974-1996. Staff Papers, International Monetary Fund.. Vol. 46.
- Barajas, Salazar and Steiner (2000), The impact of liberalization and foreign investment in Colombia's financial sector. Journal of Development Economics. Vol.63, pp. 157-196.
- Barros, P. (1997), Multimarket competition in banking, with an example from the Portuguese market International Journal of Industrial Organization. Vol.17, pp. 335-352.
- Berg S. A., and Kim M. (1994), Oligopolistic interdependence and the structure of production in banking: An empirical evaluation. Journal of Money, Credit and Banking. Vol.26 pp. 309-322.
- Berg S. A., and Kim M. (1996), Banks as multioutput oligopolies: An empirical evaluation of the retail and corporate banking markets. Federal reserve bank of Chicago.
- Bikker J. A., and Haaf, K.(2000), Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. Economic Letters. Vol.10, pp. 87-92.
- Bowley, A. (1924), The mathematical groundwork of economics. Oxford University Press.
- Bresnahan, T. (1982), The oligopoly solution concept identified. Economic Letters Vol.10, pp. 87-92.
- Cabral, L. (1995), Conjectural variations as a reduced form. Economic Letters. Vol. 49, pp. 397-402.
- Canhoto, A. (2004), Portuguese banking: A structural model of competition in the deposit market. Review of financial economics. Vol. 13, pp. 41-63.
- Canoy, M., Dijik, M., Lemmen, J., Mooji, D., R., and Weigand, J. (2001), Competition and stability in banking. Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Chiappori, P. A., D. Perez-Castrillo, and Verdier D. (1993), Spatial competition in the banking system: Localization, cross subsidies and the regulation of deposit rates. European Economic Review. Vol. 39, pp. 889-918.
- Estrada, D. (2005), Efectos de las fusiones sobre el sector financiero colombiano. Banco de la República de Colombia.
- Frazer and Zakoohi (1998), Geographical deregulation in the U.S. banking markets. Financial Review. Vol.33, pp.85.
- Freixas, X., and Rochet, J. (1997), Microeconomics of banking. Cambridge: MIT Press.
- Frisch, R. (1951), Annual survey of economic theory International Economic Papers. Vol. 1, pp. 23-36.
- Gelos G., and Roldos J. (2002), Consolidation and market structure in emerging markets banking systems. IMF. No.186.
- Gilbert, A. (1984), Bank market structure and competition. Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 16, pp. 205-218.
- Hannan T., And Liang (1993), Inferring market power from time series data. International Journal of Industrial Organization. Vol. 11, No.4.
- Iwata, G. (1974), Measurement of conjectural variations in oligopoly. Econometrica. Vol. 42, No. 5, pp.947-966.
- Kim, M., and Vale, M. (2001), Non-price strategic behavior: the case of bank branches. International Journal of Industrial Organization. Vol. 19, pp. 1583-1602.
- Kim, M., Vivas, A. L., and Morales A. (2003), Multistrategic spatial competition with application to banking. University of Malaga.
- Lau, L. (1982), On identifying the degree of competitiveness from industry price and industrial data. Economic Letters. Vol.10, pp. 93-99.
- Levy, E., and Micco, A. (2003), Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk. Escuela de negocios. Universidad Torcuato Di Tella.
- Mora, H. (2004), E"ficiencia de los sistemas bancarios de los pa"ises miembros del FLAR.
- Neven, D., and Roller, L.(1999), An aggregate structural model of competition in the European banking industry. International Journal of Industrial Organization. Vol.17, pp. 1059-1074.
- Panzar, J., C., and Rosee, J., N. (1987), Testing for monopoly equilibrium. Journal of Industrial Economics. Vol.35, pp. 443-456.
- Reyes, C. (2004), El poder de mercado de la banca privada colombiana. Magister Thesis, Universidad de los Andes.
- Salop, S. (1979), Monopolistic competition with outside goods. The Bell Journal of Economics. Vol. 10, No. 1, pp. 141-156.
- Schmalensee, R. (1989), Good Regulatory Regimes. Rand Journal of Economics. Vol. 20, No. 3, pp. 417-436.

- Salamanca, D. (2005), Competencia en los mercados de crédito y depósitos en Colombia: aplicación de un modelo de oligopolio fijador de precios. Universidad de los Andes.
- Shaffer, S. (1989), Competition in the US banking industry Economic Letters. Vol. 29, pp. 321.
- Shaffer, S. (1993), A test of competition in Canadian banking. Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 25, pp.49-61.
- Swank, J. (1995), Oligopoly in loan and deposit markets: An econometric application to the Netherlands. De Economist. Vol. 143, pp.353-366.
- Suonemin, N. (1994), Measuring competition in banking: A two product model. Scandinavian Journal of Economics. Vol. 96, pp.95-110.
- Toolsema L. (2002), Competition in the Dutch consumer credit market. Journal of Banking and Finance. Vol. 26.
- Uchida, H., y Tsutsui, Y. (2005), Has competition in the Japanese banking sector improved?. Journal of Banking and Finance. Vol. 29.
- Vesala J. (1995), Testing competition in banking: behavioral evidence from Finland. Bank of Finland Studies.



# Flujos de capital y frenazos súbitos: teoría, historia y una nueva estimación

---

César Eduardo Tamayo T.  
Andrés Mauricio Vargas P. <sup>1</sup>

## Abstract

*This paper reexamines the issue of sudden stops based on liquidity problems as their main drivers. We present an extension to the model shown in Rodrik and Velasco (1999), and estimate a probit model for a panel of 39 economies and the 1978-2006 period, in which we follow the quest for the main drivers of capital flows crisis. The main results tend to confirm the illiquidity hypothesis and question the accumulation of Reserves as a sufficient condition to reduce the underlying probability, along the same lines of Calvo (2006). Finally, the data offers a new interpretation to the role of capital account openness in the occurrence of a sudden stop. We show that the estimated probability for Colombia has fallen substantially after rising in the mid 1990's, mainly due to smaller current account deficits and a systematic reduction in short term debt.*

## Resumen

*Este trabajo es una nueva aproximación a la ocurrencia de frenazos súbitos a partir de los problemas de liquidez como su principal determinante. Se presenta una extensión al modelo planteado originalmente por Rodrik y Velasco (1999) y se estima un modelo probit para una muestra de 39 países y el período 1978-2006 en el que se buscan los principales determinantes de la ocurrencia de crisis. Los resultados confirman la hipótesis de iliquidez mientras que cuestionan la acumulación de Reservas como condición suficiente para reducir la probabilidad de ocurrencia de crisis en la misma línea de Calvo (2006). Asimismo, el ejercicio ofrece un nuevo acercamiento al papel que juega el grado de apertura al capital en la incidencia de frenazos súbitos. Para el caso de Colombia se observa que la probabilidad estimada de sufrir crisis ha caído sustancialmente, producto de menores déficits en cuenta corriente y una caída sistemática en la deuda de corto plazo desde mediados de los años 1990.*

*Keywords: Sudden Stop, Short Term Debt, Capital Controls, Probit.*

*Palabras clave: Frenazos súbitos, Deuda de corto plazo, Controles al capital, Probit.*

*Clasificación JEL: F3, F32, F34.*

*Primera versión recibida en octubre de 2007; versión final aceptada en diciembre de 2007.*

*Coyuntura Económica volumen xxxvii, No. 2, segundo semestre de 2007, pp. 75-95. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.*

---

<sup>1</sup> Investigadores de Anif y Grupo Bancolombia/Universidad Externado de Colombia, respectivamente: [ctamayo@anif.com.co](mailto:ctamayo@anif.com.co) y [andvarga@bancolombia.com.co](mailto:andvarga@bancolombia.com.co). La responsabilidad por las opiniones aquí expresadas es exclusiva de los autores. Se agradece a Sergio Clavijo, presidente de ANIF; Camilo Rivera del Grupo Bancolombia, Orlando Gracia del Departamento Nacional de Planeación (DNP) y a los asistentes al Seminario Técnico DNP, Seminario Superintendencia Financiera y Seminario Interno ANIF por sus comentarios y sugerencias.

## I. INTRODUCCIÓN

En meses recientes se ha renovado el interés por la posibilidad de que una reversión de flujos de capital impacte la economía colombiana y el efecto que esto tendría sobre las principales variables reales. Lo anterior se debe a los bandazos que en el transcurso de 2006 y algunos meses de 2007 presentaron los flujos financieros de corto plazo, producto de cambios en la percepción de la liquidez mundial. Esta última es uno de los principales "factores externos" reseñados en Calvo *et al.* (1993) o factores "push" mencionados por Ágenor y Montiel (1999) como determinantes de los flujos de capital hacia economías emergentes<sup>2</sup>.

En este artículo se presenta una nueva aproximación a la incidencia de frenazos súbitos en economías emergentes con el fin de retomar las lecciones más importantes de las últimas tres décadas de crisis financieras. Las principales contribuciones del presente trabajo son i) la fundamentación microeconómica de los controles al capital en una economía que enfrenta asimetría en la liquidez de sus pasivos y sus activos, y ii) un ejercicio empírico que estima la probabilidad de crisis en una muestra de 39 países en desarrollo y para el período 1978-2006.

Los resultados del ejercicio confirman la hipótesis de iliquidez en la ocurrencia de crisis, al tiempo que arrojan evidencia preliminar desestimando la importancia de las Reservas como medida de liquidez. Este resultado sugiere que la acumulación de Reservas puede ser una condición necesaria más no

suficiente para prevenir la ocurrencia de frenazos súbitos, contrastando con lo que sucede en casos de crisis cambiarias (donde la cantidad de Reservas resulta decisiva). Adicionalmente, el ejercicio aquí presentado permite una nueva interpretación de los efectos del grado de apertura al capital sobre la probabilidad de experimentar crisis. A su turno, estos nuevos resultados ayudan a entender el razonamiento detrás de las medidas recientemente adoptadas en materia de controles al capital en Colombia y otras economías de características similares.

El artículo se divide en seis secciones además de esta. En la primera se hace una breve revisión de los trabajos más destacados en la materia, haciendo hincapié en aquellos dedicados a la estimación de modelos probit. En la segunda se revisa de manera breve las últimas crisis sufridas y hace un recuento de los eventos más destacados para Colombia. En la tercera se presenta una extensión al modelo de Rodrik y Velasco (1999) que explica la lógica del uso de controles al capital. La cuarta sección resume el ejercicio empírico y sus principales resultados. La quinta está dedicada al estudio del caso colombiano y la sexta concluye, resaltando las principales lecciones de política.

## II. UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

Uno de los primeros trabajos empíricos alrededor del tema es aquel de Redelt y Sachs (1998), cuya principal motivación fue la reversión de flujos *en masse* que sufrió el sureste asiático hacia finales de la década pasada. En su trabajo, los autores buscan poner a prueba una serie de hipótesis sobre los principales determinantes de las crisis financieras en el período 1994-1997, para un panel de 22 economías emergentes. El modelo incluye como variables explicativas las relaciones de deuda total y de corto plazo a Reservas internacionales, crédito

---

<sup>2</sup> Ágenor y Montiel (1999) se refieren a factores *push* como aquellos que incentivan la salida de capitales de las economías industriales (e.g. bajas tasas de interés), y a factores *pull* como aquellos que atraen dichos capitales hacia las economías emergentes (e.g. mejora en los términos del intercambio).

doméstico, flujos de capital y déficit en cuenta corriente a PIB, apreciación real (últimos tres años) y un índice comparativo de corrupción entre países. Los resultados de este trabajo asocian la ocurrencia de crisis principalmente con factores de iliquidez, especialmente con la relación de deuda de corto plazo a Reservas. La relación deuda total a Reservas en cambio parece no estar estadísticamente asociada con la ocurrencia de crisis, lo que demerita la hipótesis de insolvencia como determinante de éstas. Por su parte, en este trabajo el déficit en cuenta corriente (como % del PIB) aparece sólo débilmente relacionado con las crisis.

En esta misma línea se encuentra el trabajo de Rodrik y Velasco (1999). Estos autores esbozan un modelo teórico en donde el costo y el perfil de madurez de la deuda externa se determinan simultáneamente. La condición de *liquidez* de los pasivos (deuda de corto plazo) y la *iliquidez* de los activos (irreversibilidad en las inversiones) dan lugar a una multiplicidad de equilibrios. El problema propuesto es entonces, en esencia, un problema de *iliquidez* en lugar de *insolvencia*. Los autores ponen su hipótesis a prueba en el marco de un modelo *probit* en una muestra de 32 economías emergentes y el período 1988-1998, donde la relación deuda de corto plazo a Reservas es la principal variable explicativa y refleja la condición de *liquidez* de los deudores. La novedad en este caso es que se diferencia entre deuda de corto plazo contratada con bancos (extranjeros) y 'otra' deuda de corto plazo, resultando la primera más determinante que la segunda (su efecto sobre la probabilidad de una crisis es casi cuatro veces aquel de la 'otra' deuda de corto plazo). Finalmente entre sus resultados el déficit en cuenta corriente como porcentaje del PIB juega un papel determinante al igual que la relación deuda sobre PIB y la apreciación real. En cambio, lo mismo no puede decirse lo mismo del crédito (sobre PIB), la relación M2 sobre Reservas y el déficit fiscal.

En una investigación posterior, Cavallo y Frankel (2004) estudian los efectos de la apertura al comercio sobre la probabilidad de enfrentar un frenazo súbito en los flujos de capital. Para ello emplean modelos *probit*, controlando por variables como deuda externa sobre PIB, composición de la deuda, Reservas medidas como meses de importaciones y efectividad del gobierno, entre otras. Sus resultados, además de encontrar evidencia en favor de la apertura comercial (ésta reduce la probabilidad de frenazos súbitos), señalan el efecto positivo y sustancial que tiene el déficit en cuenta corriente sobre la probabilidad de crisis. Por su parte, la relación deuda de corto plazo a deuda total resulta significativa sólo en algunos casos, al igual que el indicador de dolarización de pasivos (*liability dollarization*) y la relación deuda externa a PIB. Variables como la efectividad del gobierno, el grado de rigidez del tipo de cambio y la relación IED a PIB parecen no jugar papel alguno en la determinación de tal probabilidad.

Finalmente, uno de los más recientes aportes en este campo es el de Edwards (2006). Este trabajo, además de incluir una muestra mayor (hasta 150 países en algunas regresiones y el período 1970-2004), suma al análisis tradicional los factores de movilidad del capital y contagio. Los resultados de Edwards (2006) le dan un papel secundario al déficit en cuenta corriente en la probabilidad de sufrir una reversión de flujos, conclusión que parece no variar mucho entre países con diferentes grados de movilidad al capital. La hipótesis central del trabajo tiene que ver, sin embargo, con la movilidad del capital y el contagio entre países. El efecto de la primera variable parece ser positivo en la probabilidad de crisis, aunque su magnitud es pequeña. El efecto contagio en cambio es el mayor de todos, lo que implica que la ocurrencia de una crisis en la región tiene el mayor impacto (positivo) sobre la probabilidad de sufrir un *sudden stop*.

La literatura sobre la vulnerabilidad de las economías emergentes ante choques en su cuenta de capital es ahora extensa y resulta difícil abarcarla en su totalidad. Sin embargo, la evidencia encontrada en el grupo de trabajos aquí reseñados resulta sugestiva y captura los principales asuntos de interés alrededor del tema. En este grupo pueden identificarse determinantes comunes de la probabilidad de sufrir crisis como los déficits en cuenta corriente y la composición de la deuda externa. Estas dos variables aparecen consistentemente en los muchos ejercicios empíricos, aunque su importancia varía con las muestras de países y períodos utilizadas, y con la inclusión de diferentes variables de control.

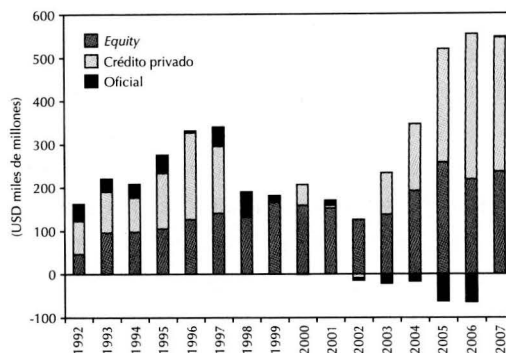
### III. HECHOS ESTILIZADOS

En lo que sería una de las contribuciones tempranas al campo de las crisis financieras, Kindleberger (1978) asocia las manías con la euforia económica; el gasto aumenta, los precios de los activos se elevan y dan lugar a burbujas, el crecimiento económico se acelera y los agentes proclaman el fin de las recesiones. Sin embargo, la ocurrencia de un evento que desnuda lo insostenible del sistema cambia las expectativas y pronto ocurre una crisis, en muchos casos acompañada de una recesión económica.

Durante la década de los noventa se vivió la más reciente seguidilla de crisis financieras, las cuales involucraron tanto a países desarrollados como a emergentes (ver Anexo 1): Europa 1992, México 1994-1995, Asia 1997, Rusia 1998, Brasil 1999, Argentina 2000-2001, Turquía 2001. Las crisis de final de siglo XX coincidieron con la liberalización financiera en la mayor parte del mundo en desarrollo y con la emergencia de los programas de ajuste que brindaron confianza a los inversionistas.

El Gráfico 1 muestra como las crisis de mayor repercusión global se dieron en la etapa ascendente del ciclo

### Gráfico 1. FLUJOS DE CAPITALES A PAÍSES EMERGENTES



Fuente: *Institute for International Finance.*

de flujo de capitales. La caída en 1998 esta asociada con la crisis asiática, cuyos efectos se diseminaron con especial virulencia por los mercados financieros mundiales. Como mencionan Kaminsky, Reinhart y Vegh (2003) tres elementos explican esto: i) entrada masiva de capitales, ii) las crisis fueron inesperadas, iii) los países inicialmente afectados estaban expuestos a un prestamista común, en este caso Japón.

Colombia no fue ajena a estos fenómenos, de acuerdo a López y Tenjo (2003) los crecientes flujos de capitales que recibió la economía en la primera mitad de los noventa ocasionaron la crisis bancaria de 1999-2000 y la recesión económica en esos años. Otros episodios en la historia de Colombia que muestran una serie de eventos similares son:

- 1929-1930: periodo antecedido por lo que se ha llamado la prosperidad al debe. Los recursos de la indemnización de Panamá y la apertura al crédito externo para el sector público alimentaron una burbuja hipotecaria y la expansión crediticia (Caballero y Urrutia, 2006). Adicionalmente, los favorables precios del café en los años 20 impulsaron la demanda interna (Ocampo y Montenegro, 2007). La escasez de divisas y la necesidad de

mantener las importaciones de bienes de capital para ampliar la capacidad productiva llevaron a la moratoria de la deuda en 1935.

- 1955: el comienzo de esta década estuvo caracterizado por términos favorables de intercambio que impulsaron la demanda. En este contexto las importaciones se aceleraron y se financiaron en gran medida con endeudamiento externo. El creciente déficit comercial llevó a que los bancos comerciales tuvieran dificultad para hacer los pagos de la deuda externa. Se acudió entonces al Fondo Monetario Internacional (FMI).
- 1982: es la conocida crisis de la deuda. Colombia y Chile fueron los únicos países de la región que no repudiaron su deuda, sin embargo, en el país el creciente endeudamiento externo, sumado a la falta de transparencia de las relaciones entre los bancos y las firmas del sector real, implicó un proceso de ajuste que tuvo entre otras consecuencias la nacionalización de algunos bancos, la intervención directa del Banco de la República en el sistema financiero y la posterior creación de Fogafín.
- 1998-1999: en medio del proceso de apertura, la economía recibió un influjo significativo de capitales, gran parte de los cuales eran endeudamiento de corto plazo. El déficit en cuenta corriente alcanzó a ser superior al 6% del PIB y el déficit fiscal se deterioró aceleradamente. El consumo se concentró en bienes no transables, dando lugar a una burbuja hipotecaria y un *boom* crediticio. La inestabilidad del sistema, sumada a las perturbaciones externas llevó a que el ajuste fuera abrupto.

#### IV. UN MODELO DE LIQUIDEZ

Como se mostró en el apartado anterior, las crisis financieras de finales del siglo 20 pueden ser explica-

das en gran medida por problemas de liquidez. En un entorno en el que la economía exhibe altas tasas de crecimiento e inversión, la situación fiscal luce sostenible y sin contradicciones con la política monetaria, pareciera poco probable la ocurrencia de una crisis, por lo menos del tipo de la crisis de la deuda en los ochenta o del ERM en 1992 (ver anexo 1). Sin embargo, la expansión económica apalancada con crédito externo de corto plazo puede ser altamente inestable si se da en una economía con un marco institucional inapropiado (Rodrik y Velasco, 1999; Kaplan y Rodrik, 2001; Kose, Prasad, Rogoff y Wei, 2003).

Los modelos que incorporan estos riesgos implícitos en el endeudamiento de corto plazo, sugieren la imposición de controles a la entrada de capitales de corto plazo o esquemas de coordinación entre los acreedores como alternativa para evitar las mencionadas corridas (Chang y Velasco, 2001; Rodrik y Velasco, 1999; Eichengreen y Leblang, 2002; Villar y Ffrench-Davis, 2004; Ocampo y Tovar, 2003). Así pues, se presenta una extensión del modelo propuesto originalmente por Rodrik y Velasco (1999) con la introducción de un control de capitales como el aplicado en Colombia y Chile en años recientes y se explora la acumulación de Reservas como alternativa de política.

##### A. El modelo sin impuesto

Supuestos:

- Economía pequeña y abierta poblada por un inversionista-consumidor representativo.
- 3 periodos:  $0, 1, 2$
- Proyecto de inversión: invertir  $k$  unidades de un único bien transable en el periodo 0.
- El proyecto es ilíquido: si una magnitud  $l$  menor o igual a  $k$  es liquidada en el periodo 1 tiene un rendimiento de  $p$ , donde  $p < 1$ .

- Para financiar el proyecto el inversionista tiene acceso a crédito externo de corto y largo plazo. La tasa de interés internacional libre de riesgo es cero. Los prestamistas foráneos son neutros al riesgo.
- La deuda de corto plazo, **ST**, dura un periodo y la de largo plazo, **LT**, dos periodos.
- En  $t = 0$  el monto máximo de deuda es  $k$ .
- En  $t = 0$  se adquiere la cantidad  $d < k$  de deuda **ST** y  $(k-d)$  de deuda **LT**.
- Si  $d > 0$  los prestamistas en  $t = 1$  pueden decidir hacer o no *roll-over* sobre la deuda **ST**.
- El inversionista consume en  $t = 2$ . En este periodo se obtiene el ingreso ( $Y$ ), se paga el total de la deuda (o la restante si no hubo *roll-over*) y se consume el remanente.
- La utilidad del inversionista local es lineal en el consumo<sup>3</sup>. El prestamista foráneo es neutro al riesgo.

El inversionista local emprende un proyecto que rinde sus frutos en el periodo 2, sin embargo está dispuesto a financiarlo con créditos que vencen antes de  $t = 2$ . Este riesgo de liquidez se traslada a las tasas de interés, pues existe una prima sobre la tasa cero riesgo que depende del nivel de endeudamiento de corto plazo, es decir de las decisiones de los inversionistas locales. Por su parte, hay un punto en el que los prestamistas perciben que habrá *default* sobre una parte de la deuda luego deciden

<sup>3</sup> Este supuesto es simplificador y consistente con el hecho de que solo consume en  $t = 2$ .

retirarse y no aceptan el *roll-over*, este comportamiento hace que el fenómeno sea autocumplido (*self-fulfilled-prophecy*). Es una situación típica de los eventos de corridas.

El inversionista local se embarca pues en un proyecto cuya rentabilidad es  $F'(K) > r \geq i$ , donde  $i$  es la tasa de interés promedio de la deuda. Con esto en mente maximiza la función de utilidad

$$U(C_2) = C_2 \quad (1)$$

Sean  $r_s$  y  $r_l$  y la tasa de interés, real, de la deuda de corto y largo plazo respectivamente. Si hacemos  $K = 1$ , entonces  $d_0 + (1 - d_0) = K = 1$ . Llamamos además  $i$  a la tasa de interés promedio ponderado del endeudamiento total. Podemos escribir entonces el stock de deuda al inicio de cada periodo así.

$$\begin{aligned} D_1 &= D_0(1 + i) \\ D_2 &= D_1(1 + i) \\ D_3 &= D_2(1 + i) - (1 + i)(Y_2 - C_2) \end{aligned}$$

Como no debe quedar deuda al final del periodo 2, entonces  $D_3 = 0$  con lo cual obtenemos

$$D_0 = \frac{Y_2 - C_2}{(1 + i)^2} \quad (2)$$

Que es la restricción presupuestal estándar, el valor presente del ingreso debe ser igual al valor presente del consumo más la deuda inicial. El ingreso en el segundo periodo es incierto. Recuérdese que si en  $t = 1$  el prestamista decide no renovar la deuda de corto plazo entonces el inversionista local debe liquidar una parte del proyecto. Si llamamos  $p$  a la probabilidad de que no haya la renovación, corrida, entonces el valor esperado del ingreso es:

$$EY_2 = pF(\hat{K}) + (1 - p)F(K) \quad (3)$$

$$\text{Donde } \hat{K} = K - \frac{d_0(1+r_s)}{\rho},$$

es decir el capital disponible después de la liquidación para pagar la deuda de corto plazo. Como  $\rho \in$  entonces  $\rho F(\hat{K})$  solo es positivo para niveles de deuda ST cercanos a cero, luego para simplificar suponemos  $\rho F(\hat{K}) = 0$ . De esta manera la maximización de (2) sujeto a (3) y reescribiendo  $(1+i) = d_0(1+r_s) + (1-d_0)(1+r_l)$  queda:

$$\text{Max}_{d_0} \dots EC_2 = (1-p)F(K) - [d_0(1+r_s) + (1-d_0)(1+r_l)]^2$$

De donde la condición de primer orden lleva a

$$d_0 = \frac{-(1+r_l)}{(r_s - r_l)} \quad (4)$$

Como se observa en (4) la demanda de deuda de corto plazo será positiva si la tasa de corto plazo es inferior a la de largo plazo, y como la deuda de corto y largo plazo son sustitutos perfectos entonces se demanda deuda de corto plazo por el monto total del proyecto,  $K$ .

El prestamista foráneo decide la composición de un portafolio con un activo riesgoso y uno libre de riesgo, donde la condición de equilibrio es que la rentabilidad esperada del activo riesgoso es igual a la rentabilidad del activo sin riesgo. Si suponemos que la tasa libre de riesgo es cero, entonces

$$(1-p)(1+r_s) + qp_s(1+r_s) = 1$$

$$q_s = \frac{\rho}{d_0(1+r_s)} \quad (5)$$

$$(1+r_s) = (1 - \frac{\rho\rho}{d_0}) \frac{1}{1-p}$$

Donde  $q_s$  es la probabilidad de pago en el caso que haya corrida. Nótese que el *default* resulta de una

función de distribución conjunta de 2 variables, la corrida y la capacidad de pago. De igual manera para la deuda de largo plazo:

$$(1-p)(1+r_l) + pq_l(1+r_l) = 1$$

$$q_l = \frac{F(\hat{K})}{(1-d_0)(1+r_l)} \quad (6)$$

$$(1+rs) = (1 - \frac{\rho F(\hat{K})}{1-d_0}) \frac{1}{1-p}$$

Hasta acá se observa que el monto de la deuda ST y las tasas de interés se fijan simultáneamente. La demanda de deuda ST depende de que la tasa de interés de corto plazo sea menor a la de largo plazo, pero además la estructura de tasas de interés depende del nivel de la deuda ST a través de la probabilidad de pago. Ahora, en la presencia de distorsiones los inversionistas locales no se percatan de que las tasas de interés dependen de su propio endeudamiento, sino que las toman como dadas, entonces la expectativa de que  $r_s < r_l$  es autocumplida.

## B. El modelo con impuesto

Como se mostró arriba el problema surge de la manera como se determina la estructura de tasas de interés, en la que bajo las condiciones señaladas la tasa de interés de largo plazo es mayor a la de corto plazo y por lo tanto los inversionistas individualmente prefieren la deuda de corto plazo sobre la de largo plazo, lo que aumenta la vulnerabilidad a crisis.

Una alternativa consiste en introducir un impuesto,  $\tau$  a los capitales de corto plazo. El impuesto se cobra sobre la base de la deuda de corto plazo,  $d$ , es una porción de esta. De esta manera el impuesto hace más costoso el préstamo de corto plazo e incentiva el alargamiento de la madurez de la deuda. El impuesto puede tomar la forma de una fracción del

monto prestado que debe ser depositado en una cuenta oficial.

En Colombia el Banco de la República modificó el sistema de requerimientos de Reservas en 1997. Todas las inversiones realizadas por extranjeros en el país requerían un depósito en moneda local y cuyo impuesto equivalente descendía conforme aumentaba el plazo de la inversión (Rincón, 1999). Recientemente la medida resucitó, gravando no solamente el endeudamiento externo sino también la inversión de portafolio de no residentes en el país.

Las medidas recientes contemplan un depósito por el 40% del valor del crédito en una cuenta sin remuneración en el Banco de la República, dicho depósito es por 6 meses y se liquida a la TRM vigente en el momento de la transacción. El diseño de este requisito hace que la tarifa equivalente del impuesto sea inferior conforme aumenta la duración del crédito adquirido. En el modelo por lo tanto sería equivalente a un impuesto solo al endeudamiento a un periodo y de cero en  $t = 2$ .

Entonces, Si el control toma la forma de un depósito no remunerado hay una parte del endeudamiento que no aumenta el stock de capital, luego definimos  $\tilde{K} = K - d_0 \tau$ , donde  $\tau$  es la porción de la deuda de corto plazo que debe consignarse en el Banco Central. De acuerdo a esto la ecuación (3) queda como:

$$EY_2 = pF(\tilde{K}) + (1 - p) F(\tilde{K}) \quad (3')$$

Y el inversionista local resuelve

$$\text{Max}_{d_0} \dots EC_2 = (1 - p)F(\tilde{K}) - [d_0(1 + r_s) + (1 - d_0)(1 + r_l)]^2$$

Y de la condición de primer orden

$$d_0 = \frac{-(1 - p) F'(\tilde{K}) \tau}{2(r_s - r_l)^2} - \frac{(1 - r_l)}{r_s - r_l} \quad (4')$$

De donde se observa que aún cuando el inversionista local espera  $r_s < r_l$  la deuda de corto plazo no necesariamente es positiva. Ahora, para que  $d_0 = 0$  el impuesto deberá ser

$$\tau = \frac{-2(1 + r_l)(r_s - r_l)}{(1 - p) F'(\tilde{K})} \quad (7)$$

De (7) se deduce primero que si  $r_s < r_l$  el impuesto será positivo, y en caso contrario será negativo, lo que se puede interpretar como un subsidio para inducir a los agentes a tomar deuda de corto plazo. Nótese que además entre mayor sea la probabilidad de la corrida el impuesto será mayor. Tenemos entonces que el impuesto puede efectivamente evitar que los individuos tomen deuda de corto plazo y por lo tanto no se presenta el descalce que pone en vulnerabilidad a la economía.

Si bien es cierto que el modelo sugiere que el impuesto es una herramienta efectiva, hay que hacer algunos comentarios al respecto. Primero, en la medida que los mercados financieros son más desarrollados hay instrumentos que permiten mantener la exposición deseada al endeudamiento de corto plazo sin contratar explícitamente este tipo de deuda, a través de derivados, con lo cual no se logran los resultados deseados (Carvalho y Garcia; 2006). Segundo, la mayoría de países emergentes enfrentan restricciones para endeudarse a largo plazo, con lo que restringir el endeudamiento a corto plazo significa reducir el acceso a recursos disponibles para invertir, lo que refuta la afirmación corriente según la cual se sustituye endeudamiento de corto plazo por largo plazo; además hay evidencia que señala que a pesar de las crisis los países de mayor apertura financiera experimentan tasas de crecimiento de largo plazo superiores (Tornell y Westerman, 2005).

Tercero, la correlación positiva entre  $d$  y la probabilidad de ocurrencia de una crisis también puede ser



explicada por una decisión óptima de default y en este sentido un impuesto no generaría ganancias en el bienestar (Detragiache y Spilimbergo, 2004).

Por último, hay que tener en cuenta que el modelo no recoge los costos que implica el impuesto. Los controles al capital aumentan el grado de irreversibilidad de la inversión, lo que en últimas significa un menor stock de capital futuro; hacen más lento el desarrollo de instrumentos financieros para diversificar el riesgo y pueden introducir distorsiones microeconómicas especialmente para las firmas pequeñas (Forbes, 2003). En este sentido, se hace énfasis en que es un instrumento que solo debe ser usado cuando se considera que el endeudamiento a corto plazo ha pasado un nivel tolerable y pone en duda la estabilidad macroeconómica<sup>4</sup>.

### C. Acumulación de reservas-prestamista de última instancia

La otra opción de política ampliamente utilizada es la acumulación de Reservas. La lógica de esta estrategia se remonta primero a los modelos de crisis de primera generación, en los que el momento del ataque y el consecuente abandono del régimen cambiario depende del monto de Reservas (Krugman, 1979). En los modelos de corridas bancarias sirve para evitar la corrida pues señala que hay recursos suficientes para atender la totalidad de las demandas.

<sup>4</sup> En el más reciente control de capitales en Colombia tuvo que ser incluida una medida para limitar las operaciones de derivados. En Malasia además se tuvieron que restringir las operaciones de *forward non delivery*. En general las firmas de mayor tamaño tienen mejor acceso a los mercados de capitales y los instrumentos financieros, lo que les permite manejar mejor su exposición al riesgo así como disminuir el impacto del impuesto en el costo efectivo de su endeudamiento. Por el contrario, las firmas de menor tamaño que dependen en mayor medida del crédito tradicional se enfrentan a mayores tasas de interés y menores oportunidades de financiamiento.

En el caso presentado acá consistiría en aumentar la cantidad de activos líquidos, con lo cual se evita el problema de iliquidez.

Entonces, si hay garantías del gobierno, explícitas o implícitas, a los prestamistas sobre la deuda de corto plazo, el efecto es eliminar la incertidumbre sobre la corriente de ingresos del inversionista local o reducir el costo económico de la corrida. Veamos.

La ecuación (3) quedaría

$$EY_2 = pF(\hat{K}) + (1 - p)F(K) + \eta d_0$$

Donde  $\eta$  es la fracción de la deuda de corto plazo garantizada. Al tener esto en cuenta la ecuación (4) quedaría

$$d_0 = \frac{\eta}{2(r_s - r_l)^2} - \frac{(1 - r_l)}{r_s - r_l}$$

Se observa que aún si el inversionista local percibe que  $r_s < r_l$ , se preferirá la deuda de corto plazo pues esta maximiza el consumo esperado. Luego si se sigue la regla Guidotti-Greenspan y  $\eta = 1$ , el incentivo es aún mayor. Nótese además que si  $\eta < 1$  la tasa de interés de corto plazo es menor a la de largo, lo que valida la expectativa en el caso que se espere  $r_s < r_l$ .

Entonces, si bien esta política aumenta la liquidez de la economía no elimina el problema que ocasiona la situación de vulnerabilidad, es decir el descalce entre la madurez de activos y pasivos. De hecho, en la presencia de riesgo moral los agentes encuentran óptimo ampliar el descalce.

### V. UNA NUEVA ESTIMACIÓN

En esta sección se presentan las estimaciones de una serie de modelos probit que incluyen algunas variantes de las variables utilizadas anteriormente

en trabajos similares. En particular el interés se concentra en poner a prueba una vez mas la hipótesis de iliquidez y la tesis expuesta en la sección anterior sobre el efecto del grado de apertura al capital.

## A. El modelo Empírico

Los modelos probit parecen ser la herramienta adecuada para análisis como el propuesto en este trabajo, pues en este caso la ocurrencia de una crisis es el resultado de una variable latente (no-observable) ( $y_{it}^*$ ) que se relaciona con la variable observable ( $y_{it}$ ) de la siguiente forma:

$$prob[y_{it} = 1] = prob[y_{it}^* \geq 0]$$

Así, se tiene que:

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & y_{it}^* > 0 \\ 0, & e0, c \end{cases}$$

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

donde  $y_{it}^*$  se supone depender linealmente de un vector de características  $x_{it}$ , en el que se incluyen variables como el saldo de deuda externa, deuda de corto plazo, saldo de cuenta corriente sobre PIB y apertura al capital, entre otras.

En el contexto acá descrito la variable latente se define como la expectativa de los prestamistas de que sus deudas serán repagadas en  $t = 2$ , la cual depende del endeudamiento a corto plazo. La variable observada es la reversión en los flujos de capital. Así pues, el resultado esperado es una relación positiva entre el endeudamiento a corto plazo y la probabilidad con que ocurre la reversión.

Se supone que  $\varepsilon_{it} = \omega_i + u_{it}$ , donde es i.i.d. con media cero y varianza  $\sigma_\omega^2$  y  $u_{it}$  y se distribuye normalmente

con media cero y varianza  $\sigma_\omega^2 = 1$ . En el contexto de datos de panel esto constituye un modelo de efectos aleatorios. A pesar de que un modelo de efectos fijos podría resultar intuitivamente mas conveniente, no se dispone de un estadístico suficiente que permita condicionar los efectos fijos por fuera de la verosimilitud (Beck, 2001). Debido a que los modelos *probit* son no-lineales, no es posible eliminar los efectos fijos como se hace usualmente en los modelos lineales de datos de panel. De forma alternativa podría estimarse un modelo *logit* condicional de efectos fijos como el sugerido por Chamberlain(1984), aunque en este caso habría que trabajar bajo la mas restrictiva distribución (del cuadrado) de la secante hiperbólica ( $sech^2$ ). En cualquier caso el debate efectos fijos versus aleatorios se torna irrelevante cuando  $T$  es relativamente grande (Heckman, 1981; Wawro, 2006) como en la muestra utilizada en este ejercicio (29 períodos)<sup>5</sup>.

El modelo *probit* a estimar luce entonces así:

$$prob(y_{it} = 1) = \Phi(x_{it}\beta),$$

siendo  $\Phi(\cdot)$  la representación de la función de distribución acumulada de una variable aleatoria con distribución normal estándar.

## B. Especificación y series

El ejercicio presentado a continuación pretende dar respuesta a tres preguntas: 1) ¿Es la iliquidez un factor determinante en la ocurrencia de crisis? 2) ¿De ser así, cual es la medida mas apropiada de

<sup>5</sup> El riesgo de usar efectos aleatorios es que los efectos estén correlacionados con las variables explicativas, resultando en estimaciones sesgadas e inconsistentes del vector de coeficientes. Este sesgo, sin embargo, es una función decreciente del número de períodos y según Heckman (1981), a partir de  $T = 8$  resulta inofensivo.

iliquidez? y 3) ¿Qué papel juegan el grado de apertura al capital y el contagio en la ocurrencia de estas crisis? Para responder a estas preguntas, se presenta un modelo que relaciona la ocurrencia de crisis o frenazos súbitos en los flujos de capital con:

- El balance de la cuenta corriente (% del PIB);
- El saldo de deuda externa (% del PIB);
- El saldo de deuda externa de corto plazo (c.p.) (% del PIB);
- El saldo de deuda externa de c.p. con bancos comerciales (% del PIB);
- El saldo de deuda de c.p. como % de las Reservas Internacionales;
- El saldo de deuda de c.p. como % de las exportaciones de bienes;
- El grado de apertura al capital expresado como la suma de activos más pasivos externos como % del PIB;
- El contagio definido como una variable *dummy* que toma el valor de 1 si en el mismo año algún país de la muestra experimentó un episodio de crisis<sup>6</sup>.

Definiéndose un episodio de crisis ( $y_{it} = 1$ ) cuando se cumple que:

- Los flujos de capital privado (FKP) como % del PIB en el período  $t - 1$  son positivos y,
- Los FKP como % del PIB caen 5 puntos porcentuales (p.p.) entre  $t - 1$  y  $t$ .

En este caso los FKP se definen como la suma de i) Desembolsos netos de bancos comerciales excluyendo créditos garantizados bajo programas gubernamen-

---

<sup>6</sup> Además de los resultados reportados e interpretados en este texto, se incluyeron (y resultaron no significativas) variables como la apreciación real del año anterior, la inflación, el crecimiento anual del crédito doméstico y el déficit del gobierno central.

tales y ii) Financiamiento externo neto incluyendo bonos y activos financieros denominados en moneda local y extranjera. Como lo muestra el Gráfico 2 para los países mas destacados, los FKP (y por lo tanto la variable que captura la ocurrencia de crisis) guarda estrecha relación con la seguidilla de crisis financieras observadas en el último cuarto de siglo.

La introducción de la medida de apertura al capital está justificada por el modelo, pues las restricciones vía el impuesto descrito significan una menor grado de exposición externa. Así, aunque la medida no replica el impuesto si puede interpretarse como una *proxy* de las políticas de apertura al capital extranjero.

En la muestra se identificaron en total 55 episodios de crisis (Gráfico 3), concentrados como es de esperarse en los años 1994-95, 1997 y 2001. Todas las series empleadas provienen del *Institute for International Finance (IIF)*, a excepción de la variable apertura al capital -aperk- que proviene de Lane y Milesi-Ferreti (2006). De esta forma el análisis se extiende a una muestra de 39 países emergentes (no petroleros) y el período 1978-2006.

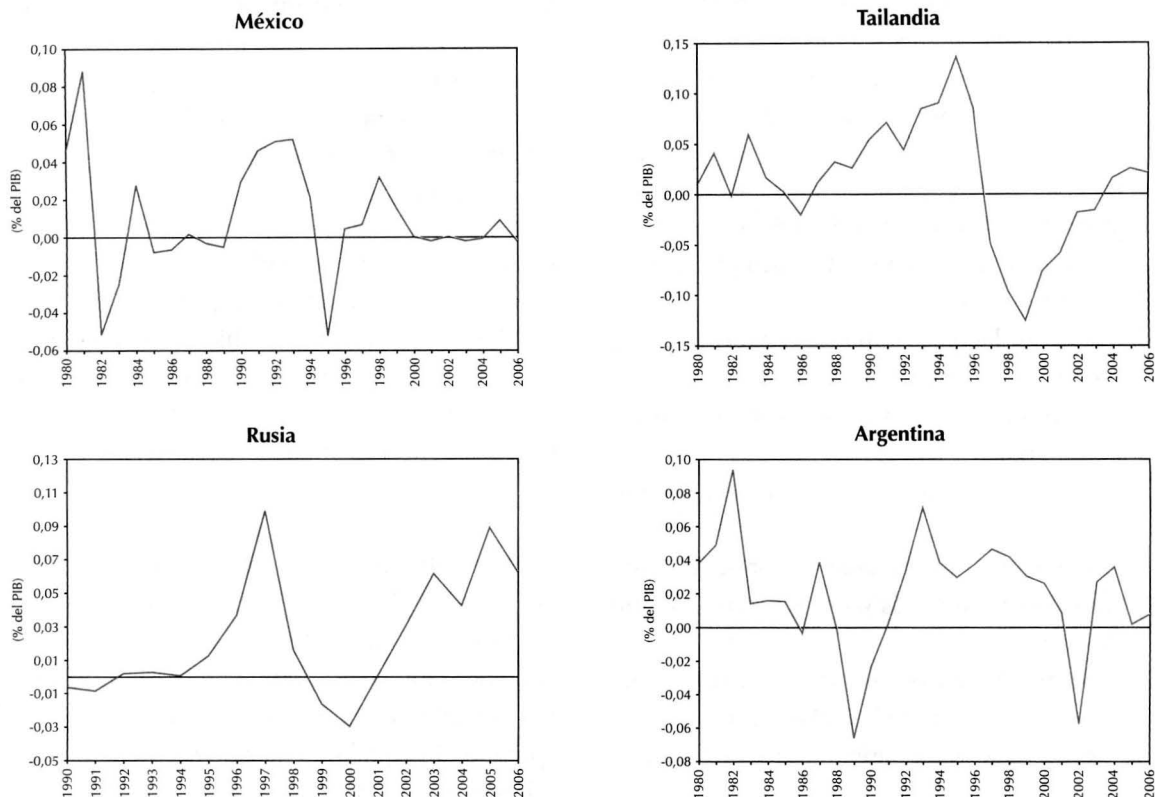
## C. Resultados

El Cuadro 1 presenta los resultados de las diferentes estimaciones<sup>7</sup>. En lugar de reportar los coeficientes

---

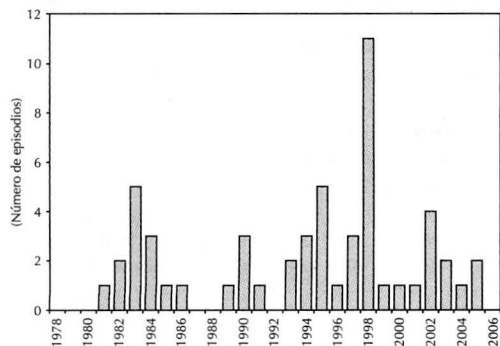
<sup>7</sup> La estimación es por máxima verosimilitud sobre un panel no balanceado. El uso de paneles no-balanceados permite hacer uso de muestras más grandes, lo que en últimas reduce la probabilidad de incurrir en sesgos de selección. Como ha sido señalado por Arellano y Bond (1991), los métodos econométricos no sufren transformación fundamental alguna frente a los ejercicios con paneles balanceados, siempre y cuando exista un número mínimo de períodos consecutivos disponibles para cada unidad. Por consiguiente, el único criterio de selección aplicado a la muestra fue el de la disponibilidad de series macroeconómicas para un período mínimo de diez años consecutivos.

## Gráfico 2. EVOLUCIÓN DE FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO/PIB



Fuente: Elaboración propia a partir de *Institute for International Finance*, (IIF).

## Gráfico 3. EPISODIOS DE CRISIS POR AÑO (1978-2006)



Fuente: Cálculos a partir de *Institute for International Finance*, (IIF).

estimados, en el Cuadro 1 se muestran los efectos marginales de las variables explicativas calculados de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \phi(\alpha + \beta \bar{X}) \times \beta,$$

donde  $\phi$  denota la función de densidad de probabilidad normal estándar y  $X_i$  son las diferentes variables independientes (características). Estos efectos marginales pueden calcularse para diferentes valores de  $X$  aunque en este caso se evalúan en la media, a excepción de la variable *aperk*, cuyo efecto marginal es evaluado en tres instancias de apertura al capital foráneo.

**Cuadro 1. PROBABILIDAD MARGINAL DE EXPERIMENTAR CRISIS**  
(Estimaciones *probit* con efectos aleatorios)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
L.ccpib	-0,293 ** [-2,25]	-0,252 * [-1,87]	-0,225 [-1,56]	-0,366 ** [-2,55]	-0,252 * [-1,83]	-0,322 ** [-2,16]	-0,481 * [-1,91]	-0,576 * [-1,81]	-0,239 ** [-1,97]
L,debtplib	0,074 *** [1,45]	0,044 [1,58]							
L,stdebtplib		0,159 ** [2,15]				0,214 *** [3,14]	0,319 *** [2,96]	0,382 *** [2,73]	0,175 *** [2,95]
L,stdebtbankplib			0,312 *** [3,10]						
L,stdebtreser				-0,00001 [-0,04]					
L,stdebtext					0,051 *** [3,51]				
L,aperk_media						0,010 ** [2,05]			0,084 ** [1,97]
L,aperk_media+2(s,d,)							0,015 [1,54]		
L,aperk_media+3(s,d,)								0,018 [1,40]	
Contagio									0,072 *** [4,42]
Log-Likelihood	-199,7	-195,9	-197,22	-203,4	-195,6	-193,0	-193,0	-193,0	-177,5
LR-test (prob>x2)	0,011	0,023	0,030	0,005	0,008	0,050	0,051	0,051	0,047
Pseudo-R2	0,077	0,095	0,089	0,060	0,096	0,108	0,108	0,108	0,179
Observations	968	944	930	943	935	903	903	903	856

Numbers in parenthesis are z-statistics asociated with the underlying coeficient being zero.

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%.

El primer resultado que salta a la vista es el efecto marginal del déficit en cuenta corriente, casi 30 puntos porcentuales sobre la probabilidad de una crisis de flujos de capital. Este efecto es estadísticamente significativo y relativamente estable a lo largo de las diferentes estimaciones. La magnitud de este efecto es considerable, similar al encontrado por Rodrik y Velasco (1999) y sustancialmente diferente del reportado por Edwards (2006). Esto puede deberse, entre otras cosas, a que el presente trabajo se limita a una muestra de países emergentes, en tanto que el ejercicio de Edwards (2006) incluye economías desarrolladas que pueden acumular enormes déficits de cuenta corriente por largo tiempo sin experi-

mentar crisis alguna (Estados Unidos en la presente década es un claro ejemplo).

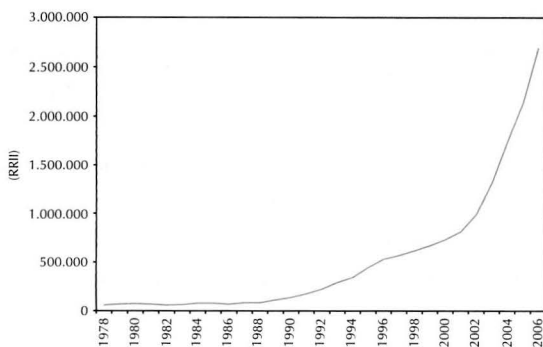
Del ejercicio también resulta que en la primera estimación el saldo de deuda externa/PIB aporta unos 7.4 p.p. a la probabilidad de crisis, pero su importancia desaparece tan pronto como se incluyen las medidas de liquidez capturadas por el saldo de la deuda de c.p. Esto aporta nueva evidencia en favor de la hipótesis de liquidez como catalizador de los frenazos súbitos.

En efecto, la relación deuda de c.p./PIB aporta entre 16 p.p. y 38 p.p. a la probabilidad de ocurrencia de

crisis. Al interior de esta medida de iliquidez parece ser el componente de deuda con bancos comerciales el de mayor importancia (31 p.p.). Las demás medidas de liquidez resultan menos importantes. En particular, la relación deuda de c.p./Reservas parece no jugar un papel definitivo en la probabilidad de ocurrencia de crisis. Este último resultado difiere del encontrado inicialmente por Sachs y Redelet (1998), lo cual puede explicarse por que ésta es la única medida de liquidez incluida por los autores, corriendo el riesgo de atribuir a dicha relación la importancia de otras medidas de liquidez como las utilizadas aquí.

Nuestra interpretación de este resultado va en la dirección de juzgar insuficiente mas que irrelevante la acelerada acumulación de Reservas observada desde finales de los años 1990 que se aprecia en el Gráfico 4, fenómeno también conocido como "nuevo mercantilismo" (Aizenman y Lee, 2006; Durdu, Mendoza y Terrones, 2007). La razón para esto es que la demanda por Reservas es una instancia posterior a la liquidación prematura de las inversiones reseñada en la sección III. Así, un adecuado nivel de

**Gráfico 4. EL "NUEVO MERCANTILISMO": ACUMULACIÓN DE RESERVAS TOTALES DE LAS ECONOMÍAS INCLUIDAS EN LA MUESTRA**



Fuente: Cálculos propios a partir de *Institute for International Finance*, (IIF).

Reservas constituiría una condición *necesaria*, más no *suficiente* para prevenir la ocurrencia de crisis. En última instancia, si el deudor resulta ilíquido, el nivel de Reservas será irrelevante, pues no habrá recursos para demandar divisas y pagar las deudas no renovadas. Este resultado está en línea con lo sugerido recientemente por Calvo (2006), quien reclama la necesidad de mecanismos efectivos para hacer buen uso de las Reservas en momentos de crisis.

Por otro lado se evaluaron los efectos marginales para diferentes niveles de la variable *aperk* con el fin de inspeccionar la relación entre el grado de apertura al capital y la probabilidad de crisis (se evaluaron los efectos marginales en la media de *aperk*, la media mas una desviación estándar y la media mas dos desviaciones estándar). Si bien los resultados presentados en el Cuadro 1 parecen atribuirle poca relevancia a cambios en el grado de apertura al capital (similar a lo reportado por Edwards (2006)), su efecto indirecto parece considerable. Esto puede apreciarse a través de las probabilidades marginales de la cuenta corriente/PIB y la deuda de c.p./PIB que aumentan significativamente en la medida en que se evalúan para valores superiores de *aperk*. Este resultado sugiere que la mayor apertura al capital puede incrementar la probabilidad de experimentar crisis en tanto que amplifica las consecuencias de desbalances en la cuenta corriente y en el perfil de madurez de la deuda externa. Sin embargo, *aperk* no mide directamente el efecto de operar bajo distintos regímenes cambiarios, lo que en algunos casos puede tener implicaciones sobre el grado de apertura al capital y por lo tanto sobre la probabilidad de sufrir crisis y sus consecuencias (Tamayo, 2005)

El último resultado que merece ser discutido es el efecto que tiene la variable (*dummy*) contagio sobre la probabilidad de crisis. Para este fin se debe hallar el cambio en la probabilidad de crisis cuando "con-

tagio" pasa de cero a 1, lo que implica el siguiente cálculo:

$$\Delta = \Theta(\alpha + \beta X_i + \delta) - \Theta(\alpha + \beta X_i),$$

donde  $\Theta$  es la función de distribución acumulada normal estándar y  $\delta$  es el coeficiente estimado de la variable *dummy* respectiva ("contagio").

Al incluir esta variable en la estimación, se encuentra que cuando algún país experimenta crisis en sus flujos de capital, la probabilidad de los demás países de enfrentar un frenazo súbito en el mismo año se incrementa en cerca de 7 p.p. Este efecto es considerablemente mayor al encontrado por Edwards (2006) a pesar de que sus estimaciones se concentran principalmente en el contagio de tipo regional.

El ejercicio empírico aquí planteado confirma algunos de los resultados encontrados en la literatura sobre crisis financieras como el efecto cuenta corriente y la hipótesis de iliquidez, resaltando el papel de la relación deuda externa de c.p./PIB y especialmente su componente contratado con bancos comerciales. Además de esto, el ejercicio cuestiona el papel que juega la acumulación de Reservas en reducir la incidencia de crisis de flujos de capital, lo cual no quiere decir que dicha acumulación no sea efectiva en la prevención de corridas contra la moneda. Finalmente, los resultados presentan nuevas interpretaciones de cómo interactúa el grado de apertura al capital con la ocurrencia de crisis a través de los desbalances externos al tiempo que atribuye al contagio una probabilidad marginal mayor a la encontrada en trabajos.

## VI. EL CASO DE COLOMBIA

En Colombia el debate sobre la incidencia de crisis de flujos de capital se ha concentrado sobre los

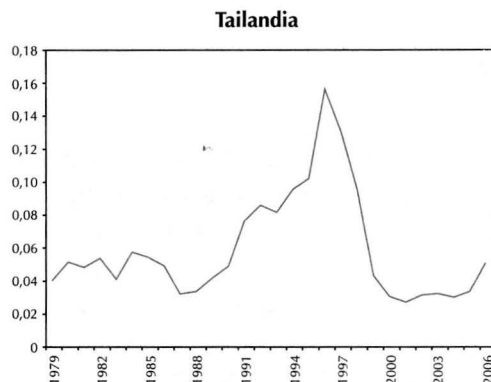
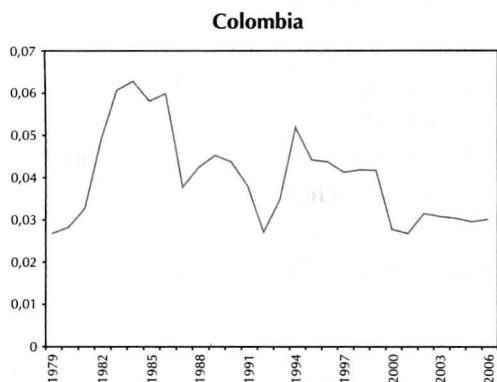
controles al capital como herramienta para reducir la vulnerabilidad frente a choques externos. Los trabajos que se han hecho alrededor del tema, en su mayoría empíricos, han concluido principalmente que: i) los controles al capital en Colombia han afectado la cantidad y el perfil de madurez de los flujos de K y ii) dichos controles han dado mayor control monetario y cambiario (Rincón, 1999; Cárdenas y Steiner, 2000; Villar y Ffrench-Davis, 2004). Estos resultados han llevado a algunos autores a concluir que: "los controles al capital (han sido) una herramienta de política deseable para reducir la vulnerabilidad de un país frente a reversiones en los flujos de capital". (Ocampo y Tovar, 2003).

La primera conclusión de este puñado de estudios encuentra sustento teórico en la extensión al modelo de Rodrik y Velasco (1999) aquí planteada. Sin embargo, hace falta investigar sobre una implicación clave de los controles al capital; que tanto afectan la cantidad y a partir de que niveles afectan el perfil de madurez.

Ahora bien, una vez estudiadas las principales variables que ayudan a determinar la probabilidad de enfrentar una crisis de flujos de capital, resulta útil analizar su evolución para el caso colombiano. Esto con el fin de identificar en qué campos se ha avanzado y en cuáles hay distancia por recorrer en el camino de reducir la vulnerabilidad externa del país. El Gráfico 5 presenta la evolución de la probabilidad estimada para el caso de Colombia, que con fines ilustrativos se acompaña de la probabilidad estimada para Tailandia en el período 1980-2006.

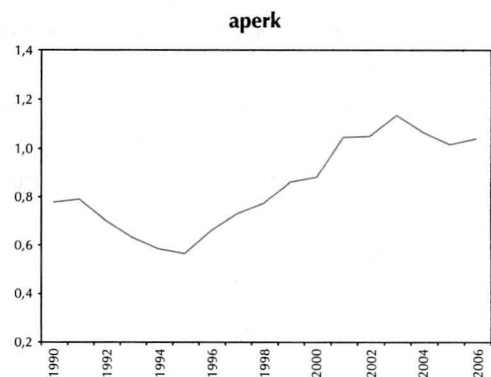
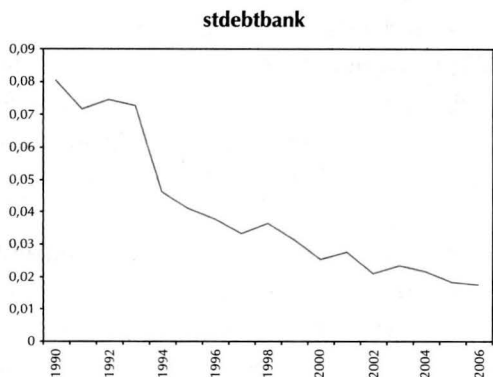
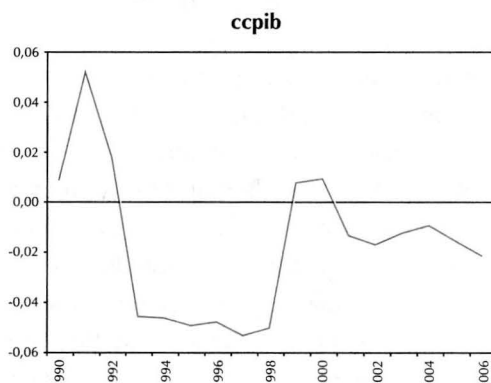
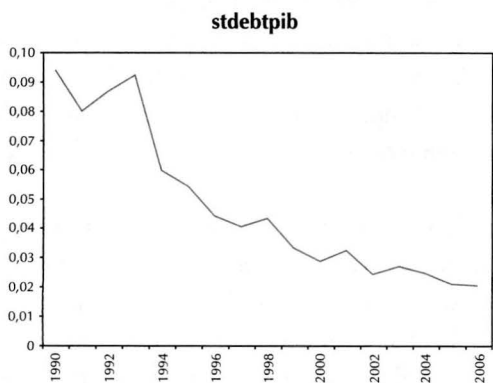
Como ya se ha visto, el indicador más común en este tipo de estudios es el que tiene que ver con la cuenta corriente. En este frente Colombia ha avanzado algo, aunque las cifras recientes señalan un nuevo deterioro por cuenta de la explosión de las importaciones, (ver Gráfico 6). Sin embargo este nuevo

**Gráfico 5. PROBABILIDAD ESTIMADA DE CRISIS: COLOMBIA Y TAILANDIA**



Fuente: Estimaciones propias.

**Gráfico 6. COLOMBIA: EVOLUCIÓN DE LOS DETERMINANTES DE CRISIS**



Fuente: Cálculos propios a partir del IIF, Lane y Milesi-Ferretti (2006) y Banco de la República.



*boom* importador presenta algunas diferencias con respecto al observado en los años noventa, particularmente por el alto componente de bienes de capital que viene alimentando la sostenida expansión de la inversión privada durante los últimos años.

Adicionalmente el país ha venido recomponiendo sistemáticamente el perfil de madurez de su deuda externa, especialmente aquella contratada con bancos privados. Como lo señala el indicador de deuda de corto plazo sobre PIB en el Cuadro 1, esto debería traducirse en una menor probabilidad de crisis financieras especialmente al mitigar el efecto de los déficits en cuenta corriente y del saldo en la deuda de corto plazo.

Finalmente, en lo que se refiere al grado de apertura al capital, la economía colombiana ha venido recorriendo el camino hacia un mayor nivel de apertura con excepción de los años 2004-2006, cuando se retomó el requerimiento de permanencia mínima al capital de portafolio. Mas aún, la imposición en el presente año de nuevos controles al endeudamiento de corto plazo (siguiendo la racionalidad expuesta en la segunda sección de este trabajo) seguramente traerá consigo una caída sustancial en este indicador de apertura al capital.

## VII. CONCLUSIONES Y LECCIONES DE POLÍTICA

En este artículo se han reseñado brevemente algunos de los trabajos más relevantes en materia de choques a la cuenta de capitales. En ellos se identifican elementos comunes como el papel del déficit en cuenta corriente y el perfil de madurez de la deuda externa. Este estudio se encuentra en línea con estimaciones más recientes que, además de las variables tradicionales, incorporan algunas relacionadas con la movilidad del capital y el comportamiento de los acreedores. Algunos resultados previos de la literatura

son confirmados luego de este ejercicio, aunque otros son cuestionados en significancia estadística y magnitud.

Los principales resultados del ejercicio empírico sugieren que las políticas implementadas recientemente que buscan reducir los desbalances externos y recomponer el perfil de madurez de la deuda externa son consistentes con una menor probabilidad de enfrentar crisis financieras. Sin embargo, en el presente trabajo se encuentra evidencia preliminar que desvirtúa la acumulación de Reservas como mecanismo para reducir la probabilidad de sufrir frenazos súbitos (que no la de experimentar crisis cambiarias). Estas conclusiones plantean inquietudes respecto a la forma como las economías emergentes han venido liberalizando su cuenta de capitales y a la sabiduría convencional que aboga por la acumulación de Reservas.

La apertura financiera acelerada, sin el debido avance en el marco institucional le ha dado preponderancia a medidas de prevención, como la acumulación de Reservas y el manejo activo de la cuenta de capitales a través de controles de variada índole. Actuar en estas dos direcciones aumenta la liquidez, sin embargo no se puede afirmar contundentemente que son un blindaje contra las crisis.

En últimas, este tipo de medidas de carácter preventivo y, en algunos casos, reactivo, no sustituyen el desarrollo del esquema regulatorio y de supervisión que evitan la toma excesiva de riesgos, lo que se traduce en un menor impacto de los choques externos sobre la economía.

Finalmente el ejercicio presenta evidencia a favor de que el efecto ‘contagio’ es más relevante de lo que se ha encontrado en otros ejercicios que incluyen países industrializados en su muestra. Esta conclusión pare-

ce consistente con la hipótesis de que las economías emergentes son más vulnerables a la ocurrencia de crisis en economías de características similares. En adelante, este tipo de fenómenos sería un interesante foco de investigaciones, así como su interacción con algunas de las variables incluidas en los modelos tradicionales de probabilidad de crisis.

Colombia ha venido avanzando en gran parte de los indicadores que parecen determinantes de la

probabilidad de frenazos súbitos. En particular este ha sido el caso de la deuda de corto plazo, cuyos índices han bajado sistemáticamente desde mediados de los años 1990. Sin embargo, los resultados del ejercicio aquí presentado invitan a reflexionar una vez más sobre el reciente deterioro de la cuenta corriente, cuyo déficit parece haber sido el efecto dominante en el último episodio de crisis a finales de la década pasada.

## BIBLIOGRAFÍA

- Agénor, P.R. and P. Montiel (1999), Development Macroeconomics, Second Edition, Princeton.
- Aizenman, J. and J. Lee (2007), "International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence", *Open Economies Review* vol. 18, issue 2, April.
- Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* (58).
- Beck, N. (2001), "Panel and Time Series Cross-Section Data: Binary Dependent Variables". Department of Political Science, University of California, San Diego.
- Caballero, C. y M. Urrutia (2006), Historia del Sector Financiero Colombiano en el Siglo XX. Ensayos Sobre su Desarrollo y su Crisis, Ed. Norma.
- Calvo, G., C. Reinhart and L. Leinderman (1993), "Capital Inflows and the Real Exchange Rate Appreciation in Latin America; the Role of External Factors". *IMF staff papers* 40.
- Calvo, G. (2006), "Monetary Policy Challenges in Emerging Markets: Sudden Stop, Liability Dollarization and Lender of Last Resort", *NBER Working Paper* No. 12788.
- Cardenas, M. and R. Steiner (2000), "Private Capital Flows in Colombia" in F. Larrain (ed.) Capital Flows, Capital Controls, and Currency Crises: Latin America in the 1990s, U. of Michigan Press.
- Carvalho, B. and M. Garcia (2006), "Ineffective Controls on Capital Inflows Under Sophisticated Financial Markets: Brazil in the Nineties", *NBER Working Paper* No. 12283.
- Chamberlain, G. (1984), "Panel data", in Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science.
- Chang, R. and A. Velasco (2001), "A Model of Financial Crises in Emerging Markets", *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 116 No. 2.
- Desai, P. (2003), Financial Crisis, Contagion, and Containment, Princeton University Press.
- Detragiache, E. and A. Spilimbergo (2004), "Empirical Models of Short-Term Debt and Crises: Do They Test the Creditor Run Hypothesis?", *European Economic Review* No. 48.
- Durdu, B., E. Mendoza, and M. Terrones (2007), "Precautionary Demand for Foreign Assets in Sudden Stop Economies: An Assessment of the New Mercantilism" *NBER Working Paper* No. 13123, May.
- Edwards, S. (2006), "Capital Controls, External Imbalances, Capital Flows and Contagion" *Inter-American Seminar on Economics Informality, Corruption and Institutions*, NBER y Fedesarrollo. Bogotá, diciembre .
- Eichengreen B. and D. Leblang (2002), "Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahatir Right?", *NBER Working Paper* No. 9427.
- Forbes, K.J. (2003), "One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms". *NBER Working Paper* No. 9777.
- E. Cavallo and Frankel, J. (2004), "Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality", *NBER Working Paper* No. 10957.
- Giorgianni, L. (1997), "Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence for Italian Data", *IMF Working Papers* No. 97/39.
- Heckman, J. (1981), "Statistical Models for Discrete Panel Data", Chapter 3 in Manski, C. and D. McFadden (eds.), Structural Analysis of Discrete Data, MIT Press, Cambridge, MA.
- Kaminsky, G., C. Reinhart, and C. Vegh (2003), "The Unholy Trinity of Financial Contagion", *NBER Working Paper* No. 10061.
- Kaplan, E. and D. Rodrik (2001), "Did the Malaysian Capital Controls Work?", *NBER Working paper* No. 8142.
- Kindleberger, Ch. (1978), Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises, First and Fifth Edition (2005), Wiley.
- Kose, M., E. Prasad, K. Rogoff, and S. Wei (2003), "Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence", *IMF Occasional Papers* No. 220.
- Krugman, P. (1979), "A model of balance of payments crisis", *Journal of Money Credit and Banking* No 11.
- Lane, P. and G. Milesi-Ferretti (2006), "The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities 1970-2004", *IMF Working paper* No. 0669.
- López E. and F. Tenjo (2002), "Credit Bubble and Stagnation in Colombia, 1990-2001", *Colombian Economic Journal* Vol. 1 No. 1.

- Ocampo, J. y S. Montenegro (2007), Crisis Mundial, Protección e Industrialización, Ed. Norma.
- Ocampo, J.A. and C. Tovar (2003), "Colombia's Experience with Reserve Requirements on Capital Inflows". *CEPAL Review* (81), December.
- Rincón, H. (1999), "Efectividad del Control a los Flujos de Capital: Un Reexamen Empírico de la Experiencia Reciente en Colombia". *Borradores de Economía*, No. 132, Banco de la República, septiembre.
- Rodrik, D. and A. Velasco (1999), "Short-Term Capital Flows", 1999 *ABCDE Conference*, World Bank.
- S. Redelet and Sachs, J. (1998), "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects", Mimeo, *Harvard Institute for International Development*.
- Tamayo, C. (2005), "Capital Flows, Exchange Rates and Growth: Evidence from Developing Countries". *Master's thesis, University of Sussex*.
- Tornell, A. and F. Westermann (2005), Boom-Bust Cycles and Financial Liberalization, The MIT Press.
- Villar L. and R. Ffrench-Davis (2004), "Real Macroeconomic Stability and the Capital Account in Chile and Colombia". *Project on Management of Volatility, Financial Globalization and Growth in Emerging Economies, ECLAC*, June.
- Wawro, G. (2006), "Advanced Topics in Maximum Likelihood: Models for Panel and Time-Series Cross-Section Data" 2006 *ICPSR Summer Program*. Department of Political Science, Columbia University.

## Anexo 1. CRONOLOGÍA Y TAXONOMÍA DE LAS CRISIS FINANCIERAS RECIENTES

Episodio	Detonante	Choque externo	Contexto	Canales de transmisión	Países afectados
México/agosto 1982	México hace default sobre la deuda bancaria.	Precios de los <i>commodities</i> caen entre 1980-1985. Las tasas de corto plazo de EE.UU. se incrementan hasta 10%.	Déficit fiscal llegó en México hasta 16% del PIB, la mayoría de países de América Latina experimentaron crecientes déficits. Deuda externa creciente. Las bajas tasas de interés permitieron la financiación de la deuda sin necesidad de hacer ajuste fiscal, se perdió la credibilidad a principios de los 80.	Vínculos comerciales, exposición de bancos comerciales a América Latina	Los únicos países en Latinoamérica que no repudiaron su deuda fueron Colombia, Costa Rica y Chile
Finlandia/septiembre 8 1992	Finlandia deja flotar el Markka.	Las tasas de interés en Alemania aumentan, Dinamarca vota negativamente Masstrich.	El sistema de tasas de cambio, EMS, implica una adecuada coordinación monetaria. Fuertes vínculos comerciales entre los países europeos, problemas de pérdida de competitividad.	Vínculos comerciales y actividad de Hedge Funds	Todos los europeos
México/diciembre 20 1994	México anuncia devaluación del 15%.	FED <i>funds rate</i> se incrementa 250pb desde enero de 1994.	Plan de estabilización basado en la tasa de cambio. Expansión crediticia apalancada en flujos externos de corto plazo. Creciente déficit en cuenta corriente. Insuficientes reservas.	Fondos mutuos vendieron especialmente papeles de Brasil y Argentina. Similitud en los planes de estabilización.	Argentina y Brasil. En Argentina se presentaron corridas bancarias
Tailandia/julio 2 1997	Se deja flotar el Bath Tailandes.	Depreciación desde 1995 del Yen frente al dólar, lo cual significó una apreciación del Bath frente al Yen. Un conglomerado Coreano se declara en Bancarrota.	Tasas de cambio intervenidas o fijas. Abundante liquidez y entrada masiva de capitales de corto plazo que alimentaron la toma excesiva de riesgos. Apreciación real sostenida y abultados déficit en cuenta corriente. Bajo nivel de reservas.	Los vínculos comerciales y más importante aún la exposición de los bancos japoneses a los países del sureste asiático	Tailandia, Malasya, Corea, Filipinas, Indonesia
Rusia/agosto 17 1998	Se devalúa el Rublo, se declara moratoria de los bancos comerciales y se cesan pagos de bonos soberanos.	Caída de los precios del petróleo y materias primas. En julio el FMI ya había anunciado un paquete de USD 22bn	La estabilización Rusa se realizó con un programa basado en la tasa de cambio, pero la situación fiscal no mejoró y el ambiente político era adverso a las reformas. Vacío institucional. Ingreso masivo de capitales de corto plazo y endeudamiento agresivo del gobierno en papeles de corto plazo. En noviembre de 1997 se atacó la moneda. Toma excesiva de riesgos. Quiebra en septiembre LTCM.	Fondos mutuos propagaron la crisis a otros emergentes	Brasil, Hong Kong y México los más afectados.
Brasil/nov 1998 - ene 1999	Enero 3 de 1999 Brasil devalúa el real y en febrero deja flotar la moneda. El estado de Minas Gerais repudia su deuda.	Las crisis anteriores significaron pérdidas cuantiosas de reservas, entre julio y diciembre se perdieron USD30 bn.	Plan Real para estabilizar la economía y superar la hiperinflación. Déficits gemelos, situación fiscal débil, muy dependiente del señoreaje y estructura tributaria precaria. Apreciación real persistente.	Se transmitió con fuerza a Argentina debido a sus lazos comerciales	Argentina y Brasil. En Argentina se presentaron corridas bancarias.
Argentina/diciembre 23 2001	Default de deuda soberana. En febrero de 2002 se liberó el peso	La defensa de la moneda en las otras crisis significó una fuerte contracción de la liquidez. Pérdida de competitividad frente a Brasil.	La caja de convertibilidad desinfló a la economía pero fue muy restrictiva en términos monetarios. No hubo disciplina fiscal y el país se endeudó excesivamente. Elevada dolarización de la economía desato una crisis de liquidez. Corridas bancarias en el pasado.	No se diseminó con fuerza. Fue anticipada y los capitales ya habían salido masivamente de países emergentes	

# Impacto de las noticias sobre el mercado de deuda pública interna en Colombia

---

Carolina Ramírez L.<sup>1</sup>

## Abstract

*This paper tries to understand the impact that political and economic announcements might have on the prices of domestic public bonds in Colombia. The main aim is to find out whether the TES market reacts to these news releases and if its response adjusts to the a-priori analysis of these variables. Two econometric estimations were run to analyze the relationship between public bonds and the announcements as a way of filtering out the presence of heteroskedasticity, typical of capital markets' time series. The first estimation was run using the Robust Standard Errors model while the second was based on the GARCH model. The main conclusions suggest that the TES market reacts quickly to new information, particularly to news related to multilateral agreements, changes in credit ratings and monetary policy*

## Resumen

*Este trabajo investiga cuál es el impacto que tiene la publicación de nueva información económica y política, sobre los precios de los bonos de deuda pública en Colombia. Con esto se pretende identificar si el mercado de TES es sensible a la publicación de noticias económicas o políticas y si su reacción se ajusta a un análisis a priori de dichas variables. Se realizaron dos estimaciones econométricas que buscan corregir la presencia de heteroscedasticidad, algo típico en las series de activos financieros. El primer modelo se calculó utilizando una metodología de Errores Estándar Robustos y en el segundo se construyó un GARCH. Las conclusiones apuntan a que el mercado de TES reacciona de forma rápida a la nueva información disponible, particularmente a las noticias asociadas a acuerdos con entidades multilaterales, cambios en la calificación crediticia y política monetaria.*

*Keywords: Capital Markets, News, Market Efficiency, Event Studies, TES Market, TES Crisis.*

*Palabras clave: Mercados de capitales, Noticias, Eficiencia de mercados, Estudio de eventos, Mercado de TES, Crisis de los TES.*

*JEL Classification: E44, F41, G12, G14, G15, G29.*

*Primera versión recibida en octubre de 2007; versión final aceptada en diciembre de 2007.*

*Coyuntura Económica volumen xxxviii, No. 2, segundo semestre de 2007, pp. 97-137. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.*

---

<sup>1</sup> Jefe Investigaciones Económicas, Banco Santander Colombia, email: [dramirezlopez@bancosantander.com.co](mailto:dramirezlopez@bancosantander.com.co). La autora agradece los comentarios de Arturo Galindo en su posición de asesor de trabajo de grado y de Maria Angélica Arbeláez. Las afirmaciones y opiniones contenidas en este documento son responsabilidad de la autora y no comprometen al Banco Santander.

## 1. INTRODUCCIÓN

La importancia del estudio del mercado de deuda pública interna en Colombia se explica, en primer lugar, por su crecimiento acelerado en la última década, que lo ha llevado a ser catalogado actualmente como uno de los mercados de deuda pública más dinámicos de la región, y que fue posible gracias a la evolución internacional de los mercados de capitales y a condiciones de oferta y demanda particulares del mercado interno. En segundo lugar, el desarrollo específico del mercado de deuda pública en economías emergentes, ha impulsado una alta concentración de estos papeles en entidades financieras. Esto se deriva principalmente de las nuevas regulaciones realizadas desde la década anterior, ocasionando que los bancos y fondos de pensiones destinen día a día a su portafolio de inversión, que está compuesto por un segmento considerable de TES, gran parte de los recursos que los hogares han depositado en ellos. De esta forma, dado que estas entidades pueden ser altamente vulnerables a volatilidades inesperadas en el precio de estos bonos, es de gran utilidad analizar cómo reacciona el mercado de deuda pública en Colombia frente a la información disponible.

El propósito de este trabajo es analizar cuál es el impacto que ocasiona la publicación de noticias locales asociadas con temas económicos, políticos, fiscales, de política monetaria, inflación, entre otros, sobre el mercado de deuda pública colombiano<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Se ha comprobado de manera anecdótica que las noticias externas, principalmente en Estados Unidos o países de la región, también pueden tener un impacto sobre los precios de los TES (ver por ejemplo el Informe de la Junta Directiva del Banco de la República al Congreso, de Julio del 2006). En este trabajo no se usará la publicación específica de dichas noticias pero se tomarán en cuenta con la inclusión de variables como los Bonos del Tesoro Americano y el EMBI+.

Estas noticias se definen como anuncios publicados en los principales medios de información, entre ellos diarios escritos o plataformas electrónicas como Bloomberg o Reuters, que contengan información relacionada con: variables económicas, tales como el crecimiento económico, cuenta corriente o empleo; sociopolítica, en donde se incluyeron noticias asociadas con la dinámica política del país y con el orden público; política monetaria, que contiene principalmente los resultados de las reuniones de la Junta Directiva del Banco de la República y anuncios adicionales relacionados con la intervención monetaria y cambiaria; inflación, que reúne la publicación de los datos mensuales del ritmo de crecimiento de los precios de la economía; política fiscal, que abarca los resultados fiscales, las subastas de deuda pública interna y las operaciones de deuda anunciadas por el gobierno; calificación crediticia, que hace referencia a anuncios realizados sobre Colombia por las principales agencias calificadoras de riesgo soberano, Moody's, Standard and Poors y Fitch; y acuerdos con entidades multilaterales, categoría en la que se incluyeron noticias relacionadas con entidades tales como el FMI y el Banco Mundial. El impacto de dichas noticias se analizó sobre la evolución de diversos indicadores del mercado de deuda pública colombiano, tales como índices construidos por entidades financieras respetables, así como los bonos más transados en cada momento en el tiempo.

Se utilizó parte de la teoría presente en la literatura de "eficiencia de mercados", que plantea la existencia de un precio de equilibrio de los activos financieros, que está caracterizado por diversas variables macroeconómicas. Luego se identificaron los eventos en los que los precios de los TES se alejaron de su valor de equilibrio y se compararon con la publicación de las noticias explicadas arriba, con el objetivo de identificar si dichas noticias fueron el origen de esta desviación en el precio de los TES.

Para esto, se llevan a cabo dos estimaciones cuyas metodologías pretenden corregir el problema de heteroscedasticidad típico de las series de activos financieros (ver Anexo 1). El primer modelo muestra una estimación a través de Errores Estándar Robustos, propuesta por White (1980), y muestra que la inclusión de variables categóricas<sup>3</sup> asociadas a las noticias económicas o políticas, mejora de forma importante el ajuste del modelo (el  $R^2$  se incrementa de 0,14 a 0,41). De esta primera estimación se puede concluir que las noticias asociadas con acuerdos con entidades multilaterales, cambios en la calificación crediticia y política monetaria, son las que mayor impacto tienen sobre el precio de los TES. Así mismo, las noticias de inflación, sociopolíticas y de política fiscal, resultan ser significativas pero con un menor impacto que las anteriores. Sin embargo, dado que en muchas ocasiones la interpretación de las noticias puede diferir entre los agentes del mercado, en especial con los anuncios relacionados con variables macroeconómicas, es interesante llevar a cabo un segundo ejercicio que permita analizar no sólo el tipo de reacción a una noticia, sino la volatilidad que alcanza el mercado cuando ocurre dicho evento. Así, el segundo ejercicio estima un GARCH del cual se concluye que las variables que afectan de forma más importante la volatilidad de los precios de los TES, son las noticias de acuerdos con entidades multilaterales y las de política fiscal.

En la sección II se describe el desarrollo del mercado de deuda pública en mercados emergentes y en Colombia; en la sección III se hace una revisión a la literatura relacionada con el impacto de la

información sobre los mercados financieros; el capítulo IV muestra algunos hechos estilizados sobre la evolución del mercado de deuda pública interna desde 2002 hasta mediados de 2006; en la sección V se encuentran los resultados econométricos y el capítulo VI contiene las conclusiones del trabajo.

## II. DESARROLLO DEL MERCADO DE CAPITALES EN ECONOMÍAS EMERGENTES

El progreso del mercado de capitales en el mundo, particularmente en los países avanzados, comenzó desde la década de los setenta, y posteriormente en los años noventa alcanzó su consolidación como un segmento clave en la economía mundial. Este fenómeno fue resultado de tres elementos fundamentales. El primero fue la flexibilización en la regulación de los mercados globales posterior al colapso del sistema de Bretton Woods en 1971, que ocasionó que gran parte del mundo desarrollado permitiera la entrada de flujos de capitales de otras regiones. Lo anterior condujo además, a la aparición de nuevos instrumentos financieros que buscaron compensar la demanda creciente por opciones alternativas de inversión. El segundo elemento fue el avance tecnológico que mejoró los sistemas electrónicos de transacción y de cumplimiento de los mercados financieros. Finalmente, el tercer elemento se relacionó con el aumento en la demanda de activos financieros, algo que se presentó gracias al cambio en el patrón de ahorro de los consumidores, la disminución de la aversión al riesgo, la búsqueda de retornos mayores y la entrada de inversionistas institucionales, como fondos de pensiones y fondos mutuos<sup>4</sup>.

El desarrollo global y la internacionalización de las actividades financieras en países desarrollados,

---

<sup>3</sup> Variables de tipo cualitativo que toman valores discretos que se asocian a diversas categorías (Gujarati D, 2000). En este caso las variables cualitativas se relacionan con anuncios económicos o políticos y sus categorías se refieren a su impacto favorable o desfavorable en la valoración de un TES.

---

<sup>4</sup> Ver De la Torre y Schukler (2004).



tuvieron un impacto importante sobre la evolución del mercado de capitales en economías emergentes. Anterior al fenómeno mundial descrito arriba, los gobiernos de los países emergentes mostraban niveles altos de regulación e intervención en los mercados financieros. Posterior al *boom* petrolero de los setenta, los bancos internacionales contaron con alta liquidez y estos recursos fueron destinados en su mayoría a financiar deuda pública y privada en países emergentes, particularmente en América Latina. No obstante, durante los primeros años de la década de los ochenta, varios países de la región se encontraban con una deuda significativamente alta con diversos bancos comerciales externos, algo que se sumó a la caída en los precios de materias primas que representaban una fuente fundamental de recursos para dichos pagos. Con esto en 1982 se declaró la primera cesación de pagos en México, incrementando así la perspectiva de riesgo crediticio de los países en América Latina. Como resultado, la financiación de los gobiernos de la región, que dependía en gran parte del crédito externo, se vio más apretada generando varias crisis de deuda en la primera parte de los años ochenta. Como solución a este problema nació en 1989 el "*Brady Plan*", que consistía en la emisión de bonos soberanos de estos países, para ser negociados en los mercados internacionales. Una vez los *Brady Bonds* se empezaron a transar de forma significativa, los gobiernos y otros agentes entendieron la dimensión de la demanda por estos títulos y se observó un aumento extraordinario de nuevas emisiones. De hecho, las emisiones de bonos de los mercados emergentes aumentaron de 4 billones de dólares en 1990 a 99 billones de dólares en 1997<sup>5</sup>.

Como explican De la Torre y Schmukler (2004), todo lo anterior tuvo un impacto mayor en América Latina

---

<sup>4</sup> Ibid.

en donde, a diferencia de algunos países emergentes del este asiático, el mercado de deuda pública tuvo un desarrollo sobresaliente frente al mercado de deuda corporativa. No obstante, los autores señalan que los mercados de deuda pública en América Latina tienen dos problemas que han restringido su avance al mismo ritmo de las economías desarrolladas y de otros países emergentes. Estos son principalmente, una concentración en papeles de corto plazo y pocos agentes con la capacidad de demandar estos títulos. De esta forma, los inversionistas institucionales poseen la mayoría de los bonos de deuda pública negociados en los mercados de valores de la región, algo que responde principalmente a las reformas hechas en los inicios de la década de los noventa. En primer lugar, la mayoría de países de América Latina transformaron el sistema pensional en un sistema de carácter privado, reforzando las regulaciones especiales que exigen a estos fondos a contar con un mínimo de inversión en papeles de deuda pública. En segundo lugar, luego de la crisis bancaria vivida hacia finales de la década anterior, gran parte de las entidades de crédito buscaron activos seguros para proteger su cartera. Incluso, la misma regulación ha inducido a que los bancos aumenten su tenencia de deuda pública pues este tipo de activos financieros es catalogado con un riesgo bajo<sup>6</sup>. Con esto, se incrementó la deuda pública colocada en los bancos a lo largo de América Latina. En BID (2005), se destaca que los Bancos de América Latina poseían a mediados de los noventa un 9% de

---

<sup>6</sup> Sin embargo, como se explica en "Desencadenar el Crédito", documento del BID (2005), la deuda pública no necesariamente tiene un riesgo bajo, pues desde una perspectiva de mercado, son activos que se alejan de estar exentos de riesgo. Esto se refleja en la situación observada durante mayo y junio del 2006 en Colombia, cuando la crisis del mercado de deuda pública logró que las utilidades de los bancos y otras entidades de crédito se contrajeran ocasionando así una caída de 7% del sector financiero en el segundo trimestre de ese año.

deuda pública (incluyendo créditos y bonos) sobre el total de la cartera del sistema bancario, cifra que ascendió a 16% en el 2002<sup>7</sup>.

### A. El mercado de deuda pública en Colombia

En Colombia el surgimiento del mercado de bonos emitidos por el gobierno tuvo lugar a comienzos de la década de los noventa y fue impulsada, según Gutiérrez y Uribe (2002), por tres factores principales: el primero fue la declaración del Banco Central colombiano como un ente independiente del gobierno, con limitaciones específicas para el financiamiento de este; el segundo, está asociado con la internacionalización del mercado financiero y la flexibilización en la regulación que permitió una mayor competencia entre agentes; el tercer elemento fue la reforma al sistema pensional que permitió la creación de fondos de pensiones privados que proporcionó gran liquidez al mercado. Adicional a todo lo anterior, se presentaron condiciones de oferta y demanda que lograron impulsar el mercado de bonos en Colombia.

Por el lado de la oferta, se presentaron dos elementos que promovieron el desarrollo del mercado de TES. El primero se asocia con un creciente déficit fiscal y el segundo con la utilización de estos papeles en la política monetaria del Banco de la República. En el caso de la situación de las finanzas públicas, Caballero (2002) afirma que el mayor crecimiento de la deuda se dio en la segunda mitad de los noventa, al multiplicar por 4 veces su valor desde 1995 hasta el 2002, periodo en el cual Colombia registró un pobre desempeño económico al mismo tiempo que el gobierno incrementó sus gastos y los

financió con más deuda y menos venta de activos. El aumento en los gastos respondió, como se menciona en Wiesner (2004), a que la constitución de 1991 determinó un nuevo "intercepto" en el gasto público en Colombia, pues incrementó excesivamente el gasto y las transferencias a las diferentes regiones del país, generó déficit fiscales adicionales y estableció inflexibilidades que no permiten avanzar para mejorar dichos problemas estructurales. Wiesner cita en su documento los resultados obtenidos en la Misión del Ingreso Público (2003)<sup>8</sup>, en los que se afirma que en la década de los noventa el gasto público se incrementó en 19 puntos del PIB, algo que estuvo acompañado de un aumento en la deuda bruta del Sector Público Consolidado de 16,6% del PIB en 1995 a 64,5% del PIB en el 2001. De hecho, Hernández, Lozano y Misas (2000) resaltan que la deuda del gobierno nacional creció a una tasa inferior a 1% del PIB anual desde 1990 hasta 1997, ritmo que se aceleró a 5% del PIB en 1998. Así, la participación del monto de TES en circulación sobre el PIB, aumentó de 5% en 1995 a 27% en el 2005.

En segundo lugar, los avances en el mecanismo de política monetaria también ayudaron al incremento de la oferta de títulos en el mercado de deuda pública colombiano. Hasta enero de 1998 el Banco de la República emitía papeles conocidos como títulos de participación, que tenían como objetivo la esterilización de una fuerte intervención cambiaria. Sin embargo, como explica Urrutia (2004), esto generaba unas pérdidas cuasifiscales al Banco de la República que debían ser respaldadas por el presupuesto nacional. Por esto, a partir de febrero de 1998, el Banco de la República decidió recomprar a los bancos comerciales todos estos papeles que tenían en su poder y a partir de ese momento, las

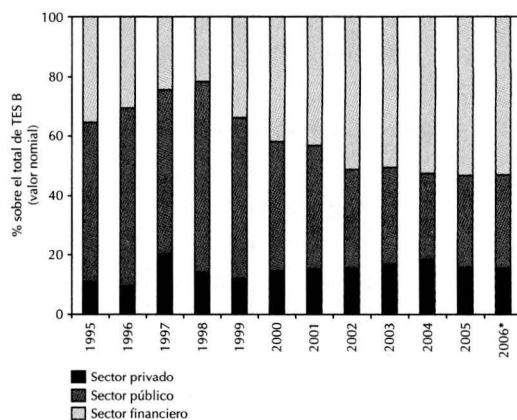
<sup>7</sup> De hecho, en el mismo documento se resalta que en Colombia dicho porcentaje se incrementó a cerca de 25%.

<sup>8</sup> Ver Fedesarrollo (2003).

actividades de contracción monetaria se hacen a través de Operaciones de Mercado Abierto (OMAS) con la venta temporal de títulos de tesorería, TES<sup>9</sup>. Como menciona Urrutia, el cambio de la forma de hacer política monetaria de un sistema directo a través de encajes y otros controles, a operaciones de mercado abierto OMAS con TES, no sólo redujo la vulnerabilidad de las finanzas públicas a través de un incremento en la emisión de deuda interna, sino que condujo a que el mercado de estos bonos fuera mucho más líquido.

Por el lado de la demanda, al igual que en otros mercados emergentes, los inversionistas institucionales se convirtieron cada vez más en los agentes principales del mercado de deuda pública colombiano. De hecho, las entidades pertenecientes al sector financiero, entre ellas bancos comerciales, corporaciones financieras, el Fondo de Garantías, el Banco de la República, sociedades fiduciarias y los fondos de pensiones, participaron en el 53% del monto nominal circulante de TES en el 2005 (ver Gráfico 1A). El porcentaje restante se reparte entre en sector privado (16%) y el sector público (31%). Así mismo, al interior del sector financiero, los bancos comerciales contaban en el 2005 con el 52% de los TES que pertenecen a entidades del sector y los fondos de pensiones participaban con el 30% de este monto (ver Gráfico 1B). Como afirman De la Torre y Schmukler (2004), esta concentración de los papeles de deuda pública en pocos agentes del mercado conlleva a la iliquidez en la demanda, afectando la evolución de los precios y magnificando los efectos de volatilidad. Adicionalmente, la concentración de estos papeles en el sector financiero ha genera-

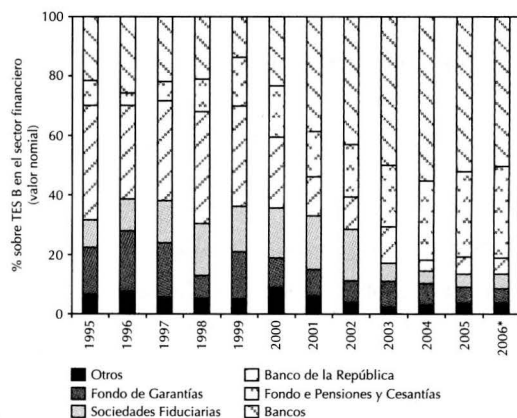
**Gráfico 1A. TES B POR POSEEDOR**



\* Datos a marzo de 2006.

Fuente: Banco de la República y cálculos propios.

**Gráfico 1B. DISTRIBUCIÓN TES B EN ENTIDADES DEL SECTOR FINANCIERO**



\* Datos a marzo de 2006.

Fuente: Banco de la República y cálculos propios.

do dudas alrededor de un posible "credit crunch" en la economía, expuesto por Caballero (2002), quien asegura que si bien no se puede probar la presencia de un fenómeno de esta naturaleza, hacia comienzos de esta década sí se hizo evidente una sustitución de crédito al sector privado por crédito al sector público. Según Caballero, entre el 2000 y

<sup>9</sup> Ver la Ley 31 de 1992, Parágrafo del artículo 53, en donde se ordena que a partir del año 1999 las OMAS se harían a través de títulos de deuda pública.

el 2001, la participación de las inversiones en títulos de deuda pública en el activo del sector financiero aumentó 11 puntos porcentuales, al mismo tiempo que la participación de la cartera sobre los activos del sistema cayó 12 punto porcentuales.

Así, mientras que los mercados financieros globales se desarrollaban en la década de los noventa, el mercado de deuda pública colombiano no se quedó atrás y en 1996 se registró un avance importante con la puesta en marcha del sistema de "creadores de mercado" y con la designación al Banco de la República como administrador de la información, centro de negociación de los títulos de deuda pública a través de Sistema Electrónico de Negociación (SEN) y como el encargado del cumplimiento de las operaciones<sup>10</sup>. Esto ayudó a que la liquidez del mercado se incrementara de forma significativa, logrando que su crecimiento haya sido acelerado desde finales de la década anterior.

De esta forma, dado que el mercado de deuda pública colombiano ha crecido de manera excepcional desde el 2002 y actualmente participan en él diversos agentes de la economía, en especial los bancos y fondos de pensiones, el objetivo de este trabajo es identificar algunos determinantes de los precios de estos bonos, con el fin de analizar si el mercado de TES reacciona a la publicación de información relacionada con temas políticos y económicos.

### III. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura asociada a los determinantes de los precios de los activos financieros es bastante amplia y tiene diferentes ramas. Sin embargo, una de las teorías más reconocidas y así mismo criticadas, es

la que defiende la existencia de mercados de capitales eficientes, bajo la cual los precios de acciones, bonos e incluso monedas, se determinan con base en la información disponible en cada momento. Así, la literatura relacionada con el impacto de la información sobre el precio de activos financieros contiene en primer lugar, una parte teórica que plantea la existencia de mercados de capitales eficientes y en segundo lugar, una parte empírica bastante amplia que ha tratado de experimentar si esa teoría coincide con la evidencia.

#### A. Teórica

En 1970, Fama hizo una revisión de gran parte de la literatura empírica sobre la existencia de mercados eficientes y propuso una definición precisa para este concepto, la cuál se puede resumir en la siguiente frase: "Un mercado cuyos precios siempre reflejan la totalidad de la información disponible, se conoce como eficiente" (Fama, 1970, p. 383).

Sin embargo, Fama (1970) afirma que la hipótesis planteada en esta frase es bastante general para probarla de una forma simple. Esto se explica pues existen diversas consideraciones que podrían afectar la transmisión de la información a los precios de activos financieros, como por ejemplo los costos que implican adquirir dicha información. No obstante, la principal conclusión de su trabajo es que, bajo un esquema en el que la información es pública, la evidencia empírica soporta adecuadamente la teoría de la existencia de mercados financieros eficientes. Así, Fama explica que para que esta afirmación pueda ser probada empíricamente, se debe especificar qué se entiende por "reflejar completamente" y para esto, lo relaciona con un "equilibrio de mercado". Es decir, para probar que los precios reflejan de manera apropiada la información disponible, es necesario precisar algún modelo que muestre cuál

---

<sup>10</sup> Ver Gutierrez y Uribe (2002).

debería ser el valor justo de esos precios. Con ese objetivo, empieza por definir que ese "equilibrio de mercado" podría puntualizarse como el valor esperado del precio de un activo. Así, el valor esperado del precio en el período es:

$$E(P_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(R_{j,t+1} | \Phi_t)] P_{jt}$$

donde  $E$  es el operador de valor esperado,  $P_j$  es el precio de un activo financiero,  $R_t$  es el retorno de este activo ( $R_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ ) y  $\Phi_t$  es la información disponible en el momento  $t$ .

Fama (1970) muestra que este "equilibrio de mercado" se puede especificar con base en un modelo de formación de precios que incluya la información disponible relevante para ese activo en cada momento  $t$ . El autor afirma que ese valor esperado dependerá necesariamente del modelo que se escoja para determinar dicho equilibrio. Lo anterior se conoce como la prueba de la "hipótesis conjunta", que básicamente implica que la eficiencia de mercado debe probarse ligada con un modelo de equilibrio que refleje la manera más apropiada para la formación del precio de dicho activo.

Si bien los modelos indicados para la formación de precios de acciones se pueden encontrar al interior de las finanzas corporativas, Fama (1970) advierte que para encontrar este modelo en el mercado de bonos, es necesario incluir algo de teoría económica relacionada a los factores que puedan tener influencia en la determinación de las tasas de interés asociadas a estos activos. Esto se explica pues, a diferencia de las acciones, las tasas de interés de la economía tienen un impacto directo sobre la valoración del precio de un bono.

Esto se explica a través de la ecuación que define el cálculo del precio de un bono<sup>11</sup>:

$$P_j = \frac{C}{(1+r)} + \frac{C}{(1+r)^2} + \frac{C}{(1+r)^3} + \dots + \frac{C}{(1+r)^t} + \frac{C}{(1+r)^3}$$

donde  $P_j$  es el precio del bono  $j$ , corresponde a los pagos futuros de intereses o cupones en cada momento  $t$ ,  $F$  representa el valor facial del bono o principal y  $r$  es la tasa de descuento de ese papel. Lo que traduce esta ecuación es que el precio de un bono es el resultado de sus flujos futuros (cupones y principal) descontados por una tasa de interés correspondiente para dicho papel. Así, asumiendo que los flujos futuros son constantes (como es el caso de los TES Tasa Fija), la variable que le proporciona volatilidad al precio de este título es el movimiento en las expectativas de los agentes frente a la tasa de interés a la que se descuentan los flujos del bono (la rentabilidad del título).

Bolder (2001) explica que las estimaciones enfocadas a identificar cuál puede ser la evolución del mercado de bonos, son un poco más complicadas que los modelos hechos para acciones o para tasa de cambio. Esto es así pues los bonos, a diferencia de las acciones o las divisas, tienen una fecha determinada de vencimiento que obliga a que los inversionistas deban incluir el tiempo de maduración del título en la valoración de este. Existen en la literatura varios documentos teóricos que intentan hallar la forma correcta que determine la formación de precios de los bonos, que toman en cuenta la estructura de plazos de estos papeles y que es conocida como "*term structure*". Aunque un análisis bajo este enfoque está por fuera del alcance de este trabajo, algunas consideraciones sobre las que se fundamenta la investigación de estructura a plazos en los bonos, son de gran utilidad para entender cuál es el modelo apropiado de formación de precios de los bonos de deuda pública en Colombia.

<sup>11</sup> Ross, Westerfield y Jaffe (1999), p. 117.

En un principio, la literatura asociada al estudio de la estructura a plazos de los bonos, utilizaba modelos que no incluían variables macroeconómicas. No obstante, como señalan Diebold, Rudebush y Aruoba (2005), recientemente varios autores han comenzado a considerarlas en sus modelos y de hecho parece que al incluirlas se reducen los errores en la estimación de los precios de los bonos. Si bien estos modelos ayudan a entender que es importante incluir variables económicas en la estimación del precio de los bonos, no dicen mucho sobre cuáles son las más apropiadas. Por esto, es importante apoyarse en otra parte de la literatura que ha tratado de encontrar las variables fundamentales que pueden influir en el comportamiento de los precios de los bonos de deuda pública.

Existe un gran número de trabajos que han intentado estudiar los determinantes de los precios de los bonos de deuda del gobierno. Gran parte de estas investigaciones se han dedicado a entender el comportamiento de los precios de los bonos soberanos de un país (deuda externa) y ha logrado un acercamiento al problema a través de variables fundamentales que explican los determinantes del riesgo de pago asociado a dicho gobierno. Según Rowland (2004), el precio que ofrecen los inversionistas por los bonos soberanos de un país, depende del riesgo que se perciba frente a la posibilidad de que el emisor no realice los pagos respectivos. Por esto, cuando los inversionistas escogen incluir en su portafolio un papel de deuda soberana, analizan las posibles variables que afecten las capacidades de pago del gobierno que lo emite. El autor afirma que las variables que afectan la visión frente al gobierno emisor de un bono, se pueden clasificar como las asociadas con el entorno macroeconómico, la política monetaria, la política fiscal, la estabilidad sociopolítica, la cooperación entre diferentes estamentos del gobierno, entre otras.

En conclusión, las variables macroeconómicas parecen tener un impacto importante sobre la evolución de los precios de deuda pública. Con esto, se puede hallar el valor de "equilibrio" al cual, bajo la teoría de Fama, debería centrarse la dinámica del mercado de bonos del gobierno.

## B. Empírica

En 1991, Fama repitió el ejercicio hecho 20 años atrás, con el objetivo de hallar en la literatura empírica los mejores trabajos realizados para probar la eficiencia de mercados financieros. Si bien comienza por afirmar que una teoría sobre la eficiencia del mercado extrema no es verdadera, concluye que a través del análisis de tipo "*event studies*" o estudio de eventos, se puede probar la existencia de mercados eficientes de la forma más transparente. Este tipo de análisis fue planteado por primera vez en Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969) para el mercado de acciones, al incorporar noticias empresariales para identificar si en presencia de información nueva, el precio de una acción se desvía de su equilibrio<sup>12</sup>.

No obstante, existe en la literatura una fracción amplia que incorpora las noticias macroeconómicas como los "eventos" clave para probar la eficiencia del mercado. A partir de los años noventa, varios trabajos se centraron en el análisis de la influencia de las noticias macroeconómicas en los mercados de acciones, de divisas y de bonos emitidos por

---

<sup>12</sup> Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969) centraron su discusión alrededor de los efectos de la información relacionada con un "*split*" de acciones y concluyen que los precios de esos activos reflejan esta nueva información en el mismo día del anuncio del "*split*", es decir rápidamente. Se define "*split*" de acciones como el momento en el cual una empresa aumenta el número de acciones en circulación sin incrementar el capital. Es decir, se reduce el valor nominal de cada acción al dividir cada acción por un número más grande. (Ross, Westerfield y Jaffe, 1999).

los gobiernos. Sin embargo, Fleming y Remolona (1997) muestran que a lo largo de la literatura, no se ha encontrado de manera robusta que los anuncios macroeconómicos tengan una influencia importante en el precio de las acciones e incluso mencionan que su efecto puede ser ambiguo. Así mismo, Edison (1996) explica que a pesar de que gran parte de la literatura se ha centrado en explicar el efecto de estas noticias sobre la tasa de cambio, no se ha logrado encontrar un modelo preciso que muestre esta relación. Por lo anterior, estos autores sumados a un gran número de investigadores asociados a la Reserva Federal de Estados Unidos, entre otros, se han encargado del análisis de los precios de los bonos de deuda pública en ese país y han encontrado que el mercado de bonos es más apropiado para estudiar el efecto de los anuncios macroeconómicos. Si bien la mayoría de los trabajos que han tratado de hacer pruebas sobre la existencia de mercados eficientes ha utilizado datos de Estados Unidos, existen diversos estudios dedicados a otras regiones. En Kaminsky y Schmukler (1999), los autores llevan a cabo un análisis de nueve países asiáticos, que pretende encontrar las principales causas de la crisis presenciada en 1997-1998. Algunas de las conclusiones harían pensar que la crisis fue liderada principalmente por el comportamiento irracional de los agentes, pues algunos días en los que se registraron las volatilidades más altas, no estuvieron asociados con ningún evento o noticia fundamental. Sin embargo, los autores también muestran que otros días de alta volatilidad tuvieron su principal causa en la publicación de noticias relacionadas a acuerdos con entidades multilaterales, cambios en la calificación crediticia de algún país de la muestra, política fiscal y política monetaria.

En Ganapolsky y Schmukler (1998), los autores analizan el impacto de 12 noticias específicas sobre varios mercados financieros en Argentina. Su

principal objetivo es verificar si diversos anuncios gubernamentales ayudaron a que la crisis Mexicana de mediados de los noventa, tuviera un impacto menor sobre el mercado de capitales argentino. Para esto, estiman ciertos modelos econométricos que serán analizados más adelante en este documento. La principal conclusión a la que llegan los autores, es que las diferentes variables analizadas (índice de acciones, precio de los bonos y tasas de interés), respondieron favorablemente a las noticias que señalaron que los fundamentales en Argentina mostraban un buen desempeño. Esto ocasionó que la crisis financiera de México tuviera un efecto menor sobre los mercados en Argentina.

En Colombia no se ha profundizado en el tema posiblemente porque la existencia de un mercado con un volumen de transacciones importante y con mecanismos que permitan a los agentes tener la misma información, es relativamente reciente. Uno de los primeros acercamientos es el trabajo de Rowland (2004), que analiza los determinantes de los precios de los bonos de deuda pública externa de Colombia. Él encuentra que en el corto plazo, los bonos soberanos de Colombia están influenciados principalmente por lo sucedido en mercados externos, particularmente Estados Unidos, y por la variación de la tasa de cambio. En el largo plazo encuentra que variables como la balanza comercial, el PIB, entre otras, son significativas en la determinación del precio de estos papeles.

En conclusión, con el objeto de analizar la sensibilidad del mercado de deuda pública colombiano frente a la publicación de noticias, la metodología a través del estudio de eventos puede ser de gran utilidad. Para esto se incluirán variables que caractericen la publicación de nueva información, con el objetivo final de analizar si la reacción del mercado de TES es rápida o no.

#### IV. HECHOS ESTILIZADOS

A continuación se describirán algunos hechos del mercado de TES en el período comprendido entre enero del 2002 y junio del 2006. Se escoge este periodo pues a partir del 2002 se presenció una liquidez importante en el mercado de TES. Esto se explica en parte, a que en ese año se emitió el primer bono del gobierno con vencimiento a 10 años en tasa fija, algo que facilitó la negociación de los papeles de deuda pública pues la valoración de los TES indexados, referencia a más largo plazo en años anteriores, representan una complejidad mayor para los operadores del mercado. Adicionalmente, hacia mediados del 2001 se realizó una de las operaciones más importantes en términos de reestructuración de deuda, una vez se realizó un canje de deuda que redujo el número de emisiones de 57 a 3, brindando una mayor liquidez a algunos bonos de referencia.

El mercado de TES ha registrado un importante dinamismo en los últimos años. Los volúmenes transados han aumentado significativamente y a través del SEN, el monto negociado de TES se multiplicó por seis desde el 2002 (520 mil millones de pesos, promedio diario) hasta el 2005 (3,5 billones de pesos, promedio diario). En el 2006 el ritmo de crecimiento en el volumen diario transando se estancó y mantuvo una cifra cercana a lo observado en el año previo. No obstante, el dinamismo del mercado se mantuvo ese año pues, según los cálculos del Ministerio de Hacienda, en el 2006 se alcanzó a negociar un monto equivalente al 16% del total del portafolio de TES (*Turn over* de los TES), cifra récord para la historia del mercado y muy superior a lo que se observaba cinco años atrás cuando dicho número no superaba el 5%. Así mismo, los esfuerzos del gobierno por concentrar la deuda pública en referencias denominadas en pesos, logrando una mayor estabilidad de las finanzas públicas (en el 2006 el servicio de la

deuda fue refinanciado en una proporción menor a 100% con deuda nueva, algo que no se observaba en más de una década), ha permitido el desarrollo de una curva de rendimientos más completa gracias a una renovada confianza de los inversionistas que permite mejores opciones de financiamiento para el gobierno. En Arbeláez, Guerra y Roubini (2003), se explica cómo la dinámica de endeudamiento en el periodo 1999 a 2001, logró en primer lugar, que la composición de la deuda (70% deuda externa y 30% deuda interna) fuera altamente vulnerable a los mercados internacionales y en segundo lugar, que los plazos para el endeudamiento en los mercados locales se mantuvieran en el corto plazo.

Así, luego de que el gobierno realizó operaciones para obtener una composición de deuda (40% deuda externa y 60% deuda interna en el 2006) menos expuesta a volatilidades externas, los mercados de capitales permitieron la emisión de títulos que conforman una curva de rendimientos más completa. En el 2000 el plazo más largo en la curva de TES tasa fija era de 2 años y en el 2005, el gobierno ya contaba con una referencia de vencimiento a 15 años.

La renovada confianza de los inversionistas también se ha reflejado en la estrategia de colocación de TES del gobierno pues hacia finales de los noventa, cerca de un 70% de los bonos de deuda pública se emitía a través de colocaciones forzosas y convenidas<sup>13</sup> y sólo un 30% se realizaba a través de subastas en el

---

<sup>13</sup> La emisión de TES realizada por el gobierno se hace a través de tres instrumentos. El primero utiliza un mecanismo de subasta holandesa en la que participan los creadores de mercado; el segundo hace referencia a las operaciones convenidas, que son inversiones realizadas por las empresas públicas nacionales del orden descentralizado, pactadas con el Gobierno; el tercero se conoce como inversiones forzosas, que son realizadas por las entidades que dependen del Presupuesto Nacional y que por ley deben invertir sus excesos de liquidez en TES

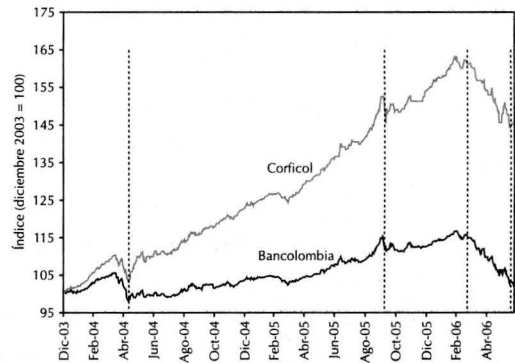


mercado. En el 2006 la composición de la colocación de TES fue de 50% en convenidas y forzosas y 50% en subastas de TES.

Existen diversos índices construidos por algunas entidades financieras reconocidas, como BANCOLOMBIA y CORFICOL<sup>14</sup>, que pretenden recoger el comportamiento de los bonos de deuda pública más transados en el mercado a lo largo del tiempo. En el Gráfico 2 se observa que, si bien los índices disponibles no son iguales por su metodología de cálculo<sup>15</sup>, sí muestran la misma dirección y resaltan los mismos períodos de mayor volatilidad en el mercado. En el Gráfico 2 se destacan la desvalorización de los TES de mayo del 2004, la crisis moderada de septiembre del 2005 luego de varios meses de valorización de los TES y finalmente la caída de los precios de estos papeles a partir de marzo del 2006.

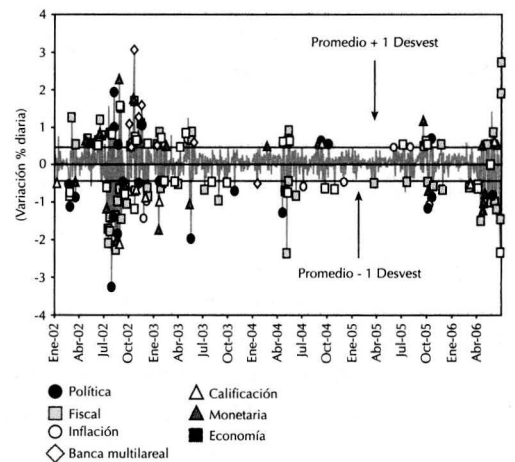
En el Gráfico 3 se observa la evolución del retorno diario de uno de estos índices llamado ITES (calculado por Bancolombia), en donde retorno se define como (Campbell, Lo, y MacKinlay, 1997):  $R_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ . El promedio de los retornos diarios desde Enero del 2002 a Junio del 2006 es 0,003% y la desviación estándar es de 0,50%. Sin embargo, la gráfica sugiere que la variación a lo largo del período escogido, no

**Gráfico 2. ÍNDICES DE DEUDA PÚBLICA**



Fuente: Bloomberg, <http://www.grupobancolombia.com> y cálculos propios.

**Gráfico 3. RETORNO DEL ÍNDICE DE DEUDA PÚBLICA ITES**



Fuente: <http://www.grupobancolombia.com> y cálculos propios.

<sup>14</sup> BANCOLOMBIA es el banco comercial con mayor número de activos en Colombia y CORFICOL es la corporación financiera más importante del sector financiero.

<sup>15</sup> En general la diferencia de la metodología de los dos índices surge de la estrategia utilizada para evitar el efecto que tiene el pago del cupón de un bono sobre su precio, pues una vez se paga dicho interés, el precio del título se contrae al día siguiente. En el caso de BANCOLOMBIA, se utiliza el precio limpio que elimina a priori dicho efecto. Para CORFICOLOMBIANA la mejor estrategia resultó escoger el precio sucio pero asumir que el cupón se reinvertiría en este mismo papel. Adicionalmente, el índice de BANCOLOMBIA se construye con una canasta basada sólo en TES Tasa Fija denominados en pesos, mientras que el de CORFICOL puede incluir papeles denominados en UVR, TRM o pesos.

es igual en todas las observaciones de la muestra. Por ejemplo, se observa que en el período comprendido entre enero del 2002 y mayo del 2003, la desviación aumenta notablemente a 0,69% y entre marzo y junio del 2006 se incrementa a 0,716%. Estos dos períodos son considerados como las crisis más fuertes en el mercado de deuda pública en Colombia y por esto muestran una variabilidad diferente a la que se

observa en otros momentos. Este comportamiento es usual en las series de activos financieros y por esto es necesario utilizar ejercicios econométricos que ayuden a estimar la evolución de la varianza de estas series. Esto será discutido en la siguiente sección. El Gráfico 3 muestra que existen observaciones en las cuales el retorno diario del Índice de Deuda Pública, ITES, se aparta de forma importante de su promedio. Entre ellos se destacan algunos días de Julio del 2002 cuando se registraron retornos diarios negativos inferiores a -3%, así como en Septiembre y Octubre del mismo año, con retornos diarios superiores a 3%. Gran parte de estas observaciones se pueden explicar por la reacción que mostró el mercado frente a anuncios económicos o políticos que pueden afectar la rentabilidad exigida para la compra de estos papeles. En el gráfico se resaltaron 213 observaciones que superaron una desviación estándar (positiva y negativa) sobre el promedio y que coincidieron con alguna noticia económica o política.

El Cuadro 1 muestra algunos resultados utilizando el total de las noticias incluidas en la muestra. Los datos se construyeron utilizando las noticias únicamente de temas locales, que fueron publicadas en los principales medios de información<sup>16</sup>. En total se encontraron 809 noticias internas desde enero del

**Cuadro 1. PARTICIPACIÓN DE NOTICIAS EN DÍAS DE MAYOR VOLATILIDAD**

Noticias	(%)
Multilateral	4,2
Inflacion	5,2
Calificacion	5,2
Monetaria	9,4
Fiscal	26,3
Politica	13,1
Economia	15,0

Fuente: <http://www.grupobancocolombia.com>, principales medios de información y cálculos propios.

2002 hasta junio del 2006. En el cuadro se observa que las noticias de temas fiscales coincidieron con el 26,3% de los días de mayor volatilidad, que se definen como aquellos retornos que superaron, en valor absoluto, una desviación estándar sobre el promedio. Luego se encuentran los anuncios relacionados con noticias de variables económicas<sup>17</sup> (15%), con política (13,1%), con política monetaria (9,4%), calificación crediticia e inflación (5,2%). En el último lugar se encuentran las noticias asociadas a acuerdos con entidades multilaterales. Por su parte el 21,6% restante, representa los días en los que hubo cambios importantes en el índice pero no se registró ninguna noticia importante.

## V. RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

A continuación se describirán los resultados de las pruebas econométricas mediante las cuáles se analizó el impacto de la información sobre el mercado de deuda pública en Colombia<sup>18</sup>.

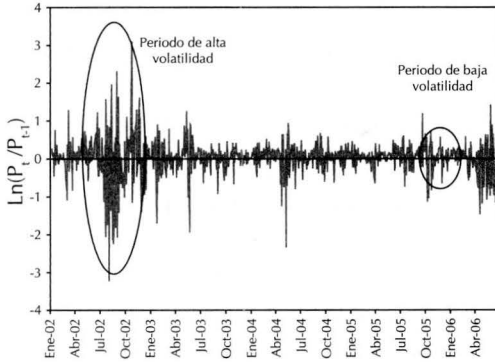
En primer lugar, es importante señalar que la heteroscedasticidad es un problema típico que aparece en las series de activos financieros y los TES en Colombia no son la excepción. En el Gráfico 4 se observa el retorno diario del índice construido por

<sup>16</sup> Para esto se utilizó como guía el archivo de noticias de Latin Focus ([www.latin-focus.com](http://www.latin-focus.com)), que reporta noticias publicadas en Bloomberg, Reuters, Dow Jones, Portafolio, La República, El Tiempo, entre otros, y se completó con los comunicados del Banco de la República y la base de datos para Colombia de Bloomberg.

<sup>17</sup> Dentro de esta categoría se incluyen noticias asociadas al crecimiento económico, desempleo, sector externo, y sector financiero.

<sup>18</sup> El modelo utilizado en esta investigación, se basa en metodologías que se encontraron en la literatura para otros países, pero particularmente se enfocó en el estudio hecho por Ganapolsky y Schmukler (1998) para el mercado de bonos emitidos por el gobierno argentino.

## Gráfico 4. RETORNO DIARIO DEL ÍNDICE DE DEUDA PÚBLICA ITES



Fuente: <http://www.grupobancolombia.com> y cálculos propios.

Bancolombia, el ITES, definido como  $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ , que señala la presencia de *volatility clustering* en el sentido en que la amplitud de la volatilidad varía a lo largo del tiempo.

En el Anexo 1 se explican las pruebas formales que señalan que el retorno diario del ITES, muestra presencia de heteroscedasticidad. Para corregir este problema se estimará a continuación un primer modelo bajo la metodología de Errores Estándares Robustos (White, 1980) y un segundo modelo en el que se construye un GARCH (Bollerslev, 1986).

### A. Errores estándar robustos

Como se observó en la sección anterior, el número de noticias económicas y políticas que se pueden encontrar en el período que se quiere estudiar, es bastante amplio (809 noticias) y no siempre son relevantes para la evolución de los TES<sup>19</sup>. Por esto, en

estudios previos que han tratado de acercarse al problema de hallar el impacto de la información sobre el precio de los bonos, se repite un procedimiento que consiste en escoger aquellos días de mayor volatilidad y posteriormente analizar si esos días coinciden con las noticias que sí son relevantes.

En gran parte de la literatura los días de mayor volatilidad son escogidos por los autores de forma sencilla. Por ejemplo en Kaminsky y Schmukler (2004), los autores simplemente identificaron los 20 días de mayor volatilidad en el mercado bursátil de los 9 países asiáticos incluidos en su muestra. No obstante, existen metodologías un poco más rigurosas como la escogida por Ganapolsky y Schmukler (1998), en donde se estimó un modelo de Mínimos Cuadrados Recursivos (MCR). Mediante esta metodología, se estima un modelo inicial a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), que se realiza en repetidas ocasiones, utilizando cada vez una observación más de la muestra. En cada una de estas estimaciones se calcula un valor proyectado del siguiente período el cuál se compara con el valor observado, con lo que finalmente se deducen los residuales entre estos dos valores. Con esto, se escogen aquellas observaciones en las que los residuales recursivos son significativamente altos sugiriendo que variables adicionales a las incluidas en el modelo de MCO, tuvieron un impacto definitivo sobre la variable dependiente.

Para llevar a cabo la estimación por MCR, se debe estimar en primer lugar un modelo por MCO. La especificación para el mercado de deuda pública en Colombia se explica en la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \sum_{l=1}^{L_1} \gamma_{1l} \Delta Y_{t-l} + \sum_{j=1}^{F_1} \gamma_{2j} \Delta X_{j,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde,  $Y_t$  es el precio de los bonos de deuda pública colombiana,  $Y_{t-1}$  es la variable dependiente rezagada

<sup>19</sup> Las noticias relevantes se refieren principalmente a aquellas que modifican las expectativas de los agentes, ocasionando un impacto en la valoración del precio de los TES.

$l$  periodos y  $X_t$  representa las variables de frecuencia diaria que pueden determinar exógenamente los precios de los TES.

Para la variable dependiente, se usa en primer lugar el índice de deuda pública interna,  $ITES^{20}$ , que se construye con base en una canasta de TES tasa fija<sup>21</sup>, en la que la importancia de cada papel se pondera según el volumen transado y la volatilidad presentada de cada referencia. Con esto se garantiza que los bonos más líquidos sean los que dominen la tendencia del índice, pero permite aislar fenómenos de mercado particulares a cada papel. Adicionalmente, se hicieron estimaciones para los bonos más líquidos en cada momento en el tiempo, dado que el impacto sobre estos puede ser más robusto que sobre el índice.

Las variables independientes, siguiendo lo sugerido por la literatura, incluyen datos tanto internos como externos que puedan tener un impacto en

el mercado de deuda pública colombiana y cuyas series estén disponibles en frecuencia diaria dentro del período comprendido entre el 2 de enero del 2002 y el 30 de Junio del 2006, para un total de 1100 observaciones<sup>22</sup>. Para las variables internas se escogieron en primer lugar, aquellas que muestren el desempeño de otros mercados financieros locales como el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) y la TRM; en segundo lugar, como lo sugiere Min (1998), se tuvieron en cuenta variables de frecuencia diaria asociadas al nivel de liquidez en la economía como la tasa de interés interbancaria y M1; finalmente se incluyeron variables asociadas a la estabilidad del emisor del papel (el gobierno colombiano), o su capacidad de pago, que se puede reflejar en el saldo diario de las Reservas Internacionales<sup>23</sup>. Estas variables serán incluidas con un rezago para evitar problemas de endogeneidad.

Para las variables externas se tuvo en cuenta el índice construido por JPMorgan para mercados emergentes (EMBI+), ya que se ha observado que estos mercados pueden reaccionar de manera conjunta en ciertas situaciones<sup>24</sup>. Si bien el EMBI+ se asocia a los bonos de deuda externa, es una buena aproximación del riesgo país que perciben los inversionistas sobre cierto gobierno. Así mismo, D'Souza y Gaa (2004)

---

<sup>20</sup> El Índice de Deuda Pública escogido para este trabajo es el elaborado por Bancolombia (ITES), que resulta de la construcción de una canasta de títulos emitidos por el gobierno (TES) a Tasa Fija, cuyas ponderaciones se realizan con base en los montos transados a través del SEN (85% de importancia en la ponderación) y en la volatilidad del precio limpio de cada título (15% de importancia en la ponderación). Según la entidad que construye este índice, la utilización del Precio Limpio permite aislar los efectos de los precios de los papeles en la cercanía del pago del cupón correspondiente. Las ponderaciones de los papeles escogidos para construir el ITES son revisadas mensualmente. Esta información fue tomada de la página web de Bancolombia y se puede acceder a través del siguiente vínculo: [http://investigaciones.bancolombia.com/InvEconomicas/\(bvxnksqfboishl2ws0nf0v55\)/Informes/Informe.aspx?Id=6875&IDa=20200&C=B](http://investigaciones.bancolombia.com/InvEconomicas/(bvxnksqfboishl2ws0nf0v55)/Informes/Informe.aspx?Id=6875&IDa=20200&C=B)

<sup>21</sup> El índice incluye únicamente TES tasa fija pues este tipo de referencia conforman más del 70% de las emisiones totales de TES y representan cerca del 80% del total de las transacciones diarias de los bonos de deuda pública. Adicionalmente, el cálculo e interpretación de los movimientos del índice podrían complicarse si se incluyen referencias atadas a la inflación (TES atados al indicador UVR o al índice IPC).

---

<sup>22</sup> Para los días festivos en Estados Unidos, se asume que el valor de las variables afectadas por esto, como los bonos del tesoro americano y el EMBI+, son iguales al día anterior, por lo que el LN de dichas observaciones será igual a cero en esos días.

<sup>23</sup> Es importante mencionar que podría existir presencia de multicolinealidad dentro de las variables incluidas en la muestra. Sin embargo, la corrección de este problema esta por fuera del alcance de este trabajo.

<sup>24</sup> Como explican Calvo y Mendoza (1996), aquellos inversionistas que tienen portafolios diversificados con activos provenientes de diversos mercados, son altamente sensibles a las noticias o rumores en dichos países o regiones.

muestran la importancia de la política monetaria de Estados Unidos para la dinámica de los bonos en mercados emergentes, por lo que se incluyó la tasa Libor en dólares a 3 meses, la cual refleja con una frecuencia diaria la dinámica de las tasas de intervención monetaria de la Reserva Federal. También se incluyó la tasa de los Bonos del Tesoro Americano a 10 años, referencia del mercado de bonos de deuda pública en Estados Unidos.

Se realizaron pruebas de raíz unitaria para todas las variables descritas arriba. En ningún caso, como se observa en el Cuadro 2, se pudo rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en dichas series, pues los estadísticos calculados nunca fueron inferiores a los valores críticos de Dickey-Fuller. De esta forma, siguiendo a Ganapolsky y Schmukler (1998), se utilizaron los logaritmos de las primeras diferencias  $R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$  para obtener series estacionarias.

Para identificar cuáles de estas variables se ajustan mejor al modelo propuesto, se usa la metodología de "stepwise" o paso a paso, la cual incluye en la estimación variables que mejoren la precisión del

modelo, compensando la varianza que la inclusión de esta nueva variable pueda adicionar. Luego de hacer este ejercicio, se concluye que las variables que aportan más a la especificación de los precios de los bonos de Deuda Pública Colombiana, son: el IGBC y M1 rezagados un período, el EMBI+, la tasa de los bonos del tesoro americano a 10 años y algunos rezagos del índice que resultaron ser significativos.

Para el IGBC se espera un signo positivo ya que desde una perspectiva fundamental, el hecho de que el precio de las acciones aumente, debería estar relacionado con un buen desempeño de la economía que permite que las empresas muestren buenos resultados, algo que también tiene una reacción positiva en el precio de los bonos de deuda pública; para M1 el signo esperado es ambiguo pues el incremento de la liquidez vía agregados monetarios puede ocasionar dos expectativas entre los agentes. En primer lugar, sería de esperarse que ante una mayor cantidad de recursos monetarios, la compra por bonos aumente impulsando así los precios hacia arriba, por lo que el signo esperado sería positivo. Cabrera y González (2000) sugieren que una de las razones por las que la deuda pública aumentó significativamente en la segunda parte de los noventa y alcanzó su máximo en el 2002, se asocia con el hecho de que el Banco de la República dejó de ser la principal fuente de financiación del gobierno. Lo anterior implicó a una disminución en la liquidez en la economía y al existir menos recursos disponibles, se presentó un aumento significativo de la deuda pública, agravando la situación fiscal y ocasionando una disminución en el precio de estos papeles. Así, una disminución en la liquidez de la economía podría generar una caída en los precios de los bonos de deuda pública. En contraste, dado que como se conoce en la literatura y como, según Urrutia (2004), se ha comprobado para Colombia, la inflación es un fenómeno monetario, por lo que el incremento en los agregados monetarios

## Cuadro 2. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

*H0: existe raíz unitaria*

	Estadístico valores absolutos	Estadístico $\ln(P_t / P_{t-1})$
ITES	-1,197173	-13,76025
IGBC	-0,351056	-26,63944
TRM	-1,197173	-24,18944
Interbancaria	-2,525626	-35,31133
M1	0,166291	-34,35021
Rina*	-0,466206	-33,32287
Embi+	-0,675927	-30,78207
Tasa libor 3 Meses	3,644466	-10,38326
Tesoros americanos 10 Años	-2,299834	-32,36758
Valores criticos:	1% = -3.4361	
	5% = -2.8640	
	10% = -2.5681	

\* Reservas internacionales netas ajustadas.

podría generar expectativas de inflación; así frente a una expectativa de incremento en los precios de la economía, la rentabilidad exigida a los bonos debe ser superior, por lo que el signo de M1 podría ser negativo; el signo determinado a priori para el **EMBI+** es negativo, ya que cuando el **EMBI+** aumenta indica mayor riesgo país para mercados emergentes como Colombia, disminuyendo el atractivo de los bonos de deuda pública; finalmente se espera un signo negativo para la tasa de los **Bonos del Tesoro Americano**, puesto que si los activos considerados como cero riesgo muestran un retorno mayor, entonces activos financieros con riesgo crediticio deberían mostrar también una rentabilidad más alta. Así se espera que esta variable tenga un signo negativo, ya que cuando la tasa de estos títulos aumenta, los

precios de los bonos en países emergentes, como Colombia, deberían caer.

Como se observa en Cuadro 3, de las variables incluidas resultaron ser significativas al 1% el **EMBI+** y las tasas de los Bonos del Tesoro Americano a 10 años; fue significativa al 5% la variable de M1 rezagada un periodo y al 10% el **IGBC** rezagado un periodo. Arriba se mencionó que el signo esperado de M1 era ambiguo gracias que el crecimiento de los agregados monetarios si bien implica una mayor liquidez, también podría modificar las expectativas de inflación. En el Cuadro 3, se observa que la variable M1 muestra un signo negativo que podría sugerir un aumento en las expectativas de inflación una vez se incrementa la liquidez en la economía,

### Cuadro 3. REGRESIÓN MCO - ERRORES ESTÁNDAR ROBUSTOS (EER)

Variable Dependiente: DITES

Método: MCO-EER

Observaciones: 1073, ajustadas a 1069

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	-0,00011	0,0001	-0,7590	0,4480
LNITES(-1)	0,20032 *	0,0306	6,5477	0,0000
LNITES(-2)	-0,10148 *	0,0296	-3,4235	0,0006
LNITES(-4)	0,11815 *	0,0296	3,9966	0,0001
LNIGBC(-1)	0,01643 ***	0,0095	1,7372	0,0826
LNMI(-1)	0,02211 ***	0,0121	1,8293	0,0676
LNEMBIP	-0,07648 *	0,0083	-9,1644	0,0000
LN TESOROS	-0,05444 *	0,0107	-5,1070	0,0000
R <sup>2</sup>	0,144			
R <sup>2</sup> ajustado	0,138			

#### Variables eliminadas Paso a Paso - "Stepwise"

p =	0,9643	>= 0.1000	LNITES(-5)
p =	0,8154	>= 0.1000	LNRIINA
p =	0,5012	>= 0.1000	LNLIBOR
p =	0,3672	>= 0.1000	LNTRM(-1)
p =	0,3744	>= 0.1000	LNITES(-3)
p =	0,2545	>= 0.1000	LNINTERB(-1)

\* Significativa al 1%; \*\* Significativa al 5%; \*\*\* Significativa al 10%.

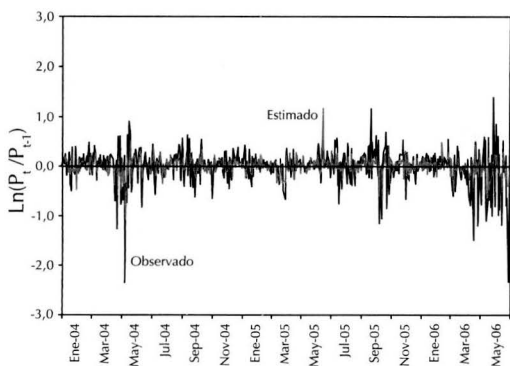
con un efecto negativo sobre los precios de los TES tasa fija. No obstante, es importante aclarar que a pesar de un aumento importante en M1 durante una parte importante del periodo analizado en la muestra (M1 creció a tasas anuales superiores a 15% durante el 2005 y a 20% en buena parte del 2006), las expectativas de inflación cayeron de la mano de la disminución del crecimiento del IPC.

### 1. Mínimos Cuadrados Recursivos

En el siguiente Gráfico se observa un ejercicio en el que se estiman los retornos diarios del ITES "fuera de muestra", es decir se hace una proyección de cada observación a lo largo del tiempo.

El Gráfico No. 5 muestra que durante los períodos en que los precios de los TES muestran movimientos relativamente menos amplios, el modelo estimado arriba parece ser ajustado. Sin embargo, en aquellos períodos en los que el mercado de deuda pública ha sufrido cambios más significativos, dicha estimación parece no ser suficiente para determinar la evolución de los precios de estos papeles. Así, se lleva a cabo el cálculo de estos residuos entre el valor estimado y

**Gráfico 5. RETORNO DIARIO DEL ÍNDICE DE DEUDA PÚBLICA ITES (estimación fuera de muestra)**

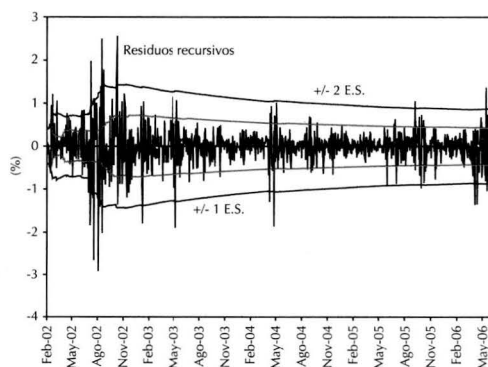


Fuente: <http://www.grupobancolombia.com> y cálculos propios.

el valor real a través de la metodología de Mínimos Cuadrados Recursivos (MCR), para hallar quiebres importantes en la serie<sup>25</sup>. Con esto se pretende encontrar observaciones en las cuáles el mercado de TES mostró volatilidades de gran magnitud alejándose de su equilibrio, para finalmente analizar si estas volatilidades tuvieron relación con la publicación de nueva información.

En el Gráfico No. 6 se observa que gran parte de los residuos recursivos se encuentran al interior del rango de  $\pm 2$  Errores Estándar (EE). Sin embargo, existen 42 observaciones en los que los residuales superan esa banda. Cabe resaltar que de estos 42 días, 26 (el 62%) se registraron en el 2002, confirmando la presencia de heteroscedasticidad o *volatility clustering*. De esta forma, a continuación se utilizarán estas 42 observaciones con el objetivo de identificar si dicha volatilidad coincide con noticias importantes publicadas en esos días. Adicionalmente, se incluirá en las estimaciones los días de volatilidad en los cuales los residuos recursivos superaron una banda más estrecha de  $\pm 1$  EE (173 observaciones).

**Gráfico 6. RESIDUOS RECURSIVOS**



Fuente: <http://www.grupobancolombia.com> y cálculos propios.

<sup>25</sup> Ver Ganapolsky y Schmukler (1998).

## 2. Impacto de las noticias

Siguiendo documentos como Kaminsky y Schukler (1999) y Ganapolsky y Schukler (1998), se hizo una clasificación de las noticias que tuvieron lugar en el período analizado (enero del 2002 y junio del 2006), para identificar si aquellos días en los que el mercado se aleja de su equilibrio, coincide con estas noticias. Adicionalmente se pretende encontrar qué tipo de anuncios son las que tienen un mayor impacto en el mercado ("*market movers*") y si la dirección que toman los precios de los bonos de deuda se ajusta al análisis a priori que se hace de estas variables. Para esto, se adhieren variables categóricas o *dummy*, al modelo estimado en la ecuación (1), que ayudarán a identificar la importancia de estos anuncios en los movimientos del mercado.

$$\Delta Y_t = \alpha + \Phi' D_t + \sum_{l=1}^{L_l} \gamma_{1l} \Delta Y_{t-l} + \sum_{j=1}^{F_l} \gamma_{2j} \Delta X_{t,t} + \epsilon_t \quad (2)$$

donde  $D_t$ , representa las variables categóricas.

Para la construcción de las variables categóricas se hace una clasificación de las noticias en diversos grupos, y toman el valor de 1,0 ó -1, dependiendo de las características de cada una. Siguiendo a Kaminsky y Schukler (1999), se construye la siguiente clasificación:

- ❑ **Acuerdos con entidades multilaterales:** toma el valor de 1 (-1) cuando la noticia indica que el país se encuentra más cerca (lejos) de lograr el acuerdo y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto.
- ❑ **Calificación crediticia:** esta variable es 1(-1) cuando el país recibe una calificación más alta (baja) y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto. También se incluyeron noticias asociadas a reportes, comentarios o visitas de las calificadoras.
- ❑ **Política monetaria:** toma el valor de 1 (-1) cuando se refiere a una política expansionista (contraccionista) y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto.
- ❑ **Política fiscal:** toma el valor de 1 (-1) cuando se refiere a una medida que brinda mayor (menor) estabilidad a las finanzas públicas y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto. Particularmente, si aumentan los ingresos o se disminuyen los gastos es 1 y viceversa. Para los días en los que se realizaron subastas de TES y fue una noticia determinante para el mercado (especialmente en 2005 y 2006), se le asigna el valor de 1 (-1) si los títulos de referencia, se colocaron "baratos" ("caros") para el gobierno, es decir con una tasa de rendimiento más baja (alta) que el mercado. Para las operaciones de deuda pública tales como los Swaps o Recompra de títulos, se les asigna un valor de 1 pues en general indican una mejora en el perfil de deuda del gobierno<sup>26</sup>.
- ❑ **Sociopolítica:** toma el valor de 1 (-1) si la noticia hace referencia a una estabilidad (desestabilizad) sociopolítica y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto.

---

<sup>26</sup> Como se mencionó arriba (ver pie de página No. 22), algunas variables pueden mostrar presencia de multicolinealidad cuya corrección está por fuera del alcance de este trabajo. Se puede pensar en una relación entre las categorías como "Política fiscal", "Calificación crediticia" y "Acuerdos con entidades multilaterales". No obstante, las noticias asociadas a "Calificación crediticia" y "Acuerdos con entidades multilaterales" se excluyen de la categoría de "Política Fiscal" pues parece interesante analizar el efecto de dichos anuncios por separado, luego de observarse que pueden tener un impacto muy importante sobre los activos financieros (ver Kaminsky y Schukler, (1999 y 2001)) Adicionalmente, las decisiones de cambios en la calificación crediticia y acuerdos con entidades multilaterales, se ven afectadas por variables adicionales a los resultados fiscales, que ayuda a descartar una relación inconveniente entre estas variables.



- ❑ **Inflación:** esta variable es 1 (-1) cuando el anuncio de inflación muestra un resultado superior (inferior) a las expectativas del mercado y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto. Así mismo otras noticias relacionadas con inflación como aumentos en los salarios o encuestas de expectativas reciben un valor de 1(-1) si indican un posible aumento (retroceso) de la inflación a futuro.
- ❑ **Economía:** toma el valor de 1 (-1) si la noticia publicada indica mejores (peores) condiciones en el sector financiero, real o externo y 0 si en ese día no se registraron noticias asociadas a esto.
- ❑ **No noticias:** es 1 cuando no hay noticias en un día de alta volatilidad y 0 de lo contrario.

Para la *dummy* "Acuerdos con entidades multilaterales" se espera un signo positivo, ya que en la medida en que exista una aproximación con una organización internacional mejora la confianza en el gobierno emisor de ese papel, presionando así los precios al alza. Para la variable de "Calificación crediticia", el signo esperado es positivo. Si bien, estas noticias se refieren usualmente a la deuda externa del país, se puede afirmar que los cambios en calificaciones soberanas, no sólo afectan el comportamiento de esos bonos, sino que también tienen un impacto sobre otros mercados de dicho país como el de acciones o el de bonos de deuda interna<sup>27</sup>. Por su parte, cuando existe evidencia de presiones inflacionarias, los inversionistas tenderán a exigir

una mayor rentabilidad a los papeles en tasa fija (que al no ser indexados a la inflación, no compensan por el aumento de los precios de la economía), así como esperan que la política monetaria se vuelva más contractiva propiciando un aumento en las tasas de interés de la economía. Como la relación entre las tasas de interés y el precio de los bonos es inversa, un aumento en las presiones inflacionarias conlleva a una disminución en los precios de los bonos, por lo que el signo esperado para la variable "Inflación", es negativo.

Cabrera y González (2000) tratan de explicar la relación entre la política monetaria y la deuda pública y concluyen que la utilización de las tasas de interés como instrumento para controlar ciertas variables económicas, establece el nivel de referencia de las tasas de interés en las subastas públicas de TES realizadas por el gobierno. Cabrera y González hablan del periodo entre 1994 y 1996 cuando el incremento acelerado en las tasas de intervención monetaria ocasionó que las tasas de interés de mercado se hicieran "artificialmente altas". Así, en el caso de la variable "Política monetaria" se podría pensar en principio que las políticas del banco central con un enfoque contraccionista (aumento de tasas o restricciones de liquidez) ocasionarían una disminución en los precios de los bonos, mientras que políticas expansionistas causarían un aumento. Con esto, el signo debería ser positivo. No obstante, dado que el objetivo principal de estas políticas es tener un impacto sobre la inflación, una política expansionista puede ser percibida por los agentes como un incremento de la inflación a futuro, mientras que una política contraccionista se puede interpretar como una contracción de la inflación en próximos periodos. Esto lograría que los precios de los bonos se incrementen con una política contraccionista y viceversa, es decir, que la variable de política monetaria debería presentar un signo negativo. Es

<sup>27</sup> En Kaminisky y Scmukler (2001), los autores realizaron un estudio con una muestra de 16 países emergentes de Asia, Europa y América Latina, en donde encontraron que cambios en la calificación soberana tienen impacto no sólo sobre los activos calificados, sino sobre otros mercados del mismo país. También concluyeron que el efecto "contagio" de cambios en calificación crediticia de países vecinos, es leve.

importante aclarar que, dado que las acciones del Banco Central afectan las expectativas de inflación a futuro, se podría esperar que esto último tenga un impacto más fuerte en los bonos de largo plazo, que en los de corto plazo<sup>28</sup>.

Para la variable que representa la "Política fiscal", el signo esperado es positivo pues cuando hay noticias positivas en materia fiscal es de esperarse que el precio de los bonos de deuda pública aumente. Se anticipa que para la variable "Política", el signo es positivo ya que noticias de mayor estabilidad sociopolítica hace que los bonos emitidos por ese gobierno sean más atractivos impulsando así su precio al alza. Finalmente, para la variable "Economía" el análisis del signo esperado debe ser un poco más cuidadoso que las demás, gracias a que su interpretación puede ser diferente entre los agentes. Como explican D'Souza y Gaa (2004), se pueden presentar asimetrías de información cuando la forma en que son interpretadas estas noticias difieren. Sin embargo, con base en lo hallado por Min (1998)<sup>29</sup>, por ahora se asumirá que el efecto de noticias favorables será positivo sobre los precios de los TES, en la medida en que buenos fundamentales hacen más atractivos a estos títulos. La dummy de "No noticias" tiene un

signo indefinido. En el trabajo de Kasminsky y Schmukler (1999) encuentran que este signo es negativo pues el mercado asiático en la época de crisis seguía cayendo en días sin noticias específicas, como respuesta a otras noticias tanto externas como internas que seguían impulsando esta caída. Para el caso colombiano, un signo a priori no es evidente.

A primera vista se pueden destacar algunos resultados. Por ejemplo, uno de los días de mayor volatilidad es el 21 de Octubre del 2002, ya que durante los meses previos a esta fecha se puso en duda la estabilidad fiscal de Colombia frente a una posible declaración de moratoria de la deuda en Brasil y un posible aumento en el gasto militar con la elección de Álvaro Uribe. Sin embargo, en esa fecha se cierra el acuerdo con el FMI para respaldar al gobierno en el manejo de sus finanzas públicas tranquilizando a los agentes y logrando una valorización importante de los TES. Así mismo, noticias asociadas a operaciones de deuda han tenido un impacto significativo, algo que muestra el poder de la herramienta utilizada por el gobierno en ciertas ocasiones para controlar los precios de sus bonos. Por ejemplo el 30 de junio del 2006 cuando, después de una caída en los precios persistente durante mayo y junio, el gobierno anunció la recompra de 2,5 billones de pesos en TES, por lo que se observó una corrección importante en el mercado de deuda pública interna. Otro impacto importante se observó cuando se sugirió que el gobierno solicitaría una Adición Presupuestal para financiar el 2004, ocasionando una caída de 2,3% en el ITES. De hecho, de los 20 cambios más importantes, el 45% estuvo asociado con anuncios de política fiscal, seguido de noticias de tipo sociopolítico (20%) y de política monetaria (15%). Las noticias de sorpresas inflacionarias no mostraron impacto alguno en los 20 días de mayor volatilidad en los TES desde enero del 2002 a junio del 2006.

---

<sup>28</sup> Prueba de esto, es el hecho de que luego de ciclos de política monetaria contraccionista, como el vivido en Estados Unidos en el periodo junio del 2004 a junio del 2006, los precios de los papeles de corto plazo se hayan disminuido fuertemente, mientras que los de largo plazo han mostrado una valorización significativa, fenómeno conocido como un "aplanamiento" en la curva de rendimientos, en donde la tasas de títulos de corto plazo se incrementan más que las títulos de largo plazo. Algo similar, pero en una menor magnitud, ha sucedido en Colombia luego que, desde abril del 2006, el Banco de la República ha incrementado sus tasas en siete oportunidades.

<sup>29</sup> Min (1998) encuentra que son exigidos menores rendimientos a aquellos bonos soberanos emitidos por economías con fundamentales sólidos, particularmente los asociados con inflación, términos de intercambio y cuenta corriente.

Los resultados del modelo al incluir las noticias que coincidieron con aquellos días de mayor volatilidad en el mercado de TES, se resumen en el Cuadro 4. La primera columna hace referencia a la estimación con el total de las noticias incluidas en la muestra que suman 809 observaciones. Así mismo, se calculó el modelo incluyendo no sólo aquellas observaciones en las que los residuos recursivos superaran +/- 2 EE (42 eventos), sino las que superaran una banda más estrecha de +/- 1 EE (173 eventos)<sup>30</sup>.

Los coeficientes descritos en el Cuadro 4 muestran la reacción en promedio del mercado de TES a la publicación de nueva información. En primer lugar se resalta que se obtuvieron los signos esperados de las variables propuestas y que todas las variables de noticias resultaron ser significativas al 1% en los tres modelos estimados, a excepción de la variable de noticias económicas que resultó ser significativa al 5% en el modelo No. 1. Es importante resaltar que en el modelo No. 2 los coeficientes estimados mues-

#### Cuadro 4. REGRESIÓN MCO CON *DUMMIES* - ERRORES ESTÁNDAR ROBUSTOS

Variable Dependiente: LNITES

Método: MCO-Errores Estándar Robustos (EER)

Observaciones: 1100, ajustadas a 1096

Variable	Modelo No. 1 Muestra de noticias: completa (809 eventos)		Modelo No. 2 Residuos superior a +/- 2 E.E. (42 eventos)		Modelo No. 3 Residuos superior a +/- 1 E.E. (173 eventos)	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	-0,0004	0,0051	-0,0001	0,4771	-0,00017	0,1140
LNITES(-1)	0,1843 *	0,0006	0,1927*	0,0000	0,18066 *	0,0000
LNITES(-2)	-0,0852 ***	0,0887	-0,1034**	0,0123	-0,09443 **	0,0286
LNITES(-4)	0,0897 ***	0,0528	0,1163*	0,0051	0,10897 *	0,0075
LNIGBC(-1)	0,0158 ***	0,0595	0,0164***	0,0595	0,01695 **	0,0296
LMN1(-1)	0,0170 ***	0,0953	0,0156***	0,0780	0,02812 *	0,0020
LNEMBIP	-0,0744 *	0,0000	-0,0645*	0,0000	-0,06126 *	0,0000
LNTESTOROS	-0,0545 *	0,0000	-0,0497*	0,0000	-0,04406 *	0,0000
MULTILATERAL	0,0020 *	0,0060	0,0271*	0,0000	0,01021 *	0,0086
CALIFICACION	0,0057 *	0,0000	0,0181*	0,0000	0,00843 *	0,0000
INFLACION	-0,0016 *	0,0002	-0,0099*	0,0000	-0,00536 *	0,0001
MONETARIA	0,0038 *	0,0000	0,0128*	0,0000	0,00941 *	0,0000
FISCAL	0,0023 *	0,0000	0,0114*	0,0000	0,00623 *	0,0000
POLITICA	0,0017 *	0,0000	0,0163*	0,0000	0,00746 *	0,0000
ECONOMIA	0,0005 **	0,0146	0,0155*	0,0000	0,00517 *	0,0047
NO_NOT			0,0055	0,3345	0,00050	0,7306
R <sup>2</sup>	0,2574		0,4147		0,4162	
R2 ajustado	0,2478		0,4066		0,4080	

\* Significativa al 1%; \*\* Significativa al 5%; \*\*\* Significativa al 10%.

<sup>30</sup> Para el detalle de cada una de estas noticias ver el Anexo 2. Es importante aclarar que, según la definición de las categorías de noticias, 21 de los 173 eventos no coincidieron con la dirección que tomó el mercado en el día de su publicación.

tran una magnitud mayor a los otros dos ejercicios, puesto que, al incluir menos eventos, su impacto es definitivamente más fuerte. Por ejemplo, al interior de los 42 eventos, se observa sólo una noticia de calificación crediticia el 29 de Agosto del 2002, día en el que el ITES cayó más de 2%<sup>31</sup>.

La variable que tiene mayor impacto sobre el retorno diario del ITES en el modelo No. 1 (809 eventos) es la que se asocia a cambios en la calificación crediticia con un coeficiente de 0.57%. Para el modelo No.2 (42 eventos) y No. 3 (173 eventos), esta variable es la de acuerdos con entidades multilaterales, que tiene un impacto de 2,7%, y 1,02%, respectivamente. En general estas dos variables junto con la política monetaria se disputan los tres primeros lugares de mayor impacto sobre el retorno diario del ITES, al interior de los 3 modelos. Estas tres variables (cambios en la calificación crediticia, acuerdos con entidades multilaterales y política monetaria), las sigue la variable de política fiscal e inflación, las cuales muestran para el modelo No. 3 (el de mayor ajuste), un coeficiente de 0,62% y -0,54%, respectivamente. En último lugar de importancia se encuentra la variable de economía, tanto en el modelo No. 1 como en el No. 3. Se destaca que el signo de la variable de política monetaria resultó ser positivo, que implica que la reacción inmediata del mercado en promedio, se relaciona más con el tipo de política monetaria (expansionista o contraccionista) que con las expectativas a futuro de la inflación. Adicionalmente, es importante mencionar que la variable "No noticias" mostró ser no significativa en los modelos 2 y 3<sup>32</sup>.

<sup>31</sup> En esta fecha, la agencia calificadoradora Fitch disminuyó la perspectiva de Colombia de estable a negativa, lo que implica que la entidad revisaría las diversas variables económicas en un camino para bajar la calificación soberana de Colombia.

<sup>32</sup> En el modelo en el que se toma en cuenta la totalidad de las noticias, no se incluye la variable "No noticias".

Finalmente, se observa que en los tres modelos se observa que el impacto de las variables fundamentales es superior al de las noticias. El coeficiente más alto, después de los rezagos del índice, es el que acompaña a la variable de EMBI+, seguido del de los bonos del tesoro americano.

## B. Estimación modelo GARCH

La ventaja de los modelos GARCH, como explican Ganapolsky y Schumkler (1998), es que permiten analizar el impacto de las noticias sobre la volatilidad de los mercados, es decir si posterior a una noticia el mercado muestra una variabilidad más alta o no. De esta forma, siguiendo lo que se estimó en Ganapolsky y Scmukler (1998), el modelo GARCH a estimar es:

$$\Delta Y_t = \alpha + \Phi' D_t + \sum_{l=1}^{L1} \gamma_{1l} \Delta Y_{t-l} + \sum_{j=1}^{F1} \gamma_{2f} \Delta X_{f,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad h_t = \omega + \psi' D_t + \sum_{i=1}^{L3} \beta_i h_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde,  $Y_t$  es el precio de los bonos de deuda pública colombiana,  $Y_{t-l}$  es la variable dependiente rezagada  $l$  periodos,  $X_t$  representa las variables de frecuencia diaria que pueden determinar exógenamente los precios de los TES,  $D_t$  corresponde a las variables categóricas de noticias y  $h_t$  es la especificación que describe la evolución de la varianza de este modelo (Cuadro 5).

Los resultados de la estimación GARCH muestran que sólo en el modelo número 3, todas las variables de noticias son significativas al 1%, a excepción de la variable de calificación crediticia que es significativa al 10%, y con los signos esperados. Se destaca que tanto el IGBC como M1 pierden su significancia en los tres modelos, pero mantienen sus signos apropiados en las estimaciones No. 1 y No. 3. En el modelo No. 2, los anuncios de inflación y de calificación

## Cuadro 5. REGRESIÓN GARCH (1,1)

Variable Dependiente: LNITES

Método: GARCH (1,1)

Observaciones: 1100, ajustadas a 1096

Variable	Modelo No. 1 Muestra de noticias: completa (809 eventos)		Modelo No. 2 Residuos superior a +/- 2 E.E. (42 eventos)		Modelo No. 3 Residuos superior a +/- 1 E.E. (173 eventos)	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	0,00008	0,2820	0,000137***	0,0799	0,00014	0,1147
LNITES(-1)	0,17496 *	0,0000	0,194130*	0,0000	0,18981 *	0,0000
LNITES(-2)	-0,04696	0,1197	-0,073660*	0,0089	-0,02497	0,3646
LNITES(-4)	0,05987 **	0,0482	0,044047	0,1011	0,07808 *	0,0028
LNIGBC(-1)	0,00287	0,5656	0,000224	0,9691	0,00161	0,7779
LNMI(-1)	-0,00629	0,2127	-0,003612	0,5335	0,00341	0,5967
LNEMBIP	-0,03562 *	0,0000	-0,034628*	0,0000	-0,03288 *	0,0000
LNTEOSOROS	-0,03229 *	0,0000	-0,030578*	0,0000	-0,03252 *	0,0000
MULTILATERAL	0,00005	0,8655	0,020966*	0,0000	0,00724 *	0,0003
CALIFICACION	0,00273 *	0,0000	0,018687	0,9995	0,00649 ***	0,0665
INFLACION	-0,00054 **	0,0239	-0,010769	0,9876	-0,00451 *	0,0000
MONETARIA	0,00189 *	0,0000	0,010314*	0,0000	0,00651 *	0,0000
FISCAL	0,00002	0,9039	0,008656*	0,0000	0,00182 *	0,0000
POLITICA	0,00049 **	0,0150	0,016869*	0,0000	0,00471 *	0,0000
ECONOMIA	0,00020	0,1278	0,012957*	0,0000	0,00339 *	0,0000
NO_NOT			0,003375**	0,0130	0,00066 *	0,0053
<b>Ecuación de varianza</b>						
C	0,000001 *	0,0000	0,0000004*	0,0000	0,0000005 *	0,0000
ARCH(1)	0,313678 *	0,0000	0,2657850*	0,0000	0,269569 *	0,0000
GARCH(1)	0,712041 *	0,0000	0,7326960*	0,0000	0,712530 *	0,0000
MULTILATERAL	-9,43E-07 ***	0,0725			2,51E-05 ***	0,0751
FISCAL	4,14E-07 ***	0,0556			9,61E-07 *	0,0000
POLITICA	-7,83E-07 **	0,0446				
ECONOMIA	-5,36E-07 *	0,0097				
R <sup>2</sup>	0,1580		0,3809		0,3264	
R <sup>2</sup> ajustado	0,1416		0,3705		0,3139	

\* Significativa al 1%; \*\* Significativa al 5%; \*\*\* Significativa al 10%.

crediticia resultaron no significativos. Se destaca que la ecuación de varianza resultó diferente en los tres modelos, aunque la variable de política fiscal, resultó significativa tanto en el modelo No. 1 como en el No. 3. En el modelo que incluye 173 eventos, las noticias de acuerdos con entidades multilaterales mostraron el mayor impacto sobre la volatilidad del

retorno diario del ITES, en cerca de 0.0025%. Nuevamente, se observa que las variables de acuerdos con entidades multilaterales, política monetaria, y calificación crediticia, juegan un papel importante en la determinación de la media del retorno diario del ITES, con coeficientes de 0,72%, 0,65% y 0,649% respectivamente.

### C. Estimación para los bonos de referencia<sup>33</sup>

El ejercicio descrito en las dos secciones anteriores, también se estimó para los bonos más transados en cada momento del tiempo, para no perder parte de la volatilidad que se puede despreciar al utilizar un índice.

Para escoger el bono referencia correspondiente a cada periodo, se calcula el volumen transado de cada papel y en el momento en que el volumen negociado en promedio diario de un bono supera al de la referencia actual, este pasa a ser la nueva referencia<sup>34</sup>. De esta forma, para el período comprendido entre febrero del 2002 y septiembre del 2003 se usa el TES que vence el 25 de enero del 2012; entre octubre del 2003 y febrero del 2005 el bono referencia fue el TES que vence el 26 de abril del 2012; entre los meses de marzo del 2005 y marzo del 2006 el bono más transado en promedio diario fue el TES que vence el 12 de septiembre del 2014; y finalmente, entre marzo del 2006 y junio del 2006, se usa el TES que vence el 24 de julio del 2020.

En primer lugar se resalta que los coeficientes obtenidos en estas estimaciones superan ampliamente a los registrados en los modelos que utilizaron el índice de deuda pública  $ITES$  como variable dependiente. Esto sugiere que los bonos más transados en el mercado, muestran una reacción mayor a las noticias que la observada en general en los otros papeles con diferentes vencimientos.

En segundo lugar, se observa que para el TES de referencia entre febrero del 2002 y septiembre del 2003,

no resultó ser significativa la variable asociada a la tasa de los bonos del tesoro americano. En contraste, para los otros tres bonos (los que vencen en abril del 2012, septiembre del 2014 y julio del 2020), la tasa de los bonos del tesoro americano a 10 años resultó significativa y fue aumentando su importancia de referencia en referencia. De la misma forma, las noticias que tuvieron mayor importancia sobre el retorno diario de los TES más transados, cambiaron según el periodo escogido, señalando que la coyuntura de cada momento hace que la sensibilidad del mercado sea mayor a ciertas noticias. Por ejemplo, entre febrero del 2002 y septiembre del 2003, resultaron significativas al 1% las noticias relacionadas con la política fiscal, con un impacto de 1,4% sobre el retorno diario del TES con vencimiento en enero del 2012. Es importante aclarar que en Agosto del 2002 se presenció una difícil situación fiscal, en la cual diversos anuncios del gobierno tuvieron un efecto que profundizó la caída en el precio de los bonos de deuda pública. De esto se resalta la subasta de TES del 21 de Agosto del 2002 en donde se aceptaron tasas de rendimiento casi 10 puntos porcentuales por encima de lo registrado en de la subasta anterior. A esto se sumaron los anuncios del Ministro de Hacienda de ese momento, afirmando la existencia de una precaria situación fiscal en el país. Estos eventos específicos explican gran parte del impacto de las noticias fiscales sobre los bonos durante en el 2002. Por su parte, para el periodo entre marzo del 2006 y junio del 2006, la variable de noticias sociopolíticas tuvo una importancia definitiva al ser significativa al 1%. Cabe aclarar que el 2006 fue un año electoral en Colombia.

Con respecto a las estimaciones GARCH para los bonos de referencia, se observa que las variables más significativas en la volatilidad de dichos TES son diferentes a través del tiempo. Según las estimaciones, en el período de febrero del 2002 y septiembre del

<sup>33</sup> Los resultados completos del ejercicio econométrico se encuentran en el Anexo 3.

<sup>34</sup> Para este cálculo se usan las estadísticas del Banco de la República sobre las operaciones en SEN.

2003, resultó tener un mayor impacto en la volatilidad la variable de noticias de economía; para los meses entre octubre del 2003 y febrero del 2005 se observó una mayor importancia de los anuncios de calificación crediticia; entre marzo del 2005 y marzo del 2006, la política monetaria se clasifica como la que más aportó en la volatilidad y para el período entre marzo del 2006 y junio del 2006, no resultaron significativas las variables de noticias para la ecuación de varianza.

## VI. PERIODOS DE MAYOR VOLATILIDAD

Como explicamos anteriormente, la volatilidad del índice de deuda pública en la muestra utilizada es más pronunciada en dos periodos específicos. El primero se identifica entre enero del 2002 y mayo del 2003 y el segundo, entre marzo y junio del 2006. Dados los resultados explicados arriba, cabe resaltar algunas de las noticias que causaron las volatilidades más altas en estos periodos y cambios de tendencia en los precios de los TES.

El año 2002 fue un año complicado para el mercado de deuda pública. Además de ser un año electoral, el ambiente económico local y el contexto de la región aumentaban el nerviosismo de los agentes del mercado, causando que el índice de deuda pública ITES alcanzara el mínimo observado en la historia de la serie. La primera disminución importante del índice en el 2002, se presentó hacia finales del mes de febrero, cuando el gobierno de Andrés Pastrana decidió finalizar las conversaciones con la guerrilla, con lo que el ITES registró el primer mínimo del año el 27 de febrero al caer más de 3% con respecto al nivel observado al iniciar el 2002. Una vez alcanzado el mínimo, se registra una noticia en la cual se afirma que es probable una recompra de TES por parte del gobierno, día en el que se rompe la tendencia decreciente del índice y comienza una tendencia

ascendente en precio para los TES que dura cerca de cuatro meses. Dentro de este periodo se resaltan noticias asociadas a la terminación temprana del financiamiento para el año, encuestas sobre las próximas elecciones presidenciales que muestran a Alvaro Uribe como vencedor, un Swap de TES TRM por TES de Largo Plazo, entre otras.

En julio, dicha tendencia positiva se rompió y la caída en el precio de los TES se acentuó cuando se conoce el dato de inflación del mes de junio que resultó muy por encima de lo esperado por el mercado, aumentando el nerviosismo por la estabilidad de la inflación. Adicionalmente, se percibió una fuerte devaluación del peso, que se vio reflejada en una venta importante de dólares por parte del Banco de la República y una mayor exigencia de rentabilidad por parte del mercado a los activos denominados en pesos. La política monetaria se tornó más contractionista y de hecho, en julio del 2002 el Banco de la República hace su primera pausa en la disminución de tasas de interés luego de cinco recortes. Hacia finales de Julio, la situación parece tan complicada que el gobierno canceló la subasta de TES de largo plazo, que se debía realizar del 24 de julio.

Aunque los primeros días de agosto del 2002 fueron algo calmados en el mercado por la posesión del Presidente Álvaro Uribe, la tensión volvió luego de que el 12 de agosto la calificación crediticia de Brasil fuera disminuida y se cuestionara fuertemente la estabilidad fiscal de Colombia. A esto se sumó que al día posterior, se declaró una adición presupuestal para el 2002 y se declaró la emergencia económica en el país. Con todo, los TES reflejaron el nerviosismo de los agentes logrando una fuerte tendencia descendiente en su precio que terminó en un nuevo mínimo para el ITES el 22 de agosto del 2002. Arbeláez, Guerra y Roubini (2003) describen que en el 2002 la crisis de los TES fue liderada por

un incremento importante de la deuda en años previos que logró que el país perdiera acceso a los mercados financieros tanto locales como externos. Los autores explican que la deuda pública alcanzó en el 2002 un nivel superior al 50% del PIB gracias a la desaceleración de la economía, un aumento recurrente del déficit fiscal, tasas de interés altas en años previos y una depreciación real de la moneda acentuada en 2001 y 2002.

Hacia finales de agosto, se percibieron algunos días de calma en medio de propuestas del nuevo gobierno asociadas a una reforma tributaria y a un cambio en la política fiscal, pero nuevamente el mercado de deuda pública se tensionó el 29 de agosto cuando Fitch disminuyó la perspectiva o *Outlook*, a la deuda soberana de Colombia. La caída en los precios de los TES se mantuvo y el ITES alcanzó el mínimo en la historia de la serie en los primeros días de octubre. El mercado comenzó a recuperarse una vez se anuncian medidas que buscan alivianar la deteriorada situación fiscal del país, por lo que anuncios del cierre de un acuerdo con el FMI y el Banco Mundial parece poner un tono positivo en los bonos de deuda pública. Adicionalmente, se aprueba que dentro del referendo propuesto por el gobierno del Presidente Uribe se mencione un punto sobre la congelación del gasto de funcionamiento del gobierno en los próximos dos años. Diciembre del 2002 muestra una menor volatilidad que meses previos, pero el tono del mercado parece negativo, pues la incertidumbre con respecto a la inestabilidad fiscal persiste al confirmarse que Standard and Poors mantuvo una calificación de BB con *Outlook* negativo, sobre los bonos soberanos de Colombia. De hecho, el 12 de diciembre del 2002 se canceló la subasta de TES UVR por la baja demanda por activos emitidos por el gobierno. El 2003 comienza con cierta calma y los TES ven algo de valorización una vez se confirma que el FMI aprueba un préstamo por

US\$2.000 millones a Colombia. El 20 de enero del 2003 el Banco de la República aumenta sorpresivamente sus tasas de interés en 100 puntos básicos y el precio de los TES muestra el primer revés de ese año. El mercado mantiene una relativa estabilidad en medio de anuncios que favorecen los esfuerzos del gobierno Uribe en el tema fiscal y el foco se trona nuevamente en el ámbito político frente al referendo que será votado en octubre del 2003. De hecho, la mayor caída del índice registrada ese año se observó el 19 de mayo cuando el procurador afirmó que el referendo era inconstitucional.

El segundo periodo de alta volatilidad se ubica en el 2006, cuando el contexto internacional y una política monetaria más contraccionista impactan los precios de los TES. El año 2006 comienza con una relativa calma hasta finales de abril cuando comienzan los rumores sobre un posible incremento en las tasas de intervención monetaria por parte del Banco de la República. Lo anterior se reflejó por ejemplo, en la subasta de TES tasa fija del día 26 de abril del 2006, que mostró un corte de tasas de interés en niveles altos. Una vez se da el primer incremento en las tasas de intervención monetaria luego de casi dos años y medio con una política monetaria expansionista, el índice de deuda pública cae al primer mínimo del año en la semana inicial de mayo del 2006. Aunque el mercado se recupera levemente luego de que se conoce el dato de inflación del mes de abril que resultó por debajo de las expectativas, la tendencia descendente de los precios de los TES se mantiene. El contexto internacional nuevamente es desfavorable pues los mercados se muestran altamente nerviosos por nuevos aumentos en las tasas de interés de la Reserva Federal. Lo anterior es captado en los resultados en el aumento del coeficiente de las tasas de los bonos del tesoro americano a 10 años cuando se realizó el modelo utilizando como variable dependiente



los bonos referencia con vencimiento en julio del 2020. El coeficiente es negativo y su valor absoluto es mayor que 1, el más alto encontrado en todos los modelos estimados. Hacia finales de mayo la caída en el precio de los TES se mostró más pronunciada por el nerviosismo de los agentes frene a las elecciones presidenciales aunque, según nuestra base de datos, la reelección del presidente Álvaro Uribe no tuvo mayor impacto sobre el mercado pues había sido parcialmente anticipada por los agentes.

El 5 de junio el mercado tuvo un respiro luego de que la agencia Fitch mejorara de estable a positivo, el Outlook de la calificación crediticia sobre la deuda soberana de Colombia. Esto se complementó con un anuncio del gobierno en el que se afirmó que la emisión de TES en el 2006 sería inferior a lo inicialmente estimado. Hacia finales de ese mes, se presenció una fuerte caída en los precios de los TES que, según nuestros datos, pareció comenzar con un decepcionante dato de crecimiento económico del primer trimestre del 2006 y se fortaleció con el nerviosismo de mercados internacionales. El mínimo valor observado del índice en el 2006 se registró el 28 de junio, día en el que las tasas de la subasta de TES cortaron en niveles altos (la tasa de los TES tasa fija con vencimiento en julio del 2020 subió más de 200 puntos básicos con respecto a la subasta de la semana anterior). Esto se puede explicar por el nerviosismo de los mercados frente a la reunión de la Reserva Federal cuyo resultado se conoció esa misma tarde. Si bien la Reserva Federal aumentó sus tasas de interés nuevamente, sugirió en su comunicado que realizaría muy pronto una pausa en su política monetaria contractiva. Por esta razón, los últimos días de junio del 2006 vieron una importante recuperación del mercado que según nuestra base de datos, estuvo además influenciada por el anuncio del gobierno sobre la recompra de 2.5 billones de pesos de TES.

## VII. CONCLUSIONES

Este trabajo tiene como objetivo principal identificar si el mercado de deuda pública colombiano muestra alguna reacción a la información económica o política que determina el contexto en el cual los diversos agentes deben tomar decisiones con respecto a sus inversiones en estos títulos. La motivación principal del documento es el crecimiento acelerado del mercado de deuda pública en Colombia, que actualmente lo ubica como uno de los mercados más dinámicos de la región, pero que compromete los recursos de varias entidades financieras destinados a este tipo de inversión.

A partir de las pruebas econométricas se mostró que el mercado de deuda pública interna reacciona de forma rápida a la publicación de noticias. Esto se explica pues en los modelos descritos arriba sólo se toma en cuenta el impacto en el día de la publicación de las noticias y no se analizan efectos rezagados, por lo que al ser significativas, muestran que el mercado se ajusta rápidamente a dicha información. Aunque lo anterior podría acercarse a un planteamiento simple de mercados financieros eficientes<sup>35</sup>, existen condiciones en el mercado colombiano que no permiten llegar a una conclusión tan definitiva. Entre estas se pueden encontrar desde elementos simples como la falta de profesionalización de los operadores del mercado, hasta algo más elaborado como una regulación que garantice el papel más activo de diversos actores y evitar así la concentración de las operaciones en pocos agentes.

Sin embargo, aunque no se puede afirmar que el mercado es eficiente, sí se pueden hacer algunas

---

<sup>35</sup> "Un mercado cuyos precios siempre reflejan la totalidad de la información disponible, se conoce como eficiente" (Fama, 1970, p. 383).

Conclusiones interesantes con respecto a las noticias que causan un efecto más importante sobre los TES. Las noticias que mayor impacto tienen sobre el retorno diario del ITES, son las asociadas a acuerdos con entidades multilaterales, política monetaria, y cambios en la calificación crediticia. Según el modelo de EER, otras noticias importantes se refieren a los la publicación de la inflación, política fiscal y anuncios de orden sociopolítico. Para la estimación GARCH, estas mismas noticias adquieren importancia. Se resalta que las noticias de acuerdos con entidades multilaterales, son las que mayor impacto tienen sobre la volatilidad del ITES. Con un menor impacto, la variable de política fiscal también resultó significativa en la determinación de la volatilidad del índice.

Algo que es importante destacar es que la variable asociada a anuncios de economía, mostró en las

dos estimaciones, GARCH y EER, los coeficientes más bajos con respecto a las otras noticias. Esto parece ser respuesta a que la publicación de noticias como el empleo o la cuenta corriente, no forman parte importante del esquema de formación de precios de los agentes del mercado pues, a diferencia de otros países, su publicación es desordenada y en algunos casos el acceso completo a esta información y su análisis, es desconocido.

Con respecto a los resultados sobre los TES de referencia, se puede concluir en primer lugar, que la vulnerabilidad frente a la evolución de mercados externos, particularmente Estados Unidos, ha ganado importancia con el tiempo. En segundo lugar, es importante mencionar que las noticias significativas cambiaron de referencia en referencia, gracias a que la coyuntura demandó atención particular a cierto tipo de noticias en periodos específicos.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arbeláez, M.A., Guerra, M.L. y Roubini, N. (2003), Interactions between Public Debt Management and Debt Dynamics and Sustainability: Theory and Application to Colombia. *Fiscal Reform in Colombia*, MIT Press.
- Banco de la República (2006), INFORME DE LA JUNTA AL CONGRESO DE LA REPUBLICA, *Banco de la República*, julio.
- BID (2005), DESENCADENAR EL CREDITO: Cómo ampliar y estabilizar la banca. *Banco Interamericano de Desarrollo*, IPES.
- Bolder, D.J. (2001), Affine Term-Structure Models: Theory and Implementation. *Bank of Canada Working Paper*, No. 2001-15.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized autorregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 307-327.
- Caballero, C. (2002), Una nota sobre la evolución, la estructura de la deuda pública y su implicación en el sistema financiero colombiano. *Banco de la República, Borradores de economía*, No. 200.
- Cabrera, M. y González, J. (2000), El desmanejo de la deuda pública interna. *Revista de la Contraloría General de la República*, julio.
- Calvo, G.A. y Mendoza, E.G. (1996), Mexico balance of payments crisis: a chronicle of a death foretold. *Federal Reserve, International Finance Discussion Papers*, No. 545.
- Campbell, J.Y., Lo, A. y MacKinlay, C. (1997), The Econometrics of Financial Markets. *Princeton University Press*.
- De la Torre, A. y Schmukler, S. (2004), Wither Latin American Capital Markets? *Banco Mundial, Office of Chief Economist*.
- Diebold, F., Rudebush, G. y Aruoba, S. (2003), The Macroeconomy and the Yield Curve: A Nonstructural Analysis. *Center for financial studies*, 2003/31.
- D'Souza, C. y Gaa, C. (2004), The Effect of Economic News on Bond Market Liquidity. *Bank of Canada Working Paper*, No. 2004-16.
- Edison, H. (1996), The reaction of exchange rates and interest rates to news releases. *Federal Reserve, International Finance Discussion Papers*, No. 570.
- Edwards, S. (1986), The pricing of bonds and bank loans in international markets: an empirical analysis of developing countries' foreign borrowing. *European Economic Review*, Vol. 30, 565-589.
- Engle, R. F. (1982), Autorregresive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, julio, Vol. 50, No. 4.
- \_\_\_\_\_(2001), GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, 157-168.
- Fama, E. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, Vol. 2, No. 2, 383-417.
- \_\_\_\_\_(1991), Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, Vol. 46, No.5, 1575-1617.
- \_\_\_\_\_, Fisher, L., Jensen, M. y Roll, R. (1969), The Adjustment Of Stock Prices To New Information. *International Economic Review*, febrero, Vol. 10.
- Fedesarrollo (2003), Misión del Ingreso Público, Informe del Consejo Directivo, Fedesarrollo, *Cuadernos de Fedesarrollo*.
- Fleming, M., y Remolona, E. (1997), What moves the bond market? *Federal Reserve, Economic Policy Review*.
- Ganapolsky, E. y Schmukler, S. (1998), Crisis Management in Argentina during the 1994-95 Mexican Crisis. How Did Markets React? *Banco Mundial, Policy Research, Working Paper*, No. 1951.
- Gujarati, D. (2000), Econometría. *Mc Graw Hil*, Tercera edición.
- Gutiérrez, J.C. y Uribe, J.D. (2002), The Colombian government bond market. *BIS papers*, No. 11, 200-212.
- Hernández, A., Lozano, L.I. y Misas, Martha (2000), La disyuntiva de la deuda pública: pagar o sisar. *Universidad Externado de Colombia, Revista de Economía Institucional*, No. 3, 149-184.
- Kaminsky, G. y Schmukler, S. (1999), What triggers market jitters. A Chronicle of the Asian Crisis. *Federal Reserve, International Finance Discussion Papers*, No. 634.
- \_\_\_\_\_(2001), Emerging Markets Instability: Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? *World Bank Economic Review*, Vol. 16, No. 2, 171-195.
- Mihaljek, D., Scatinga, M. y Villar, A. (2002), Recent trends in bond markets. *BIS papers*, No. 11, 13-41.
- Min, H. (1998), Determinants of emerging market bond spread. *Banco Mundial, Policy Research Working Paper*, No. 1899.

Rowland, Peter (2004), The colombian sovereign spread and its determinants. *Banco de la República, Borradores de economía*, No. 315.

Urrutia, Miguel (2004), Política Monetaria y Cambiaria del Banco Central Independiente. *Nota Editorial, Banco de la República*.

White, Halbert (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, mayo, Vol 48, No. 4, 817-838.

Wiesner, Eduardo (2004), El origen político del déficit fiscal en Colombia: el contexto institucional 20 años después. *Documento CEDE*, abril, 2004-20.

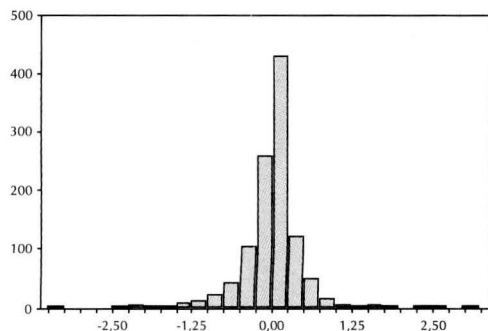
Los modelos de series de tiempo convencionales asumen una varianza de los errores constante a través del tiempo, pero cuando se presentan series en las que existen períodos caracterizados por volatilidades altas y otros por volatilidades muy bajas (fenómeno conocido como "volatility clustering"), los coeficientes estimados a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios son eficientes pero los errores estándar calculados dejan de ser válidos (Engle, 2001).

En el siguiente Gráfico se muestran algunos estadísticos que sugieren la presencia de heteroscedasticidad en el índice de deuda pública interna ITES. Una de las pruebas más importantes es la de normalidad Jarque-Bera. Según los resultados que se observan en el Gráfico A1, se rechaza la hipótesis nula de normalidad del retorno diario del ITES. Así mismo,

### Estadísticas

Media	0,001993
Mediana	0,032951
Máximo	3,066788
Mínimo	-3,252481
Desviación Est	0,484012
Asimetría	-0,495948
Curtosis	11,468
Jarque Bera	3331,466
Prob	0,000000

Gráfico 1A



una curtosis de 11,46, superior a 3 que es el valor asociado a una distribución normal, sugiere que la serie es leptocúrtica, es decir con una distribución delgada pero con colas largas. Finalmente, el índice de asimetría nos sugiere que particularmente la cola negativa es amplia.

El Cuadro A1 muestra en el panel A, los coeficientes de autocorrelación, autocorrelación parcial y el estadístico Q Ljung-Box, para el retorno diario del ites. Se resalta que el estadístico Q Ljung-Box resulta ser significativo para todos los rezagos expuestos, con lo que se rechaza la hipótesis nula de no presencia de correlación serial en los residuos. Así mismo, el panel B del Cuadro A1, señala que la autocorrelación de los retornos diarios del ITES al cuadrado, decae lentamente, convirtiéndose así en un nuevo argumento para defender la presencia de heteroscedaticidad en el retorno diario del ITES y para la utilización de modelos ARCH y GARCH en su estimación

Para solucionar el problema de heteroscedaticidad, se ha sugerido en la literatura la utilización principalmente de dos metodologías. La primera conocida como "Errores estándar robustos", pretende calcular de forma adecuada los errores estándar a través de la estimación de los coeficientes de correlación consistentes con la presencia de heteroscedaticidad (White 1980). La segunda, abarca los modelos ARCH y GARCH, que en lugar de corregir los errores, trata de modelar una especificación para la varianza (Engle 2001). El modelo Autoregresivo de Heteroscedaticidad Condicional (ARCH), fue desarrollado por Engle en 1982 y explica que la varianza de una serie puede estar determinada por la varianza en períodos anteriores. Es decir, propone un modelo de tipo Autoregresivo que explica el comportamiento de

Cuadro A1

Panel A					Panel B				
Pruebas de autocorrelación sobre el retorno del ITES $\ln(\text{ITES}_{t-1}/\text{ITES}_t)$					Pruebas de autocorrelación sobre el retorno del ITES al cuadrado $\ln(\text{ITES}_{t-1}/\text{ITES}_t)^2$				
Rezago	AC	PAC	Estadístico Q	Probabilidad	Rezago	AC	PAC	Estadístico Q	Probabilidad
1	0,198	0,198	43,316	0,00000	1	0,316	0,316	109,99	0,00000
2	-0,078	-0,122	50,076	0,00000	2	0,276	0,196	194,36	0,00000
3	0,008	0,052	50,143	0,00000	3	0,309	0,204	299,83	0,00000
4	0,12	0,103	66,047	0,00000	4	0,26	0,108	374,39	0,00000
5	0,037	-0,008	67,561	0,00000	5	0,186	0,015	412,82	0,00000
6	-0,076	-0,065	74,038	0,00000	6	0,211	0,066	462,3	0,00000
7	-0,081	-0,054	81,318	0,00000	7	0,178	0,026	497,4	0,00000
8	0,087	0,097	89,783	0,00000	8	0,257	0,146	570,62	0,00000
9	0,066	0,014	94,692	0,00000	9	0,211	0,053	620,08	0,00000
10	-0,027	-0,013	95,478	0,00000	10	0,147	-0,026	643,98	0,00000

los errores de la regresión. Posteriormente en 1986, Bollerslev aparece con la idea de generalizar el ARCH y propone el modelo GARCH que además de incluir

términos autoregresivos de los residuos, también incorpora las predicciones en períodos pasados de la varianza condicional.

## ANEXO 2

No.	Día	Fecha	Noticias	Medio	Tipo	Valor	Retorno TES Ln (P <sub>t</sub> /P <sub>t-1</sub> ) (%)
1	Lunes	28-ener-02	Exportaciones caen y se incrementa el déficit comercial	Financial Times	Economía	-1	-0,17
2	Miércoles	30-ener-02	Alvaro Uribe lidera las encuestas	El Tiempo	Política	1	-0,09
3	Martes	5-febr-02	No noticia				0,03
4	Jueves	21-febr-02	Gobierno Colombiano finaliza las conversaciones con la guerrilla	Bloomberg	Política	-1	-0,35
5	Viernes	22-febr-02	Gobierno Colombiano finaliza las conversaciones con la guerrilla	Financial Times	Política	-1	-0,53
6	Lunes	25-febr-02	Ministro de Hacienda afirma que Colombia no creció más de 1,6% en el 2001, inferior al crecimiento de 2000	Bloomberg	Economía	-1	-0,84
7	Miércoles	27-febr-02	Nerviosismo de los agentes frente a elecciones legislativas el prox 10 de marzo	Bloomberg	Política	-1	-1,12
8	Jueves	28-febr-02	Coodirector del Banco de la República afirma que puede haber recompra de TES	Bloomberg	Fiscal	1	0,35
9	Martes	5-marz-02	Se autoriza un préstamo por USD450 millones para terminar de financiar el 2002, primer país en América Latina en terminar de financiar el año	Bloomberg	Fiscal	1	1,27
10	Viernes	8-marz-02	Nerviosismo de los agentes frente a elecciones de congreso el próximo 10 de marzo	Financial Times	Política	-1	0,16
11	Lunes	11-marz-02	Uribe, el candidato más popular alcanza mayorías en el congreso.	Financial Times	Política	1	0,39
12	Martes	19-marz-02	La guerrilla realiza ataques contra la infraestructura eléctrica que deja a la mitad del país sin luz	Bloomberg	Política	-1	-0,87
13	Miércoles	20-marz-02	Subasta de TES se hace por un monto inferior a lo esperado	Bloomberg	Fiscal	1	0,55
14	Lunes	22-abri-02	No noticia				0,51
15	Jueves	25-abri-02	Anuncios del gobierno indican la presencia de mayor liquidez luego de que el BR redujera sus tasas de intervención	Bloomberg	Monetaria	1	0,66
16	Jueves	2-mayo-02	No noticia				0,51
17	Viernes	3-mayo-02	Swap de TES TRM por TES de Largo Plazo, mejoran la perspectiva fiscal	Bloomberg	Fiscal	1	0,70
18	Lunes	6-mayo-02	Inflación ABRIL es superior a las expectativas	Bloomberg	Inflación	1	-0,15
19	Martes	7-mayo-02	Álvaro Uribe lidera las encuestas	Bloomberg	Política	1	0,60
20	Miércoles	15-mayo-02	No noticia				-0,61
21	Viernes	24-mayo-02	Elecciones Presidenciales el Domingo, Positivismo por liderazgo de Alvaro Uribe	Bloomberg	Política	1	0,36
22	Lunes	27-mayo-02	Uribe habla de pedir ayuda a la ONU para negociar con las guerrillas	Financial Times	Política	1	0,58
23	Martes	11-juni-02	Fuerte caída en las exportaciones se frena	Portafolio	Economía	1	0,54
24	Miércoles	12-juni-02	Subasta de TES tasa fija, Corta abajo por expectativas de disminución de tasas REPO	Bloomberg	Fiscal	1	0,65
25	Jueves	13-juni-02	Mejora sustancial en los datos de producción de los últimos dos meses	Portafolio	Economía	1	0,59
26	Lunes	17-juni-02	BR disminuye sorpresivamente sus tasas en 50 pb	Bloomberg	Monetaria	1	0,85
27	Martes	18-juni-02	Swap de TES TRM por TES de Largo Plazo, mejoran la perspectiva fiscal	Bloomberg	Fiscal	1	1,20
28	Miércoles	19-juni-02	Coodirector del Banco de la República afirma que puede haber recompra de TES	Bloomberg	Fiscal	1	-0,23
29	Lunes	24-juni-02	No noticia				-0,49
30	Martes	25-juni-02	Swap de TES TRM por TES de Largo Plazo, mejoran la perspectiva fiscal	Bloomberg	Fiscal	1	0,79
31	Jueves	27-juni-02	Gobierno emitirá USD2 billones en deuda para el 2003. Noticia negativa por el momento desfavorable de las finanzas públicas	Reuters	Fiscal	-1	-0,32
32	Miércoles	3-juli-02	Se reducen las proyecciones de crecimiento del 2002 a un rango entre 1-2%	Dow Jones	Economía	-1	-0,39
33	Jueves	4-juli-02	Expectativas de inflación son muy bajas	Bloomberg	Inflación	-1	0,31
34	Lunes	8-juli-02	Inflación de JUNIO es muy superior a las expectativas	Bloomberg	Inflación	1	-0,42
35	Jueves	11-juli-02	BR anuncia la venta de dólares para intervenir el peso (política contraccionista)	Dow Jones	Monetaria	-1	-1,16
36	Miércoles	17-juli-02	Subasta de TES, Corta alto por devaluación del peso exige más rentabilidad a TES	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,71
37	Jueves	18-juli-02	Peso se devalúa fuertemente, preocupa la estabilidad fiscal	Bloomberg	Fiscal	-1	-2,09
38	Viernes	19-juli-02	No noticia				1,55
39	Lunes	22-juli-02	BR deja sus tasas inalteradas después de 5 meses de reducción	Bloomberg	Monetaria	-1	-0,22
40	Martes	23-juli-02	Se hace una emisión de Bonos de Paz	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,40
41	Miércoles	24-juli-02	Subasta de TES, Corta alto por devaluación del peso exige más rentabilidad a TES, se cancela emisión de LP sólo de CP	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,77
42	Jueves	25-juli-02	Nuevo gobierno espera una expansión de 2-2,5% en el 2002	Dow Jones	Economía	1	0,86
43	Viernes	26-juli-02	No noticia				-0,90
44	Lunes	29-juli-02	Se propone financiamiento por 25,8 Billones de pesos para el 2003	Bloomberg	Fiscal	1	0,14
45	Martes	30-juli-02	Incertidumbre política por posible llamado a reservistas	Bloomberg	Política	-1	-3,25
46	Jueves	1-agos-02	Tasa de desempleo se incrementa de 17,5% a 18% en junio	Bloomberg	Economía	-1	0,82
47	Jueves	8-agos-02	Posesión Alvaro Uribe, tranquiliza al mercado	Bloomberg	Política	1	1,94
48	Viernes	9-agos-02	En sus primeros días de gobierno, Alvaro Uribe propone Referendo	Bloomberg	Política	1	1,01
49	Lunes	12-agos-02	Bajan Calificación a Brasil y cuestionan estabilidad fiscal de Colombia	Bloomberg	Fiscal	-1	-2,16

## ANEXO 2

No.	Día	Fecha	Noticias	Medio	Tipo	Valor	Retorno IRES Ln (P <sub>t</sub> /P <sub>t-1</sub> ) (%)
50	Martes	13-agos-02	Se declara adición presupuestal para el 2002 y emergencia económica	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,36
51	Miércoles	14-agos-02	Recaudo Tributario es alto	El Tiempo	Fiscal	1	0,16
52	Jueves	15-agos-02	Incertidumbre fiscal en Colombia, devaluación amenaza estabilidad fiscal, miedo por aumento en gasto de seguridad	Bloomberg	Fiscal	-1	-2,27
53	Viernes	16-agos-02	El BR no baja tasas pues hay más preocupación por la inflación que por el bajo crecimiento	Bloomberg	Monetaria	-1	-2,05
54	Martes	20-agos-02	Producción Industrial a Junio se incrementó a una tasa de tan sólo 2,7%	Bloomberg	Economía	-1	0,41
55	Miércoles	21-agos-02	Swap de TES, Monto ofrecido por inversionistas muy alto	Bloomberg	Fiscal	-1	-0,97
56	Viernes	23-agos-02	Gobierno habla de una posible reforma tributaria	Dow Jones	Política	1	0,55
57	Martes	27-agos-02	Uribe plantea abandonar esquema de inflación objetivo para cambiarla por una política más expansionista	Bloomberg	Monetaria	1	2,29
58	Jueves	29-agos-02	Fitch disminuye el outlook a la deuda externa de Colombia	Bloomberg	Calificación	-1	-2,10
59	Viernes	30-agos-02	Crecimiento Económico fue mejor a lo esperado en el segundo trimestre	Reuters	Economía	1	1,57
60	Martes	3-sept-02	No noticia				1,62
61	Miércoles	4-sept-02	El gobierno propone 1 billon de pesos más el presupuesto del 2003	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,45
62	Jueves	5-sept-02	No noticia				-0,38
63	Lunes	9-sept-02	Presidente propone congelar los gastos del gobierno	Dow Jones	Fiscal	1	-0,21
64	Martes	24-sept-02	Se suspende Subasta de TES, agentes nerviosos por estabilidad fiscal	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,05
65	Miércoles	25-sept-02	Referendo incluirá congelamiento del gasto público	Bloomberg	Fiscal	1	0,44
66	Martes	1-oct-02	Fitch afirma que Colombia es el país más vulnerable al contagio entre los emergentes	Bloomberg	Calificación	-1	-0,70
67	Jueves	3-oct-02	Cerca de cerrar el acuerdo "Stand-by" con el FMI	Reuters	Banca Multilareal	1	1,09
68	Viernes	18-oct-02	Banco de la República mantiene inalteradas sus tasas de intervención, por quinto mes consecutivo en el nivel más bajo en la historia (5,25%)	Bloomberg	Monetaria	1	1,77
				Bloomberg	Monetaria	1	1,77
69	Lunes	21-oct-02	Colombia cierra el acuerdo con el FMI	Bloomberg	Banca Multilareal	1	3,07
70	Martes	22-oct-02	Acuerdos con entidades multilaterales mejoran la perspectiva fiscal	Bloomberg	Fiscal	1	1,71
71	Miércoles	23-oct-02	Calificadoras visitan Colombia	Reuters	Economía	-1	-1,18
72	Jueves	24-oct-02	Meta de déficit fiscal aumenta a 2,4% del PIB para 2003	La República	Fiscal	-1	-0,70
73	Miércoles	30-oct-02	Tasa de desempleo cae a 17,2%	Bloomberg	Economía	1	0,66
74	Jueves	31-oct-02	Gobierno fortalece la Reforma Tributaria	Reuters	Política	1	0,01
75	Jueves	7-novi-02	FMI visitará Brasil para evaluar y proponer políticas fiscales	Bloomberg	Banca Multilareal	1	1,28
76	Viernes	8-novi-02	Presidente renueva el Estado de Emergencia	Bloomberg	Política	-1	-0,50
77	Viernes	15-novi-02	Perspectiva positiva para el crecimiento y el déficit fiscal	Reuters	Fiscal	1	1,12
78	Lunes	18-novi-02	Colombia recibirá USD3 billones del Banco Muncial	Bloomberg	Banca Multilareal	1	1,59
79	Miércoles	20-novi-02	Congreso aprueba que se pregunte sobre el gasto en el referendo	Bloomberg	Política	1	1,07
80	Lunes	25-novi-02	Se propone IVA de 7%, algo que podría afectar la inflación	Bloomberg	Inflación	1	-1,43
81	Lunes	2-dici-02	S&P reafirma calificación soberana de Colombia en BB/Negativo	Reuters	Calificación	-1	-0,87
82	Viernes	6-dici-02	Inflación de NOVIEMBRE es superior a las expectativas	Dow Jones	Inflación	1	-0,98
83	Jueves	12-dici-02	Se pospone subasta de TES UVR de la siguiente semana por baja demanda	Bloomberg	Fiscal	-1	-0,85
84	Martes	14-ener-03	FMI puede aprobar préstamo a Colombia por 2 billones	Bloomberg	Banca Multilareal	1	0,53
85	Miércoles	15-ener-03	Subasta de TES, Corta abajo por préstamo con el FMI	Bloomberg	Fiscal	1	0,56
86	Lunes	20-ener-03	BR aumenta sus tasas de interés a 6,25% (política contraccionista)	Bloomberg	Monetaria	-1	-1,73
87	Jueves	23-ener-03	FMI dice que esfuerzos del presidente Uribe favorecen las finanzas públicas	Bloomberg	Fiscal	1	0,88
88	Lunes	24-febr-03	No noticia				-0,52
89	Jueves	6-marz-03	No noticia				0,77
90	Miércoles	2-abri-03	Deuda pública aumenta a 51% del PIB en el 2002	Reuters	Fiscal	-1	-0,52
91	Jueves	8-mayo-03	No noticia				1,23
92	Martes	13-mayo-03	No noticia				-0,46
93	Miércoles	14-mayo-03	Presidente pide al BR que frene la revaluación del peso	Reuters	Monetaria	-1	-1,05
94	Lunes	19-mayo-03	Procurador anuncia que en su opinión el referendo es inconstitucional	Bloomberg	Política	-1	-1,97
95	Viernes	23-mayo-03	No noticia				0,87
96	Miércoles	4-juni-03	Precios de los alimentos continuaron incrementándose en mayo	Portafolio	Inflación	1	-0,29
97	Martes	8-juli-03	DNP tranquiliza sobre finanzas públicas	Portafolio	Fiscal	1	-0,67
98	Viernes	29-agos-03	Recompra de 1 trillon de pesos en TES	Reuters	Fiscal	1	-0,95
99	Martes	2-sept-03	El gobierno no cumplirá con la Meta de déficit fiscal fijada con el FMI	Reuters	Fiscal	-1	-0,28



## ANEXO 2

No.	Día	Fecha	Noticias	Medio	Tipo	Valor	Retorno IRES Ln (P <sub>t</sub> /P <sub>t-1</sub> ) (%)
100	Lunes	27-oct-03	El referendo no paso en las elecciones. S&P confirma calificación después de que no se aprobara la congelación de salarios	Bloomberg	Política	-1	-0,70
101	Viernes	16-abri-04	No noticia	Bloomberg	TRM		-0,71
102	Martes	20-abri-04	Conservadores posponen el voto para aprobar la Reección	Reuters	Política	-1	-1,27
103	Jueves	22-abri-04	Gobierno mejora proyección de crecimiento de 3,8% a 4%	Bloomberg	Economía	1	0,62
104	Lunes	26-abri-04	El BR mantuvo sus tasas inalteradas y mejoró la perspectiva de crecimiento económico	Bloomberg	Monetaria	1	0,63
105	Viernes	30-abri-04	Se espera un crecimiento favorable de 4,2% en el primer trimestre	Reuters	Economía	1	-0,42
106	Jueves	6-mayo-04	Gobierno pedirá Adición Presupuesta	Reuters	Fiscal	-1	-2,36
107	Viernes	7-mayo-04	No noticia				-0,33
108	Martes	11-mayo-04	Fitch confirma que mejora el outlook de Colombia de negativo a estable	Bloomberg	Calificación	1	0,65
109	Miércoles	12-mayo-04	No noticia				0,29
110	Viernes	14-mayo-04	BR venderá RI al gobierno para el prepa de deuda externa	Europa Press	Fiscal	1	0,92
111	Miércoles	9-juni-04	Gobierno cumple con la meta de déficit fiscal con el FMI, del primer trimestre	Reuters	Fiscal	1	-0,83
112	Martes	6-juli-04	Inflación de JUNIO es muy superior a las expectativas	Associated Press	Inflación	1	-0,58
113	Jueves	2-sept-04	Revisión del FMI resulta favorable para Colombia	El Pais	Banca Multilareal	1	-0,42
114	Jueves	9-sept-04	La Reección esta cerca de ser aprobada en el Congreso	Reuters	Política	1	0,65
115	Lunes	13-sept-04	S&P reafirma calificación de Colombia en BR/Estable	Reuters	Calificación	1	0,58
116	Miércoles	15-sept-04	Presidente Uribe afirma que bajar tasas no ayuda a contener la revaluación	Bloomberg	Monetaria	-1	-0,42
117	Lunes	20-sept-04	Banco de la República anunció que venderá RI al gobierno (política contraccionista)	Bloomberg	Monetaria	-1	-0,44
118	Martes	5-oct-04	No noticia				-0,38
119	Miércoles	6-oct-04	Inflación en SEPTIEMBRE es superior a las expectativas	Reuters	Inflación	1	0,33
120	Jueves	7-oct-04	Gobierno lucha para que se apruebe la ley del inversionista que busca brindar un contexto normativo claro y estable para inversionistas locales y externos	Portafolio	Política	1	0,56
121	Viernes	29-oct-04	Desempleo cae en agosto	Reuters	Economía	1	-0,66
122	Jueves	2-dici-04	Inflación de noviembre es levemente superior a las expectativas	Reuters	Inflación	1	-0,46
123	Lunes	3-ener-05	Deuda pública externa crece			-1	0,44
124	Lunes	13-juni-05	Congreso puede aprobar proyecto de Reforma Pensional	Bloomberg	Fiscal	1	0,15
125	Jueves	7-juli-05	Exportaciones crecen a una tasa de 35% en abril	Portafolio	Economía	1	0,55
126	Lunes	11-juli-05	No noticia				0,59
127	Viernes	15-juli-05	No noticia				-0,76
128	Jueves	21-juli-05	Subasta de TES UVR, Corta abajo por expectativas de no aumento en la reunión del BR mañana	Bloomberg	Fiscal	1	-0,46
129	Viernes	12-agos-05	BR fortalece su intervención cambiaria	Bloomberg	Monetaria	1	0,16
130	Martes	13-sept-05	No noticia				0,41
131	Lunes	19-sept-05	BR baja sus tasas de intervención sorpresivamente de 6,25% a 6%	Bloomberg	Monetaria	1	1,18
132	Martes	20-sept-05	Gobierno anuncia compra de reservas internacionales por 2 bn, financiadas con caja (1 bn) y con emisión de TES (1 bn). No se confirmó si esta mayor emisión será recomprada por el BR	Bloomberg	Fiscal	-1	-0,25
133	Miércoles	21-sept-05	Recaudos tributarios se incrementan	Dow Jones	Fiscal	1	0,50
134	Martes	4-oct-05	Deficit de cuenta corriente cae en el primer semestre e IED aumenta 85%	Reuters	Economía	1	0,55
135	Miércoles	5-oct-05	Subasta de TES, Corta alta por nerviosismo frente a la aprobación de la reelección que se discute este mes	Bloomberg	Fiscal	-1	-0,46
136	Jueves	6-oct-05	Nerviosismo por la discusión del proyecto de reelección que se discutirá durante el mes	Portafolio	Política	-1	-1,16
137	Viernes	7-oct-05	BR compra TES 880 mil millones y vende al gob USD250 mill	Comun. Banrep	Monetaria	1	-0,69
138	Martes	11-oct-05	Salarios aumentarán en 2006	Portafolio	Inflación	1	-1,07
139	Miércoles	12-oct-05	Subasta de TES, Corta abajo	Bloomberg	Fiscal	1	0,05
140	Miércoles	19-oct-05	Se aprueba la Reección presidencial	Bloomberg	Política	1	0,71
141	Viernes	21-oct-05	Candidatos presidenciales se manifiestan preocupados frente a la ley de garantías	Europa Press	Política	-1	-0,86
142	Martes	25-oct-05	Gobierno podría mejorar la meta de déficit fiscal en el 2005	Reuters	Fiscal	1	-0,15
143	Miércoles	26-oct-05	Subasta de TES, Corta abajo por monto ofrecidos muy inferior a lo observado en otras subastas	Bloomberg	Fiscal	1	-0,57
144	Viernes	28-oct-05	No noticia				-0,34
145	Martes	29-novi-05	Uribe habla de la posibilidad de reducir el Impuesto de Renta	Portafolio	Fiscal	-1	-0,67
146	Viernes	2-dici-05	Inflación de NOVIEMBRE es superior a las expectativas	AP	Inflación	1	-0,20
147	Viernes	10-marz-06	Moody's anuncia que puede bajar la calif de deuda interna de Colombia	Bloomberg	Calificación	-1	-0,52

## ANEXO 2

No.	Día	Fecha	Noticias	Medio	Tipo	Valor	Retorno TES Ln (P <sub>t</sub> /P <sub>t-1</sub> ) (%)
148	Lunes	10-abri-06	No noticia	Reuters	IGBC		-0,80
149	Lunes	17-abri-06	Anuncio de emision por 1.8 billones en el segundo trimestre del año, menos que lo usual	Bloomberg	Fiscal	1	-1,50
150	Martes	25-abri-06	Expectativas de aumentos en las tasas de intervención	Bloomberg	Monetaria	-1	-1,21
151	Miércoles	26-abri-06	Subasta de TES, Corta alta por rumores de aumentos en las tasas de intervención	Bloomberg	Monetaria	-1	-1,02
152	Martes	2-mayo-06	BR incrementó sus tasas de intervención sopesivamente el pasado viernes	Bloomberg	Monetaria	-1	-0,78
153	Lunes	8-mayo-06	No noticia				0,61
154	Miércoles	10-mayo-06	Subasta de TES, Corta abajo por datos de inflación de abril	Bloomberg	Fiscal	1	0,55
155	Jueves	11-mayo-06	No noticia				-0,71
156	Viernes	12-mayo-06	No noticia				-1,11
157	Viernes	19-mayo-06	Encuestas muestran como favorito a Uribe	Reuters	Política	1	0,08
158	Lunes	22-mayo-06	No noticia	Reuters	trm	0	-0,83
159	Martes	23-mayo-06	No noticia				0,25
160	Miércoles	24-mayo-06	Subasta de TES, Corta arriba por incertidumbre frente a aumentos en tasa de la FED	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,01
161	Viernes	26-mayo-06	No noticia				1,41
162	Martes	30-mayo-06	Incetidumbre por elecciones en Colombia	Bloomberg	Política	-1	-0,81
163	Jueves	1-juni-06	El congreso aprueba 2 billones de pesos para prefinanciar el 2007	Bloomberg	Fiscal	1	0,87
164	Lunes	5-juni-06	Fitch mejor el Outlook de Colombia de Estable a Positivo	Reuters	Calificación	1	0,63
165	Martes	6-juni-06	Ministerio de Hacienda anuncia menor emisión de TES a lo planeado inicialmente			1	-0,99
166	Jueves	8-juni-06	No noticia				-0,88
167	Martes	13-juni-06	Revisión de la meta de déficit fiscal para el spc de 1.6% a 1.5%. La meta del GNC sigue alta en 5%	Reuters	Fiscal	-1	-1,19
168	Miércoles	21-juni-06	No noticia				0,23
169	Jueves	22-juni-06	No noticia				-0,80
170	Martes	27-juni-06	Crecimiento Económico fue peor a lo esperado en el primer trimestre	Portafolio	Economía	-1	-2,34
171	Miércoles	28-juni-06	Subasta de TES, Corta arriba por incertidumbre frente a aumentos en tasa de la FED	Bloomberg	Fiscal	-1	-1,45
172	Jueves	29-juni-06	Moody's baja la calificación de deuda interna de Colombia, pero gobierno tranquiliza al mercado afirmando que responde a un cambio en la metodología	Bloomberg	Fiscal	1	1,91
173	Viernes	30-juni-06	Anuncio de recompra por 2,5 billones de pesos	Bloomberg	Fiscal	1	2,73

## ANEXO 3

Variable Dependiente: TES 25-ene-2012

Método: MCO-Errores Estándar Robustos (EER)  
Observaciones: 407, ajustadas a 404Método: GARCH (1,1)  
Observaciones: 407, ajustadas a 404

Variable	Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3		Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	-0,0008	0,0764	-0,0004	0,3099	-0,00023	0,5409	-0,00028	0,3162	-0,000157	0,6373	-0,00006	0,8096
Ene 2012(-3)	0,1235 ***	0,0687	0,1514 *	0,0030	0,10747 **	0,0445	0,03948	0,3606	0,055613	0,2444	0,06970 **	0,0451
LNIGBC	0,1362 *	0,0036	0,1417 *	0,0014	0,10460 **	0,0403	0,06685 *	0,0045	0,085686 *	0,0080	0,04719	0,1056
LNMI(-1)	0,0784 **	0,0377	0,0577	0,1125	0,06672 ***	0,0620	0,01412	0,4285	0,002757	0,9208	-0,00794	0,7095
LNEMBIP	-0,0838 *	0,0037	-0,0524 ***	0,0776	-0,08250 *	0,0004	-0,04666 *	0,0034	-0,038999 **	0,0159	-0,03691 *	0,0049
Multilateral	0,0053 **	0,0247	0,0379 *	0,0000	0,01271 ***	0,0943	0,00080	0,2477	0,039820	0,9274	0,00369 ***	0,0901
Calificación	0,0034	0,3633			0,01318 *	0,0000	0,00561	0,1361			0,00409	0,2701
Inflación	-0,0019	0,1619			-0,00372	0,5506	-0,00099	0,1141			0,00478 *	0,0002
Monetaria	0,0078 *	0,0008	0,0214 *	0,0033	0,01677 *	0,0000	0,00262 *	0,0074	0,015883 *	0,0000	0,02691 *	0,0000
Fiscal	0,0053 *	0,0001	0,0263 *	0,0001	0,01426 *	0,0000	0,00309 *	0,0000	0,021737 *	0,0000	0,00961 *	0,0000
Política	0,0020 **	0,0180	-0,0098	0,2159	0,00704 **	0,0122	-0,00013	0,8396	-0,004309 ***	0,0730	0,00474 *	0,0002
Economía	0,0005	0,5212	-0,0004	0,9739	0,00208	0,6660	0,00018	0,7557	0,007279 *	0,0003	0,00808 *	0,0000
NO_NOT			-0,0234 *	0,0000	-0,00449	0,1945			-0,021943	0,3343	-0,00931 *	0,0000
							Ecuación de varianza					
C							0,000006 *	0,0001	0,0000076 *	0,0000	0,0000064 *	0,0000
ARCH(1)							0,556031 *	0,0000	0,4019810 *	0,0000	0,6858000 *	0,0000
GARCH(1)							0,503276 *	0,0000	0,5261740 *	0,0000	0,4022430 *	0,0000
Multilateral							-0,000015 *	0,0056				
Inflación							0,000010 *	0,0003				
Monetaria									0,0000334 *	0,0013		
Economía							-0,000007 *	0,0097			-0,0000239 *	0,0000
R <sup>2</sup>	0,1857		0,3300		0,3292		0,1195		0,2960		0,2290	
R <sup>2</sup> ajustado	0,1628		0,3130		0,3086		0,0807		0,2707		0,1971	

\* Significativa al 1%, \*\* Significativa al 5%, \*\*\* Significativa al 10%.

### ANEXO 3

Variable Dependiente: TES 26-abr-2012

**Método: MCO-Errores Estándar Robustos (EER)**  
Observaciones: 346, ajustadas a 342

**Método: GARCH (1,1)**  
Observaciones: 346, ajustadas a 342

Variable	Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3		Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	-0,0002	0,6388	0,0003	0,3382	0,00020	0,4689	-0,00017	0,6257	0,000527 **	0,0271	0,00040	0,3941
Abr 2012(-1)	-0,1073 ***	0,0521	-0,1084 **	0,0197	-0,11212 **	0,0328	-0,10758 ***	0,0654	-0,123209 **	0,0184	-0,11504	0,1052
Abr 2012(-4)	-0,1217 **	0,0208	-0,1448 *	0,0045	-0,13523 *	0,0097	-0,11956 **	0,0208	-0,079825	0,1047	-0,13412 ***	0,0547
LNIGBC	0,0983 *	0,0001	0,0907 *	0,0001	0,08545 *	0,0002	0,09005 *	0,0000	0,066345 *	0,0006	0,08617 *	0,0021
LNEMBIP	-0,1471 *	0,0000	-0,1461 *	0,0000	-0,15345 *	0,0000	-0,13778 *	0,0000	-0,093210 *	0,0000	-0,14906 *	0,0000
LN TESOROS	-0,1265 *	0,0000	-0,1252 *	0,0000	-0,12661 *	0,0000	-0,12496 *	0,0000	-0,077372 *	0,0000	-0,12765 *	0,0001
Multilateral	0,0009	0,3980	-0,0102 *	0,0000	-0,00164	0,7908	0,00166	0,2260	-0,003044	0,5130	-0,00209	0,4655
Calificación	0,0097 *	0,0000	0,0125 *	0,0000	0,01105 *	0,0000	0,00969 ***	0,0529	0,013007	0,8593	0,01213 *	0,0003
Inflación	-0,0010	0,3290	-0,0127 *	0,0000	-0,00638 ***	0,0959	-0,00029	0,8200	-0,013020	0,9998	-0,00854 **	0,0175
Monetaria	0,0041 *	0,0016	0,0070 *	0,0000	0,00503 ***	0,0964	0,00506 *	0,0041	0,008037	0,9863	0,00686 *	0,0000
Fiscal	-0,0011	0,1807	-0,0081	0,1612	-0,00242	0,2490	-0,00137 ***	0,0745	-0,009093 *	0,0000	-0,00225 **	0,0443
Política	0,0012 ***	0,0657	0,0022	0,7984	0,00120	0,5580	0,00106	0,1081	0,000419	0,8702	0,00177 ***	0,0919
Economía	0,0000	0,9918	-0,0110 *	0,0000	-0,00182	0,3230	0,00031	0,5537	-0,008048 **	0,0223	-0,00118	0,2793
NO_NOT		-0,0067	0,1428	-0,00149	0,3976				0,000401	0,7036	-0,00083	0,3449
							<b>Ecuaación de varianza</b>					
C							0,000011 *	0,0000	0,0000011 ***	0,0567	0,0000120	0,1081
ARCH(1)							0,145946 *	0,0003	0,1992640 *	0,0012	0,1378090 ***	0,0712
GARCH(1)							0,577715 *	0,0000	0,7611050 *	0,0000	0,5646990 **	0,0203
Calificación											-0,0000352 *	0,0005
Inflación							0,000013 **	0,0146			-0,0000266 **	0,0347
Monetaria							-0,000024 *	0,0000			-0,0000341 *	0,0000
Política							-0,000013 *	0,0004	-0,000021 **	0,0395		
Economía							-0,000013 *	0,0000				
R <sup>2</sup>	0,3421		0,4139		0,3528		0,3373		0,3358		0,3462	
R <sup>2</sup> ajustado	0,3181		0,3906		0,3272		0,2982		0,3010		0,3076	

\* Significativa al 1%, \*\* Significativa al 5%, \*\*\* Significativa al 10%.

Variable Dependiente: TES 12-sep-2014

Método: MCO-Errores Estándar Robustos (EER)  
Observaciones: 246, ajustadas a 244Método: GARCH (1,1)  
Observaciones: 246, ajustadas a 244

Variable	Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3		Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	0,0002	0,7418	0,0006	0,2205	0,00039	0,4503	0,00042	0,4411	0,001003 *	0,0022	0,00019	0,7187
Sep 2014(-1)	-0,2069 *	0,0052	-0,2000 *	0,0034	-0,20590 *	0,0054	-0,15907 **	0,0439	-0,115026 **	0,0423	-0,19476 **	0,0165
Sep 2014(-2)	0,1930 **	0,0259	0,1601 ***	0,0652	0,16560 ***	0,0577	0,08489	0,2482	0,073284	0,1996	0,14145 **	0,0347
LNIGBC	0,1261 *	0,0004	0,1295 *	0,0000	0,14125 *	0,0000	0,09411 *	0,0003	0,073277 *	0,0000	0,13821 *	0,0000
LNEMBIP	-0,1252 *	0,0031	-0,0928 **	0,0165	-0,11100 *	0,0068	-0,07290 *	0,0007	-0,052182 *	0,0001	-0,11026 *	0,0000
LN TESOROS	-0,2010 *	0,0001	-0,1802 *	0,0001	-0,19859 *	0,0001	-0,17310 *	0,0000	-0,154702 *	0,0000	-0,20700 *	0,0000
Multilateral	0,0012	0,5230	-0,0033 ***	0,0753	0,00281	0,5208	0,00037	0,8848	-0,004163	0,9948	0,00100	0,7794
Calificación	0,0042 *	0,0000					0,00435	0,9931				
Inflación	-0,0019	0,2981	0,0025	0,8109	-0,00300	0,5159	-0,00230	0,1392	0,013859 ***	0,0995	-0,00470	0,1285
Monetaria	0,0035	0,1000	0,0060	0,2925	0,00630	0,1055	0,00364	0,1267	0,008278 ***	0,0533	0,00757 *	0,0004
Fiscal	0,0008	0,4475	0,0076 ***	0,0556	0,00322	0,1490	0,00196 **	0,0136	0,009004 *	0,0000	0,00383 *	0,0002
Política	0,0015	0,3645	0,0150	0,3859	0,00410	0,4343	0,00028	0,7804	0,004580 *	0,0006	0,00583 *	0,0000
Economía	0,0000	0,9537			-0,00138	0,4557	-0,00013	0,8724			-0,00209	0,1623
NO_NOT			-0,0025	0,6939	-0,00089	0,7909			0,001625	0,1798	-0,00023	0,8542
<b>Ecuação de varianza</b>												
C							0,000008 *	0,0023	0,0000018 *	0,0062	0,0000097 **	0,0166
ARCH(1)							0,173654 **	0,0119	0,2102900 *	0,0023	0,160434 ***	0,0568
GARCH(1)							0,701492 *	0,0000	0,7448430 *	0,0000	0,608505 *	0,0000
Inflación									-0,0002850 **	0,0246		
Monetaria											2,73E-05 *	0,0000
Fiscal							-9,38E-06 *	0,0052	-0,0000169 *	0,0000		
Política							-1,04E-05 **	0,0365				
Economía							-6,84E-06 **	0,0482				
R <sup>2</sup>	0,3125		0,3562		0,3362		0,2666		0,2677		0,3286	
R <sup>2</sup> ajustado	0,2767		0,3257		0,3017		0,2079		0,2161		0,2813	

\* Significativa al 1%, \*\* Significativa al 5%, \*\*\* Significativa al 10%.

### ANEXO 3

Variable Dependiente: TES 24-jul-2020

Método: MCO-Errores Estándar Robustos (EER)

Observaciones: 81, ajustadas a 77

Método: GARCH (1,1)

Observaciones: 81, ajustadas a 77

Variable	Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3		Modelo No. 1		Modelo No. 2		Modelo No. 3	
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
C	-0,0020	0,2077	-0,0015	0,1571	-0,00244 **	0,0245	-0,00239	0,2377	-0,001548	0,1347	-0,00244	0,1784
Jul 2020(-4)	-0,1802 **	0,0236	-0,1596 **	0,0426	-0,20789 *	0,0085	-0,17623	0,2061	-0,165595 **	0,0226	-0,17830 ***	0,0532
LNIGBC	0,1405 *	0,0005	0,1253 *	0,0004	0,14212 *	0,0000	0,13898 **	0,0402	0,121613 *	0,0000	0,14529 *	0,0002
LNEMBIP	-0,3266 *	0,0005	-0,2798 *	0,0003	-0,29767 *	0,0005	-0,32509 *	0,0002	-0,303776 *	0,0000	-0,30516 *	0,0000
LN TESOROS	-1,0817 *	0,0000	-1,1265 *	0,0000	-1,06593 *	0,0000	-1,07746 *	0,0000	-1,117506 *	0,0000	-1,06210 *	0,0000
Calificación	0,0006	0,8866					0,00093	0,9473				
Inflación	-0,0047 **	0,0141			-0,00429 *	0,0011	-0,00429	0,9985			-0,00900	0,6672
Monetaria	-0,0025	0,4178	-0,0219 *	0,0000	-0,00389	0,5137	-0,00078	0,8163	-0,020563	0,9470	-0,00417	0,4422
Fiscal	0,0112 **	0,0416	0,0174 ***	0,0646	0,01518 **	0,0142	0,00883 **	0,0188	0,016738 *	0,0000	0,01573 *	0,0000
Política	-0,0005	0,9138	-0,0190 *	0,0000	-0,01816 *	0,0000	-0,00183	0,7992	-0,017751	0,8338	-0,01809	0,9999
Economía	0,0038	0,3633	0,0397 *	0,0000	0,01359	0,2129	0,00286	0,3024	0,037893	0,5703	0,01422 *	0,0000
NO_NOT			0,0168 *	0,0000	0,00176	0,6552			0,016495	0,9280	0,00083	0,7695
							<b>Ecuación de varianza</b>					
C							0,000068 **	0,0173	0,0000286	0,2975	0,0000363	0,5300
ARCH(1)							0,083998	0,6751	-0,0495420 *	0,0045	-0,078781	0,4833
GARCH(1)							0,522073 **	0,0335	0,5816590	0,1818	0,637663	0,2963
Monetaria							7,68E-05 **	0,0274				
Economía							-8,28E-05 *	0,0030				
R <sup>2</sup>	0,6477		0,7551		0,7014		0,6416		0,7541		0,6991	
R <sup>2</sup> ajustado	0,5943		0,7222		0,6561		0,5535		0,7080		0,6370	

\* Significativa al 1%, \*\* Significativa al 5%, \*\*\* Significativa al 10%.

## INSTRUCCIONES PARA LA PUBLICACIÓN DE ARTÍCULOS EN COYUNTURA ECONÓMICA

La revista Coyuntura Económica de Fedesarrollo es una publicación semestral que tiene como propósito publicar artículos de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan análisis económico teórico y/o empírico.

Los artículos que aspiren a ser publicados deberán someterse a consideración del Comité Editorial. Además de la aprobación técnica por parte de los evaluadores, es habitual en Fedesarrollo que se convoque al Seminario Semanal de la entidad para la presentación del trabajo por parte de los autores. La aceptación o no de publicación del artículo será comunicada luego del ejercicio de evaluación, dentro de los seis meses posteriores a su recibo

Los artículos propuestos deben presentarse en duplicado y cumplir los siguientes requisitos de forma:

1. Texto escrito en **WORD**, a doble espacio, con un máximo de 50 páginas, en archivo independiente de cuadros y gráficos.
2. Los cuadros y gráficos deben enviarse en un archivo **EXCEL**.
3. La primera página del artículo debe contener la siguiente información:
  - a. El nombre de todos los autores y especificar su cargo o la labor que desempeñaban en el momento de la elaboración del artículo.
  - b. Un resumen del documento en español y en inglés, de no más de 50 palabras.
  - c. Debe especificarse en una nota aclaratoria si es el resultado de un proyecto de investigación, y describirlo en forma breve.
  - d. Deben mencionarse no menos de 4 palabras o términos claves y su clasificación JEL.
4. Las referencias bibliográficas deben localizarse al final del documento y comprender únicamente la literatura específica sobre el tema del artículo. Deben contener la siguiente información:
  - a. **Libros:** i) Autor o autores con nombre completo y en orden de aparición, ii) año de publicación, iii) título del libro y subtítulo, iv) número de páginas, v) edición, vi) editorial, vii) ciudad.
  - b. **Capítulos de Libro:** i) Autor, o autores con nombre completo y en orden de aparición, ii) año de publicación, iii) título del libro y subtítulo, iv) Título del Capítulo, v) página inicial y final del capítulo citado, vi) edición, vii) editorial, vii) ciudad.
  - c. **Artículos de Revistas** i) Autor o autores con nombre completo y en orden de aparición, ii) año de publicación, iii) título del artículo, iv) Nombre de la Revista, número de páginas, v) página inicial y final del artículo citado vi) volúmen y número de la revista.
5. Las notas de pie de página deben ser de carácter aclaratorio

Los artículos deben ser enviados, **junto con la hoja de vida de los autores**, para consideración del Comité Editorial de la revista a:

**Camila Salamanca N. Editora Revista Coyuntura Económica**

**E-mail: [csalamanca@fedesarrollo.org](mailto:csalamanca@fedesarrollo.org)**

**Fedesarrollo, Calle 78 No. 9-91, Bogotá D.C**

# FEDESARROLLO

## FUNDACIÓN PARA LA EDUCACIÓN SUPERIOR Y EL DESARROLLO

*Fedesarrollo es una fundación privada, independiente, sin ánimo de lucro, dedicada a la investigación no partidista en los campos de economía, ciencia política, historia, sociología, administración pública y derecho. Sus principales propósitos son contribuir al desarrollo de políticas acertadas en los campos económico y social, promover la discusión y comprensión de problemas de importancia nacional, y publicar y difundir análisis originales sobre fenómenos económicos y sociopolíticos, nacionales y latinoamericanos que sirvan para mejorar la calidad de la educación superior.*



*El Consejo Directivo es responsable de vigilar por la adecuada marcha de la administración de la institución y de trazar y revisar los objetivos generales de la fundación. La administración de los programas, del personal y de las publicaciones corre por cuenta del Director Ejecutivo, quien es el representante legal de la fundación. El Director y el Editor de Coyuntura asesorados por un comité interno de publicaciones tienen la responsabilidad de determinar qué trabajos se publican en Coyuntura Económica y en Coyuntura Social o en forma de libros o folletos de la institución. La publicación de un trabajo por Fedesarrollo implica que éste se considera un tratamiento competente de un problema y por lo tanto un elemento de juicio útil para el público, pero no implica que la fundación apoye sus conclusiones o recomendaciones.*



*Fedesarrollo mantiene una posición de neutralidad para garantizar la libertad intelectual de sus investigadores. Por lo tanto, las interpretaciones y las conclusiones de las publicaciones de Fedesarrollo deben considerarse exclusivamente como de sus autores y no deben atribuirse a la institución, los miembros de su Consejo Directivo, sus Directivos, o las Entidades que apoyan las investigaciones. Cuando en una publicación de **Fedesarrollo** aparece una opinión sin firma, como es el caso del Análisis Coyuntural en las Revistas de la Institución, se debe considerar que ésta refleja el punto de vista del conjunto de Investigadores que están colaborando en la Institución en el momento de la publicación.*