

# Ensayos Económicos

---

## **Indicadores agregados de actividad económica para Argentina: el método de componentes principales**

Pedro Elosegui, Lorena Garegnani, Luis Lanteri y Emilio Blanco

## **Precio de los commodities en Argentina: ¿Qué mueve al viento?**

Diego Bastourre, Jorge Carrera y Javier Ibarlucia

## **Determinantes de la cartera irregular de los bancos en Argentina**

Ricardo Bebczuk y Máximo Sangiácomo

## **Avances recientes en el análisis de la política monetaria para los países emergentes**

Javier García-Cicco

# 51

Abril - Septiembre 2008



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

# Ensayos Económicos | 51

## **Editor**

Jorge Carrera

## **Comité Editorial**

Alfredo Canavese

José María Fanelli

Javier Finkman

Daniel Heymann

Hernán Lacunza

Eduardo Levy-Yeyati

## **Secretario Ejecutivo**

Federico Grillo



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS



Buenos Aires, 20 de noviembre de 2008

Ensayos Económicos continúa consolidando su presencia entre las revistas académicas de América Latina. En esta entrega se presenta, en primer lugar, un trabajo de Elosegui, Garegnani, Lanteri y Blanco en el que se utiliza la metodología de componentes principales sobre series usualmente utilizadas por el BCRA para el seguimiento de la evolución de la demanda y la oferta agregada. Los componentes principales encontrados por los autores son en general indicadores adelantados del ciclo económico (2 a 6 meses) y predictores significativos de la tasa de inflación.

El trabajo de Bastourre, Carrera e Ibarlucia, por su parte, investiga los determinantes de los precios de los ocho principales commodities de exportación de Argentina a través de un modelo vectorial de corrección al equilibrio. El modelo estimado presenta un buen ajuste para el corto y largo plazo. Así, concluyen que los factores que explican la evolución de dichos precios son similares a los que afectan a los flujos de capitales, lo cual ayuda a entender la correlación positiva entre los shocks comerciales y financieros en los países emergentes en general y, particularmente, en Argentina.

En el tercer artículo, Bebczuk y Sangiácomo analizan las características de la cartera de préstamos a empresas en situación irregular en el sistema bancario argentino a lo largo del período 1999-2005. Entre los principales resultados, los autores encuentran que el porcentaje de cartera irregular muestra una alta correlación con el ciclo económico. Asimismo, la probabilidad de estar en situación irregular aumenta con la proporción garantizada y, sorpresivamente, con el tamaño de la deuda; en tanto el contexto macroeconómico aparece como el determinante con mayor impacto sobre la mencionada probabilidad.

Finalmente, Javier García-Cicco presenta una revisión de los desarrollos recientes en la literatura de análisis de política monetaria para países emergentes, concentrándose en las características que imponen restricciones relevantes para el diseño de políticas en estas economías: fricciones financieras y dolarización de pasivos, la propagación doméstica de shocks de precios internacionales (o pass-through) y la sustitución de monedas.

A modo de cierre, deseamos reiterar que la revista se encuentra abierta a recibir aportes de todos los interesados en publicar artículos académicos, para contribuir así a enriquecer la discusión técnica sobre economía y política económica.



Jorge Carrera  
Subgerente General de  
Investigaciones Económicas

**Ensayos Económicos** es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina  
Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8  
(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina  
Tel.: (+5411) 4348-3582 / Fax: (+5411) 4348-3557  
Email: [investig@bcra.gov.ar](mailto:investig@bcra.gov.ar) / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: noviembre 2008

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño editorial  
Banco Central de la República Argentina  
Gerencia Principal de Comunicaciones y Relaciones Institucionales  
Área de Imagen y Diseño  
Diagramación interior  
Karin Bremer

Impreso en Imprenta El Faro  
Ciudad de Mar del Plata, Argentina, noviembre 2008  
Tirada de 1.500 ejemplares

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

*No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.*

## Índice

- 7 Indicadores agregados de actividad económica para Argentina: el método de componentes principales**  
Pedro Elosegui, Lorena Garegnani,  
Luis Lanteri, Emilio Blanco
  
- 43 Precio de los commodities en Argentina:  
¿Qué mueve al viento?**  
Diego Bastourre, Jorge Carrera, Javier Ibarlucia
  
- 83 Determinantes de la cartera irregular de los bancos en Argentina**  
Ricardo Bebczuk, Máximo Sangiácomo
  
- 123 Avances recientes en el análisis de la política monetaria para los países emergentes**  
Javier García-Cicco
  
- 143 Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**



# Indicadores agregados de actividad económica para Argentina: el método de componentes principales\*

**Pedro Elosegui**

**Lorena Garegnani**

**Luis Lanteri**

**Emilio Blanco**

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

La metodología de componentes principales permite resumir de manera sintética la información relevante de una serie de indicadores económicos. En el presente trabajo se emplea dicha metodología sobre series usualmente utilizadas por el BCRA para el seguimiento de la evolución de la demanda y la oferta agregada. Los componentes principales son evaluados en términos de su correlación con el nivel de actividad económica y la evolución del índice de precios. Se encuentra que los mismos son en general indicadores adelantados del ciclo económico (2 a 6 meses) y predictores significativos de la tasa de inflación. En particular se destaca el desempeño de un indicador de demanda basado en datos de tiempo real (información disponible con un trimestre de rezago).

*Clasificación JEL:* C32, E31, E37.

*Palabras claves:* componentes principales, brecha del producto, Curva de Phillips.

---

\* Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente reflejan las del BCRA ni de sus autoridades. El presente trabajo se desprende de un estudio previo presentado en la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano organizada por Banco de España y el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) en Madrid del 5 al 7 de Noviembre del 2007. Se agradece la invaluable colaboración de Juan Sotes Paladino, así como también los comentarios de Laura D'Amato (BCRA), Nicolás Grosman (BCRA) y los participantes de la mencionada reunión. Email: pelosegui@bcra.gov.ar

# Aggregate Indicators of Economic Activity for the Argentine Case: The Principal Components Methodology

**Pedro Elosegui**

**Lorena Garegnani**

**Luis Lanteri**

**Emilio Blanco**

Central Bank of Argentina

## Summary

In order to comply with their main objective of price stability, monetary authorities rely on analytic tools to properly assess tendencies and inflationary pressures in the economy. Therefore Central Banks are interested in analyzing and monitoring changes in cyclical fluctuations of economic variables that may potentially result in an acceleration of inflation. Indeed, they use different methodologies such as estimations of non-inflationary potential output and the output gap in order to understand prices and wages dynamics.

An alternative to such variables is the consideration of different indicators that anticipate inflationary pressures. The relevant information available increases with the number of variables included in the analysis, making it more difficult in practice. The Principal Components methodology partially resolves this problem, since it simplifies and consolidates relevant information extracted from a significant number of series. This methodology resumes information in a few autonomous components which also explain a higher proportion of the common variance and covariance of the series. Therefore Principal Components Analysis is a very useful tool for business cycle analysis.

This paper shows an application to the Argentine case, using a group of synthetic indicators that resume the information coming from a considerable number of quarterly economic series and indexes. These series can be grouped in aggregate

demand or supply data, and in more detail: (a) output, activity and sectoral indicators, (b) industrial output, industrial survey and installed capacity, (c) consumption and investment, survey of perspectives and tendency of the demand and (d) international trade and others. The activity indicators resulting from the application of the Principal Components methodology are evaluated in terms of their usefulness as leading indicators of the business cycle and in relation to its forecast performance on the evolution of the inflation index. A synthetic indicator build up from series available in real time (with about a quarter lag) deserves particular interest, and may contribute to a more rigorous and regular monitoring of the economy by the monetary authority.

A detailed analysis of cointegration, following the methodology of cointegration systems Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) is performed to study the relationship between real GDP and the principal Component Indicator obtained. The procedure followed permits to determine whether there is a co-integration relationship and, at the same time, carry out a weak exogeneity analysis to validate the conditional model that corroborates a consistent and unidirectional relationship between the indicator constructed and real GDP.

Results show that principal components indicators can be use to detect the presence of inflationary pressures in the economy, complementing the information obtained by other techniques and methodologies based on non-observable components.

In this regard, an interesting result from this study is the possibility of generating a synthetic real time series that constitutes a leading and consistent indicator of the business cycle.

*JEL:* C32, E31, E37.

*Key words:* principal components, output gap, Phillips curve.

## I. Introducción

Los bancos centrales están interesados en el análisis y seguimiento de la evolución de variables económicas que permitan inferir de manera adelantada a partir de las fluctuaciones cíclicas del nivel de actividad, presiones de demanda y/o de oferta que potencialmente resulten en una aceleración de la inflación. En tal sentido, es de práctica habitual la exploración de series, indicadores y encuestas acerca de la evolución de la economía que permitan caracterizar y analizar tales fluctuaciones. Si bien el concepto de fluctuaciones cíclicas es ambiguo, ya que los patrones de comportamiento de las series económicas distan de ser regulares, la literatura económica provee un instrumental analítico abundante para el estudio de las mismas. De hecho, el ciclo económico puede definirse de manera general como las fluctuaciones recurrentes del nivel de producto interno bruto y la covariación del resto de las variables macroeconómicas con el movimiento del mismo. En los últimos años, el ciclo económico es estudiado con herramientas que buscan extraer de las series en nivel su componente tendencial de largo plazo, resultando por diferencia un componente cíclico o brecha.<sup>1</sup> En este marco se encuadra por ejemplo, el análisis y seguimiento de la dinámica de variables no directamente observables, tal como la brecha del producto entendida como la diferencia entre el producto observado y el potencial no inflacionario, definiendo a este último como un producto tendencial que no generaría presiones inflacionarias en la economía.

Existen trabajos alternativos y altamente complementarios con los anteriores que se concentran en el estudio de dichas fluctuaciones recurrentes de la economía mediante el seguimiento de diversas series de variables económicas. Dentro del universo de variables posibles se destacan aquellas relacionadas con la demanda y la oferta agregada, así como también las provenientes de encuestas cualitativas y/o cuantitativas. De hecho basta con analizar un informe de inflación de cualquier banco central para observar la variedad y amplitud de series o índices que pueden ser utilizados para detectar la presencia de presiones de demanda. Sin embargo, la dimensión hace que el análisis y seguimiento conjunto de tantos indicadores resulte en muchos casos poco eficiente, más allá del aporte sectorial específico de cada uno de ellos. Afortunadamente, existen técnicas que permiten extraer información sintética relevante de todos estos indicadores. Tal es el caso de los componentes principales que permiten sintetizar la información

---

<sup>1</sup> Suponemos que se trabaja con series sin estacionalidad.

contenida en un gran número de series, resumiendo la información en unos pocos componentes autónomos, los cuales a su vez explican una alta proporción de la varianza y covarianza común de las series utilizadas. Así, los componentes principales resultan en una herramienta de suma relevancia para el seguimiento de la evolución del ciclo económico, tal como lo demuestra el indicador CFNAI de la Reserva Federal de Chicago.<sup>2</sup>

Adicionalmente, el desarrollo de un indicador sintético basado en la técnica de componentes principales resulta una herramienta válida, no sólo como una serie adelantada del ciclo económico sino también como determinante del comportamiento de la inflación.<sup>3</sup> Las series de indicadores agregados tendrán un comportamiento cíclico particular respecto al producto y la inflación, por lo cual la utilidad de evaluar un componente sintético que resuma y consolide tales efectos de manera ortogonal, donde cada componente explica una proporción adicional y diferente de la varianza total de las series, brinda un complemento al análisis de las fluctuaciones cíclicas y su relación con las presiones inflacionarias.

En el presente trabajo se aplica la metodología de componentes principales sobre una serie de indicadores usualmente monitoreados por el BCRA para juzgar el progreso de la economía. Estas series pueden ser agrupadas según su pertenencia a demanda u oferta, o más en detalle en (a) producto, actividad e indicadores por sectores; (b) producción industrial, encuestas a la industria y capacidad instalada; (c) consumo e inversión, encuestas de perspectivas y tendencia de la demanda; y (d) comercio internacional y otros. Los indicadores de actividad resultantes de la aplicación de la metodología de componentes principales son evaluados en términos de su utilidad como predictores adelantados del ciclo económico y en relación a su capacidad de pronóstico de la evolución del índice de inflación.<sup>4</sup> Particular interés merece la construcción de un indicador sintético a partir de series disponibles en tiempo real (con aproximadamente un trimestre de rezago), el cual puede contribuir a un más riguroso seguimiento periódico de la economía por parte de la autoridad monetaria.

---

<sup>2</sup> CFNAI Background Release (2000), disponible en [http://www.chicagofed.org/economic\\_research\\_and\\_data/files/cfnai\\_background.pdf](http://www.chicagofed.org/economic_research_and_data/files/cfnai_background.pdf).

<sup>3</sup> Tal como lo demuestran en un *paper* seminal de esta literatura, Stock y Watson (2002).

<sup>4</sup> Esto representa un desafío interesante en el caso de nuestro país, considerando que, como veremos más adelante, el período incluido involucra tanto años de inflación estable y baja, como episodios de alta inflación, así como también cambios importantes en los regímenes monetarios y económicos.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La descripción de la base de datos empleada y el análisis empírico de la presente investigación se desarrollan en la sección segunda. En la sección III se analizan las series obtenidas en relación al ciclo económico y la capacidad predictiva de cada una de ellas en relación a la inflación. También se realiza un análisis más detallado del indicador seleccionado y algunas variables e indicadores macroeconómicos, en términos de cointegración, causalidad en el sentido de Granger y exogeneidad. Por último, se concluye analizando las implicancias de los resultados observados en términos de su relevancia para la toma de decisiones de política monetaria. En los anexos se realiza una breve descripción de la metodología de los componentes principales y su implementación, se detallan las series económicas utilizadas para el cálculo de los diferentes indicadores de actividad a través de componentes principales, especificando el grupo al cual pertenecen y la manera en la cual fueron trabajadas, y se presenta una breve nota metodológica acerca del producto potencial por el método de la función de producción, seleccionado como indicador base para las comparaciones.

## II. Aplicación de la metodología de componentes principales

### II.1. Descripción de la base de datos

Para llevar a cabo el análisis de componentes principales con el objetivo de obtener una medida resumen de actividad económica<sup>5</sup> se emplearon datos con frecuencia trimestral provenientes principalmente de tres fuentes distintas: el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Encuesta mensual de actividad industrial relevada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL) e información económica trimestral proveniente del Ministerio de Economía y Producción. En primera instancia se relevaron 74 series correspondientes a variables de la oferta y demanda en la economía argentina (de ahora en más llamadas originales), para el período 1992:1 a 2007:1.<sup>6</sup> Posteriormente se extendió el estudio a un mayor número de series vislumbrando en este caso la posibilidad construir un indicador periódico, en tiempo real (*real time*) o con, a lo sumo, un trimestre de rezago. En definitiva se concluyó con 93 series en

---

<sup>5</sup> Un ejemplo es el mencionado CFNAI, indicador de actividad para Estados Unidos construido mensualmente por la Reserva Federal de Chicago a través de la metodología de componentes principales.

<sup>6</sup> Cabe destacar que esta base de datos es la empleada en el documento de Elosegui y otros (2007), preparado para la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano organizada en forma conjunta por Banco de España y el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).

total, desde el primer trimestre del año 1993 hasta el tercero de 2007, siendo 56 asimilables a oferta/producción y 37 a demanda/consumo.

Las series incluidas pueden ser agrupadas con un mayor detalle entre aquellas referidas a:<sup>7</sup>

- Producto, actividad e indicadores por sectores (19 series).
- Producción industrial, encuestas a la industria y capacidad instalada (31 series).
- Consumo e inversión, encuestas de perspectivas y tendencia de la demanda (18 series).
- Comercio exterior y Otros (25 series).

Tal subdivisión, en la cual se destacan las series referidas a producto, así como las particularmente referidas a la actividad industrial, se detalla en el Anexo B. Considerando la heterogeneidad de las series, y dado que la aplicación de la metodología de componentes principales requiere cierta homogeneidad entre ellas, se llevó adelante un tratamiento previo de cada serie que incluyó:

- Desestacionalización a través del X12-ARIMA elaborado por el US Census Bureau (en los casos en que ello probó ser necesario);
- Diferenciación o resta de una tendencia determinística para aquellas variables no estacionarias, de acuerdo con los *tests* de raíz unitaria.
- Estandarización, restando a cada serie su media y dividiendo el resultado por su desvío estándar.

Nótese que el último de los pasos es crucial para obtener un indicador compatible a partir de series con distintas unidades de medida. Como se menciona en el Anexo A, esta estandarización implica técnicamente trabajar con la matriz de correlaciones muestrales en lugar de la matriz de covarianza. Para una lista exhaustiva de las variables empleadas y el tratamiento aplicado, así como también la ponderación que ocupa cada serie en el componente principal, ver el Anexo B.

---

<sup>7</sup> No obstante esta clasificación no fue empleada al momento de construir los indicadores.

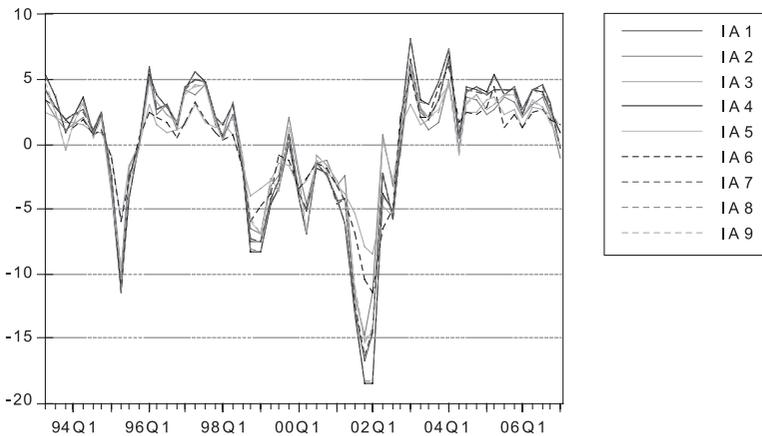
## II.2. Resultados generales

A partir de las diversas agrupaciones mencionadas y mediante la aplicación de componentes principales, se obtuvieron 6 indicadores alternativos de actividad. Estos indicadores surgen de asignar a cada serie incluida dentro de los primeros componentes principales una ponderación dada por el coeficiente del vector característico  $\alpha^1$ . Los mismos se calculan como una medida del aporte de cada variable a la variabilidad conjunta de todas ellas.

Adicionalmente, se incluyeron tres indicadores de actividad sin incluir el EMAE (Estimador Mensual de Actividad Económica), para las series originales, las series originales de oferta y las *real time*, construyendo así tres nuevos indicadores de actividad no influenciados por este estimador. En definitiva, se dispone en total de nueve indicadores de actividad presentados en la Tabla 1.

Los resultados del análisis de componentes principales indican que en términos generales los primeros tres componentes de todos los indicadores construidos resumen aproximadamente la mitad de la información contenida en la matriz de covarianzas de las series. A continuación se muestra la evolución de los diferentes indicadores de actividad estimados a partir de ponderar las diversas series por el peso correspondiente al primer componente principal de cada serie. El lector podrá observar que si bien existen diferencias entre ellos, todos presentan una dinámica similar.

**Grafico 1 / Indicadores de actividad**



**Tabla 1 / Resultados de la estimación por componentes principales**

Grupo	Descripción	Cant. Series	% de la var explicado por los primeros				Cant. de CP para explicar +50% var	Cant. de CP para explicar 100% var
			1 CP	2 CP	4 CP	4 CP		
Indicador de Actividad 1	Total series originales	74	27.71	49.03	59.53	3	55	
Indicador de Actividad 2	Series originales de oferta	50	38.82	50.29	61.91	2	46	
Indicador de Actividad 3	Series originales de demanda	24	40.53	54.51	70.49	2	23	
Indicador de Actividad 4	Total series real time	93	36.77	46.32	57.13	3	57	
Indicador de Actividad 5	Series real time de oferta	56	39.15	49.95	62.58	3	56	
Indicador de Actividad 6	Series real time de demanda	37	37.27	47.09	59.73	3	37	
Indicador de Actividad 7	Total series originales sin EMAE	73	36.89	48.42	60.14	3	55	
Indicador de Actividad 8	Series originales de oferta sin EMAE	92	36.33	45.84	56.74	3	55	
Indicador de Actividad 9	Series real time de oferta sin EMAE	55	38.45	49.38	61.79	3	55	

### II.3. Relación entre los indicadores agregados y la inflación

A fin de evaluar el desempeño de la metodología, se realiza un examen de su relación con la inflación. Esto implica un importante desafío dada la tendencia que muestra la evolución de la inflación durante el período analizado. De hecho, tal como se desprende del Gráfico 2, el patrón de evolución de la inflación muestra un quiebre pronunciado a partir de la crisis que marcó la finalización del plan de convertibilidad a principios del 2002. De este modo, se evidencia un promedio de inflación de 0,27% trimestral para el período de 1993-2001, 7,65% trimestral en el 2002, y 1,91% trimestral entre el 2003 y 2007.

A fin de evaluar la capacidad de realizar pronósticos por parte de las distintas medidas de componentes principales, se recurre a la estimación de una versión de la curva de Phillips híbrida. Tradicionalmente, según esta formulación, el componente cíclico del producto (o la brecha del producto) se muestra un determinante significativo de la inflación. En tal sentido, la metodología que será utilizada para comparar como *benchmark* con los indicadores de componentes principales será la brecha de producto resultante de la aplicación de la metodología de la función de producción. La elección se encuentra principalmente fundada en la robustez que ofrece en términos de predicción de inflación, tal como fuera mostrado en Elosegui y otros (2006, 2007).

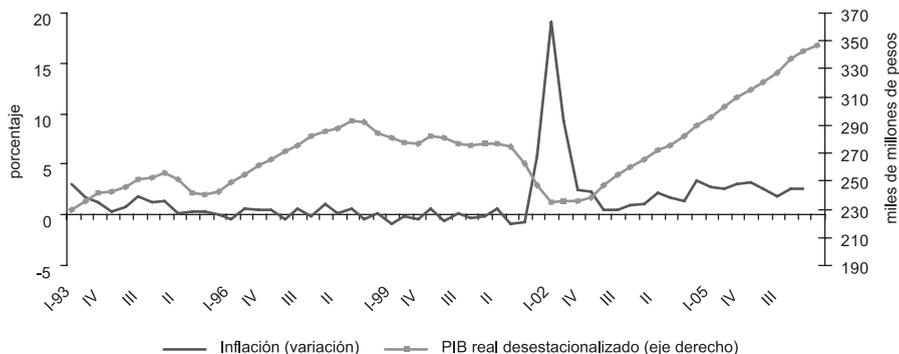
Esta metodología basada en la desagregación del producto, inspirada en el trabajo seminal de Solow (1957), descompone los cambios del producto en variaciones de los factores productivos (mano de obra y capital) y en un residuo que representa la productividad total de los factores.<sup>8</sup> Así, el producto potencial representa el nivel de producto que es consistente con la tendencia o los niveles de equilibrio de los factores productivos y de la productividad. Para mayores detalles sobre el cálculo de la brecha de producto a partir de la función de producción neoclásica ver el Anexo C.

La estimación de la curva de Phillips se realiza mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM), y se pronostica las tasas de inflación para los subperíodos dentro de la muestra (*in-sample*) 1995:1-1998:4 y fuera de la muestra (*out-sample*)

---

<sup>8</sup> Se utilizan, en general, diversas clases de funciones de producción, siendo las más comunes las de tipo Cobb-Douglas, la especificación CES (elasticidades de sustitución constantes) y las funciones translogarítmicas (elasticidades de sustitución flexibles).

## Gráfico 2 / Inflación y PIB



para 1999:1-2002:4 y 2003:1-2007:1. La curva de Phillips considera a la tasa de inflación como variable dependiente, mientras que como variables explicativas se incluyen a los indicadores de actividad, a la tasa de inflación con un rezago (componente *backward looking*, inercia de la inflación) y a las expectativas de inflación futura (componente *forward looking*, inflación del período siguiente).<sup>9</sup> Se supone la superneutralidad de la curva de Phillips (la suma de los coeficientes de las variables nominales debería ser uno).

La brecha del producto estimada por la función de producción (o el indicador agregado de actividad según el caso), afecta a la inflación presente de manera diferente según el período considerado: el período de la Convertibilidad<sup>10</sup> (primer trimestre de 1993 a cuarto trimestre de 2001), período de crisis (primer trimestre de 2002 a primer trimestre de 2003) y período post-crisis desde el segundo trimestre de 2003 y hasta el final de la muestra.

Puede observarse que los pronósticos realizados señalan que la brecha de producto, estimada a través el método de la función de producción, muestra en general el menor error medio cuadrático. Entre los indicadores de actividad se destaca el número 6 (es decir aquel que incorpora las variables de demanda/consumo obtenidas en tiempo real, dentro de las cuales no se encuentra el EMAE), que tiene un desempeño destacado en la proyección para los últimos períodos

<sup>9</sup> Además se introducen en la estimación variables binarias, en caso de ser necesarias, para controlar valores inusuales en el período de la salida de la crisis.

<sup>10</sup> Conviene aclarar que dicho plan fue instalado a principios del año 1991.

**Tabla 2 / Error medio cuadrático (RMSE) porcentual para los pronósticos correspondientes a los distintos indicadores de actividad y la brecha del producto en la estimación de una curva de Phillips híbrida\***

<b>Método</b>	<b>1995:1-1998:4</b>	<b>1999:1-2002:4</b>	<b>2003:1-2007:1</b>
Función de producción	0.46	2.75	0.60
<b>Indicador de Actividad 6</b>	<b>0.61</b>	<b>3.82</b>	<b>0.61</b>
Indicador de Actividad 7	0.46	2.79	0.65
Indicador de Actividad 1	0.46	2.79	0.67
Indicador de Actividad 2	0.51	2.81	0.70
Indicador de Actividad 9	0.45	3.67	1.19
Indicador de Actividad 5	0.45	3.72	1.22
Indicador de Actividad 3	0.72	4.05	1.35
Indicador de Actividad 8	0.87	4.02	2.40
Indicador de Actividad 4	0.87	4.01	2.40

\*Pronósticos "in-sample" para el subperíodo 1995:1-1998:4 y "out-sample" para 1999:1-2002:4 y 2003:1-2007:1.

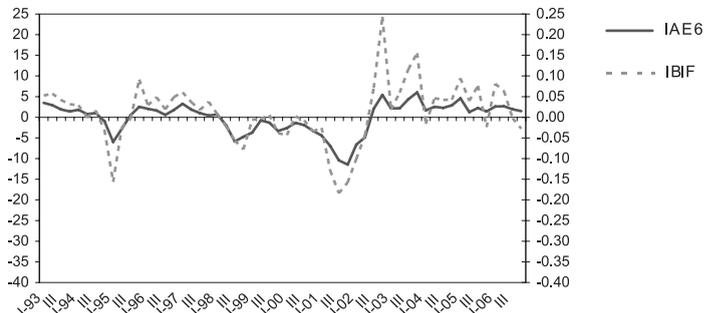
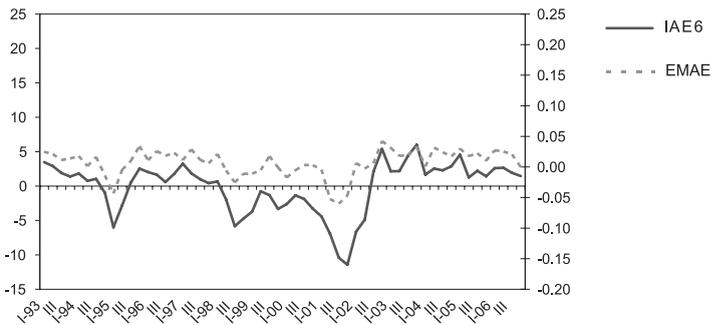
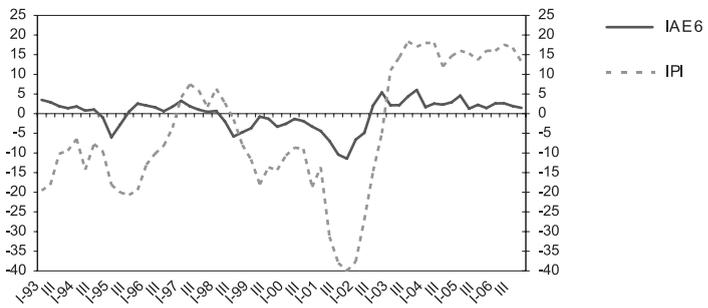
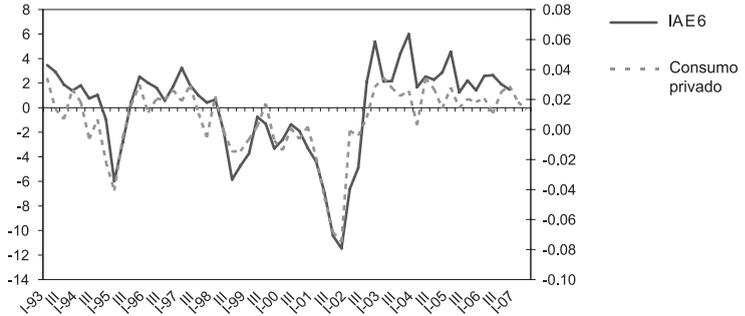
de la muestra. De esta forma, se encuentra que el indicador que logra el mejor ajuste está conformado por series disponibles en tiempo real (con sólo un trimestre de rezago) y con indicadores que fueron clasificados como de demanda agregada. Conviene aclarar que el segundo indicador en este ranking es el indicador de actividad número siete, el que si bien es un indicador de oferta, no posee dentro de las series que la integran al EMAE.

En la siguiente sección se desarrolla un análisis más detallado de la relación entre los indicadores agregados y el ciclo económico. Si bien el ejercicio se aplica a la totalidad de los indicadores, a fines ilustrativos de ahora en adelante, se selecciona un único indicador de actividad para ilustrar los principales resultados. La elección de este indicador, el número 6 elaborado a partir de series de demanda disponibles en tiempo real, se basa primordialmente en los resultados mencionados previamente, es decir, en el hecho de que la serie escogida minimiza el error cuadrático medio en la curva de Phillips híbrida.

El Gráfico 3 muestra el co-movimiento entre el primer componente principal con las variables de ciclo económico.<sup>11</sup> Es interesante notar la estrecha relación entre el indicador escogido y la tasa de inversión bruta interna fija, así como el índice

<sup>11</sup> IPI: Índice de Producción Industrial (FIEL). IBIF: Inversión Bruta Interna Fija (INDEC).

**Gráfico 3 / 1er. componente principal (IA 6) versus consumo privado, IBIF, EMAE, IPI**



de producción industrial. Asimismo, se observa una alta correlación con el indicador EMAE que, tal como se mencionara previamente no forma parte del mismo.

### III. Componentes y ciclo

La evolución de las series estandarizadas lo largo del período 1993-2007 muestra una dinámica similar a la observada en la brecha del producto en términos de su capacidad como determinante de la inflación. Sin embargo, es interesante analizar si los primeros componentes hallados presentan las características propias de un estimador adelantado del ciclo económico.<sup>12</sup> Un antecedente en tal sentido, para el caso argentino, se encuentra en el trabajo de Jorrat (2005) quien además de realizar un repaso de los conceptos básicos de ciclo económico y ciclo de crecimiento,<sup>13</sup> clasifica diversas series económicas en líderes, rezagadas o coincidentes según su comportamiento en torno al ciclo económico. Dicho estudio emplea datos de periodicidad mensual<sup>14</sup> y abarca un período más extenso de tiempo (Enero de 1970 a Marzo de 2005). Por esta razón, las series utilizadas no coinciden con las empleadas en el presente trabajo para el cálculo del método de componentes principales que, como fuera mencionado emplea series trimestrales para un período de tiempo más acotado (1993:1 a 2007:1). Adicionalmente, el mencionado trabajo no se extiende en el análisis de la relación entre las series económicas y los índices compuestos elaborados con la inflación.

A fin de analizar el comportamiento de los indicadores de componentes principales en relación al ciclo económico se estimaron correlogramas cruzados respecto al producto desestacionalizado (ver Tabla 3 debajo). En este caso, la medida sobre

---

<sup>12</sup> En un trabajo reciente, Cavalcanti y otros (2007) realizan un análisis más detallado de la evolución del ciclo económico del producto bruto interno de Argentina, con una descomposición contable de los determinantes, considerando la productividad, el empleo, la acumulación de capital y el grado de utilización del capital. Precisamente, esta última variable se muestra determinante al considerar el nivel de profundidad que se observa en los ciclos económicos, especialmente considerando los dos últimos ciclos completos.

<sup>13</sup> Donde, en línea con las definiciones mencionadas en nuestro trabajo, el primero se vincula con fluctuaciones en el nivel de actividad económica general, mientras que en el segundo caso se hace hincapié en la desviación del nivel de actividad respecto de su tendencia de largo plazo.

<sup>14</sup> En particular, las series que configuran este índice líder son: el índice de valor general real de la bolsa de comercio de Buenos Aires, la oferta monetaria (M2), el número de presentaciones a quiebra y a concurso preventivo, el precio relativo de los servicios respecto al índice de precios al consumidor, índice de horas promedio por obrero industria, índice de productividad media del trabajo en la industria, la razón de precios de manufacturas a costo unitario laboral, la superficie cubierta autorizada para construcciones privadas nuevas o ampliaciones en cuarenta y dos municipios y el índice de confianza del consumidor.

**Tabla 3 / Correlogramas cruzados (1993:2 – 2007:1)**

**1er. componente principal (CP1) versus:**

Períodos	IA 6 vs PIB		IA 6 vs brecha FP	
	atrasados	adelantados	atrasados	adelantados
0	0.264	0.264	0.457	0.457
1	0.114	0.378	0.224	0.601
2	-0.014	<b>0.438</b>	0.013	<b>0.665</b>
3	-0.135	<b>0.417</b>	-0.152	<b>0.668</b>
4	-0.220	0.394	-0.260	0.643
5	-0.247	0.333	-0.312	0.587
6	-0.251	0.279	-0.336	0.521
7	-0.239	0.229	-0.348	0.451
8	-0.229	0.118	-0.335	0.354

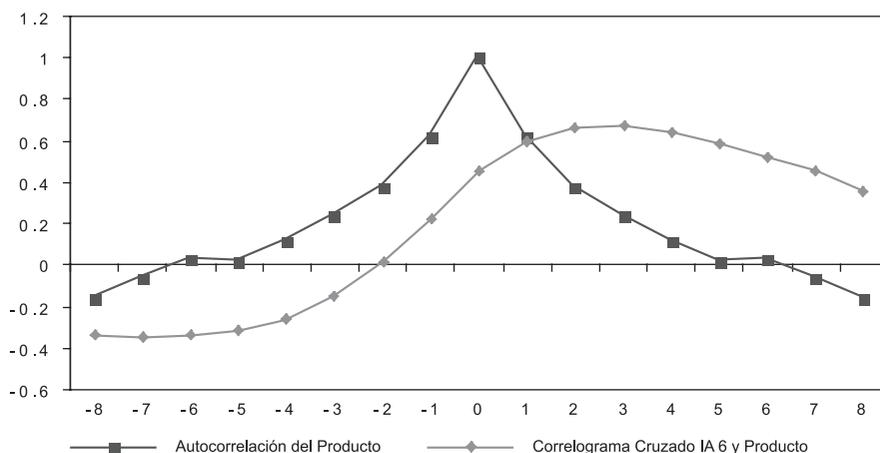
el co-movimiento de la serie en forma contemporánea y no contemporánea se basa en los coeficientes de correlación cruzada adelantados y atrasados hasta ocho trimestres. Tomando las definiciones de Fiorito y Kollintzas (1992), podemos considerar a una variable adelantada (razagada) si el coeficiente de correlación cruzada  $|\rho(t+i)|$  resulta máximo con  $i < 0$  ( $i > 0$ ). A partir de este coeficiente puede inferirse también si la serie estudiada es acíclica ( $0 \leq |\rho(t+i)| \leq 0,2$ ), procíclica ( $\rho(t+i) \geq 0,2$ ) o contracíclica ( $\rho(t+i) \leq -0,2$ ), a la vez que se observa el vínculo cualitativo con el producto (fuerte o débil según el coeficiente oscile entre 1 y 0,5 o entre 0,5 y 0,2).

Análogamente, pueden compararse los gráficos de autocorrelación del producto desestacionalizado y la correlación cruzada estimada para caracterizar a una serie como adelantada o atrasada.<sup>15</sup> Si el correlograma cruzado tiende a decaer más lentamente que la autocorrelación al considerar valores futuros (pasados) de la serie base, se estaría en presencia de una serie adelantada (atrasada) al ciclo.

En general, para diferentes rezagos los resultados refuerzan la idea de que el indicador escogido es adelantado al ciclo económico. Los resultados indican una mayor correlación entre el indicador número 6 obtenido por componentes

<sup>15</sup> Siguiendo la metodología sugerida por Napoletano y otros (2005) para el estudio de la taxonomía de series macroeconómicas.

**Gráfico 4 / Autocorrelación y correlogramas cruzados  
CP1 versus producto y brecha de producto (función de producción)**



principales y el producto de manera adelantada entre 1 a 3 trimestres, lo cual sería un claro indicio de que se trata de una serie adelantada respecto al ciclo del producto. Además podría caracterizarse a este vínculo como procíclico, aunque según los criterios mencionados anteriormente se ubicaría en un rango débil. Si se presta atención a los coeficientes que surgen de la relación con la brecha adelantada calculada a través de la función de producción, surge que el máximo valor se presenta entre los trimestres 2 y 3. Por lo tanto, el indicador de componentes principales sería un indicador adelantado del ciclo entre 3 a 6 meses.<sup>16</sup>

En definitiva, la evaluación realizada indica que los componentes principales no sólo constituyen un indicador relevante de presiones inflacionarias, sino también indicadores adelantados del ciclo económico. Del análisis de los ponderadores de las series individuales dentro del componente principal, que se muestra en la Tabla 1 del Anexo B, surgen varios aspectos de relevancia. Los ponderadores son considerablemente bajos para todas las series, no habiendo ninguna que claramente domine al resto de las series. Las series de oferta tienen ponderaciones generalmente mayores que las de demanda. En tanto, la serie del EMAE y algunas

<sup>16</sup> En el trabajo "Identifying Business Cycle Turning Points in Korea", Joong Shik Lee (2004) realiza un estudio similar ayudado por un indicador sintético de componentes principales. Encuentra que esta medida permite inferir adecuadamente los puntos de quiebre para dicha economía, con un anticipo de 3 a 4 meses.

de producto dentro de las consideradas de oferta y las serie de Consumo privado e Inversión Bruta Fija dentro de las de demanda constituyen variables representativas, situación que coincide con lo observado en otros países.<sup>17</sup>

### ***III.1. Relaciones entre el PIB real y algunas variables e indicadores macroeconómicos (cointegración, causalidad de Granger y exogeneidad)***

A los fines de avanzar un poco más en el estudio de la relación entre el PIB real y el indicador IA 6, en esta sección se efectúa un análisis de cointegración, siguiendo la metodología de cointegración por sistemas de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Esta propuesta permite determinar si existe una relación de cointegración y efectuar, a su vez, un análisis de exogeneidad débil a efectos de validar el modelo condicional que permita corroborar una relación consistente y unidireccional entre el indicador construido y el PIB real.

El tema de las relaciones de equilibrio, o de largo plazo, entre variables económicas ha sido desarrollado en principio a través de la propuesta de cointegración de Granger y Engle (1987). Esta metodología se concentra, en una primera etapa, en la obtención de una relación de largo plazo a partir de una regresión estática de  $y_t$  en  $x_t$ , y, en una segunda etapa, en la modelación de corto y largo plazo a través de un modelo de Corrección al Equilibrio. Debe notarse, que toda regresión uniecuacional de  $y_t$  en función de  $x_t$  supone que se puede modelar de manera apropiada  $y_t$  dado  $x_t$  sin pérdida de información. Sin embargo, en esta metodología uniecuacional no se plantea la posibilidad de que  $x_t$  sea función de  $y_t$ , o bien que el vínculo entre las variables sea simultáneo.

Por su parte, el enfoque de cointegración por sistemas generaliza este concepto a un conjunto de variables, que potencialmente podrían ser todas endógenas. En particular, el análisis de cointegración por sistemas de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) brinda una metodología para el estudio empírico de series temporales que puede considerarse una síntesis de la metodología VAR, pero que está enriquecida con la formulación de un modelo de Corrección al Equilibrio (para distinguir efectos de corto y largo plazo) y de los enfoques más cercanos a la teoría económica, a través de una forma reducida para expresar modelos simultáneos dinámicos.

---

<sup>17</sup> Ver Rodríguez y otros (2006) para el caso de Colombia.

Esta metodología podría presentarse, en el caso más sencillo, como un sistema VAR (Vectores Autorregresivos), con dos variables, y un solo rezago para cada variable (Ericsson, 1994). A tal efecto, (1a) y (1b) indican la representación de este sistema para  $y_t$  y  $x_t$ .

$$y_t = \pi_{11}y_{t-1} + \pi_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1a)$$

$$x_t = \pi_{21}y_{t-1} + \pi_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (1b)$$

$$\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$$

donde:

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}; \quad \Omega = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix}$$

A partir de esta formulación (o bien con las variables en diferencias si las mismas presentaran una raíz unitaria) podría evaluarse la no causalidad en sentido de Granger ( $H_0 : \pi_{12} = 0$  y  $H_0 : \pi_{21} = 0$ ).<sup>18</sup> Sin embargo, si las variables presentaran una raíz unitaria, una reparametrización del sistema permitiría considerar la existencia de una relación de largo plazo (cointegración) entre las mismas y testear exogeneidad débil, dada la presencia de cointegración. Engle, Hendry y Richard (1983) definen una tipología de exogeneidad, débil, fuerte y súper, dependiendo del propósito del modelo, inferencia, pronóstico o análisis de política, respectivamente. La exogeneidad débil resulta esencial, ya que permite validar el condicionamiento del modelo, por ejemplo de  $y_t$  en función de  $x_t$  (en el caso de variables con una raíz unitaria, la estimación y evaluación de cointegración por sistemas hace posible evaluar una condición necesaria para la existencia de exogeneidad débil).

A efectos de comparar la relación PIB-IA 6 con las relaciones entre el PIB y otras variables macroeconómicas relevantes como indicadores adelantados del ciclo económico, se extiende el estudio de causalidad en sentido de Granger, cointegración y exogeneidad durante el período 1993:1-2008:1 (series trimestrales) a otras series seleccionadas. Las mismas son: M1, M2, M3, velocidad de circulación 1, velocidad de circulación 2, velocidad de circulación 3, ahorro real, stock de

---

<sup>18</sup> Cabe agregar que causalidad en sentido de Granger indica anticipación temporal, pero no es una condición necesaria, ni suficiente, para validar un modelo condicional.

capital, IPC, empleo, índice MERVAL y tipo de cambio real multilateral.<sup>19</sup> Para determinar si las series son no estacionarias en niveles se realizan los *tests* de raíz unitaria a través del estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Las series se expresan en valores originales (el PIB real y la velocidad de circulación se desestacionalizaron a través del programa X12-ARIMA).

Los *tests* ADF determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles al 5% de significatividad, excepto en los casos de M1, M2, velocidad de circulación 1, velocidad de circulación 2 y el IPC donde la  $H_0$  no se rechaza al 1%. No obstante, es posible rechazar tal hipótesis para las primeras diferencias de las series.<sup>20</sup>

Adicionalmente, se estiman los *tests* DF Rolling (los cuales operan como una ventana móvil al correr el período muestral), que serían de mayor potencia que los ADF, y que incluyen una constante y una variable de tendencia. Estos *tests* no permiten, en todos los casos, rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en niveles (5%). A partir de estos resultados, se considera que las variables de la Tabla 4 presentan una raíz unitaria en niveles y, por tanto, que son integradas de orden uno,  $I(1)$ .

Para establecer si existen relaciones de cointegración entre el PIB real y las variables macroeconómicas se estiman modelos de VEC (modelo de Corrección de Equilibrio Vectorial) bivariados de acuerdo con la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

El análisis de cointegración entre el PIB y el IA 6 se efectúa con cinco rezagos para ambas variables, incluyendo una constante y variables *dummy* puntuales para el segundo trimestre de 1995 (1995:2), cuarto trimestre de 2001 (2001:4), primer trimestre de 2002 (2002:1) y el cuarto trimestre de 2002 (2002:4) como irrestrictas en el vector de cointegración.<sup>21</sup>

---

<sup>19</sup> La velocidad de circulación representa la relación entre el PIB a precios corrientes y el respectivo agregado monetario (por ejemplo, la velocidad de circulación 1 = PIB corriente/M1). Por su parte, el ahorro real equivale a la diferencia entre el PIB real y la suma del consumo público y privado.

<sup>20</sup> En algunos casos, la estacionariedad de las primeras diferencias de las series se verificó también a partir de los estadísticos Phillips-Perron y KPSS.

<sup>21</sup> En todos los casos los residuos de los sistemas bivariados son ruido blanco, homoscedásticos y normales al 5% de significatividad.

**Tabla 4 / Tests de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller aumentado (ADF) y DF Rolling. Período 1993:1-2008:1**

Series	Significatividad constante	Significatividad tendencia	ADF	DF Rolling	Orden integración
PIB	No	No	0.95	-1.11	1
IA 6	No	No	-2.24	-1.96	1
M1	No	No	2.27	0.82	1
M2	No	No	2.32	0.8	1
M3	No	No	1.8	0.5	1
Velocidad de circulación 1	No	No	-2.11	-2.05	1
Velocidad de circulación 2	No	No	-2.35	-2.06	1
Velocidad de circulación 3	No	No	-1.43	-1.17	1
Ahorro real	No	No	1.35	-0.94	1
Stock de capital	Si	Si	-2.32	-1.85	1
IPC	No	No	2.11	-0.44	1
Empleo	No	Si	-1.36	-1.97	1
Índice MERVAL	No	No	0.85	-1.3	1
Tipo de cambio real multilateral	No	No	0.99	-1.83	1

En los tests ADF no se rechaza la  $H_0$  de raíz unitaria al 5%, excepto en M1, M2, velocidad de circulación 1, velocidad de circulación 2 y el IPC que no se rechaza al 1%. Se utilizaron cinco rezagos en las variables. En los tests DF Rolling no se rechaza la  $H_0$  al 5%.

Para las restantes variables, los sistemas se estiman con una constante en el vector de cointegración (opción de *default*), excepto en los modelos que incluyen al PIB real y M3 y al PIB real y velocidad de circulación 3, que consideran también una tendencia determinística (estos incluyen a su vez tres *dummies* puntuales, que toman valor uno en 1995:2, 2001:4 y 2002:1, respectivamente, y cero en los restantes períodos).<sup>22</sup> Las estimaciones se realizaron con cinco rezagos en las variables.

<sup>22</sup> Tampoco se encuentran relaciones de cointegración con la opción de *default* (una constante en la ecuación de cointegración).

**Tabla 5 / Causalidad de Granger, cointegración y exogeneidad débil entre el PIB real (desestacionalizado) y variables seleccionadas (relaciones bivariadas). Período 1993:1-2008:1**

Variable $X_t$	$X_t$ no causa en sentido de Granger al PIB real		Relaciones de Cointegración		$X_t$ es una variable exógena débil	
	Estadístico Chi Cuadrado	Probabilidad	Test de Traza	Test de Autovalor Máximo	Estadístico LR	Probabilidad
<b>IA 6</b>	<b>10.24</b>	<b>0.05*</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>0.45</b>	<b>0.5</b>
M1	6.84	0.23	1	–		
M2	8	0.16	1	1		
M3	18.2	0.00*	1	1	8.2	0.0**
Velocidad 1	9.65	0.09	–	–		
Velocidad 2	11.7	0.04*	–	–		
Velocidad 3	11.9	0.04*	1	1	11.2	0.0**
<b>Ahorro real</b>	<b>22.5</b>	<b>0.00*</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1.49</b>	<b>0.22</b>
Stock de capital	8.69	0.12	–	–		
IPC	3.89	0.57	1	–		
Empleo	8.76	0.12	–	–		
Indice Merval	3.02	0.7	–	–		
TCRM	7.71	0.17	–	–		

\* Se rechaza la  $H_0$  de no causalidad al 5%.

\*\* Se rechaza la  $H_0$  que la variable  $X_t$  es exógena débil al 5%. Modelos bivariados con cinco rezagos.

En la Tabla 5, se muestran los resultados de los *tests* de cointegración realizados a partir de los estadísticos de traza y de autovalor máximo.<sup>23</sup> De acuerdo con los resultados de los *tests* existe evidencia de una relación de cointegración (largo plazo) entre el PIB y el IA 6. Se observa que para las relaciones bivariadas entre el PIB real y M2, M3, Velocidad de circulación 3 y el ahorro real, respectivamente, ambos *tests* rechazan la hipótesis nula de no cointegración entre las variables (para los modelos que incluyen al PIB real y M1 y el PIB real y el IPC solamente, el *test* de traza permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración).

<sup>23</sup> El *test* de traza testea la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $k$  relaciones de cointegración, donde  $k$  indica el número de variables endógenas, para  $r = 0, 1, \dots, k - 1$ , mientras que el de autovalor máximo testea la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $r + 1$ .

A su vez, se realizan pruebas para determinar relaciones de causalidad, en sentido de Granger, entre las variables macro y el PIB real a partir del estadístico Chi cuadrado. Se dice que una variable  $x_t$  causa en sentido de Granger a otra variable  $y_t$  si los valores retrasados de la primera ayudan a explicar los subsecuentes movimientos de la segunda, al estimar un modelo que incluye también valores retrasados de la variable que se intenta explicar. Para los diferentes modelos, se realizaron *tests* de causalidad de Granger bivariados (*pairwise*) entre la variable macro respectiva y el PIB real.

Se observa que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no causalidad en sentido de Granger del IA 6 al PIB, al 5%. Asimismo, los *tests* muestran que sí es posible rechazar la hipótesis nula de no causalidad entre M3, velocidad de circulación 2, velocidad de circulación 3 y el ahorro real, respectivamente, y el PIB real, al 5%.

La metodología utilizada permite también testear la condición de exogeneidad débil entre el PIB real y las variables macroeconómicas a través de los modelos de VEC. En esta representación, la existencia de exogeneidad débil requiere que el parámetro que mide el peso en la relación de cointegración (la velocidad de ajuste) sea igual a cero. En otros términos, la exogeneidad débil implica que al estimar la variable  $y_t$  con  $x_t$ , si  $x_t$  fuera débilmente exógena no sería necesario estimar conjuntamente el modelo de  $x_t$  con  $y_t$  para encontrar los parámetros buscados.

De acuerdo con estos *tests*, se observa que tanto en el caso del IA6, como en el ahorro real, no resulta posible rechazar la hipótesis nula de que la variable  $x_t$  resulta exógena débil (al 5%), aunque si se rechaza el caso inverso, o sea que el PIB real sea débilmente exógeno.

Considerando los resultados de los *tests* de causalidad de Granger y los de los *tests* de exogeneidad débil, el ahorro real causaría en sentido de Granger al PIB real y, a su vez, sería una variable débilmente exógena en el modelo de VEC bivariado. No obstante, el ahorro real no sería una variable exógena fuerte respecto del PIB real, ya que esta última causa en sentido de Granger al ahorro, lo que podría tener consecuencias desde el punto de vista de predicción de las variables (se entiende que cuando una variable  $x_t$  es exógenamente débil respecto de otra  $y_t$  y, a su vez,  $y_t$  no causa a  $x_t$  en sentido de Granger, se dice que  $x_t$  es una variable exógena fuerte).

La condición de exogeneidad fuerte sí la cumple el IA 6, ya que resulta ser una variable débilmente exógena, causa en sentido de Granger al PIB real y no es causada en sentido de Granger por esta última. De ahí que, del conjunto de variables seleccionadas, la única que permitiría ser un predictor del PIB real sería el IA 6.

#### **IV. Conclusiones**

La premisa de cumplir con el objetivo primordial de velar por la estabilidad de precios hace prioritario para toda autoridad monetaria contar con herramientas analíticas que permitan un adecuado seguimiento de las tendencias y presiones inflacionarias en la economía. Así, los bancos centrales han desarrollado diversas metodologías que permiten contar con herramientas analíticas tales como las estimaciones del producto potencial no inflacionario y de la brecha del producto de la economía. En muchos casos tales variables resultan útiles para entender la dinámica de los precios y de los salarios, a pesar de que no se trate de variables directamente observables.

Una alternativa al uso de tales variables es el seguimiento de indicadores diversos que permitan tener una idea, preferentemente adelantada, de la presencia de presiones inflacionarias. La información relevante disponible aumenta con la cantidad de variables incluidas en el análisis, lo que hace que el mismo pueda tornarse complejo en la práctica. La metodología de componentes principales permite resolver en parte este problema, al simplificar y consolidar la información relevante extraída de un número significativo de series e índices. El presente trabajo muestra una aplicación al caso argentino, con una serie de indicadores sintéticos que resumen la información proveniente de un considerable número de series e índices económicos trimestrales.

Tal como se demuestra, la mayoría de los componentes principales resultan ser indicadores adelantados del ciclo económico a la vez que permiten estimar la posible presencia de presiones inflacionarias en la economía, complementando la información extraída de otras técnicas y metodologías basadas en componentes no observables. En tal sentido, un resultado interesante que se desprende del trabajo es la posibilidad de generar una serie sintética basada en información estadística corriente y periódica que constituye un indicador adelantado y consistente del ciclo económico.

## Referencias

**Billmeier, A. (2004)**; “Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?”. IMF WP04/146.

**Blanchard, O. y D. Quah (1989)**; “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply”. *The American Economic Review*, N° 79, 655-73.

**Cavalcanti, T., P. Elosegui, G. McCandless y E. Blanco (2008)**; “Contabilidad del ciclo económico para la Argentina utilizando la utilización del capital”, *Ensayos Económicos* N° 50, 97-125.

**Cerra, V. y S. Saxena (2000)**; “Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: an Application to Sweden”. IMF.

**Chicago Fed. (2000)**; CFNAI Background Release. Website: [http://www.chicagofed.org/economic\\_research\\_and\\_data/files/cfnai\\_background](http://www.chicagofed.org/economic_research_and_data/files/cfnai_background).

**Clarida, R. y J. Gali (1994)**; “Sources of Real Exchange Fluctuations: how important are Nominal Shocks?”. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, N° 41, 1-56.

**Conway, P. y B. Hunt (1997)**; “Estimating Potential Output: a Semi-structural Approach”. Discussion Paper Series G97-9, Reserve Bank of New Zealand.

**D’Amato, L., L. Sanz y J. Sotes Paladino (2006)**; “Evaluación de Medidas Alternativas de Inflación Subyacente para Argentina”. Estudios BCRA N° 1, Subgerencia de Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.

**Elosegui, P., L. Garegnani, L. Lanteri, F. Lepone y J. Sotes Paladino (2006)**; “Estimaciones alternativas de la brecha del producto para la economía argentina”, *Ensayos Económicos* N° 45 (Octubre), 45-77.

**Elosegui, P., L. Garegnani, L. Lanteri, J. Sotes Paladino y E. Blanco (2007)**; “Indicadores de evolución de oferta y demanda y proyección de la inflación en Argentina: el método de componentes principales”, presentado en la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano

organizada por Banco de España y el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), Madrid 5 al 7 de Noviembre.

**Engle, R. y C. Granger (1987);** “Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*, Vol 50, 251-276.

**Engle, R., D.F. Hendry y J.F. Richard (1980);** “Exogeneity”. *Econometrica*, Vol 51, N° 2, 277-304.

**Escudé, G., F. Gabrielli, L. Lanteri y J. Roulliet (2004);** “La estimación del producto potencial para la Argentina: 1980:1 — 2004:1”. Gerencia de Investigaciones Económico - Financieras, Banco Central de la República Argentina.

**Escudé, G. y L. Lanteri (2006);** “Estimación del *stock* de Capital para la Economía Argentina”, 1950-2005. *Mimeo*, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina.

**Ericsson, N. (1994);** “Testing Exogeneity: An Introduction”, en Ericsson, N. and Irons, J. eds. *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.

**Fiorito, R. y T. Kollintzas (1992);** “Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective”. CEPR Discussion Papers 681, C.E.P.R.

**Gordon, R. (1984);** “Unemployment and the Growth of Potential Output in the 1980s”. *Brookings Papers on Economic Activity* N° 15, 537-64.

**Hodrick, R. y E. Prescott (1997);** “Post-War US Business Cycles: an Empirical Investigation”. *Journal of Money, Credit and Banking*, N° 29, 1-16.

**Johansen, S. (1992);** “Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis”. *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 389-402.

**Johansen, S. (1992);** “Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand”. *Journal of Policy Modelling*, Vol. 14, 313-334.

**Johansen, S. y K. Juselius (1990);** “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, N° 2, 169-210.

**Johansen, S. (1988);** “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, N° 2-3, 231-254.

**Jorrat, J. (2005);** “Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidentes y Líder de Argentina”, en *Progresos en Econometría*, 43-100, Asociación Argentina de Economía Política (AAEP).

**Juselius, K. (1994);** “Domestic and Foreign Effects on Price in an Open Economy: The case of Denmark”, en Ericsson, N. and Irons, J. eds. *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.

**Kichian, M. (1999);** “Measuring Potential Output within a State-Space Framework”. Working Paper N° 99-9, Bank of Canada.

**Laxton, D. y R. Tetlow (1992);** “A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output”. Technical Report N° 59, Bank of Canada.

**Napoletano, M., A. Roventini y S. Sapio (2005);** “Are Business Cycles All Alike? A Band Pass Filter Analysis of Italian and US Cycles”. LEM Working Papers Series N° 25.

**Okun, A. M. (1970);** “The Political Economy of Prosperity”. The Brookings Institution, Washington D.C.

**Rodríguez, N., J. Torres y A. Velasco (2006);** “Estimating an Output Gap Indicator Using Business Surveys and Real Data”. Borradores de economía N° 3921, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República de Colombia.

**Sarikaya, C., F. Ogünc, D. Ece, H. Kara y U. Ozlale (2005);** “Estimating Output Gap for the Turkish Economy”. Central Bank of Republic of Turkey.

**Shik Lee, J. (2004);** “Identifying business cycle turning points in Korea with a new index of aggregate economic activity”. The Bank of Korea Economic Papers N° 38, Bank of Korea.

**Stock, J. y M. Watson (2002);** “Macroeconomics Forecasting Using Diffusion Indexes”. *Journal of Business and Economic Statistics*, N° 20-2.

**Solow, R. (1957);** "Technical Change and the Aggregate Production Function".  
*Review of Economics and Statistics*, N° 39, 312-20.

## Anexo A / La metodología de los componentes principales

El análisis de componentes principales (PCA) permite obtener una medida sintética de la variabilidad conjunta de una colección de variables aleatorias relacionadas por algún componente común, a partir de la combinación lineal de las mismas con ponderaciones que permitan maximizar la varianza total explicada. La metodología permite dar un tratamiento simultáneo al problema de la dimensionalidad (cantidad de series) y al del ruido agregado (varianza total), minimizando la primera al tiempo que se considera la mayor cantidad de información contenida en la segunda dimensión. La idea reflejada en Kendall (1975) es calcular indicadores que resuman el comportamiento de variables relacionadas, de manera que sistemas de  $n$  dimensiones provean información en una única dimensión con ponderadores calculados mediante pautas de importancia relativa. Esto posibilita disminuir de manera significativa la dimensión del problema con una pérdida mínima de información, obteniendo como resultado final una relación lineal entre las variables relevantes con ponderadores que maximizan la varianza explicada al tiempo que minimizan la varianza alrededor de la nueva variable. A diferencia de otros criterios habitualmente utilizados, la metodología de componentes principales construye medidas resumen que generan ponderadores obtenidos siguiendo un criterio de optimización.<sup>24</sup>

Dado un conjunto de  $p$  variables aleatorias para las cuáles se dispone de  $t$  observaciones temporales, y que se asume están relacionadas por algún componente común. Se espera que un número relativamente reducido de combinaciones lineales de éstas –los componentes principales– pueda explicar una proporción considerable de la variabilidad total de las mismas. En ese sentido el método permite resumir en un conjunto reducido de  $n < p$  componentes principales y sus varianzas, la información contenida en un vector  $X: t \times p$  de variables aleatorias y su matriz de varianzas y covarianzas,  $\Sigma$ .

Dado un vector de variables aleatorias  $X: t \times p$  con  $E(X) = \Phi$ ,  $var(X) = \Sigma$ , es posible definir  $\alpha \equiv (\alpha_i)$  como un vector de ponderadores desconocidos de los componentes de  $X$  y  $z$  como un vector tal que:

$$z = X' \alpha,$$

---

<sup>24</sup> D'Amato y otros (2006) se enfocan en el estudio de la inflación subyacente, empleando esta metodología para medir el aporte de cada rubro del índice de precios al consumidor a su variabilidad conjunta.

cada elemento  $z^i = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_i$ .

Si los elementos de  $X$  están medidos en las mismas unidades se puede imponer:

$$\alpha' \alpha = \sum_{i=1}^p \alpha_i = 1.$$

De esta manera es posible encontrar un vector de ponderadores  $\alpha$  tal que maximice  $\text{var}(z) = \alpha' \Sigma \alpha$ , sujeto a  $\alpha' \alpha = 1$ . Entonces el problema de:

$$\max_{\alpha} (\alpha' \Sigma \alpha) \text{ s.a. } \alpha' \alpha = 1, \quad (1)$$

puede escribirse como:

$$L = \alpha' \Sigma \alpha - \lambda (\alpha' \alpha - 1). \quad (2)$$

Diferenciando  $L$  con respecto a  $\alpha$  e igualando a 0 se tiene que:

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = 2 \Sigma \alpha - 2 \lambda \alpha = 0, \quad (3)$$

entonces,

$$(\Sigma - \lambda I) \alpha = 0, \quad (4)$$

y dado que  $\alpha \neq 0$ , existe una solución si:

$$|\Sigma - \lambda I| = 0. \quad (5)$$

Esto implica que  $\lambda$  es una raíz característica o *autovalor* de la matriz de varianzas y covarianzas de  $X$ ,  $\Sigma$ , y  $\alpha$  es un vector característico o *autovector* de esa matriz. Dado que  $\Sigma$  es una matriz  $p \times p$  existen  $p$  raíces características que satisfacen (5) y  $p$  combinaciones lineales ortogonales asociadas a  $p$  vectores característicos. Teniendo en cuenta (4):

$$\Sigma \alpha = \lambda \alpha$$

y premultiplicando por  $\alpha'$ :

$$\alpha' \Sigma \alpha = \lambda \alpha' \alpha = \lambda.$$

El mayor valor de  $\lambda$  es aquel que maximiza la varianza de  $z$ . La solución al problema (1) está dada por  $(\alpha^1, \lambda^1)$ ;  $z^1 = X' \alpha^1$  se conoce como el primer componente principal (correspondiente al mayor autovalor) de ese conjunto de variables aleatorias. El segundo componente principal está dado por  $z^2 = X' \alpha^2$ , tal que  $\alpha^{2'} * \alpha^1 = 0$ . Esto es, el primer y segundo componente principal no están correlacionados, es decir, son ortogonales. Por ende, los mismos resumen la variabilidad de un gran número de variables en un número pequeño de variables que no están correlacionadas entre sí.

En definitiva, el método consiste en extraer información de la matriz de covarianzas de los atributos (o variables) en los que se está interesado. Los autovectores de esta matriz constituyen los pesos relativos de los componentes principales al tiempo que los autovalores indican la participación relativa en la varianza total de cada uno de los mismos. Esto es, el porcentaje de varianza explicada por el componente  $i$  está dada por:

$$\%Var^i = \frac{\lambda^i}{\sum_{j=1}^n \lambda^j}.$$

En la aplicación práctica, para evitar problemas con las unidades de medida, las variables se normalizan restando la media y dividiendo por la varianza, de manera que en lugar de la matriz de covarianzas, la utilizada corresponde a la matriz de correlaciones. La solución de la optimización se implementó en el programa *Matlab*, aunque también puede ser implementada en *Stata*, por mencionar los paquetes estadísticos más utilizados y, se calculó en base a información datallada en la sección II y en el Anexo B.

## Anexo B / Series Empleadas

**Tabla B1 / Series utilizadas para la estimación de componentes principales**

Serie		Tratamiento	Pond.	Grupo
1	Estimador Mensual de Actividad Económica EMAE	d	0.6604	oferta (a)
2	PIB a precios constantes: Valor Agregado Bruto a Precios de Productor	d	0.6548	oferta (a)
3	PIB a precios constantes: Sectores Productores de Servicios	d	0.6469	oferta (a)
4	Consumo Privado a precios de 1993	d	0.6467	demanda (c)
5	PIB a precios constantes: Comercio Mayorista y Minorista y Reparaciones	d	0.6319	oferta (a)
6	PIB a precios constantes: Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones	d	0.6253	oferta (a)
7	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Total	d	0.6236	demanda (c)
8	PIB a precios constantes: Construcción	d	0.6100	oferta (a)
9	Importaciones por uso económico: Total	d	0.6062	demanda (d)
10	PIB a precios constantes: Sectores Productores de Bienes	d	0.6060	oferta (a)
11	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Construcción	d	0.6057	demanda (c)
12	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable	d	0.6042	demanda (c)
13	PIB a precios constantes: Industria Manufacturera	d	0.5937	oferta (a)
14	Indicador Sintético de la Actividad de la Construcción ISAC (1997=100)	d	0.5783	oferta (d)
15	PIB a precios constantes: Hoteles y Restaurantes	d	0.5750	oferta (a)
16	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Uso Intermedio	o	0.5740	oferta (c)
17	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Industria Manufacturera	d	0.5661	oferta (c)
18	ISAC (1997=100) - Edificios - Para Vivienda	d	0.5631	oferta (d)
19	Importaciones por uso económico: Piezas y Acc. P/Bienes de Capital	d	0.5623	demanda (d)
20	ISAC (1997=100) - Obras de Infraestructura	d	0.5503	oferta (d)
21	ISAC (1997=100) - Edificios - Otros Destinos	d	0.5501	oferta (d)
22	Importaciones por uso económico: Bienes de Capital	d	0.5495	demanda (d)
23	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Importado	d	0.5470	demanda (c)
24	PIB a precios constantes: Otras Actividades de Servicios Comunitarias Personales y Servicio Domestico	d	0.5456	oferta (a)

**Tabla B1 / Series utilizadas para la estimación de componentes principales (continuación)**

	Serie	Tratamiento	Pond.	Grupo
25	Importaciones por uso económico: Bienes Intermedios	d	0.5451	demanda (d)
26	Índice de Producción Industrial (PI): Nivel General	d	0.5437	oferta (b)
27	PIB a precios constantes: Actividades Inmobiliarias, Empresariales y de Alquiler	d	0.5384	oferta (a)
28	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Nacional Total	d	0.5356	demanda (c)
29	Índice de Producción Industrial (PI): Bienes de Capital	d	0.5179	oferta (b)
30	Estadísticas de Servicios Públicos: Índice Sintético General	d	0.5103	demanda (d)
31	ISAC (1997=100) - Obras Viales	d	0.5006	oferta (d)
32	Índice de Producción Industrial (PI): Bienes de Consumo Durables	d	0.5000	oferta (b)
33	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Consumo Durables	o	0.4988	demanda (c)
34	Importaciones por uso económico: Bienes de Consumo	d	0.4891	demanda (d)
35	Encuesta FIEL: Situación General Industria Manufacturera	o	0.4828	oferta (b)
36	Índice de Producción Industrial (PI): automóviles	d	0.4784	oferta (b)
37	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Nacional (incluye elaboración de equipo durable por cuenta propia)	d	0.4622	demanda (c)
38	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Consumo Durables	o	0.4614	demanda (b)
39	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Uso Intermedio	o	0.4600	oferta (b)
40	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Nacional	d	0.4582	demanda (c)
41	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Consumo No Durables	o	0.4404	demanda (c)
42	Índice de Producción Industrial (PI): Metalmecánica	d	0.4332	oferta (b)
43	Índice de Producción Industrial (PI): Bienes de Uso Intermedio	d	0.3973	oferta (b)
44	PIB a precios constantes: Intermediación Financiera	d	0.3927	oferta (a)
45	Índice de Producción Industrial (PI): Pasta y Papel	o	0.3901	oferta (b)
46	Automotores: Ventas a Concesionarios (en unidades)	d	0.3859	demanda (d)
47	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Consumo Durables	o	0.3725	oferta (b)
48	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Capital	d	0.3708	demanda (b)

**Tabla B1 / Series utilizadas para la estimación de componentes principales (continuación)**

	Serie		Tratamiento	Pond.	Grupo	
49	Automotores: Ventas al Mercado Interno de Proucción Nacional (en unidades)		o	dif	0.3524	demanda (d)
50	Índice de Producción Industrial (PI): Metales no Ferrosos		o	dif	0.3407	oferta (b)
51	Índice de Producción Industrial (PI): Bienes de Consumo No Durables		d	dif	0.3404	oferta (b)
52	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Uso Intermedio		o	est	0.3396	oferta (b)
53	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Industria Manufacturera		d	est	0.3334	oferta (b)
54	Índice de Producción Industrial (PI): Alimentos y Bebidas		d	dif	0.3290	oferta (b)
55	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Industria Manufacturera		o	est	0.3247	oferta (b)
56	Índice de Producción Industrial (PI): Siderurgia		d	rt	0.3179	oferta (b)
57	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Capital		o	est	0.3112	demanda (b)
58	Índice de Producción Industrial (PI): Insumos Textiles		d	dif	0.3086	oferta (b)
59	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Capital		o	est	0.3067	demanda (c)
60	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Uso Intermedio		d	est	0.3018	oferta (b)
61	PIB a precios constantes: Servicios de Intermediación Financiera Medidos Indirectamente		d	dif	0.2956	oferta (a)
62	PIB a precios constantes: Suministro de Electricidad, Gas y Agua		d	dif	0.2926	oferta (a)
63	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Consumo No Durables		o	est	0.2778	demanda (b)
64	Importaciones por uso económico: Automotores		d	dif	0.2714	demanda (d)
65	Exportaciones por grandes Rubros Total		d	dif	0.2650	demanda (d)
66	PIB a precios constantes: Enseñanza, Servicios Sociales y de Salud		d	dif	0.2561	oferta (a)
67	Índice de Producción Industrial (PI): Cigarrillos		o	est	0.2529	oferta (b)
68	Indicador Sintético de Energía (ISE)		d	dif	0.2444	oferta (d)
69	Exportaciones por grandes Rubros Manufacturas de Origen Industrial		d	dif	0.2275	demanda (d)
70	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Consumo No Durables		o	est	0.2234	demanda (c)
71	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Uso Intermedio		o	est	0.2227	oferta (c)
72	Índice de Producción Industrial (PI): Químicos y Plásticos		d	dif	0.2171	oferta (b)

**Tabla B1 / Series utilizadas para la estimación de componentes principales (continuación)**

	<b>Serie</b>	<b>Tratamiento</b>	<b>Pond.</b>	<b>Grupo</b>
73	PIB a precios constantes: Pesca	d	0.2040	oferta (a)
74	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Industria Manufacturera	o	0.1987	oferta (c)
75	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Consumo No Durables	o	0.1934	demanda (b)
76	ISAC (1997=100) - Construcciones Petroleras	d	0.1891	oferta (d)
77	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Consumo No Durables	d	0.1859	oferta (b)
78	Consumo Público a precios de 1993	d	0.1842	demanda (c)
79	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Consumo Durables	o	0.1813	demanda (c)
80	Automotores: Producción Total (automóviles + utilitarios y de carga, en unidades)	d	0.1796	oferta (d)
81	Índice de Producción Industrial (PI): Combustible	o	0.1769	oferta (b)
82	Exportaciones por grandes Rubros Manufacturas de Origen Agropecuario	d	0.1683	demanda (d)
83	Importaciones por uso económico: Combustibles y Lubrificantes	o	0.1619	demanda (d)
84	PIB a precios constantes: Administración Pública y Defensa	d	0.1395	oferta (a)
85	Importaciones por uso económico: Resto	o	0.1387	demanda (d)
86	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Capital	o	0.1279	demanda (b)
87	Automotores: Automóviles Producción (en unidades)	d	0.1028	oferta (d)
88	Exportaciones por grandes Rubros Productos Primarios	d	0.1023	demanda (d)
89	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Capital	o	0.0783	oferta (b)
90	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Consumo Durables	o	0.0226	demanda (b)
91	PIB a precios constantes: Explotación De Minas y Canteras	d	0.0183	oferta (a)
92	PIB a precios constantes: Agricultura, Ganadería, Caza y Silvicultura	d	0.0133	oferta (a)
93	Exportaciones por grandes Rubros Combustibles y Energía	d	0.0099	demanda (d)

Referencias:

o: original; d: desestacionalizada; dif: diferenciada; est: estacionaria; rt: se restó la tendencia.

Grupos:

(a) Producto, actividad e indicadores por sectores; (b) Producción industrial, encuestas a la industria y capacidad instalada; (c) Consumo e inversión, encuestas de perspectivas y tendencia de la demanda; (d) Comercio Internacional y otras.

## Anexo C / El método de la función de producción neoclásica

El BCRA emplea en la actualidad una metodología basada en una función de producción neoclásica para la estimación del producto potencial no inflacionario. Esta metodología representa un camino intermedio entre los modelos estructurales y algunos modelos univariados, tales como los representados por tendencias lineales, o el filtro de *Hodrick-Prescott*.<sup>25</sup> La metodología consiste en estimar el producto potencial no inflacionario a partir de sus principales determinantes: el empleo, ajustado por la tasa natural de desempleo o NAIRU y el capital, ajustado por el índice de utilización promedio de la capacidad instalada, así como de la productividad total de los factores (PTF) suavizada a través de promedios móviles. A tal fin se emplea una función de producción de tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala.

Los datos de la mano de obra ocupada provienen de información de la Encuesta Permanente de Hogares y fueron ajustados por el subempleo involuntario (se adiciona a la tasa de desocupación el 51,8% de la subocupación). El *stock* de capital se estima a partir del año 1950 desagregando la inversión en Construcción y Maquinaria y Equipo y utilizando el método de inventario perpetuo. El *stock* de capital total obtenido se ajusta por el índice de utilización de la capacidad instalada (del sector industrial). La productividad total de los factores se estima residualmente a partir del PIB real, de la mano de obra ocupada (ajustada por subempleo) y del *stock* de capital ajustado por un índice de utilización de la capacidad instalada, siendo luego suavizada por medio de promedios móviles centrados de 19 trimestres. La mano de obra y el *stock* de capital se ponderan por sus respectivas participaciones en el ingreso (la participación de la mano de obra se obtiene de la masa salarial como porcentaje del PIB a precios corrientes, mientras que la participación del capital surge por diferencia). Los datos del PIB utilizados en las estimaciones están expresados en moneda constante (a precios de 1993) y fueron desestacionalizados a través del programa X12-ARIMA.

---

<sup>25</sup> Véase Escudé et al. (2004).



# Precio de los commodities en Argentina: ¿Qué mueve al viento?\*

**Diego Bastourre**

**Jorge Carrera**

**Javier Ibarlucia**

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

El incremento en los precios internacionales de los commodities exportados por Argentina se presenta usualmente como un viento de cola que explica tanto el fuerte desempeño en materia de crecimiento como las buenas condiciones globales que han beneficiado al país desde 2003 hasta mediados de 2008. Este trabajo investiga cuáles son los determinantes de los precios de los ocho principales commodities de exportación de Argentina a través de un modelo vectorial de corrección al equilibrio. Nuestras estimaciones indican que el tipo de cambio real multilateral de los EE.UU., la tasa de interés real de dicho país, la liquidez internacional y la demanda por materias primas aproximada por la producción industrial mundial son fundamentales importantes de los precios de los commodities en el largo plazo. La conclusión más importante es que los factores que afectan los precios de los commodities son muy similares a los que influyen los flujos de capitales. Esto ayuda a entender por qué observamos una correlación positiva entre los *shocks* comerciales y financieros en los países emergentes en general y, particularmente, en Argentina.

*Clasificación JEL:* C32, F42, Q11.

*Palabras Clave:* precios de commodities, liquidez internacional, modelos VECM.

---

\* Las opiniones expresadas en este documento son las de los autores y no necesariamente representan la visión del Banco Central de la República Argentina. Queremos agradecer a Horacio Aguirre, un referí anónimo y los participantes de la XLII reunión anual de la AAEP (2007) y la XXXV Reunión Anual de la ANPEC (2007) por sus valiosos comentarios. Mariano Sardi se desempeñó muy eficientemente como asistente de investigación.

# Commodity Prices in Argentina: What Moves the Wind?

**Diego Bastourre**

**Jorge Carrera**

**Javier Ibarlucia**

Central Bank of Argentina

## Summary

There is a widespread feeling that favorable winds have been blowing in the direction of many emerging economies. This “tail wind” has essentially two components: low international interest rates and high prices of several commodities. But in contrast to the 90s, nowadays the emphasis is put on the second component at least in South America and, particularly, in Argentina. In the latter case, much of the recent growth performance is usually attributed to the current situation of soaring primary products prices and terms of trade.

From the Argentinean perspective, commodity prices influence the economy through several channels. In general, a significant commodity dependence shapes almost every policy stance in a small and open economy. Price volatility imposes not only macroeconomic restrictions over fiscal, monetary, and exchange rate policies; but also affects consumers purchasing power, private and public savings, commercial openness strategies, agricultural policies and investment allocation among economic sectors.

This paper investigates which are the drivers of a price index that includes the eight main commodities exported by Argentina (expressed in real terms) employing a VECM. This allows us to establish a long run relationship between commodities and its fundamentals and to study the short run dynamics after different *shocks*.

The drivers we consider are the role of the real exchange rate of the United States, the global income, the real interest rate and a global liquidity measure. Theoretically, commodity prices should rise with global income, and fall with real exchange

rate appreciation of the dollar and with real interest rate. However, these theoretical predictions have not fully mirrored in the empirical studies.

Regarding the evolution of the main commodities exported by Argentina, we observe in 2007 that our nominal index was 43% higher than the respective mean of the whole period (1986-2007). This figure decreases to 12% when real prices are considered. Indeed, the data showed a peak in 2007 which is not too different to those observed in 1995-1997, and they are clearly lower than the prevailing ones during 1988-1991. In a nutshell, commodity prices were undoubtedly passing through a positive cycle up to 2007, although the belief of a historical unique boom does not seem supported by the data.

The empirical model shows that the real effective exchange rate of the US shows a negative and significant coefficient in the cointegration equation. This is consistent with previous empirical results which suggests that dollar depreciations have been associated with rises in real commodities prices. As theory predicts, the elasticity lies between zero and minus one. Regarding short run analysis, we observe an overall negative but small response.

In the long run equation, the real interest rate coefficient appears to be negative indicating that rising financial costs of inventories increase current supply and reduce spot prices. In the same way, interest rate could work as a predictor of an economical slowdown which results in future supply excess that depresses current prices. Besides, short run dynamics of commodities to one standard *shock* in this variable exhibits an accumulated drop of approximately 1.7% after eighth quarters.

Real international liquidity seems to be a significant determinant of prices in the long run as well as in the short run. A positive *shock* in liquidity generates a cumulative change in commodity prices of about 6.6% after two years.

The impact of demand for raw materials which is approximated by the industrial production index of OECD countries plus China and main emerging Asian economies presents a non statistically significant coefficient in the long run relationship. However, the short run impulse results positive and significant during the first five quarters, but then this effect tends to vanish.

Since our index is dominated by agricultural commodities, it is possible that this short run result is consequence of an immediate reaction to an unexpected demand

increase. Supply would only be fixed in the short run, but quite flexible in the medium and long run.

As a general conclusion of this paper, it seems that most of the macroeconomic variables that determine commodity prices are the same influencing capital flows from the center to the periphery. The US real exchange rate, the international real interest rate and the global liquidity coordinate exogenous cycle in countries like Argentina via two channels: the commercial and the financial channel. These variables induce a positive correlation between channels which increases exogenous volatility coming from the center.

Since international factors dictating commercial and financial cycles in an small open economy are the same, it is troublesome to cushion real commercial *shocks* using international financial markets. If declining prices were caused by monetary tightening and dollar appreciation it would be more difficult to finance the shortfall in domestic income with external finance. This suggests that a good domestic strategy should develop domestic measures to smooth external cycles when prices are in high levels. We point out there are policy recommendations that belong to the macroeconomic field and other that are structural.

The objective of the first ones would be to reduce volatility, smoothing transitory elements. Measures oriented to this end are, for instance: keep a relatively flexible exchange rate; accumulate international reserves; avoid real exchange rate appreciation with respect to its long run equilibrium; implement a taxes-subsidies system for exports accordingly the phase of external price cycle; establish fiscal funds to stabilize expenditure; and adopt countercyclical regulations of short term capital flows.

Structural policy measures should try to deal with the declining trend in commodity prices. Thus, increasing diversification in commodity exports as well as enhancing production chains for each raw material through an industrialization process would help to reduce price volatility. Other areas of policy would focus on building infrastructure and encouraging the development of local financial instruments to diminish future uncertainty. Finally, coordination between producer countries could collaborate to stabilize markets.

*JEL:* C32, F42, Q11.

*Key words:* commodity prices, international liquidity, VECM.

## Introducción

Existe la sensación generalizada de que “vientos favorables” han estado soplando en la dirección de varias economías emergentes. Este “viento de cola” tiene esencialmente dos componentes: tasas de interés internacionales bajas en términos históricos y altos precios de un importante número de commodities. Sin embargo, y a diferencia de lo ocurrido durante la década de los noventa, el énfasis hoy en día se encuentra más centrado en el último elemento al menos en Sudamérica y, particularmente, en Argentina. En este último caso gran parte de la reciente performance en materia de crecimiento ha sido atribuida a la sólida situación de los precios de los commodities y de los términos de intercambio.

Los *shocks* en los precios de los commodities son una fuente importante de crecimiento, volatilidad e incertidumbre. La intuición básica nos dice que el grado de diversificación del sector exportable está inversamente asociado a la relevancia macroeconómica que adquieren commodities específicos. Según datos del año 2007, aproximadamente un tercio de las exportaciones argentinas fueron productos primarios y un porcentaje similar correspondió a manufacturas de origen agropecuario, como aceites vegetales, harinas de soja, carne, productos lácteos; junto a metales como el cobre o el aluminio. Consecuentemente, cerca del 65% de la canasta de exportación depende en gran medida de los mercados internacionales de commodities.

Una alta dependencia en los commodities influencia casi todas las instancias de la política económica en un país pequeño y abierto. Precios de exportación volátiles no sólo imponen restricciones sobre las políticas fiscales, monetarias y cambiarias; sino que afectan el poder de compra de los consumidores, las estrategias de apertura comercial, las políticas agrícolas y de utilización de los recursos naturales y la inversión agregada y su composición sectorial.

Desde la perspectiva de un país como Argentina, los precios de los commodities ejercen influencia a través de varios canales.

En primer lugar, las exportaciones de productos primarios fueron históricamente la manera básica de obtener divisas para financiar el crecimiento económico. Es por ello que el análisis macroeconómico hasta la apertura financiera de los setenta se enfocaba en el comportamiento de los commodities y los términos de intercambio para explicar patrones cíclicos asociados con las restricciones externas. Este

canal debería haber perdido relevancia una vez que la economía se abrió a los mercados financieros internacionales, por lo menos desde un punto de vista teórico.<sup>1</sup> Sin embargo, el canal continúa siendo determinante en la práctica, dado que las crisis fueron frecuentes durante los últimos treinta años y con ellas el corte abrupto del financiamiento y la aparición de restricciones crediticias.

Un segundo canal muy discutido es el efecto de los precios de los commodities en el frente fiscal. Aún cuando la estructura impositiva ha cambiado en Argentina, los precios de los commodities han sido históricamente una fuente directa (impuestos a la exportación) e indirecta (impuesto a las rentas) de recursos para el sector público.

En tercer lugar, hay que considerar que un contraste importante entre Argentina y otras economías productoras de commodities es la participación de los exportables en la canasta de consumo doméstica, la cual es altamente significativa. Por esta razón, las subas y bajas en los precios generan importantes efectos distributivos e influyen en cálculos como los de la línea de pobreza. Este hecho diferencia también a la Argentina de otros países desarrollados. En estos últimos, los componentes volátiles como alimentos y energía han sido incluso relegados parcialmente en la formulación y ejecución de la política monetaria, en la cual se otorga un creciente protagonismo al análisis de *core inflation*.<sup>2</sup> Difícilmente el diseño de la política en Argentina podría ignorar estos precios pues su peso en el índice de precios al consumo es muy significativo.

Por último, los precios de los commodities y los términos de intercambio son determinantes importantes del tipo de cambio real (TCR). Bastourre et al. (2008) encuentran que un incremento de 1% en los términos del intercambio implican una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio de 0,97% en Argentina. Escudé y Garegnani (2008) obtienen un resultado similar.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> En economías abiertas a los flujos de capital hay además un efecto indirecto importante de los precios de los commodities sobre el financiamiento. Los precios influyen en las expectativas de los agentes sobre la riqueza presente y futura, lo que impacta en el análisis intertemporal de sostenibilidad de la deuda externa y de solvencia fiscal. De esta forma, los precios corrientes afectan tanto al costo (*spread* soberano) como a la disponibilidad de fondeo.

<sup>2</sup> Véase D' Amato et al. (2006) para una revisión reciente de distintos tipos de medidas de *core inflation* publicadas por Bancos Centrales.

<sup>3</sup> Carrera y Restout (2007) hallan el mismo efecto apreciatorio de los términos del intercambio sobre el TCR en un panel de datos con países de América Latina.

A pesar de su importancia, el interés académico en el tema de los precios de los commodities ha cambiado en el tiempo. Teniendo como referencia los trabajos pioneros de Prebisch (1950) y Singer (1950), muchos estudios han tratado de corroborar la existencia de tendencias y/o quiebres estructurales a partir de los datos sobre precios corrientes. Pero sólo recientemente es que este tópico ha recobrado el interés que supo suscitar en el pasado. En palabras de Frankel (2006) “los precios de los commodities están de vuelta, como una venganza”. Una serie de récords nominales entre fines de 2007 y principios de 2008 en un importante número de commodities como cobre, petróleo, soja o maíz, han motivado investigación adicional en este tópico, la cual se ha enfocado en sus consecuencias económicas tanto en países desarrollados como en los productores de bienes primarios.

En este sentido, hay evidencia bien documentada en la literatura sobre la relevancia de los *shocks* de precios de commodities (y, más generalmente, de términos de intercambio) sobre el crecimiento a largo plazo<sup>4</sup> y la volatilidad macroeconómica.<sup>5</sup>

Varios académicos han analizado la dependencia de los commodities enfatizando que la misma no es muy distinta a una “maldición”. La literatura se refiere a este hecho con el nombre de “maldición de los recursos naturales” (Sachs y Wagner, 1995). La misma establece que los países con abundantes recursos naturales tienden a crecer más lentamente que economías con mayor escasez relativa en la dotación de este factor de producción. Desde la teoría se han propuesto al menos tres explicaciones para este fenómeno. En primer lugar, altos precios de commodities pueden dar lugar al problema conocido como enfermedad holandesa a través del previamente mencionado canal del tipo de cambio real. En segundo lugar, países con más recursos naturales se encuentran probablemente más expuestos a la volatilidad que, a su vez, impacta negativamente en el crecimiento.<sup>6</sup> Finalmente, la dependencia de los commodities puede producir efectos adversos

---

<sup>4</sup> Los trabajos originales de Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) sugerían que una caída en los términos de intercambio reduciría el ingreso nacional y, consecuentemente, haría caer los ahorros para poder así suavizar el consumo. Esta idea se volvió conocida bajo el nombre de “efecto Harberger-Laursen-Metzler”. Estudios posteriores de Obstfeld (1982) y Kent y Cashin (2003) extendieron esta hipótesis y demostraron que mientras mayor sea la persistencia y la duración del *shock* negativo en los términos de intercambio menores serán las tasas de inversión y más altas resultarán las tasas de ahorro.

<sup>5</sup> Deaton (1999) por ejemplo documenta un fuerte comovimiento entre el precio de los commodities y el crecimiento en África; al tiempo que Mendoza (1997) describe los lazos entre términos de intercambio, incertidumbre y crecimiento. Asimismo, Bastourre y Carrera (2004) encuentran que la volatilidad de los términos de intercambio aumentan la volatilidad del producto empleando un modelo empírico de datos de panel.

<sup>6</sup> Hecho originalmente documentado por Ramey y Ramey (1995).

sobre la estructura de *governance*.<sup>7</sup> En relación con este último canal, también hay que destacar que los precios de los commodities influyen al crecimiento desde una óptica de economía política. En períodos de *booms* de precios los *policymakers* pueden pensar que la situación económica es lo suficientemente buena como para que no se necesite hacer cambios profundos para mitigar la dependencia de los bienes primarios. Durante la fase baja, asimismo, no se contará con los medios económicos para llevar a cabo tales políticas, aun cuando exista la voluntad de motorizar los cambios.

Incluso la suerte ha sido mencionada como un factor central para el desempeño económico de los países productores de productos primarios. Díaz Alejandro (1984) propuso la idea de una “lotería de los commodities”, según la cual, desde una perspectiva histórica, la capacidad exportable de cada país vendría determinada por la geografía y por la experiencia particular de integración global. El desarrollo económico posterior resultaría entonces de los atributos políticos, económicos e institucionales de cada commodity.

De hecho, el comportamiento de largo plazo de estos productos dista de ser homogéneo. Como ejemplo de la heterogeneidad en sus valores considérense las tasas de crecimiento acumuladas de los siguientes commodities seleccionados durante el período 1900-2000, según Ocampo y Parra (2003):<sup>8</sup> carne de cordero: 399%; carne vacuna: 135%; tabaco: 100%; algodón: -66%; arroz: -67%; y caucho: -94%.

Las razones esgrimidas en los párrafos previos explican por qué tanto el estudio de las propiedades estocásticas de las series de precios de los commodities, esto es, sus tendencias, ciclos y patrones de volatilidad; como sus determinantes han sido un tópico de interés para muchos académicos en los últimos 60 años. Adicionalmente, ayudan a apreciar por qué la tarea de explicar y pronosticar estos precios continúa siendo una preocupación de primer orden para los *policymakers*.

Habiendo caracterizado el rol central de los commodities en economías pequeñas y abiertas como la Argentina, nuestro siguiente paso será tratar de responder una pregunta estrechamente vinculada: ¿Cuáles son los determinantes macroeconómicos globales de los precios de los principales commodities exportados por Argentina?

---

<sup>7</sup> Véase Lane y Tornell (1996) y Tornell y Lane (1999).

<sup>8</sup> Todas estas cifras de precios de commodities se encuentran deflactadas por el índice de valor unitario de las manufacturas desarrollado por las Naciones Unidas.

Esto es: ¿Qué mueve al viento? A fin de responder el interrogante, emplearemos un modelo vectorial de corrección al equilibrio para explorar los vínculos entre esta variable de interés y sus fundamentales.

Una motivación adicional de este estudio es contribuir al entendimiento general de estos canales de transmisión hacia los precios de los principales commodities exportados por Argentina.

La estructura para el resto de este estudio es la siguiente. En la próxima sección se describen los determinantes de los movimientos de los commodities. Además, se resume brevemente el trabajo empírico realizado en dicha área. En la segunda sección se analizan las propiedades temporales de las series de términos de intercambio y de precios de los commodities de Argentina. Seguidamente se presenta el modelo empírico a ser estimado y los resultados obtenidos. El foco estará puesto tanto en las relaciones de largo plazo entre las variables consideradas como en las respuestas de corto plazo de los precios de los commodities ante distintos tipos de *shocks*. El trabajo finaliza con las conclusiones y las recomendaciones de política.

## **I. Determinantes de los precios de los commodities**

En una de las tesis más controvertidas en el campo de la economía internacional durante el último siglo, Prebisch (1950) y Singer (1950) postularon que, al contrario de la visión clásica, los productos primarios declinarían en valor en relación a los productos industriales.<sup>9</sup> Dado que la productividad había tendido a crecer más rápido en la industria que en la agricultura y la minería durante 1876-1947, Prebisch argumentaba que existía una asimetría en la división internacional del trabajo: mientras los países en el “centro” habían retenido todas las ganancias de sus incrementos de productividad; la “periferia” había transferido los beneficios de su propio progreso técnico en la forma de menores precios de exportación.

Para una economía en desarrollo con un sector de exportación tradicional no diversificado, existe una asociación positiva directa entre los términos de intercambio y los precios de los commodities. Es por ello que buena parte del trabajo empírico

---

<sup>9</sup> La tradición clásica heredada de Ricardo y Mill sostenía que a causa de los retornos decrecientes de la tierra, el precio relativo de los productos agropecuarios debía crecer en el largo plazo.

asociado a la hipótesis de Prebisch-Singer no consiste en un *test* directo sobre los términos de intercambio, sino más bien un *test* sobre las propiedades de las series de precios de productos primarios. Esta ha sido la estrategia empírica habitual para contrastar dicha hipótesis.<sup>10</sup>

Otra rama importante dentro de esta literatura sostiene que no tiene sentido discutir las tendencias de largo plazo, ya que a corto y mediano plazo la volatilidad en los precios domina la dinámica de los commodities. Según Deaton (1999) “todo lo que los precios carecen en tendencia lo poseen en varianza”. Cashin y McDermott (2002) encuentran que la volatilidad en los precios de los productos primarios se ha incrementado notablemente desde el abandono de Bretton Woods.

Sin embargo, y al contrario de concentrar el foco de atención en las propiedades de las series de precios como tal, un grupo menor de académicos ha planteado una pregunta distinta: ¿Existen algunos determinantes macroeconómicos en los precios de los commodities?

En estos estudios, se ha enfatizado el impacto de las fluctuaciones en el valor real del dólar sobre el precio real de estos productos. El trabajo pionero de Ridler y Yandle (1972) emplea un análisis de estática comparativa en un modelo con un único bien para demostrar que un incremento en el valor del dólar (esto es, una apreciación real) debe resultar en una caída en el precio (en dólares) de los commodities. Más aún, de acuerdo al modelo, la magnitud de esta elasticidad negativa debería ser menor a la unidad en valor absoluto. Esto es, una apreciación real del dólar del 10% debería causar un cambio de  $10 \times (1 - v_i) \%$  en el precio del bien  $i$ ; donde  $v_i$  mide la importancia relativa de Estados Unidos como productor y consumidor de ese commodity.<sup>11</sup> Esta idea se conoce como “efecto denominación” y se encuentra muy difundida en la literatura desde entonces.

---

<sup>10</sup> Existe un importante número de *papers* que analizan el comportamiento de largo plazo de los commodities. Grilli y Yang (1988) elaboran varias series de precios para el período 1900-1986 y encuentran que los productos primarios (excluyendo petróleo) cayeron un 0,6% anual respecto a las manufacturas. Los trabajos de Cuddington y Urzúa (1989); Powell (1991); Bleaney y Greenaway (1993); Lutz (1999), Cashing y McDermott (2002); y Ocampo y Parra (2003) entre otros, han tratado de confirmar o rechazar los resultados de Grilli y Yang (1988). El panorama que emerge de estos estudios es que, efectivamente, las tasas de crecimiento negativas han tendido a prevalecer en el largo plazo. Sin embargo, el consenso no es claro respecto a la forma de este deterioro de los precios. Así, algunos autores argumentan a favor de una tendencia determinística, con movimientos a tasas constantes; otros subrayan que han ocurrido quiebres estructurales negativos que no se recuperan en la fase alcista del ciclo de precios.

<sup>11</sup> Podría argumentarse que no resulta consistente emplear un modelo de equilibrio parcial para cada uno de los precios de los commodities sin considerar todas las posibles interacciones entre ellos. Siguiendo a Gilbert

Un segundo determinante de los precios de los commodities es el ingreso mundial. Dornbusch (1985) por ejemplo, construye un modelo de equilibrio con dos países para ver su influencia relativa sobre estos bienes. La condición de equilibrio es que la igualación de la suma de las demandas de los Estados Unidos y la del resto del mundo ( $D$  y  $D^*$ ) iguale a la oferta mundial ( $S$ ), que se asume exógena. Al mismo tiempo, cada demanda depende de los precios relativos medidos en sus respectivas monedas ( $\frac{P_c}{P}$  y  $\frac{P_c^*}{P^*}$ ) y de los ingresos ( $Y$  e  $Y^*$ ).

$$S = D\left(\frac{P_c}{P}, Y\right) + D^*\left(\frac{P_c^*}{P^*}, Y^*\right) \quad (1)$$

Merced a la condición de arbitraje completo de los mercados de commodities se obtiene la siguiente solución para los precios expresados en dólares:

$$\frac{P_c}{P} = H\left(Y, Y^*, \frac{P}{eP^*}; S\right) \quad H_1, H_2 > 0; H_3 < 0 \quad (2)$$

Así, los precios en dólares se encuentran positivamente asociados al nivel de actividad doméstica (EE.UU.) e internacional y negativamente relacionados con el tipo de cambio real del dólar ( $\frac{P}{eP^*}$ ).<sup>12</sup>

Además del TCR y la producción industrial, también la tasa de interés real ha sido sugerida como determinante del valor de los commodities. Al intentar explicar

(1989), no sería correcto computar el efecto del tipo de cambio real del dólar sobre el precio del cobre manteniendo el precio del aluminio constante, para luego calcular el efecto del mismo cambio sobre el precio de aluminio manteniendo el precio del cobre constante. Este razonamiento condujo a Chambers y Just (1979) a una generalización del modelo de Ridler y Yandle para  $n$  commodities. En este contexto, el supuesto de sustitubilidad bruta en la producción y el consumo es condición suficiente para asegurar que la elasticidad del TCR de los Estados Unidos al precio real de los commodities se mantenga en el intervalo  $[-1, 0]$ .

<sup>12</sup> Como en el caso del modelo de Ridler y Yandle (1972) puede demostrarse que la elasticidad de los precios de los commodities al tipo de cambio real debe ser menor que la unidad en valor absoluto. Para alcanzar tal resultado hay que tomar la derivada parcial de la expresión (1) con respecto al tipo de cambio real para obtener:

$$\frac{\partial \ln\left(\frac{P_c}{P}\right)}{\partial \ln\left(\frac{P}{eP^*}\right)} = -\frac{\beta^*}{\left(\frac{\beta\eta}{\eta^*} + \beta^*\right)} \quad (2')$$

donde  $\eta$  y  $\eta^*$  son las elasticidades ingreso de la demanda de commodities doméstica e internacional, respectivamente y  $\beta$  y  $\beta^*$  son las participaciones de cada país en la demanda total mundial. Como es claro de la expresión (2'), el lado derecho de la elasticidad debe ser una fracción en el intervalo  $[-1, 0]$ . Si, por ejemplo, las elasticidades de demanda son las mismas, la elasticidad de los commodities al TCR de EE.UU. es directamente proporcional a la importancia de este país como comprador mundial de este bien.

el exceso de comovimiento entre los precios de los commodities, Pindyck y Rotemberg (1987) han subrayado que tales oscilaciones son el resultado de un comportamiento de tipo “manada” en los mercados financieros, pues sus participantes pueden compartir la creencia de que todos los commodities tienden a moverse en conjunto. Como otros activos, los precios pueden estar afectados por cambios en las expectativas. Los movimientos en las tasas de interés pueden afectar la inversión, la tasa de extracción o la superficie cultivada lo cual altera la oferta futura de commodities e indirectamente los precios corrientes. Las tasas también pueden afectar las expectativas sobre actividad económica futura impactando en los precios corrientes vía expectativas.

Como parte de un modelo de interdependencia Norte-Sur, Beenstock (1988) señala dos componentes en la demanda de commodities. Un componente de flujo que refleja la demanda por consumo y como materia prima en el proceso productivo y un componente de stock relacionado con la actividad especulativa. En este modelo, el precio relativo de los commodities es una función negativa del tipo de interés nominal.

Frankel (2006) enfatiza que las subas de las tasas se transmiten a los precios por al menos tres canales: i) incrementando los incentivos a la extracción o producción presente por futura; ii) desincentivando el deseo de las firmas por mantener inventarios; y iii) incentivando a los especuladores a abandonar contratos de commodities para comprar letras del tesoro. Los tres canales de transmisión promueven una reducción en los valores *spot* de los commodities. Incluso más, el autor señala que los récords en muchos bienes primarios son una clara señal de que la política monetaria global ha sido demasiado laxa.

### ***1.1. La evidencia empírica***

Considerando los modelos previamente revisados, la conclusión sobre los determinantes de los precios de los commodities es bastante directa. Estos deberían subir con el ingreso mundial y caer cuando el tipo de cambio real del dólar se aprecia y cuando sube la tasa de interés. Sin embargo, estas predicciones teóricas no se han plasmado nítidamente en los resultados empíricos disponibles.

Al revisar dichos resultados pueden extraerse tres conclusiones. En primer lugar, el número de estimaciones no es demasiado amplio y la gran mayoría de los trabajos se corresponden a la década del ochenta. En segundo lugar, las

metodologías empleadas no son totalmente comparables. Finalmente, tanto las variables dependientes como independientes suelen diferir.

El resultado más sorprendente hasta el momento se refiere a la elasticidad del precio de los commodities al tipo de cambio real. Muchos de los estudios empíricos han encontrado un coeficiente negativo, como predice la teoría, pero con un valor absoluto que es mayor a la unidad. Se han propuesto varias explicaciones para este resultado. Dornbusch (1985) señaló que puede haber problemas de medición del tipo de cambio real. En este sentido, Gilbert (1989) sugirió que el uso que se hace del índice de TCR multilateral del FMI puede no ser apropiado ya que en su construcción se asigna un peso excesivo al dólar canadiense. Más recientemente, De Gregorio et al. (2005), han encontrado que la elasticidad del precio del cobre al TCR de EE.UU. también sobre-reacciona respecto a su valor teórico, pero no han desarrollado una explicación completa para este hecho.

Por otro lado, también ha resultado controversial y no ajeno a dificultades la modelación de la oferta y la demanda de commodities. En un esquema de equilibrio general es claro que los precios y las cantidades deberían determinarse simultáneamente. Sin embargo, la literatura ha seguido principalmente estrategias simplificadoras, estimando ecuaciones de precios en donde predominan los factores de demanda. En esta última estrategia, en general se ha empleado la producción industrial de los países desarrollados como variable *proxy*. Alternativamente, algunos autores han decidido incluir algunas *proxies* de oferta dentro de sus respectivas especificaciones. Borenstein y Reinhart (1994), por ejemplo, consideran como factor de oferta a una variable *dummy* para la crisis de la deuda de los ochenta, con la idea de que eventos de estas características generan endógenamente los incentivos para aumentar la oferta de commodities. En la misma dirección, Gilbert (1989) incluye los servicios de la deuda como una variable de desplazamiento de la oferta.

Respecto a la tasa real de interés, Frankel (2006) verifica un coeficiente negativo de la tasa de los Estados Unidos, que refleja para el autor la política monetaria global. Este resultado también se había corroborado en los trabajos previos de Gilbert (1989) y De Gregorio et al. (2005). En el caso de Pindyck y Rotemberg (1987), se establece empíricamente una asociación negativa entre tasas nominales de interés y el precio de varios commodities.

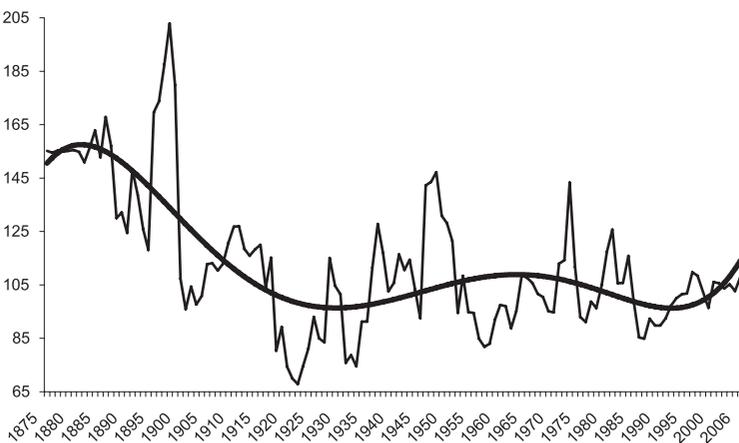
## II. Los hechos estilizados de los precios de los commodities de Argentina

Como parte de una tendencia mundial descrita en la introducción, la cuestión de los términos de intercambio y de los precios de los commodities ha recuperado un lugar central en el debate económico en Argentina. Sin embargo, en muchas ocasiones, ese debate parte de ideas que no están totalmente avaladas por los datos. Por ejemplo, se ha dicho que los términos de intercambio en Argentina son los más altos de la historia pero esto no es totalmente correcto desde una óptica de largo plazo como veremos a continuación. Otro ejemplo es el excesivo énfasis que en ocasiones recibe el análisis de los precios nominales, sin distinción o conexión con el análisis de los precios expresados en términos reales, como si ambas variables fuesen equivalentes.

Con el objetivo de clarificar las ideas, resulta oportuno comenzar el análisis empírico describiendo tanto las tendencias generales de largo plazo como los sucesos más recientes en los precios de los commodities y los términos del intercambio.

A tal efecto, en el Gráfico 1 se presenta una serie extensa de los términos de intercambio de Argentina. Sin duda el hecho más llamativo de la misma sea su pronunciada volatilidad.

**Gráfico 1 / Términos de intercambio de Argentina:  
Perspectiva de largo plazo.**



Fuente: CEPAL, INDEC, Ministerio de Economía y Banco Central de la República Argentina.

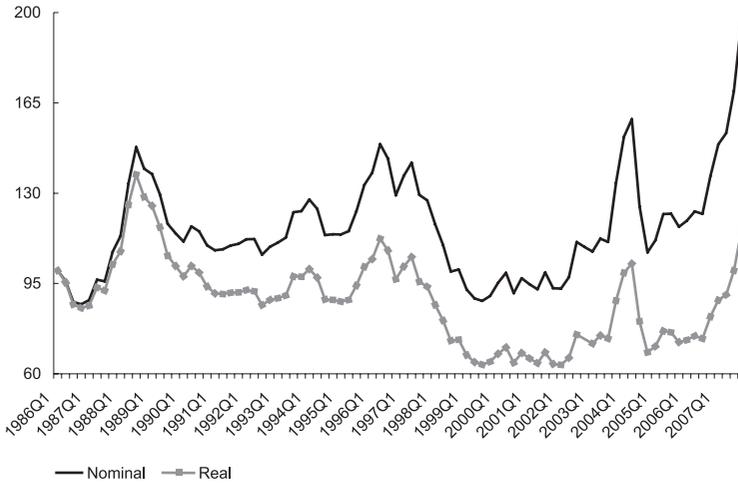
Respecto a las tendencias de largo plazo, pueden distinguirse cuatro fases. Desde 1875 hasta la crisis de la década del 30 existió una clara tendencia declinante de los términos del intercambio. Para la época de la Segunda Guerra Mundial se observa una recuperación de los mismos ocasionada por notorios aumentos en los precios de los bienes primarios. Luego, desde 1945 hasta 1970 aproximadamente, se verificó una fase de términos del intercambio bajos. Durante los 70 esta variable hizo un pico como consecuencia de los *shocks* petroleros. Sin embargo, estos eventos no alteraron estructuralmente el comportamiento de la serie, actuando más como un salto discreto en la serie que como un desplazamiento permanente. Durante la última etapa que ubicamos entre 1973 a 1986 tendió a primar la volatilidad.

Sólo desde 1987 en adelante hemos identificado una tendencia creciente con algún grado de persistencia. Este último período ha ocasionado como dijimos importantes controversias. Para ciertos analistas los términos de intercambio de Argentina se encuentran en una situación única, extraordinaria; mientras que para otros se estaría dando meramente una recuperación de los *shocks* negativos de 2000 y 2001. Al analizar los datos históricos concluimos que las fluctuaciones más recientes han sido más bien pequeñas y que los términos de intercambio en ascenso no son un hecho totalmente novedoso para la economía Argentina sino más bien un fenómeno que ha tenido lugar durante los últimos veinte años.

Al ser el componente más volátil de los términos del intercambio, la dinámica de la serie de precios de los commodities argentinos es distinta en cierta medida. En el Grafico 2 se presenta la variable de interés, que consiste en un índice con los ocho principales commodities de exportación de la Argentina (IPCom8). Una descripción completa de este índice se realiza en el Anexo A donde también se detalla la construcción de las restantes variables que forman parte del modelo empírico (Anexo B). El índice se presenta tanto en términos nominales como también ajustado por el deflactor del PIB de los Estados Unidos.

De acuerdo al gráfico, el nivel de precios nominal durante el año 2007 fue un 43% superior que la respectiva media de todo el período. Esta cifra baja al 12% cuando se consideran los precios ajustados por inflación. Los precios reales entonces muestran actualmente un pico, pero no son demasiado diferentes a aquellos observados en la etapa 1995-1997, y sí son inferiores a los del período 1988-1991. En síntesis, podemos afirmar que los precios de los commodities están

## Gráfico 2 / Índices de precios nominales y reales de los commodities de Argentina, 1986-2007



Fuente: cálculos propios en base a datos del FMI y del Banco Central de la República Argentina.

atravesando sin lugar a dudas por un ciclo positivo, aunque la creencia de un *boom* único en la historia parece un tanto desproporcionada cuando se observan los datos ajustados.

Respecto a los ciclos en estos precios nuevamente podemos ver cuatro fases. La primera etapa situada entre 1986 y 1989 se corresponde con un sendero ascendente en los precios. A partir de 1989 hay una segunda fase de precios nominales relativamente estables y, por consiguiente, precios reales levemente en declive, que culminó en un nuevo pico hacia fines de 1996. Las crisis asiáticas y las posteriores turbulencias financieras producen un punto de quiebre en el cual se observa una caída drástica en ambas series de precios, que comienza a mediados de 1997. Como en el caso de las crisis de deuda de los ochenta, podría argumentarse que las restricciones financieras internacionales promueven endógenamente la oferta de commodities. En el corto plazo, el aumento de la oferta puede explicarse por una reducción en la absorción doméstica de los países en desarrollo y también por una reducción de los inventarios. En el mediano plazo es esperable que se materialicen los mayores niveles de producción.

Durante esta tercera etapa los precios cayeron hasta el primer trimestre de 1999, permaneciendo en niveles históricamente bajos hasta el segundo trimestre de 2003.

En la última fase desde 2003 hasta principios de 2008, se verifica un fuerte crecimiento de los precios con una corrección en el segundo y tercer trimestre de 2004.

Podemos concluir entonces que así como hay un cambio de tendencia en los términos del intercambio en el año 1986, los precios de los commodities iniciaron un despegue persistente sólo a partir de 2002. Este es un hecho interesante ya que ambas series están deflactadas por índices distintos (los precios de importación para los términos de intercambio y el deflactor del PIB de EE.UU. para los commodities). Una cuestión relevante para futuras investigaciones es determinar si esta evolución diferenciada obedece a lo ocurrido con los denominadores de estas series. Así, una hipótesis plausible es que los precios de importación de la Argentina hayan estado influidos por el llamado proceso de “commoditización” de algunas manufacturas. La idea, originalmente introducida por Singer (1971) y Sakar y Singer (1991), es que las manufacturas no son necesariamente inmunes a enfrentar precios declinantes. Wood (1997), Kaplinsky (2005) y Kaplinsky y Santos-Paulino (2005) han sugerido que algunas categorías dentro de las manufacturas han experimentado retrocesos importantes, predominantemente en aquellos casos en los cuales China se ha convertido en un exportador de peso. De hecho, los precios nominales de las importaciones argentinas se han mantenido prácticamente inalterados durante los últimos diez años, período en el cual China y otros países del Asia emergente han incrementado sus ventas hacia el país.

### **III. El modelo empírico**

El propósito de esta sección es tratar de establecer qué rol han jugado cada uno de los factores globales previamente analizados para explicar el desempeño del índice ICom8 durante el período 1986:1 - 2007:4.

Además de los determinantes clásicos ya estudiados por la literatura (tasa real de interés, tipo de cambio real del dólar y producción industrial), creemos que también es importante evaluar el rol de la liquidez global.

Las condiciones monetarias de la economía mundial no han sido tenidas en cuenta de una manera directa entre las recientes explicaciones sobre la dinámica de los precios. Sin embargo, en algunos estudios como Dooley y Garber (2002) o HSBC (2007) se enfatiza que la liquidez mundial es una variable fundamental

para explicar el notable crecimiento de la economía mundial y la buena performance pasada de un amplio espectro de activos financieros de las economías emergentes. Por estas razones, es probable que el precio de los commodities se encuentre afectado por las condiciones monetarias globales, más allá del efecto captado por la tasa de interés.

Respecto a la demanda mundial, la producción industrial de China y de los principales países de Asia emergente ha sido incorporada a la producción industrial de los países desarrollados (ver el Anexo B para un detalle sobre la construcción de esta variable). De esta manera, podemos tomar en cuenta el impacto de estos nuevos jugadores clave en los mercados de materias primas.

Hemos estimado un modelo de corrección vectorial al equilibrio (VECM), pues esta metodología permite atender a los dos objetivos centrales de este trabajo: establecer si existe una relación de largo plazo entre los precios de los commodities y sus determinantes globales y estudiar la dinámica de corto plazo del índice ICom8 ante diferentes tipos de *shocks*.

El modelo empírico a ser estimado tiene la siguiente expresión:

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde el vector de variables endógenas  $X_t$  tiene por componente al precio real de los commodities, al tipo de cambio real de los Estados Unidos, al retorno real de los bonos del Tesoro norteamericano a un año, a la liquidez global y a la *proxy* de demanda mundial. Todas las variables, sus fuentes y su evolución temporal se presentan en el Anexo B.

En la ecuación de largo plazo hemos agregado una tendencia temporal para controlar por el efecto Prebisch-Singer. Dado que estamos empleando el deflactor del PIB para ajustar el índice ICom8 y este último tiene un componente muy fuerte de servicios y manufacturas, la hipótesis sería que, dado un incremento en la demanda mundial, el *pass-through* de una mayor productividad a los precios internacionales se traslada de manera más intensa a los bienes industriales y a los servicios transables que a los commodities.

## IV. Resultados

El primer paso en la estimación de un VECM es determinar el orden de integración de las series. A tal fin, hemos aplicado el *test* de Dickey y Fuller (1979) en su versión aumentada. En el Anexo C se muestran los resultados en detalle. De allí concluimos que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en todas las series que componen el modelo empírico.

Dado que todas las series son  $I(1)$ , estimamos un modelo autorregresivo vectorial (VAR) con cinco *lags*, siguiendo la práctica usual de considerar el número de rezagos estacionales más uno. Luego de esto se controla la ausencia de autocorrelación serial y heterocedasticidad en los residuos. Estos resultados se detallan en el Anexo D.

Se emplea la metodología de Johansen (1991, 1995) para testear si existe una o más relaciones de cointegración entre las variables. El *test* de máximo autovalor y el *test* de traza se muestran en las Tablas 1 y 2, respectivamente.

**Tabla 1 / Test de Traza**

H0	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico*	p-valor*
$r = 0$	0.3251	90.2156	88.8038	0.0394
$r \leq 1$	0.2066	55.6169	63.8761	0.2034
$r \leq 2$	0.1730	35.2544	42.9152	0.2347
$r \leq 3$	0.1542	18.5413	25.8721	0.3087
$r \leq 4$	0.0423	3.8061	12.5180	0.7700

\* p-valores de acuerdo a MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

**Tabla 2 / Test de Máximo Autovalor**

H0	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor Crítico	p-valor*
$r = 0$	0.3251	34.5987	38.3310	0.1263
$r = 1$	0.2066	20.3626	32.1183	0.6232
$r = 2$	0.1730	16.7131	25.8232	0.4821
$r = 3$	0.1542	14.7352	19.3870	0.2084
$r = 4$	0.0423	3.8061	12.5180	0.7700

\*p-valores de acuerdo a MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

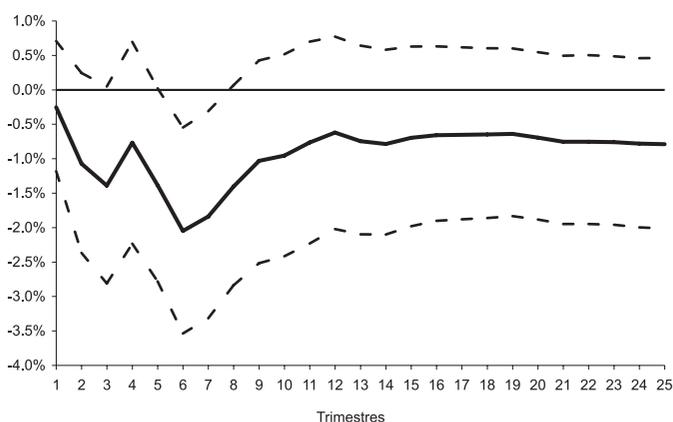
Mientras que el *test* de traza indica la presencia de un vector de cointegración al 5% de significatividad estadística, el *test* de máximo autovalor no encuentra evidencia de una relación de largo plazo. Sin embargo, Cheng y Lai (1993) muestran que el primero de los *tests* es más robusto que el último cuando los residuos no se distribuyen de forma normal. Consecuentemente, concluimos que existe una relación de cointegración entre el índice ICom8 y los restantes determinantes. Los coeficientes de la estimación de largo plazo y los p-valores respectivos se presentan en la Tabla 3.

Antes de analizar estos resultados será conveniente introducir también con los Gráficos 3 a 6 las funciones de impulso-respuesta.<sup>13</sup> Luego de ello se discutirán en forma simultánea los resultados e implicancias de corto y largo plazo.

**Tabla 3 / Relación de largo plazo entre ICom8 y sus determinantes**

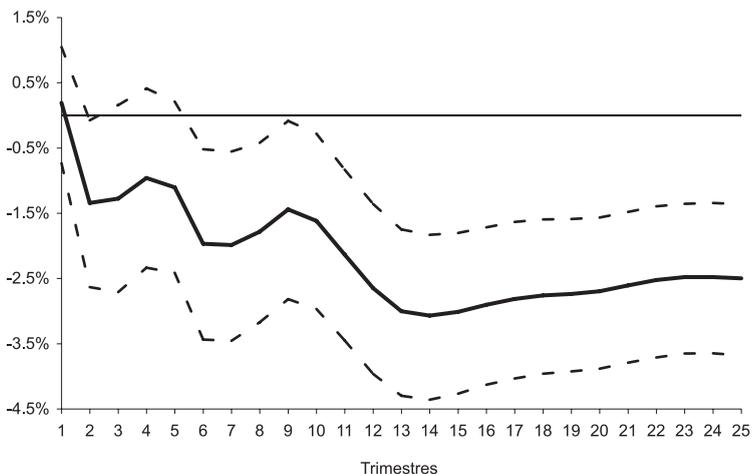
Variable	Coeficiente	Test t	
		t	p-valor
TCRM USA	-0.7664	-2.2344	0.0295
Tasa de Interés Real	-4.7588	-1.9338	0.0583
Liquidez Global Real	1.4646	3.0264	0.0038
IPI	-1.1327	-1.0893	0.2808
Tendencia	-0.0257	-3.6622	0.0006

**Gráfico 3 / Respuesta acumulada del precio real de los commodities al Tipo de cambio real multilateral de los EE.UU.**

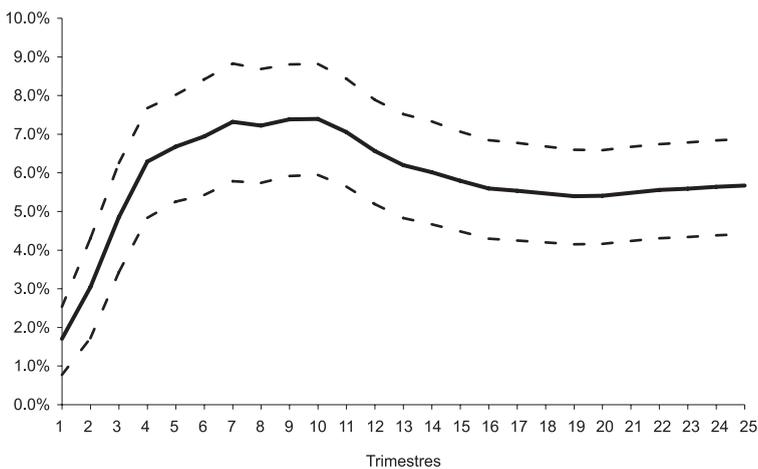


<sup>13</sup> Se procedió a emplear la factorización de Cholesky para identificar las innovaciones estructurales. Hemos

**Gráfico 4 / Respuesta acumulada del precio real de los commodities a la tasa de interés real**

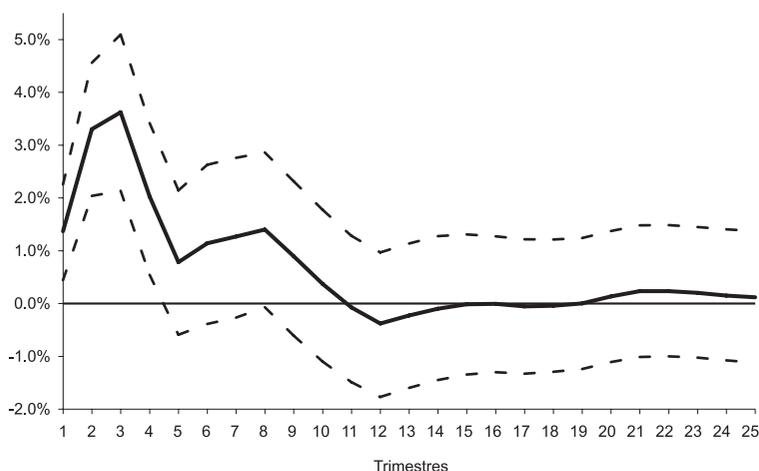


**Gráfico 5 / Respuesta acumulada del precio real de los commodities a la liquidez internacional**



asumido que los *shocks* de liquidez en las formas estructural y reducida son idénticos. El orden para las restantes variables es: tasa real de interés, tipo de cambio real del dólar, producción industrial mundial y, finalmente, el precio de los commodities en términos reales. Como es usual, los resultados se miden en porcentaje de cambio en el índice de precio de los commodities luego de un *shock* de un desvío estándar en cada variable.

**Gráfico 6 / Respuesta acumulada del precio real de los commodities a la producción industrial**



De la Tabla 3 y de los Gráficos 3 a 6 vemos que los determinantes de los precios de los commodities resultan significativos y que sus signos, tanto en el largo como en el análisis de corto plazo, son los esperados en términos teóricos en casi todos los casos. El tipo de cambio real del dólar muestra un signo negativo y significativo en la relación de largo plazo. Esto es consistente con los resultados empíricos previos y con la evidencia anecdótica que sugiere que las depreciaciones (apreciaciones) del dólar han estado asociadas con aumentos (caídas) en el precio real de los commodities. Como predice la teoría, el valor de esta elasticidad se encuentra entre 0 y -1. Este es un hecho destacable del modelo pues los trabajos previos han encontrado sistemáticamente una cifra negativa pero superior a la unidad en valor absoluto. Respecto al análisis de corto plazo, observamos una respuesta negativa aunque de pequeña magnitud en este caso.

En la ecuación de largo plazo, el coeficiente de la tasa real de interés aparece con signo negativo y resulta estadísticamente significativo indicando que los crecientes costos financieros de los inventarios incrementan la oferta corriente y reducen los precios *spot*. Del mismo modo, la tasa de interés puede actuar como una variable que adelanta al ciclo económico con lo que su suba estaría asociada a excesos de oferta futura lo que reduciría los precios corrientes. Por su parte, la respuesta a un *shock* de un desvío estándar en esta variable exhibe una caída acumulada de aproximadamente un 1,7% luego de ocho trimestres.

La liquidez internacional también resulta un determinante relevante tanto en el corto como el largo plazo. Esto sugiere que el destacado aumento de esta variable que se ha producido en los últimos años agregó presión sobre estos mercados competitivos y transparentes, aún cuando este aumento de la liquidez se encuentra parcialmente esterilizado por los países acumuladores de reservas. También las funciones de impulso respuesta se comportan de acuerdo a lo esperado; un *shock* positivo en la liquidez genera un cambio acumulado en los commodities de 6,6% luego de dos años.

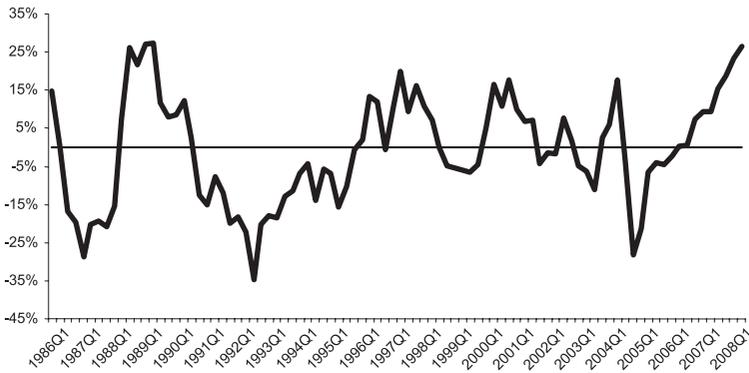
El impacto de la demanda sobre los commodities, que se aproxima por la producción industrial de la OECD más China y los países de Asia emergente, presenta un coeficiente no significativo estadísticamente en el largo plazo. Sin embargo, la respuesta al impulso en el corto plazo resulta positiva y significativa durante los primeros cinco trimestres y luego tiende a desaparecer.

Dado que nuestro índice está dominado por los commodities agrícolas, es posible que la respuesta de corto plazo sea el correlato de un aumento no anticipado en la demanda que no puede ser compensado por la oferta. Pero la oferta sólo está fija en el corto plazo y es bastante flexible en el mediano y largo plazo (por ejemplo cuando la cosecha es muy grande o cuando nuevas extracciones son posibles).

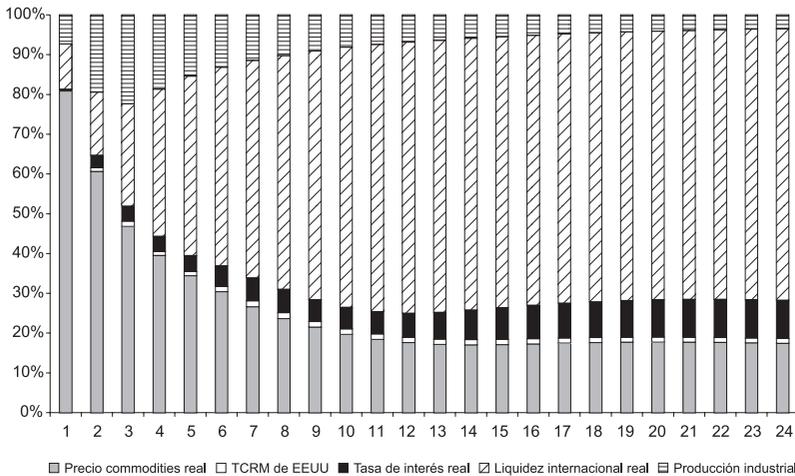
El impacto diferenciado de la demanda en el corto y largo plazo abre una discusión tanto teórica como metodológica respecto a futuras extensiones de este trabajo. En primer lugar, es necesario ir más allá de los modelos tradicionales determinados por la demanda agregada en orden de tener en cuenta reacciones de mediano y largo plazo de la oferta de bienes primarios. La simple manera en la que Borenstein y Reinhart (1994) incorporan factores de oferta es una idea que necesita ser complementada con la capacidad de los oferentes de bienes agrícolas de reaccionar a precios más altos.

En el Gráfico 7 se puede apreciar la diferencia entre el valor observado del índice del precio de los commodities de Argentina y del valor estimado de la ecuación de largo plazo. La diferencia entre el valor estimado y el observado nos brinda información sobre el grado de desequilibrio de los precios corrientes respecto a los que surgen en base a los valores de los determinantes.

**Gráfico 7 / Desalineamiento del índice de precios de los commodities de Argentina**



**Gráfico 8 / Descomposición de la varianza del precio real de los commodities**



Como último elemento del análisis empírico, se muestra el análisis de descomposición de la varianza. En el Gráfico 8 vemos la proporción de la varianza de los precios de los commodities explicada por los diferentes *shocks*.

Como podemos ver, la fuente de *shocks* más importante en este modelo son las variables financieras relacionadas a la liquidez internacional y a la tasa de interés.

Esto confirma que los factores financieros no sólo son determinantes importantes de los precios de los commodities en el largo plazo sino también los principales determinantes de la dinámica de corto plazo.

## V. Conclusiones

Los altos precios de los commodities han ganado importancia como explicación del reciente ciclo de crecimiento de Latinoamérica en general y de Argentina en particular. Si consideramos el índice de precios de los ocho principales commodities exportados por Argentina (IPCom8), podemos ver que los precios en 2007 fueron 43% superiores en términos nominales, que la media de los últimos veinte años. En términos reales, dicha suba representó sólo un 12% de incremento. Esto significa que los precios de los commodities en 2007 fueron similares a los observados en la anterior fase alcista de 1995-1997, pero inferiores a los precios prevalecientes durante los picos de 1988-1991. Un análisis centrado en la última década muestra que después de sufrir una abrupta caída provocada por la crisis asiática en 1997-1998, los precios han experimentado una recuperación sostenida.

En este trabajo hemos investigado cuales son los determinantes de los precios de los principales commodities de Argentina. Al respecto, la teoría indica que los precios de los bienes primarios son afectados negativamente por el tipo de cambio real multilateral de los EE.UU. y positivamente por la demanda de los mismos. Algunos modelos toman en cuenta la tasa de interés real debido a su efecto en la demanda especulativa: una tasa de interés baja estimula a los especuladores a comprar commodities en lugar de activos financieros. Este fenómeno ha crecido en los últimos años y podría verse reflejado en lo que se conoce como la financiarización de los commodities.<sup>14</sup> Como resultado de estas tendencias, los commodities han aumentado su participación en los portafolios de inversión.

Además, desde los trabajos pioneros de Prebisch (1950) y Singer (1950) se ha enfatizado la tendencia declinante en los precios de los productos primarios con respecto a los bienes industriales. Las diferentes reacciones de los precios de

---

<sup>14</sup> De acuerdo a Domanski y Heat (2007), el número de contratos en oro y commodities se ha más que duplicado entre 2003 y 2006. Bastourre (2008) utiliza una metodología econométrica que le permite diferenciar los movimientos especulativos de los fundamentales en los precios de los commodities.

cada tipo de bien ante cambios en la productividad ha sido considerada en nuestro modelo empírico, al controlar mediante una tendencia temporal en la relación de largo plazo.

Finalmente, también se introdujo una variable que representa la liquidez internacional en dólares, la cual complementa a la tasa de interés como indicador de la política monetaria global.

Hemos hallado una relación de cointegración entre los determinantes previamente mencionados y los precios de los commodities. En esta ecuación de largo plazo todas las variables son significativas y sus signos fueron los esperados. La única excepción fue la producción industrial que no resultó estadísticamente significativa.

Es importante mencionar que los factores financieros (liquidez global real y tasa de interés real) no sólo aparecen como fundamentales relevantes de los precios en el largo plazo sino también en el corto plazo.

Como conclusión general, surge que la mayoría de las variables macroeconómicas que determinan el precio de las commodities son las mismas que influyen los flujos de capitales desde el centro hacia la periferia. El tipo de cambio real de los EE.UU., la tasa de interés real internacional y la liquidez global coordinan exógenamente el ciclo en Argentina a través de dos canales: el comercial y el financiero (Carrera et al., 2000; Canova, 2005). Estas variables inducen una correlación positiva entre los canales, incrementando exógenamente la volatilidad que llega desde el centro.

Consecuentemente, para un país en desarrollo, mayor liquidez internacional, menores tasas de interés y una depreciación del dólar generan un aumento en el precio de los commodities, mejoran la sustentabilidad y la percepción de riesgo, atraen flujos de capitales e inversión y producen más crecimiento junto a tendencias apreciatorias y presiones inflacionarias. Cuando las condiciones económicas cambian en el centro, todos los efectos cambian su sentido y es posible hallar una sobre-reacción en la caída del precio de los commodities (Frankel, 2006).

Dado que las variables internacionales que determinan los ciclos comerciales y financieros en una economía pequeña y abierta se encuentran muy conectadas, resulta dificultoso amortiguar los *shocks* comerciales reales utilizando los mercados

financieros internacionales y viceversa. Si los precios declinantes son causados por una política monetaria global restrictiva y una apreciación del dólar, será más difícil financiar la caída del ingreso doméstico con financiamiento externo. Esto sugiere que la mejor estrategia a nivel nacional es tomar aquellas medidas que permitan suavizar los ciclos externos especialmente cuando los precios se encuentran en niveles altos.

Con respecto a las medidas de política recomendadas para tal fin, hay algunas que pertenecen al campo de la macroeconomía y otras que son de carácter estructural.

El objetivo de las primeras debe ser la de reducir la volatilidad, suavizando los elementos transitorios. Medidas orientadas a tal fin son, por ejemplo: mantener un tipo de cambio con una buena dosis de flexibilidad, acumular reservas internacionales, evitar apreciaciones del tipo de cambio real con respecto a su equilibrio de largo plazo, implementar un sistema de impuestos-subsidios para los exportadores de acuerdo a la fase del ciclo de los precios externos, establecer fondos fiscales para estabilizar los gastos y adoptar regulaciones contracíclicas de los flujos de capitales de corto plazo. Entre las medidas más innovadoras podemos encontrar las propuestas de cobertura al estilo de las planteadas por Caballero (2002) para crear fondos que tengan en cuenta la correlación negativa de los commodities con otros activos financieros y la recomendación de Frankel (2006) de utilizar un índice de precios de exportación como objetivo de política monetaria.

Las medidas de política estructural se deben orientar a resolver el problema de la tendencia declinante de los precios. Por lo tanto, aumentar la diversificación en la exportación de los commodities al mismo tiempo que se refuerzan las cadenas productivas para cada materia prima (a través de un proceso de industrialización) ayudaría a reducir la volatilidad de los precios. Otras áreas podrían focalizarse en la creación de infraestructura y alentar el desarrollo de instrumentos financieros locales para reducir la incertidumbre futura. Finalmente la coordinación entre países productores puede colaborar a estabilizar los mercados.

Las últimas palabras se hallan nuevamente dedicadas a la última fase alcista en el ciclo de precios. De acuerdo a nuestro análisis, todavía es válido decir que la fuerza que mueve el viento que empuja los precios es la alta liquidez mundial existente, incluso esto es así, si se considera el aumento en la demanda de commodities desde países como China e India, y el largo camino que deberían

llevar adelante estos países para alcanzar el grado de desarrollo de los países industrializados en términos de consumo de commodities. Dado que las condiciones monetarias internacionales han cambiado repentinamente muchas veces en el pasado, es posible que puedan hacerlo nuevamente en el futuro. En otras palabras es probable que una parte de los recientes shocks positivos reflejen solamente condiciones transitorias. Países como Argentina deberían aprovechar fructíferamente este período para minimizar los costos futuros que se generan durante las reversiones.

## Referencias

**Bastourre, D. A. (2008);** “Inversores Financieros en los Mercados de Commodities: Un Modelo con Dinámica de Ajuste no Lineal al Equilibrio”, Documento de Trabajo N° 78, Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata.

**Bastourre, D. A. y J. E. Carrera (2004);** “Could the Exchange Rate Regime Reduce Macroeconomic Volatility”, Latin American Meeting of the Econometric Society, Santiago, 27-30 de Julio.

**Bastourre, D. A., J. E. Carrera y J. I. Ibarlucia (2008);** “En Busca de una Quimera: Enfoques Alternativos para el Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Argentina”, en CEMLA (ed.) Estimación y Uso de Variables No Observables en la Región, pp. 244-312, México.

**Beenstock, M. (1988);** “An Econometric Investigation of North-South Interdependence”, en D. Currie y D. Vines (eds.), Macroeconomic Interactions between North and South, Great Britain, Cambridge University Press.

**Bleaney, M. y D. Greenaway (1993);** “Long-Run Trends in the Relative Price of Primary Commodities and in the Terms of Trade of Developing Countries”, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 45, N° 3, pp 349-363.

**Borensztein, E. y C. M. Reinhart (1994);** “The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices”, IMF Staff Papers, Vol. 41, N° 2, 236-258.

**Canova, F. (2005);** “The transmission of U.S. shocks to country-region Latin America”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 229-251.

**Carrera, J. Félix, M. y Panigo, D. (2000);** “Asymmetric Monetary Union and Real Volatility. The Case of Argentina”, Anales de AAEP, Córdoba, 2000.

**Carrera, J. E. y R. Restout (2007);** “Long Run Determinants of Real Exchange Rate in Latin America”, Mimeo, Central Bank of Argentina, 2007.

**Cashin, P. y C. J. McDermott (2002);** “The Long-Run Behavior of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability”, IMF Staff Papers, Vol. 49, N° 2, 175-199.

**Cheung, Y. y K.S. Lai (1993);** “Finite-sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, pp. 313-328.

**Chambers, R. G. y R. E. Just (1979);** “A Critique of Exchange Rate Treatment in Agricultural Trade Models”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 249-257.

**Cuddington, J. T. y C. M. Urzúa (1989);** “Trends and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: a New Approach”, *Economic Journal*, Vol. 99, pp. 426-442.

**D’Amato, L., L. Sanz y J. M. Sotes Paladino (2006);** “Evaluación de Medidas Alternativas de Inflación Subyacente”, Serie Estudios BCRA, N° 1, Marzo.

**De Gregorio, J., H. Gonzáles y F. Jaque (2005);** “Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos del Intercambio”, Documento de Trabajo del Banco Central de Chile N° 310, Febrero de 2005.

**Deaton, A. (1999);** “Commodity Prices and Growth in Africa”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, N° 3, pp. 23-40.

**Diaz Alejandro, C. (1984);** “Latin America in the 1930s”. En R. Thorp (ed.) *Latin America in the 1930s*, New York, Macmillan, pp. 17-49.

**Dickey, D. y W. A. Fuller (1979);** “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.

**Domanski, D. y Heat, A. (2007);** “Financial Investors and Commodity Markets”. BIS Quarterly Review, Marzo de 2007, pp 53-67.

**Dooley, M. P. y P. Garber (2005);** “Is It 1958 or 1968? Three Notes on the Longevity of the Revived Bretton Woods System”, *Brookings Papers on Economic Activity*, forthcoming.

**Dornbusch, R. (1985);** “Policy and Performance Links Between LDC Debtors and Industrial Nations”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1985, N° 2, pp. 303-368.

**Escudé, G. y M. L. Garegnani (2008);** “An Estimation of the Equilibrium Multilateral Real Exchange Rate of Argentina: 1975-2006”, mimeo, Banco Central de la República Argentina.

**Frankel, J. A. (2006);** “The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices”, NBER Working Paper N° 12713.

**Gilbert, C. L. (1989);** “The Impact of Exchange Rates and Developing Country Debt on Commodity Prices”, *The Economic Journal*, Vol. 99, pp. 773-784.

**Grilli, E. R. y M. C. Yang (1988);** “Primary Commodity Prices, Manufactured Goods, Prices and Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows”, *World Bank Economic Review*, Vol. 2, N° 1, pp. 1-48.

**Harberger, A. (1950);** “Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade”, *Journal of Political Economy*, Vol. 58, pp. 47-60.

**Kaplinsky, R. (2005);** “Revisiting the Revisited Terms of Trade: Will China Make a Difference?”, *World Development*, forthcoming.

**Kaplinsky, R. y A. Santos-Paulino (2005);** “Innovation and Competitiveness: Trends in Unit Prices in Global Trade”, *Oxford Development Studies*, Vol. 33, N° 3-4, pp. 333-355.

**Kent, C. y P. Cashin (2003);** “The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: Persistence Matters”, IMF Working Papers 03/143.

**Lane, P. R. y A. Tornell (1996);** “Power, Growth and the Voracity Effect”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, pp. 213-241.

**Laursen, S. and L. Metzler (1950);** “Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment”, *Review of Economic and Statistics*, Vol. 32, pp. 281-299.

**Lutz, M. G. (1999);** “A General Test of the Prebisch-Singer Hypothesis”, *Review of Development Economics*, Vol. 3, N° 1, pp. 44-57.

**Mendoza, E. (1997);** “Terms of Trade Uncertainty and Economic Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol. 54, pp. 323-356.

**Obstfeld, M. (1982);** “Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, pp. 251-270.

**Ocampo, J. A. y M. A. Parra (2003);** “Returning to a Eternal Debate: The Terms of Trade in the Twentieth Century”, *Serie Estudios e Informes Especiales*, N° 5, CEPAL, Santiago.

**Pindyck, R. S. y J. J. Rotemberg (1987);** “The Excess of Co-Movement of Commodity Prices”, NBER Working Paper N° 1987.

**Powell, A. (1991);** “Commodity and Developing Countries Terms of Trade: What Does the Long Run Shows?”, *Economic Journal*, Vol. 101, pp. 1485-1496.

**Prebisch, R. (1950);** “The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems, New York, United Nations”; Reimpreso al Español en *Desarrollo Económico*, Vol. 26., N° 103, pp. 251-502.

**Ramey, G. y V. A. Ramey (1995);** “Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth”, *American Economic Review*, Vol. 85, N° 5, pp. 1138-1151.

**Ridler, D. y Ch. Yandle (1972);** “A Simplified Method of Analyzing the Effects of Exchange Rates on Exports of a Primary Commodity”, *IMF Staff Papers*, Vol.19, N° 3, pp. 559-578.

**Sachs, J. D. y A. M. Warner (1995);** “Natural Resource Abundance and Economic Growth”, NBER Working Paper N° 5398.

**Sarkar, P. y H. W. Singer (1991);** “Manufactured Exports of Developing Countries and their Terms of Trade”, *World Development*, Vol. 19, N° 4, pp. 333-340.

**Singer, H. W. (1950);** “The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries”, *American Economic Review*, Vol. 40, N° 2, pp. 473-485.

**Singer, H. W. (1971);** “The Distribution of Gains Revisited”, reprinted in A. Cairncross and M. Puri (eds.) (1975), *The Strategy of International Development*, London: Macmillan.

**Tornell, A. y P.R. Lane (1999);** “The Voracity Effect”, *American Economic Review*, Vol. 89, N° 1, pp. 22-46.

**Wood, A. (1997);** “Openness and Wage Inequality in Developing Countries: the Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom”, *World Bank Economic Review*, Vol. 11, N° 1, pp. 33-57.

## Anexo A / Índice de precios de los commodities

Hemos construido un índice de precios de los ocho commodities principales exportados por Argentina (IPCom8). La siguiente tabla (A.1) muestra los commodities considerados como también su participación en el total de exportaciones de Argentina en el año 2006. El peso de las commodities se calcula de acuerdo a esos datos.

El IPCom8 contiene la misma cantidad de productos incluidos en el índice de commodities publicado por el BCRA, pero a diferencia de dicho indicador, se emplean aquí ponderadores fijos (los del año 2006) a lo largo del período considerado. La principal justificación es que el índice del BCRA es un Laspeyres encadenado, donde los ponderadores se actualizan cada año. Dicho índice refleja cambios en la composición, pero en este estudio se desea capturar exclusivamente el efecto precio. Es importante señalar también que se han excluido el petróleo y el cobre en comparación con el índice del BCRA. La razón es que buscamos hacer foco en los sectores altamente consolidados de exportación que se hallan relacionados con las ventajas comparativas tradicionales y que tienen mayor margen de crecimiento en el futuro.

Los precios nominales utilizados pertenecen a las Estadísticas Internacionales Financieras del FMI (IFS). En el análisis econométrico el IPCom8 se deflactó por el índice de precios implícitos del PIB de los EE.UU. (IFS-IMF).

**Tabla A.1 / Construcción del índice de precios de los commodities de Argentina**

<b>Commodity</b>	<b>% en Exportaciones Totales</b>	<b>Ponderación en IPCOM8</b>
Porotos de Soja	3.8	13.3
Aceite de Soja	6.0	20.9
Tortas de Soja	9.3	32.6
Maíz	2.7	9.5
Trigo	3.2	11.1
Aluminio	0.8	2.6
Metales	0.5	1.7
Carne	2.4	8.3
<b>Total</b>	<b>28.7</b>	<b>100.0</b>

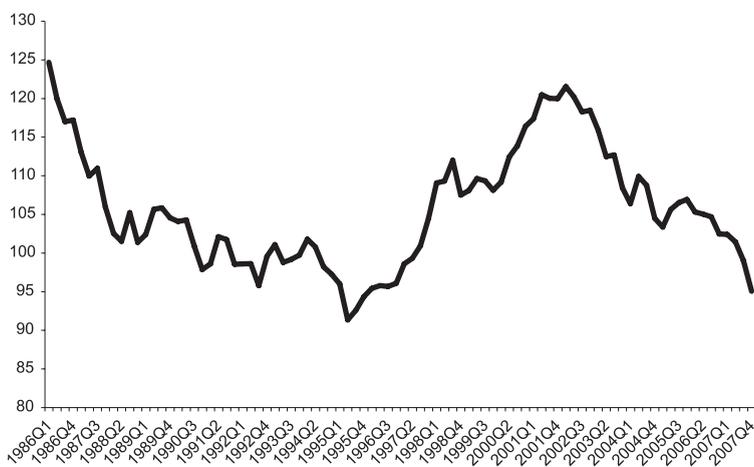
## Anexo B / Descripción de las variables internacionales

En esta parte se explican en detalle las fuentes y construcción de los determinantes globales de los precios de los commodities. Utilizamos datos trimestrales para el período 1986-2006. Todas las variables fueron desestacionalizadas (excepto por la tasa de interés y la liquidez real global) por el método X-12 Arima y se encuentran expresadas en logaritmos.

### Tipo de cambio real multilateral de EE.UU.

La serie del Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral se obtuvo de la Reserva Federal, Banco de New York.

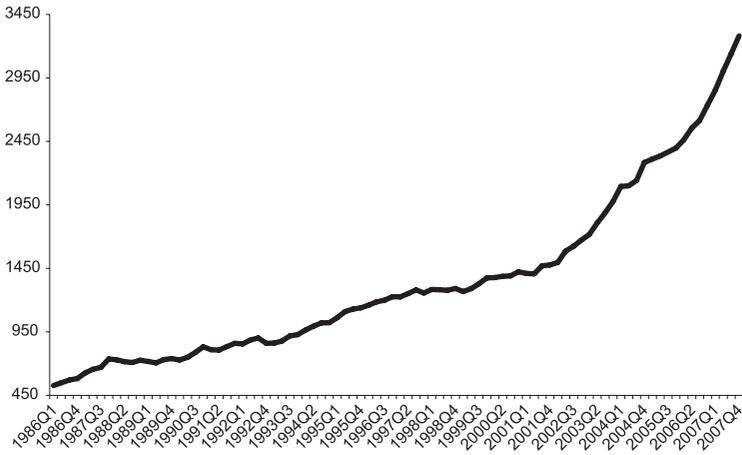
Gráfico B.1 / Tipo de cambio real multilateral de los EE.UU.



### Liquidez real global

Esta serie es el resultado de sumar la base monetaria de EE.UU. y las reservas internacionales de los bancos centrales de todo el mundo. La fuente de la serie de la base monetaria desestacionalizada es la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal y la serie de reservas totales es de la Dirección de Estadísticas Internacionales del FMI (001.1..SZF...). Para deflactar esta medida de liquidez se utilizó el índice de precios implícitos del PIB de EE.UU. (11199BIRZF... IFS series).

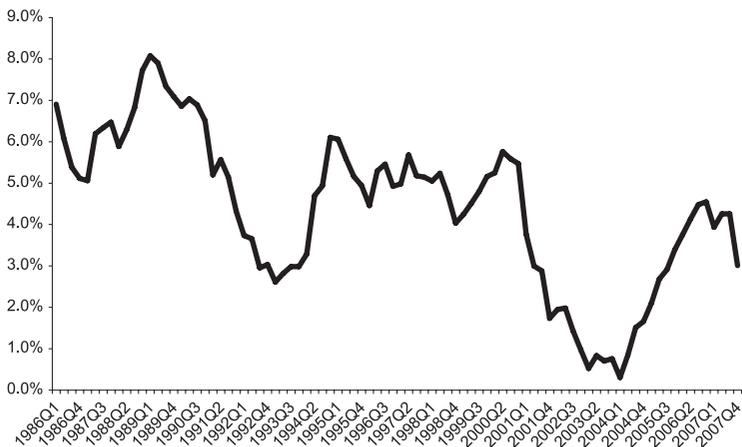
## Gráfico B.2 / Liquidez real global



## Tasa de interés real

Se utilizó la tasa de maturity constante de los bonos del Tesoro a 1 año de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal y como deflactor el índice de precios implícitos del PIB de EE.UU.

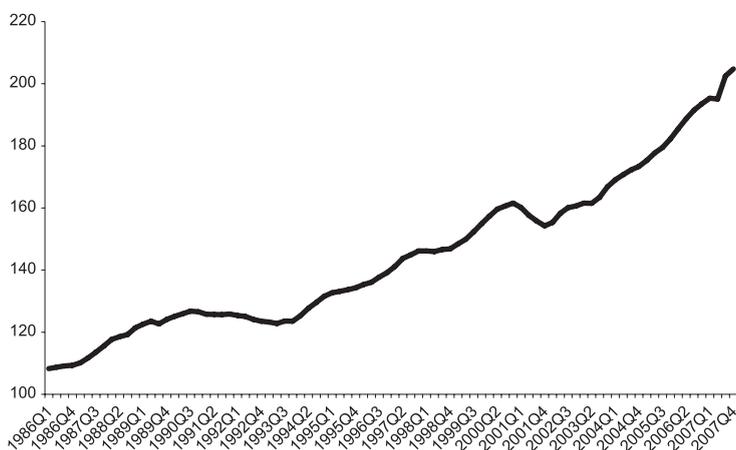
## Gráfico B.3 / Tasa de interés real



## Índice de producción industrial

Se construyó un índice de producción industrial (IPI) de los países desarrollados más China. Dado que no existe un índice de producción industrial para este último país, usamos el indicador de valor industrial agregado utilizado por el Banco Mundial, el cual es una medida aproximada de producción. Para las economías desarrolladas, se utilizó la serie IPI del FMI (11066..IZF... series). Ambos índices fueron ponderados por los respectivos valores industriales agregados.

**Gráfico B.4 / Índice de producción industrial**



## Anexo C / Tests de raíces unitarias

Tabla C.1 / Resumen del test de Dickey-Fuller Aumentado

Variable	Regresores Determinísticos		
	Ninguno	Constante	Constante y tendencia
IPCom8	0.4602	0.1937	0.1168
TCRM USA	0.7279	0.3954	0.6943
Tasa de Interés Real	0.3093	0.2927	0.0336
Liquidez Global Real	0.9999	0.9999	0.2687
IPI	0.9994	0.9786	0.1736

## Anexo D / Residuos del VAR en niveles

Tabla D.1 / Test LM de correlación serial de los residuos del VAR

Rezago	LM-Stat	p-valor
1	29.95	0.2263
2	16.14	0.9107
3	20.92	0.6968
4	41.22	0.0218
5	17.54	0.8614
6	12.51	0.9820
7	25.39	0.4408
8	20.34	0.7289
9	21.23	0.6795
10	16.80	0.8889
11	26.44	0.3843
12	22.61	0.6002

Tabla D.2 / Test de White de heterocedasticidad de los residuos del VAR

	Test de Heterocedasticidad de White	Normality Test		
		Sesgo	Kurtosis	Jarque-Bera
Estadístico	773.1402	1.9954	37.0321	39.0275
p-valor	0.5625	0.8498	0.0000	0.0000



# Determinantes de la cartera irregular de los bancos en Argentina\*

**Ricardo Bebczuk**

**Máximo Sangiácomo**

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar, por primera vez, las características de la cartera de préstamos en situación irregular en el sistema bancario argentino a lo largo del período 1999-2005, concentrándose en el crédito a empresas. Los principales hallazgos son los siguientes: (1) El porcentaje de cartera irregular muestra una alta correlación con el ciclo económico, aunque tal correlación se interrumpe durante el pico de la crisis en 2002-2003 por efecto de la relajación en la regulación y en su cumplimiento efectivo; (2) Si bien el porcentaje de *deuda* irregular ha tendido a regresar a sus niveles pre-crisis, el porcentaje de *deudores* en situación irregular continúa siendo muy alto. En 2005, aproximadamente 1 de cada 3 deudores estaba en mora. Esta proporción era de 1 cada 5 en 1999 y alcanzó un máximo de 1 cada 2 en 2003. A su vez, el aumento del porcentaje entre 1999 y 2005 se explica principalmente por el aumento en los tramos extremos (las deudas más pequeñas y las más grandes); (3) Ordenando por monto de deuda, el porcentaje de cartera irregular parece en promedio seguir una forma de U invertida, aumentando hasta los tramos intermedios y cayendo en adelante; (4) Los deudores que ingresaron al sistema en 2000 y 2001

---

\* Agradecemos a Alejandra Anastasi, Demián Panigo y Gastón Repetto su generosa ayuda en el armado e interpretación de la base de datos. Extendemos el agradecimiento a Guillermo Corzo y Federico Palleiro por procesar y poner a nuestra disposición la información de la Central de Deudores del BCRA. Los valiosos comentarios de Alejandra Anastasi, Laura D'Amato y Pedro Elosegui son igualmente apreciados. También han sido de suma utilidad los comentarios de un referí anónimo. Los errores remanentes son de nuestra entera responsabilidad. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente reflejan las del BCRA ni de sus autoridades. Comentarios bienvenidos a [ricardo.bebczuk@bcra.gov.ar](mailto:ricardo.bebczuk@bcra.gov.ar) y [maximo.sangiacomob@bcra.gov.ar](mailto:maximo.sangiacomob@bcra.gov.ar).

ostentan una mejor calidad de cartera que otros prestatarios, desestimando el presunto riesgo moral asociado a la expectativa de salvataje estatal; (5) Los bancos públicos exhiben niveles de irregularidad que duplican, en el período 1999-2005, los de la banca privada nacional y extranjera. Sin embargo, resulta llamativo que la banca extranjera presenta una proporción de deudores en mora superior a la de la banca pública a partir de 2002, y ambas se ubican holgadamente por encima de la banca privada nacional; (6) Los resultados econométricos indican que la probabilidad de estar en situación irregular: (a) se incrementa con la proporción garantizada y, sorpresivamente, con el tamaño de la deuda; (b) aumenta en los deudores de bancos públicos y cae en los deudores de bancos privados nacionales; (c) aumenta con la asistencia vía Adelantos y cae en Documentos y –otro resultado curioso– en Préstamos Personales; y (7) si bien el cambio en la probabilidad es altamente significativo estadística y económicamente para todas las variables anteriores, el contexto macroeconómico (medido a través de variables binarias por año) aparece como el determinante con mayor impacto sobre la mencionada probabilidad.

*Clasificación JEL:* G21, E51, G11, C23.

*Palabras claves:* cartera irregular, crédito bancario, condiciones crediticias, modelos de elección binaria en panel.

# The Determinants of Non-performing Loan Portfolio in the Argentine Banking System

**Ricardo Bebczuk**

**Máximo Sangiácomo**

Central Bank of Argentina

## Summary

Non-performing loans are an extremely relevant issue for central banks and for economic policy in general, as bank solvency and overall financial stability rely on the ability and willingness of borrowers to repay their debts.

Based on annual information covering 1998-2005 from the credit bureau (*Central de Deudores*) managed by the Central Bank, the goal of this paper is to describe the evolution of non-performing commercial loans (broken down by borrower size and bank ownership structure) and to identify, using econometric tools, the macro and microeconomic factors affecting the loan quality portfolio. The sample includes over 192,000 firms.

The main results are as follows: (1) Non-performing loans display a high correlation with the business cycle, although this correlation weakened temporarily during the 2002-2003 crisis, mainly as a result of regulatory forbearance measures; (2) Even though the proportion of non-performing loans have returned to their pre-crisis level, the share of non-performing borrowers continues to be very high. In 2005, approximately 1 in 3 debtors was facing repayment problems. This figure was 1 in 5 in 1999, with a maximum of 1 in 2 in 2003; (3) In terms of borrower size, non-performing loans seem to follow an inverted U shape, with the higher values around intermediate loan amounts; (4) The borrowers entering the system in 2000 and 2001 have exhibited a better portfolio quality than other borrowers, leading to reject the hypothesis of moral hazard associated to the expectation of a government bailout; (5) The share of non-performing loans of public banks doubles that of private and foreign banks on average for 1999-2005. Strikingly,

however, since 2002 foreign banks have a higher proportion of non-performing borrowers than public banks, and both are above that of private banks.

Different specifications were run to estimate the likelihood of being non-performing. The set of borrower-level explanatory variables comprises: (a) Total indebtedness with the banking system; (b) The level of collateralized debt as a percentage of total debt; (c) The number of banks lending to the borrower; (d) The type of credit (distinguishing in particular short and long credit lines); (e) Bank ownership structure (domestic private, domestic public, and foreign); (f) Borrower's sector of activity; and (g) Year dummies.

Econometric results show that the probability of being on non performing: (a) increases with collateralized debt and, surprisingly, with debt size; (b) increases for clients of public banks and falls for those of private banks; (c) is higher when credit takes the form of an overdraft facility, but goes down when invoice discounting and –another surprising result– or personal loans are used; and (d) Although the above variable yield coefficients that are statistically and economically significant, the macroeconomic context (proxied by time variables) seems to exert a major influence on the probability of non performing.

*JEL:* G21, E51, G11, C23.

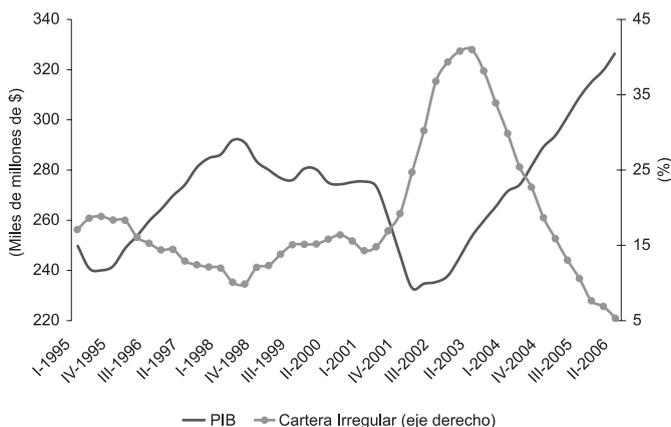
*Key words:* bank credit, non-performing loans, terms of credit, panel regression.

## Introducción

La evolución de la cartera irregular de los bancos constituye un tema de incuestionable interés para el Banco Central y para la política económica en general. Por un lado, la solvencia de las entidades, y la consecuente estabilidad del sistema bancario, reposa en gran medida en el grado de cumplimiento de los deudores. Al mismo tiempo, esta variable suele reflejar problemas de rentabilidad del sector privado, con derivaciones que exceden al sistema bancario para alcanzar a la economía en su conjunto. En el caso argentino reciente, el interés se acrecienta a la luz de la violenta crisis económica de 2001-2002 y su no menos brusca reversión a partir de 2003. Como muestran los Gráficos 1 y 2, Argentina atravesó un traumático proceso recesivo entre 1998 y 2002, acompañado por una contracción del crédito al sector privado que se prolongó hasta 2004, y una marcada recuperación productiva a partir de 2003. La cartera en mora (definida como aquella calificada en situación 3 a 6, ver el Anexo) para el total de deudores evidencia una notoria variabilidad en el tiempo (con un mínimo cercano al 5% y un máximo superior al 40%), con una trayectoria inversa a la del nivel de actividad y del crédito.<sup>1</sup>

### Gráfico 1 / Cartera irregular del sistema bancario y PIB real

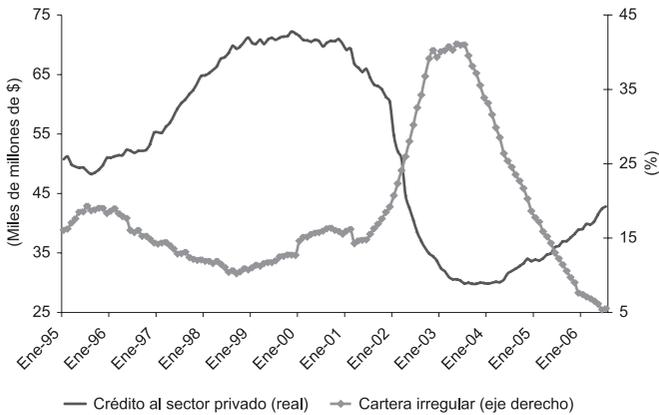
Datos trimestrales, 1995-2006



<sup>1</sup> Si bien esta correlación entre cartera irregular y crédito está parcialmente explicada por la caída simultánea del PBI, la contracción crediticia puede haber tenido un efecto independiente sobre el deterioro de la cartera en la medida que, durante la crisis, se hayan cancelado los créditos con mayor capacidad de pago, dejando a los bancos con una cartera residual de baja calidad. La depuración asociada a la recuperación del crédito puede haber contribuido a mejorar los índices de cartera irregular desde 2004. Lamentablemente, la serie de tiempo usada en las regresiones es corta y por tanto no permite ahondar en este punto.

## Gráfico 2 / Cartera irregular y crédito del sistema bancario

Datos mensuales, 1995-2006



En base a información anual de la Central de Deudores del Banco Central para el período 1998-2005, nuestro trabajo se propone describir la evolución temporal de la deuda en situación irregular de las empresas (desagregada, entre otros criterios, por número y tamaño de los deudores y por tipo de banco), para luego establecer, mediante técnicas econométricas, los factores macro y microeconómicos que afectaron la probabilidad de llegar a esa condición. Curiosamente, no encontramos antecedentes para Argentina en esta línea de investigación. De hecho, tampoco pudimos dar con un número significativo de trabajos comparables a nivel mundial.<sup>2,3</sup>

El trabajo se organiza del siguiente modo. En la Sección I se analiza la trayectoria en el tiempo de distintos indicadores de irregularidad de los préstamos. Los resultados econométricos se vuelcan en la Sección II. Las conclusiones se presentan al final del trabajo.

<sup>2</sup> El estudio más emparentado al nuestro es el de Jiménez y Saurina (2004) para el caso español.

<sup>3</sup> El análisis propuesto tiene el objetivo acotado de explotar la información estadística disponible, pero no avanza en el plano analítico incorporando, por ejemplo, conjeturas sobre la conducta de los bancos y los deudores durante el período de análisis. Este aspecto enriquecería el acercamiento a los determinantes de la cartera irregular, pero la ausencia de información cuantitativa limita la posibilidad de extraer conclusiones categóricas y contrastables.

## I. Base de datos

La Central de Deudores del Banco Central de la República Argentina es una voluminosa base de datos que reúne información sobre montos y tipos de deuda en el sistema bancario, incluyendo características de cada deudor. De esta manera, se dispone de datos anuales (al mes de junio) para el período 1998-2005, para un máximo de 192.359 compañías (personas jurídicas). Nuestro concepto de deuda incluye únicamente las financiaciones crediticias reales otorgadas a empresas, y por tanto descarta las garantías otorgadas por los bancos y sus tenencias de bonos o acciones, entre otros rubros. A junio de 2005, la deuda total comprendida en la base de datos fue de \$27.555 millones.<sup>4</sup>

En lo que sigue analizaremos, desde distintos ángulos, el comportamiento de la cartera irregular a lo largo del período 1998-2005. Para empezar, haremos una distinción entre la cartera irregular como porcentaje de la *deuda* total –esto es, la definición más tradicional– y la cartera irregular entendida como el número de *deudores* en tal situación como porcentaje del total de deudores. Si bien la solvencia de los bancos reposa en la primera definición, la segunda es de fundamental importancia desde una perspectiva social y de funcionamiento de los mercados de crédito. Tal como veremos luego, ambas acepciones no tienen que estar necesariamente correlacionadas, en la medida que el porcentaje de deuda irregular puede ser bajo al tiempo que un número considerable de deudores se encuentra en esa condición.

En las siguientes dos tablas aparece la distribución de la deuda y del número de deudores por tamaño de deuda, distinguiendo cinco tramos que van desde deudas inferiores a \$25.000 a aquellas mayores a \$5.000.000.

Las deudas por debajo de \$100.000 promediaron a lo largo del período 1999-2005 apenas el 3,8% del total. Por el contrario, en proporción del número total de deudores, esta cifra trepa nada menos que al 83,6%. Este fenómeno de concentración del crédito refuerza el interés de diferenciar el análisis por monto y por número de deudores.

En la Tabla 3 observamos que el total de deuda irregular de las empresas, definida como aquella en situaciones 3 a 6, se incrementa de 11,8% en 1999 a un máximo

---

<sup>4</sup> El lector interesado podrá encontrar más información sobre la composición del crédito por sector y por tipo de línea crediticia en Bebczuk y Sangiácomo (2006, 2007).

**Tabla 1 / Total de deuda por tramo (en porcentaje)**

Hasta \$25	De \$25 a \$100	De \$100 a \$500	De \$500 a \$5,000	Más de \$5,000	Total	Total (en millones de \$)
0.0	0.1	5.6	23.8	70.6	100	32,162.3
0.9	3.2	9.5	22.5	63.8	100	36,734.7
1.0	3.4	10.3	24.1	61.2	100	34,640.1
1.1	3.7	10.9	24.8	59.5	100	30,026.7
1.0	2.9	8.3	18.3	69.5	100	25,025.0
0.9	2.7	7.8	16.8	71.7	100	19,302.5
0.8	2.4	7.4	17.4	72.0	100	21,214.6
0.6	2.2	7.1	17.7	72.4	100	27,555.1

**Tabla 2 / Total de deudores por tramo (en porcentaje)**

Año	Hasta \$25	De \$25 a \$100	De \$100 a \$500	De \$500 a \$5,000	Más de \$5,000	Total	Total de deudores (en miles)
1998	10.0	2.7	43.4	36.7	7.2	100	14.2
1999	56.9	21.2	15.4	5.6	1.0	100	104.8
2000	59.1	20.0	14.7	5.3	0.9	100	111.7
2001	61.9	18.7	13.7	4.9	0.8	100	110.7
2002	71.8	14.3	9.9	3.4	0.6	100	97.3
2003	76.5	11.9	8.3	2.9	0.6	100	83.7
2004	76.2	11.5	8.5	3.1	0.6	100	84.8
2005	73.1	12.5	9.8	3.8	0.8	100	90.6

de 50,1% en 2003, para luego descender hasta 13,6% en 2005. En términos generales, estos porcentajes atestiguan la fuerte y esperable correlación negativa con el nivel de actividad económica, ya comentada en la Introducción con referencia al total de crédito al sector privado. A fin de ratificar esta impresión, calculamos el coeficiente de correlación entre el porcentaje de cartera irregular del sistema con el Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE) elaborado por el INDEC. Con datos mensuales para el período Enero 1998-Agosto 2006, obtuvimos un elevado (y estadísticamente significativo) coeficiente de correlación de  $-0,72$ . Para los subperíodos 1998-2001 y 2002-2006, los coeficientes fueron  $-0,49$  y  $-0,84$ . Sin embargo, el coeficiente para el bienio 2002-2003 resultó económica y estadísticamente no significativo, con un valor estimado de  $0,03$ . La explicación tiene dos aristas: la más evidente es que el Banco Central relajó

**Tabla 3 / Porcentaje de deuda en cada situación**

Situación	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Promedio
1	84.6	80.3	81.5	49.0	32.5	56.0	78.9	66.1
2	3.6	5.4	4.4	20.6	17.3	16.1	7.5	10.7
3	2.5	2.4	2.0	9.5	13.4	6.5	4.0	5.7
4	5.2	6.6	7.3	13.8	26.0	9.8	4.6	10.5
5	3.5	4.5	4.3	6.1	10.3	9.4	4.5	6.1
6	0.7	0.8	0.5	0.9	0.4	2.1	0.5	0.8
1-2	88.2	85.7	85.9	69.6	49.9	72.2	86.4	76.8
3-6	11.8	14.3	14.1	30.4	50.1	27.8	13.6	23.2

**Tabla 4 / Porcentaje de cartera irregular por tramo**

Tramos (en miles de \$)	Total	Hasta \$25	De \$25 a \$100	De \$100 a \$500	De \$500 a \$5,000	Más de \$5,000
1999	11.8	13.9	18.5	23.9	19.2	7.0
2000	14.3	15.8	22.2	27.0	21.4	8.8
2001	14.1	15.0	21.0	24.2	17.8	10.2
2002	30.4	35.1	48.8	50.2	39.9	24.6
2003	50.1	36.2	50.8	61.3	59.9	46.8
2004	27.8	23.7	34.4	42.0	36.2	24.2
2005	13.6	10.9	16.1	20.4	16.7	12.2
Promedio	23.2	21.5	30.3	35.6	30.2	19.1

durante ese período las normas de clasificación de los deudores; la otra es que los propios bancos pueden haber pospuesto la reclasificación de deudores, más allá de las licencias oficialmente otorgadas por el regulador, para no resentir excesivamente sus balances. Debe recordarse que durante 2002-2003 tuvo lugar la pesificación de las deudas en dólares. Esta pesificación, a un tipo de cambio sustancialmente por debajo del valor de mercado y con un fuerte subsidio estatal, alivió la situación financiera de muchos prestatarios, reduciendo adicionalmente la sensibilidad de la morosidad al ciclo.

La Tabla 4 descompone el porcentaje de cartera irregular por tramos de deuda. Ciertamente, la calidad de la cartera varía entre tramos, describiendo en promedio una U invertida: la irregularidad aumenta con el tamaño de la deuda hasta alcanzar un máximo en el nivel intermedio (\$100.000 - \$500.000) y luego decae. Las diferencias

son notorias: en promedio, el porcentaje de irregularidad del tramo intermedio supera en 86% al tramo superior (35,6% contra 19,1%) y por 65% al tramo inferior (35,6% contra 21,5%). Dos hechos adicionales resaltan en los tramos extremos. El primero atañe a los préstamos de menor monto, los cuales no sólo muestran, contradiciendo la intuición, un bajo porcentaje de incumplimiento en todo el período, sino que aparecen como los de mejor desempeño en el período posterior a la crisis de 2001-2002. Por su parte, comparando 1999-2001 con 2003-2005, los préstamos más grandes evidencian un deterioro tanto con relación al promedio como con los préstamos más pequeños.

En las Tablas 5 y 6 reproducimos las dos tablas previas pero reemplazando el volumen de deuda por el número de deudores.

Estos valores iluminan un punto escasamente enfatizado: 1 de cada 3 deudores ha tenido dificultades de pago en el período 1999-2005. En su pico, la relación se acercó a 1 de cada 2 (47,3% en 2003). Y si bien la recuperación post-crisis ha permitido disminuir la deuda irregular a niveles comparables a los de la etapa pre-crisis (13,4% en 1999-2001 y 13,6% en 2005), el porcentaje de deudores irregulares se mantiene muy por encima (23,4% en 1999-2001 y 34,6% en 2005). Observando la Tabla 7, se comprueba que los dos tramos extremos explican este cambio, ya que en ambos casos la proporción de deudores en mora ha subido con respecto a 1999-2001, en especial en el grupo de los más pequeños.<sup>5</sup>

**Tabla 5 / Porcentaje de deudores en cada situación**

Situación	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Promedio
1	75.5	71.7	70.2	51.7	49.8	55.7	63.9	62.7
2	4.0	3.7	4.6	5.3	2.9	1.6	1.5	3.4
3	3.3	3.1	2.6	6.6	4.1	1.6	1.2	3.2
4	5.3	5.4	4.2	9.6	8.2	2.6	1.6	5.3
5	11.5	15.6	18.0	26.3	34.5	37.9	31.2	25.0
6	0.3	0.5	0.5	0.5	0.5	0.7	0.6	0.5
1-2	79.6	75.4	74.8	57.1	52.7	57.3	65.4	66.0
3-6	20.4	24.6	25.2	42.9	47.3	42.7	34.6	34.0

<sup>5</sup> Concentrándose en el tramo de hasta \$25.000, conviene notar el contraste en 2005 entre el relativamente bajo porcentaje de deuda irregular (10,9%) y el alto porcentaje de deudores en situación irregular (40,9%),

**Tabla 6 / Porcentaje de deudores en situación irregular por tramo**

Tramos (en miles de \$)	Total	Hasta \$25	De \$25 a \$100	De \$100 a \$500	De \$500 a \$5,000	Más de \$5,000
1999	20.4	20.6	17.9	23.8	20.9	10.9
2000	24.6	25.3	21.4	27.2	23.1	13.4
2001	25.2	27.5	20.1	24.6	18.8	12.6
2002	42.9	41.0	47.6	51.6	41.2	30.2
2003	47.3	45.0	49.4	60.7	60.3	48.1
2004	42.7	44.6	33.2	41.9	37.4	30.7
2005	34.6	40.9	15.7	20.2	17.6	16.7
Promedio	34.0	35.0	29.3	35.7	31.3	23.2

La base nos permite explorar otro tema repetidamente citado en las revisiones sobre el desarrollo de la crisis reciente: el presunto ingreso de nuevos deudores durante 2000 y 2001 que buscaban beneficiarse de una eventual operación de rescate, principalmente para los créditos en dólares, en un escenario de crisis financiera generalizada. Si bien el acceso al crédito debería responder a genuinas necesidades de financiamiento, no menos cierto es que la recesión e incertidumbre reinantes en el período conspiraban decididamente contra la demanda de crédito, abonando en parte la hipótesis del riesgo moral. En las Tablas 7 y 8 diferenciamos la calidad de la cartera de los deudores que se encontraban en el sistema antes de julio de 2000 de aquellos que ingresaron entre ese mes y junio de 2001, para luego rastrear sus respectivas historias crediticias hasta junio de 2005. Las cifras llevan a inferir que: (a) Si bien los préstamos concedidos a estos nuevos deudores no llegaron al 3% de la deuda total a junio de 2001, su número representó un nada despreciable 21,2% del total de deudores a esa fecha. Estas mismas cifras sugieren que se trató de deudores por montos bajos; de hecho, el 95% de los nuevos deudores tenía deudas inferiores a los \$100.000. De esta manera, se descarta que los ingresantes hayan sido mayormente grandes deudores; y (b) El porcentaje de deuda y de deudores en situación irregular ha sido consistentemente más bajo, para todos los años y tramos, en el caso de los nuevos deudores, ante lo cual se desmorona la teoría de que estos prestatarios tenían una mayor probabilidad de incumplimiento que los demás deudores. Esta evidencia

---

lo que indicaría que son los deudores más pequeños dentro de ese tramo los que explican el último porcentaje. Para un mejor entendimiento de la dinámica de la cartera irregular y el acceso y salida de las empresas al sistema bancario se requiere un análisis más detallado, que ya forma parte de la agenda de investigación futura.

**Tabla 7 / Porcentaje de deuda en situación irregular entre los nuevos deudores en 2001 (\*)**

Tramos en miles de \$	2001		2002		2003		2004		2005	
	Anteriores a 2001	Nuevos								
Total	14.6	4.4	30.8	13.5	51.0	43.0	29.2	19.2	14.9	7.7
Hasta \$25	18.3	4.9	36.3	31.9	38.7	33.5	30.2	18.8	16.7	8.2
De \$25 a \$100	24.3	3.6	51.1	33.7	53.5	35.6	41.9	17.5	24.8	7.5
De \$100 a \$500	26.1	5.7	51.4	32.1	63.2	48.2	47.5	23.5	27.5	8.0
De \$500 a \$5,000	19.0	2.7	41.0	13.2	62.5	47.9	39.1	19.0	19.8	8.1
Más de \$5,000	10.3	5.5	25.1	6.7	47.3	41.5	25.1	17.4	12.7	7.1
Total (en millones de \$)	28,244	826	23,641	739	18,151	488	19,468	431	24,231	712
En porcentaje del total	97.2	2.8	97.0	3.0	97.4	2.6	97.8	2.2	97.1	2.9

(\*) Se considera nuevo deudor en 2001 a aquellos que aparecen por primera vez en la base a junio de 2001 lo cual implica que ingresaron al sistema bancario entre julio de 2000 y junio de 2001.

**Tabla 8 / Porcentaje de deudores en situación irregular entre los nuevos deudores en 2001**

Tramos en miles de \$	2001		2002		2003		2004		2005	
	Anteriores a 2001	Nuevos								
Total	30.7	8.3	48.1	33.3	53.6	39.0	51.6	37.3	46.8	31.0
Hasta \$25	36.4	9.0	47.3	33.3	51.9	38.9	55.4	41.0	57.0	38.2
De \$25 a \$100	23.5	3.3	49.9	34.3	52.2	35.0	40.8	16.5	24.6	7.3
De \$100 a \$500	26.7	5.7	52.7	35.3	62.6	47.9	47.7	23.7	27.9	8.5
De \$500 a \$5,000	20.1	2.1	42.3	15.9	62.9	47.3	40.3	21.9	21.2	9.9
Más de \$5,000	12.7	12.5	31.0	20.0	49.8	42.9	33.0	20.0	18.4	10.5
Total (en millones de \$)	77	21	64	10	54	8	50	7	48	7
En porcentaje del total	78.8	21.2	86.4	13.6	87.2	12.8	87.3	12.7	87.2	12.8

es congruente con el desembarco de nuevos deudores con proyectos más viables en el nuevo marco macroeconómico (por ejemplo, productores de bienes comerciables internacionalmente) y una política de selección más cautelosa por parte de los bancos, tanto en la calidad ex ante de los proyectos como en la atomización de la cartera.

Las Tablas 9 a 13 abren la muestra de acuerdo al origen de capital de los bancos. Los bancos públicos exhiben niveles de irregularidad que duplican, en el período 1999-2005, los de la banca privada nacional y extranjera. Sin embargo, resulta llamativo que la banca extranjera presenta una proporción de *deudores* en mora (nótese que se habla de deudores y no de deuda) superior a la de la banca pública a partir de 2002, y ambas se ubican holgadamente por encima de la banca privada nacional. En promedio para 1999-2005, el porcentaje de *deudores* en mora llega al 42,3%, 40,9% y 25,2% del total de deudores de la banca pública, extranjera y privada nacional, respectivamente. Al mismo tiempo, se verifica que estos cocientes son incluso más elevados en 2005 (43%, 48,9% y 25,5%), denotando una marcada divergencia con la *deuda* en situación irregular en ese año (21,8%, 13,1% y 12,9%).<sup>6</sup>

La desagregación conjunta por grupo de banco y tramos de préstamos arroja nuevos resultados destacables. En primer lugar, la Tabla 11 no refleja diferencias sustanciales entre grupos en los porcentajes de deuda ni de deudores según su tamaño, a pesar de que *a priori* podría haberse esperado una mayor concentración de la banca extranjera en los grandes deudores y de la banca pública en los más pequeños.

En segundo lugar, la distribución de la deuda irregular por tramos, presentada en la Tabla 12, da cuenta de que los bancos públicos presentan niveles de morosidad más altos que el resto del sistema y que los bancos extranjeros se encuentran en peor situación que los privados nacionales, excepto por los préstamos de mayor tamaño. A su vez, la U invertida identificada anteriormente para el conjunto del sistema (porcentajes de irregularidad más altos en los tramos medios que en los extremos) se repite a nivel de cada grupo, aunque con mayor intensidad en los bancos públicos y extranjeros.

---

<sup>6</sup> Si bien excede el alcance de este trabajo, el contraste en el porcentaje de deudores en mora entre la banca extranjera y la privada nacional ciertamente invita a un estudio más detenido de la composición de la cartera de deudores de estos dos grupos y sus estrategias de negocios antes, durante y después de la crisis.

**Tabla 9 / Situación de la deuda por grupo de bancos**

<b>Año</b>	<b>Grupo</b>	<b>Proporción de la deuda total</b>	<b>Deuda en situación 1-2 (regular)</b>	<b>Deuda en situación 3-6 (irregular)</b>
1999	Público	21.4	69.8	30.2
	Privado Nacional	22.9	90.7	9.3
	Extranjero	55.8	94.5	5.5
2000	Público	21.2	63.4	36.6
	Privado Nacional	23.8	89.5	10.5
	Extranjero	55.0	93.2	6.8
2001	Público	19.4	67.2	32.8
	Privado Nacional	26.4	88.1	11.9
	Extranjero	54.1	91.6	8.4
2002	Público	24.8	58.3	41.7
	Privado Nacional	19.8	68.9	31.1
	Extranjero	55.4	78.0	22.0
2003	Público	25.6	42.6	57.4
	Privado Nacional	23.2	55.9	44.1
	Extranjero	51.2	48.3	51.7
2004	Público	24.2	54.4	45.6
	Privado Nacional	31.8	77.1	22.9
	Extranjero	44.0	73.0	27.0
2005	Público	23.7	78.2	21.8
	Privado Nacional	33.1	87.1	12.9
	Extranjero	43.2	86.9	13.1
Promedio 1999-2005	Público	22.9	62.0	38.0
	Privado Nacional	25.9	79.6	20.4
	Extranjero	51.2	80.8	19.2

Aun manteniendo el mismo ordenamiento anterior entre grupos, la distribución del porcentaje de deudores morosos por tramos es en promedio más heterogénea (ver Tabla 13): mientras que para la banca extranjera la irregularidad declina fuertemente al pasar de los pequeños a los grandes deudores, la tendencia es más tenue para la banca privada nacional e inexistente para la banca pública.

**Tabla 10 / Situación de los deudores por grupo de bancos**

<b>Año</b>	<b>Grupo</b>	<b>Proporción de la deuda total</b>	<b>Deuda en situación 1-2 (regular)</b>	<b>Deuda en situación 3-6 (irregular)</b>
1999	Público	29.0	71.5	28.5
	Privado Nacional	34.9	85.9	14.1
	Extranjero	36.2	82.4	17.6
2000	Público	26.9	66.8	33.2
	Privado Nacional	33.3	84.6	15.4
	Extranjero	39.8	76.2	23.8
2001	Público	25.3	68.0	32.0
	Privado Nacional	35.6	82.1	17.9
	Extranjero	39.2	74.8	25.2
2002	Público	29.8	50.5	49.5
	Privado Nacional	36.1	66.7	33.3
	Extranjero	34.1	48.3	51.7
2003	Público	27.8	43.5	56.5
	Privado Nacional	38.5	63.6	36.4
	Extranjero	33.7	38.6	61.4
2004	Público	26.4	46.6	53.4
	Privado Nacional	43.9	66.6	33.4
	Extranjero	29.6	42.1	57.9
2005	Público	26.8	57.0	43.0
	Privado Nacional	46.4	74.5	25.5
	Extranjero	26.8	51.1	48.9
Promedio 1999-2005	Público	27.4	57.7	42.3
	Privado Nacional	38.4	74.8	25.2
	Extranjero	34.2	59.1	40.9

**Tabla 11 / Estructura de deuda y deudores por grupo de bancos y tramos (prom. 1995-2005)**

<b>Grupo / Tramo (en miles \$)</b>	<b>Hasta \$25</b>	<b>De \$25 a \$100</b>	<b>De \$100 a \$500</b>	<b>De \$500 a \$5,000</b>	<b>Más de \$5,000</b>	<b>Total</b>
<b>Deuda</b>						
Público	1.4	8.0	23.4	27.0	40.2	100
Privado Nacional	1.9	5.6	16.9	37.8	37.7	100
Extranjero	1.3	4.5	16.6	32.1	45.5	100
<b>Deudores</b>						
Público	60.7	20.1	15.8	3.0	0.3	100
Privado Nacional	80.6	9.6	6.9	2.6	0.3	100
Extranjero	81.5	8.2	7.4	2.5	0.3	100

**Tabla 12 / Porcentaje de deuda irregular por grupo de bancos y tramo**

<b>Año</b>	<b>Grupo</b>	<b>Total</b>	<b>Hasta \$25</b>	<b>De \$25 a \$100</b>	<b>De \$100 a \$500</b>	<b>De \$500 a \$5,000</b>	<b>Más de \$5,000</b>
1999	Público	30.2	17.9	24.7	37.8	38.5	24.1
	Privado Nacional	9.3	9.3	10.2	12.1	11.1	5.3
2000	Extranjero	5.5	11.4	11.4	14.0	8.7	1.3
	Público	36.6	20.7	31.1	44.9	47.4	28.8
2001	Privado Nacional	10.5	10.3	11.8	13.1	11.3	8.0
	Extranjero	6.8	13.8	13.2	15.8	9.9	1.8
2002	Público	32.8	16.7	26.4	35.9	35.6	32.1
	Privado Nacional	11.9	11.5	12.8	13.4	12.5	9.8
2003	Extranjero	8.4	14.6	14.5	16.0	9.6	5.1
	Público	41.7	37.0	53.8	56.6	48.4	31.7
2004	Privado Nacional	31.1	34.3	46.4	38.0	30.8	26.7
	Extranjero	22.0	38.8	48.0	45.2	27.2	17.0
2005	Público	57.4	40.7	57.9	71.7	66.4	49.1
	Privado Nacional	44.1	31.4	39.8	47.7	46.6	42.6
2006	Extranjero	51.7	42.7	55.5	60.9	48.7	51.6
	Público	45.6	33.5	46.2	57.1	50.9	40.3
2007	Privado Nacional	22.9	15.4	17.1	22.8	21.9	24.1
	Extranjero	27.0	21.2	28.5	42.2	30.5	25.0
2008	Público	21.8	15.9	23.6	31.3	27.2	17.7
	Privado Nacional	12.9	6.2	5.1	8.7	10.5	17.1
2009	Extranjero	13.1	10.0	11.8	14.1	15.6	12.3
	Público	38.0	26.1	37.7	47.9	44.9	32.0
Promedio 1999-2005	Privado Nacional	20.4	16.9	20.5	22.3	20.7	19.1
	Extranjero	19.2	21.8	26.1	29.7	21.5	16.3

**Tabla 13 / Porcentaje de deudores en situación irregular por grupo de bancos y tramo**

<b>Año</b>	<b>Grupo</b>	<b>Total</b>	<b>Hasta \$25</b>	<b>De \$25 a \$100</b>	<b>De \$100 a \$500</b>	<b>De \$500 a \$5,000</b>	<b>Más de \$5,000</b>
1999	Público	28.5	28.2	23.5	36.6	40.6	27.0
	Privado Nacional	14.1	15.8	10.0	11.9	11.9	7.9
	Extranjero	17.6	22.2	11.3	13.8	10.4	1.3
2000	Público	33.2	31.1	29.8	43.7	47.7	32.8
	Privado Nacional	15.4	17.1	11.4	13.1	11.8	11.1
	Extranjero	23.8	30.7	12.8	15.9	12.3	2.4
2001	Público	32.0	34.4	25.1	35.3	34.5	28.7
	Privado Nacional	17.9	20.3	12.6	13.6	12.7	12.0
	Extranjero	25.2	31.6	14.2	15.9	11.1	6.2
2002	Público	49.5	46.9	52.3	58.4	49.7	42.9
	Privado Nacional	33.3	31.3	45.6	41.3	30.9	26.7
	Extranjero	51.7	54.6	47.0	46.5	29.6	18.2
2003	Público	56.5	53.4	56.4	70.2	70.5	56.3
	Privado Nacional	36.4	35.2	38.7	47.7	47.5	39.5
	Extranjero	61.4	62.9	54.0	60.9	50.5	44.9
2004	Público	53.4	55.6	44.5	56.1	53.2	43.0
	Privado Nacional	33.4	36.6	16.8	21.8	22.8	22.6
	Extranjero	57.9	63.1	28.0	42.2	32.3	27.6
2005	Público	43.0	52.0	22.9	30.8	28.3	21.1
	Privado Nacional	25.5	31.5	5.2	7.8	10.4	15.6
	Extranjero	48.9	58.8	12.0	14.0	15.2	16.6
Promedio 1999-2005	Público	42.3	43.1	36.4	47.3	46.4	36.0
	Privado Nacional	25.2	26.9	20.0	22.5	21.1	19.3
	Extranjero	40.9	46.3	25.6	29.9	23.1	16.7

## II. Estimaciones econométricas

En esta sección intentaremos establecer los determinantes de la irregularidad de la deuda de las empresas. La muestra abarca un máximo de 181.705 compañías a lo largo del período 1999-2005, con datos anuales fechados a junio, dando origen a una extensa muestra total de datos de panel (empresas por años) de 571.683 observaciones. Utilizaremos distintas vertientes de modelos binarios para estimar la probabilidad de estar en situación irregular (3 a 6), asignando el valor 1 a las empresas en esa condición y el valor 0 a las restantes.

### II.1. Hipótesis del trabajo

El conjunto de variables explicativas comprende:

(a) *El logaritmo de la deuda de la empresa con el sistema bancario*: Por un lado, es esperable que los préstamos más grandes estén sujetos a procesos de selección más severos y rigurosos en los que intervienen distintos niveles jerárquicos de decisión, por lo cual la probabilidad de incumplimiento debería acotarse. De igual manera, si el tamaño del préstamo guarda correlación con el tamaño de la empresa, cabe la misma predicción, una vez que las empresas grandes tienen menor riesgo de repago (a causa de su mayor diversificación) y mayores costos reputacionales en caso de incumplimiento. Por el contrario, de la mano de su fuerte peso en la cartera de las entidades, las empresas más grandes y más endeudadas gozan de un cierto poder de negociación para evitar sanciones por parte de los bancos en caso de mora. Este efecto comúnmente conocido como “demasiado grande para caer” juega a favor de una mayor tasa de morosidad en los préstamos de mayor cuantía. Distinta debería ser la posición de los deudores más pequeños, para los cuales las posibles sanciones del acreedor –bajo la forma de no renovación de líneas de corto plazo o incremento en la tasa y en las garantías exigidas– deberían hacerlas más creíbles y efectivas. En estos casos, la limitada capacidad de sustitución del crédito bancario puede contribuir a alinear los incentivos al repago;

(b) *La proporción garantizada de la deuda*: Nuevamente, se pueden enumerar al menos dos argumentos a favor de una relación positiva y otros dos en contra de ella. En este último caso, es posible sostener que las garantías ofician en ocasiones como señal de calidad de los proyectos y que, además, reducen el margen de responsabilidad limitada del deudor (esto es, un proyecto fallido

perjudicará tanto al acreedor como al deudor que garantiza su préstamo). Por ambas vías, un mayor porcentaje de garantías estaría asociado a una menor irregularidad. La relación positiva se basa en dos motivos: por un lado, es probable que se requiera más garantía a los proyectos *a priori* más riesgosos; por el otro, es sabido que las garantías, al independizar el repago de la evaluación del proyecto financiado, disminuyen el incentivo a la apropiada selección y monitoreo de los deudores;

(c) *El número de entidades que asiste al deudor*: Por el lado del deudor, existe evidencia de que los deudores más pequeños mejoran sus condiciones crediticias estrechando sus vínculos con un número reducido de acreedores (ver Petersen y Rajan (1994) para el caso de Estados Unidos y Bebczuk y Sangiácomo (2006) para el de Argentina). La dificultad de encontrar fuentes alternativas de financiamiento puede inducir una conducta más conservadora en los deudores que dependen fuertemente de uno o pocos bancos.<sup>7</sup> A su vez, por el lado de los acreedores, puede esperarse que el control conjunto por parte de varias entidades dé lugar a una mejor selección de deudores que en el caso de un único banco, lo cual traería aparejado menores niveles de irregularidad;

(d) *Tipo de asistencia*: Los préstamos de más largo plazo son normalmente sometidos a un más severo proceso de evaluación que los de corto plazo, por lo que es de esperar que los primeros tengan una menor probabilidad de *default*. De hecho, el plazo del préstamo es hasta cierto punto endógeno, por cuanto el banco preferirá mantener un control asiduo sobre los prestatarios más riesgosos, con la facultad de cancelar inmediatamente la operación si observa una evolución desfavorable del proyecto. Reforzando esta hipótesis acerca del mayor riesgo de los préstamos cortos, es dable observar que los adelantos en cuenta corriente y los préstamos personales y con tarjeta de crédito –las líneas de plazo más reducido– pagan tasas de interés superiores a las de otras líneas;<sup>8</sup>

(e) *Tipo de banco*: Debido a la ausencia de mecanismos adecuados para seleccionar y disciplinar a sus gerentes, es factible que la cartera de préstamos de la banca pública presente un mayor grado de irregularidad que otros bancos. Este

---

<sup>7</sup> Esta variable podría también estar meramente captando el tamaño del deudor. Sin embargo, este efecto ya está controlado dentro de las regresiones.

<sup>8</sup> De acuerdo a información reportada por el Banco Central, en 2005 la mediana de la tasa para adelantos en cuenta corriente se ubicaba en el 19,5% anual y la tasa de Préstamos personales en el 28%, mientras que el costo de las demás líneas para personas jurídicas no superaba el 13%.

fenómeno puede verse agravado por la concentración en deudores más pequeños, los cuales, debido a problemas de información y de costos de intermediación, no serían adecuadamente atendidos por la banca privada;

(f) *Sector de pertenencia del deudor*: Como se señalara con antelación, no contamos con medidas individuales de rentabilidad y riesgo para cada deudor, las cuales ciertamente deberían influir sobre su situación. Sin embargo, reparamos parcialmente esta omisión incluyendo variables binarias (*dummy*) de acuerdo al sector en el que opera el deudor. Si bien está claro que el desempeño individual puede desviarse del promedio sectorial, es razonable predecir una correlación positiva entre ambos. De igual modo, como se verá pronto, también incluimos efectos fijos en algunas regresiones de panel, con el fin de controlar por factores individuales inobservables y constantes en el tiempo;

(g) *Año*: Como quedó retratado en secciones anteriores, la situación macroeconómica ejerce una influencia decisiva sobre la calidad de la cartera, más allá de las características individuales de cada deudor. Para tomar en cuenta estas cambiantes condiciones, hemos incluido variables binarias para cada año.

## **II.2. Resultados**

En las Tablas 14 a 18 se presentan los resultados obtenidos. Todas las tablas comparten el mismo conjunto de regresores, pero se distinguen en el método de estimación de datos en panel (*Logit* y *Probit*, con efectos fijos y aleatorios) y, en algunos casos, en el tamaño de la muestra utilizable (con un rango de 81.242 a 571.683). La decisión de emplear distintos métodos se fundamenta en la necesidad de comprobar la robustez del modelo. En las Tablas 14 a 18 se usan, respectivamente, los siguientes modelos: *Logit* con efectos aleatorios, *Probit* con efectos aleatorios, *Logit* con efectos fijos, *Logit* con efectos aleatorios y *Probit* con efectos aleatorios (en estos dos últimos casos, con la misma muestra reducida que en el caso del *Logit* con efectos fijos).<sup>9</sup> En cuanto a la capacidad predictiva del modelo, en las regresiones *Probit* se incluyó el porcentaje de predicciones correctas, que se ubicó en un aceptable rango de 62% - 79%.<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> Este último método elimina automáticamente todas las unidades de corte transversal (empresas) para las cuales la variable dependiente no varía en el período considerado.

<sup>10</sup> Para cada observación, el programa econométrico calcula la probabilidad de estar en situación irregular de acuerdo a los valores observados de las variables explicativas, y luego compara esa probabilidad con la situación efectiva (regular o irregular). En los casos en que la empresa está en situación irregular (regular) y

Para facilitar la lectura, comentaremos los resultados generales de cada variable, subrayando las similitudes y diferencias encontradas entre los distintos métodos en cuanto al signo y la significatividad estadística. El primer (y contraintuitivo) hallazgo es que, en todos los casos, la probabilidad de estar en situación irregular aumenta con el tamaño absoluto de la deuda con el sistema bancario.<sup>11</sup> La proporción de deuda cubierta con garantías también incrementa la probabilidad en la mayoría de las estimaciones.<sup>12</sup> El número de bancos que asiste al deudor no presenta un nivel aceptable de robustez, una vez que el valor y la significatividad del coeficiente estimado varía notoriamente ante cambios en el conjunto de variables de control, en el tamaño de muestra y en la técnica de estimación.

Las variables *dummy* para cada año también entran en forma positiva y robusta en todos los casos, indicando que los factores de carácter sistémico han influido, a la par de los factores idiosincrásicos de cada empresa, sobre la probabilidad de estar en situación irregular. En las regresiones con efectos aleatorios hemos incluido variables binarias para evaluar si los deudores que ingresaron al sistema en 2000 y 2001 tuvieron un comportamiento diferencial. En consonancia con el análisis descriptivo, encontramos que, de hecho, exhibieron una menor irregularidad que el resto de los deudores.

A continuación observamos que, en comparación con la banca extranjera, la banca pública presenta mayores niveles de cartera irregular, en tanto que ocurre lo contrario en el caso de la banca privada nacional. Ante la posibilidad de que los deudores actúen de manera distinta dependiendo si operan exclusivamente con bancos públicos o si también lo hacen con bancos privados nacionales o extranjeros, optamos por construir dos variables alternativas.<sup>13</sup> En primer lugar, para cada

---

la probabilidad estimada está por encima (por debajo) del 50%, se concluye que el modelo ha acertado en la predicción. Sumando los aciertos totales y dividiendo por el tamaño de la muestra, se obtiene el porcentaje de predicciones correctas.

<sup>11</sup> A partir de 2002 se redujo la calificación de las empresas que hicieron *default* sobre sus deudas con el exterior. Dado que las empresas endeudadas con el exterior eran las de mayor tamaño y monto de deuda, ésta podría ser una explicación del fenómeno. Sin embargo, el resultado se mantuvo después de excluir de la muestra al tramo máximo (más de \$5.000.000) y el siguiente (más de \$500.000). Asimismo, se rehicieron las regresiones para el subperíodo 2004-2005, durante el cual se reestructuró la mayor parte de la deuda externa privada, sin que se altere el resultado original.

<sup>12</sup> La excepción son las regresiones con efectos aleatorios que aparecen en las columnas (5) y (6) de las Tablas 14, 15 y 17.

<sup>13</sup> Por ejemplo, un deudor con intenciones de cometer riesgo moral puede ser más propenso a hacerlo si opera únicamente con un banco público (suponiendo que estos bancos son menos severos a la hora de imponer sanciones por incumplimiento) que si también ha recibido financiamiento de un banco privado.

deudor calculamos el porcentaje de crédito concedido por cada tipo de banco. La primera variable asigna el valor 1 al grupo con mayor participación en el total de deuda de cada cliente (denominada *Dummy Grupo Principal* en las tablas). La segunda variable, por su parte, retiene únicamente a los deudores que operan exclusivamente con un grupo (denominada *Dummy Grupo 100%* en las tablas). No obstante, los resultados fueron similares para ambas especificaciones.

En cuanto al efecto del tipo de línea de asistencia, se siguió el procedimiento anterior de definir dos variables binarias: la primera asigna el valor 1 a la línea con una participación superior al 80% del total de deuda (*Dummy Línea > 80%*), y la segunda manteniendo solamente el conjunto de deudores con una única línea de asistencia (*Dummy Línea 100%*). Los resultados más robustos fueron el efecto positivo sobre la irregularidad de los Adelantos, el efecto negativo de Documentos y, sorpresivamente, el también negativo efecto de los Préstamos Personales (aunque en este último caso se torna positivo y marginalmente significativo en la muestra restringida). Las deudas hipotecarias y prendarios alternaron valores positivos y negativos, por lo que se considera un resultado frágil.

**Tabla 14 / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino:**  
**Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.**  
 Estimación *Logit* para datos en panel con efectos aleatorios.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Deuda total en \$ (en logaritmo)	0,328*** [0,004]	0,318*** [0,004]	0,316*** [0,004]	0,277*** [0,004]	0,317*** [0,005]	0,369*** [0,005]	0,377*** [0,005]	0,335*** [0,004]	0,305*** [0,004]
Proporción de deuda con garantías (en %)	0,278*** [0,022]	0,260*** [0,022]	0,264*** [0,022]	0,143*** [0,022]	-0,043 [0,027]	-0,166*** [0,033]	0,123*** [0,031]	0,368*** [0,022]	0,277*** [0,024]
Número de bancos acreedores	0,045** [0,018]	0,018 [0,018]	0,003 [0,018]	0,079*** [0,018]	1,536*** [0,030]	0,232*** [0,025]	0,204*** [0,025]	-0,046*** [0,018]	-0,060*** [0,019]
Dummy 1999	0,967*** [0,042]	0,969*** [0,042]	0,968*** [0,042]	0,827*** [0,043]	0,516*** [0,054]			1,018*** [0,043]	0,900*** [0,043]
Dummy 2000	1,779*** [0,043]	1,783*** [0,043]	1,820*** [0,043]	1,594*** [0,043]	1,186*** [0,054]			1,834*** [0,043]	1,675*** [0,044]
Dummy 2001	2,145*** [0,044]	2,209*** [0,044]	2,191*** [0,044]	1,957*** [0,044]	1,446*** [0,054]			2,202*** [0,044]	2,113*** [0,046]
Dummy 2002	4,531*** [0,045]	4,542*** [0,046]	4,534*** [0,046]	4,312*** [0,047]	3,589*** [0,057]	2,622*** [0,024]	2,675*** [0,025]	4,602*** [0,046]	4,439*** [0,049]
Dummy 2003	4,878*** [0,047]	4,880*** [0,047]	4,865*** [0,047]	4,671*** [0,048]	3,864*** [0,058]	3,020*** [0,028]	3,099*** [0,028]	4,947*** [0,048]	4,798*** [0,050]
Dummy 2004	4,129*** [0,047]	4,125*** [0,047]	4,103*** [0,047]	3,924*** [0,048]	3,128*** [0,058]	2,237*** [0,028]	2,308*** [0,028]	4,196*** [0,048]	4,065*** [0,051]

**Tabla 14 (continuación) / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino: Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.** Estimación *Logit* para datos en panel con efectos aleatorios.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Dummy 2005	2,943*** [0,047]	2,943*** [0,047]	2,919*** [0,047]	2,770*** [0,048]	2,000*** [0,058]	1,078*** [0,029]	1,143*** [0,029]	3,018*** [0,048]	2,938*** [0,051]
Dummy Alta 2001		-1,358*** [0,048]							
Dummy Alta 2000-2001			-0,834*** [0,034]						
Dummy Banco Público principal				0,940*** [0,021]					1,145*** [0,022]
Dummy Privado Nacional principal				-1,056*** [0,021]					-0,959*** [0,021]
Dummy Banco Público 100%					1,060*** [0,028]				
Dummy Privado Nacional 100%					-1,480*** [0,028]				
Dummy Adelantos >80%						0,390*** [0,025]			0,173*** [0,022]
Dummy Documentos >80%						-0,509*** [0,030]			-0,477*** [0,026]
Dummy Hipotecarios >80%						1,387*** [0,049]			0,099*** [0,036]
Dummy Prendarios >80%						0,244*** [0,046]			-0,301*** [0,038]
Dummy Personales >80%						-0,595*** [0,054]			-0,580*** [0,048]
Dummy Adelantos 100%							0,422*** [0,026]		
Dummy Documentos 100%							-0,640*** [0,039]		
Dummy Hipotecarios 100%							0,826*** [0,058]		
Dummy Prendarios 100%							-0,096* [0,051]		
Dummy Personales 100%							-0,633*** [0,062]		
Constante	-9,190*** [0,064]	-9,014*** [0,064]	-8,921*** [0,064]	-8,430*** [0,065]	-8,136*** [0,078]	-8,251*** [0,059]	-8,404*** [0,060]	-8,098*** [0,104]	-7,685*** [0,102]
Observaciones	571,683	571,683	571,683	571,683	441,304	364,163	364,163	571,683	571,683
Número de Empresas	181,705	181,705	181,705	181,705	173,594	147,345	147,345	181,705	181,705
Dummies Sectoriales	No	Sí	Sí						

Errores estándar entre corchetes. \* Significativo al 10% \*\* Significativo al 5% \*\*\* Significativo al 1%.

**Tabla 15 / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino:  
Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.**  
Estimación *Probit* para datos en panel con efectos aleatorios.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Deuda total en \$ (en logaritmo)	0,181***	0,176***	0,175***	0,153***	0,175***	0,207***	0,211***	0,183***	0,168***
	[0,002]	[0,002]	[0,002]	[0,002]	[0,003]	[0,003]	[0,003]	[0,002]	[0,002]
Proporción de deuda con garantías (en %)	0,158***	0,145***	0,147***	0,074***	-0,030**	-0,080***	0,087***	0,205***	0,150***
	[0,012]	[0,012]	[0,012]	[0,012]	[0,015]	[0,019]	[0,017]	[0,012]	[0,013]
Número de bancos acreedores	0,015	0,001	-0,008	0,041***	0,865***	0,121***	0,103***	-0,025**	-0,032***
	[0,010]	[0,010]	[0,010]	[0,010]	[0,017]	[0,014]	[0,014]	[0,010]	[0,010]
Dummy 1999	0,532***	0,532***	0,532***	0,448***	0,289***			0,559***	0,498***
	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,029]			[0,024]	[0,024]
Dummy 2000	0,965***	0,966***	0,990***	0,864***	0,657***			0,996***	0,919***
	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,029]			[0,024]	[0,024]
Dummy 2001	1,155***	1,190***	1,187***	1,059***	0,797***			1,184***	1,147***
	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,024]	[0,030]			[0,024]	[0,026]
Dummy 2002	2,481***	2,493***	2,493***	2,357***	1,985***	1,459***	1,489***	2,513***	2,429***
	[0,025]	[0,025]	[0,025]	[0,025]	[0,031]	[0,013]	[0,013]	[0,025]	[0,027]
Dummy 2003	2,668***	2,675***	2,671***	2,546***	2,129***	1,675***	1,718***	2,700***	2,621***
	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,032]	[0,015]	[0,015]	[0,026]	[0,027]
Dummy 2004	2,238***	2,240***	2,234***	2,128***	1,722***	1,238***	1,276***	2,270***	2,206***
	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,032]	[0,016]	[0,016]	[0,026]	[0,028]
Dummy 2005	1,593***	1,592***	1,585***	1,507***	1,115***	0,611***	0,645***	1,627***	1,595***
	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,026]	[0,032]	[0,016]	[0,016]	[0,026]	[0,028]
Dummy Alta 2001		-0,710***							
		[0,025]							
Dummy Alta 2000-2001			-0,466***						
			[0,018]						
Dummy Banco Público principal				0,532***					0,649***
				[0,012]					[0,012]
Dummy Privado Nacional principal				-0,574***					-0,523***
				[0,012]					[0,012]
Dummy Banco Público 100%					0,597***				
					[0,016]				
Dummy Privado Nacional 100%					-0,805***				
					[0,015]				

**Tabla 15 (continuación) / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino: Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.** Estimación *Probit* para datos en panel con efectos aleatorios.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Dummy Adelantos >80%						0,231***			0,110***
						[0,014]			[0,012]
Dummy Documentos >80%						-0,275***			-0,259***
						[0,017]			[0,014]
Dummy Hipotecarios >80%						0,750***			0,049**
						[0,026]			[0,020]
Dummy Prendarios >80%						0,161***			-0,155***
						[0,026]			[0,021]
Dummy Personales >80%						-0,325***			-0,298***
						[0,030]			[0,027]
Dummy Adelantos 100%							0,244***		
							[0,014]		
Dummy Documentos 100%							-0,352***		
							[0,022]		
Dummy Hipotecarios 100%							0,466***		
							[0,031]		
Dummy Prendarios 100%							-0.033		
							[0,029]		
Dummy Personales 100%							-0,350***		
							[0,035]		
Constante	-5,089***	-4,998***	-4,950***	-4,680***	-4,533***	-4,652***	-4,732***	-4,436***	-4,247***
	[0,035]	[0,035]	[0,035]	[0,036]	[0,043]	[0,032]	[0,033]	[0,057]	[0,057]
Observaciones	571,683	571,683	571,683	571,683	441,304	364,163	364,163	571,683	571,683
Número de Empresas	181,705	181,705	181,705	181,705	173,594	147,345	147,345	181,705	181,705
Dummies Sectoriales	No	Sí	Sí						
Porcentaje de predicciones correctas	0.79	0.79	0.79	0.79	0.79	0.77	0.77	0.79	0.79
Errores estándar entre corchetes. * Significativo al 10% ** Significativo al 5% *** Significativo al 1%.									

**Tabla 16 / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino:  
Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.**  
Estimación *Logit* para datos en panel con efectos fijos.

	1	2	3	4	5	6	7
Deuda total en \$ (en logaritmo)	0,188*** [0,006]	0,181*** [0,006]	0,215*** [0,007]	0,234*** [0,008]	0,213*** [0,008]	0,188*** [0,006]	0,214*** [0,006]
Proporción de deuda con garantías (en %)	0,339*** [0,031]	0,324*** [0,031]	0,212*** [0,041]	0,343*** [0,045]	0,347*** [0,043]	0,339*** [0,031]	0,474*** [0,032]
Número de bancos acreedores	-0,084*** [0,025]	-0,095*** [0,025]	0,038 [0,045]	-0,231*** [0,035]	-0,294*** [0,035]	-0,084*** [0,025]	-0,185*** [0,025]
Dummy 1999	1,323*** [0,060]	1,301*** [0,060]	0,852*** [0,077]			1,323*** [0,060]	1,373*** [0,060]
Dummy 2000	2,511*** [0,060]	2,489*** [0,061]	1,925*** [0,077]			2,511*** [0,060]	2,592*** [0,061]
Dummy 2001	3,267*** [0,061]	3,268*** [0,061]	2,635*** [0,077]			3,267*** [0,061]	3,543*** [0,064]
Dummy 2002	5,524*** [0,063]	5,497*** [0,063]	4,632*** [0,079]	2,728*** [0,029]	2,721*** [0,029]	5,524*** [0,063]	5,779*** [0,065]
Dummy 2003	6,012*** [0,064]	5,986*** [0,064]	5,097*** [0,081]	3,319*** [0,033]	3,303*** [0,033]	6,012*** [0,064]	6,311*** [0,067]
Dummy 2004	5,582*** [0,064]	5,556*** [0,065]	4,750*** [0,082]	2,903*** [0,035]	2,884*** [0,035]	5,582*** [0,064]	5,898*** [0,068]
Dummy 2005	4,982*** [0,065]	4,975*** [0,066]	4,261*** [0,083]	2,364*** [0,037]	2,352*** [0,037]	4,982*** [0,065]	5,341*** [0,069]
Dummy Banco Público principal		0,642*** [0,034]					0,700*** [0,034]
Dummy Privado Nacional principal		-0,470*** [0,029]					-0,458*** [0,030]
Dummy Banco Público 100%			0,999*** [0,064]				
Dummy Privado Nacional 100%			-0,452*** [0,050]				
Dummy Adelantos >80%				0,190*** [0,035]			0,297*** [0,029]
Dummy Documentos >80%				-0,730*** [0,038]			-0,541*** [0,031]

**Tabla 16 (continuación) / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino: Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.** Estimación *Logit* para datos en panel con efectos fijos.

	1	2	3	4	5	6	7
Dummy Hipotecarios >80%				-0,236***			-0,840***
				[0,062]			[0,042]
Dummy Prendarios >80%				-0,509***			-0,496***
				[0,069]			[0,049]
Dummy Personales >80%				-0,585***			-0,208***
				[0,081]			[0,059]
Dummy Adelantos 100%					0,119***		
					[0,038]		
Dummy Documentos 100%					-1,093***		
					[0,051]		
Dummy Hipotecarios 100%					-0,857***		
					[0,072]		
Dummy Prendarios 100%					-0,913***		
					[0,083]		
Dummy Personales 100%					-0,738***		
					[0,095]		
Observaciones	168,263	168,263	95,717	81,242	81,242	168,263	168,263
Número de Empresas	35,546	35,546	25,307	22,771	22,771	35,546	35,546
Dummies Sectoriales	No	No	No	No	No	Sí	Sí
Errores estándar entre corchetes. * Significativo al 10% ** Significativo al 5% *** Significativo al 1%.							

**Tabla 17 / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino:**  
**Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.**  
 Estimación *Logit* para datos en panel con efectos aleatorios (muestra utilizada en estimación *Logit* con efectos fijos).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Deuda total en \$ (en logaritmo)	0,103*** [0,004]	0,100*** [0,004]	0,098*** [0,004]	0,089*** [0,004]	0,107*** [0,004]	0,112*** [0,004]	0,105*** [0,004]	0,107*** [0,004]	0,117*** [0,004]
Proporción de deuda con garantías (en %)	0,155*** [0,019]	0,141*** [0,019]	0,131*** [0,019]	0,069*** [0,019]	-0,051** [0,022]	-0,097*** [0,028]	-0,018 [0,025]	0,219*** [0,019]	0,203*** [0,021]
Número de bancos acreedores	-0,141*** [0,014]	-0,152*** [0,014]	-0,161*** [0,014]	-0,099*** [0,014]	0,168*** [0,025]	-0,070*** [0,018]	-0,097*** [0,017]	-0,176*** [0,014]	-0,176*** [0,015]
Dummy 1999	0,935*** [0,059]	0,934*** [0,059]	0,928*** [0,059]	0,873*** [0,059]	0,548*** [0,071]			0,965*** [0,059]	0,962*** [0,059]
Dummy 2000	2,103*** [0,057]	2,098*** [0,057]	2,114*** [0,057]	2,042*** [0,058]	1,633*** [0,069]			2,134*** [0,057]	2,147*** [0,058]
Dummy 2001	2,469*** [0,058]	2,487*** [0,058]	2,499*** [0,058]	2,416*** [0,058]	1,921*** [0,069]			2,501*** [0,058]	2,554*** [0,059]
Dummy 2002	4,484*** [0,060]	4,502*** [0,060]	4,509*** [0,060]	4,420*** [0,060]	3,604*** [0,071]	3,124*** [0,029]	3,126*** [0,029]	4,519*** [0,060]	4,553*** [0,061]
Dummy 2003	4,738*** [0,061]	4,750*** [0,061]	4,754*** [0,061]	4,672*** [0,061]	3,807*** [0,072]	3,380*** [0,031]	3,383*** [0,031]	4,773*** [0,061]	4,814*** [0,063]
Dummy 2004	4,164*** [0,061]	4,171*** [0,061]	4,172*** [0,061]	4,094*** [0,061]	3,356*** [0,072]	2,805*** [0,031]	2,806*** [0,031]	4,203*** [0,061]	4,248*** [0,063]
Dummy 2005	3,431*** [0,061]	3,436*** [0,061]	3,434*** [0,061]	3,369*** [0,061]	2,729*** [0,073]	2,120*** [0,033]	2,127*** [0,033]	3,476*** [0,061]	3,548*** [0,063]
Dummy Alta 2001		-0,326*** [0,030]							
Dummy Alta 2000-2001			-0,287*** [0,021]						
Dummy Banco Público principal				0,232*** [0,018]					0,382*** [0,019]
Dummy Privado Nacional principal				-0,334*** [0,018]					-0,288*** [0,018]
Dummy Banco Público 100%					0,122*** [0,021]				
Dummy Privado Nacional 100%					-0,257*** [0,021]				

**Tabla 17 (continuación) / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino: Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.** Estimación *Logit* para datos en panel con efectos aleatorios (muestra utilizada en estimación *Logit* con efectos fijos).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Dummy Adelantos >80%						0,220***			0,268***
						[0,023]			[0,022]
Dummy Documentos >80%						-0,347***			-0,343***
						[0,025]			[0,024]
Dummy Hipotecarios >80%						-0,04			-0,251***
						[0,034]			[0,032]
Dummy Prendarios >80%						-0,066*			-0,108***
						[0,040]			[0,037]
Dummy Personales >80%						-0,261***			0,090*
						[0,051]			[0,048]
Dummy Adelantos 100%							0,185***		
							[0,023]		
Dummy Documentos 100%							-0,565***		
							[0,034]		
Dummy Hipotecarios 100%							-0,369***		
							[0,044]		
Dummy Prendarios 100%							-0,404***		
							[0,051]		
Dummy Personales 100%							-0,312***		
							[0,059]		
Constante	-4,352***	-4,296***	-4,240***	-4,131***	-3,612***	-3,484***	-3,406***	-3,926***	-4,132***
	[0,070]	[0,070]	[0,070]	[0,071]	[0,082]	[0,050]	[0,050]	[0,101]	[0,103]
Observaciones	168,263	168,263	168,263	168,263	95,717	81,242	81,242	168,263	168,263
Número de Empresas	35,546	35,546	35,546	35,546	25,307	22,771	22,771	35,546	35,546
Dummies Sectoriales	No	Sí	Sí						
Errores estándar entre corchetes. * Significativo al 10% ** Significativo al 5% *** Significativo al 1%.									

**Tabla 18 / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino:  
Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.**  
Estimación Probit para datos en panel con efectos aleatorios (muestra utilizada  
en estimación *Logit* con efectos fijos).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Deuda total en \$ (en logaritmo)	0,060*** [0,002]	0,058*** [0,002]	0,056*** [0,002]	0,051*** [0,002]	0,060*** [0,002]	0,066*** [0,002]	0,062*** [0,003]	0,062*** [0,002]	0,067*** [0,002]
Proporción de deuda con garantías (en %)	0,091*** [0,011]	0,083*** [0,011]	0,078*** [0,011]	0,039*** [0,011]	-0,031** [0,012]	-0,044*** [0,016]	0,004 [0,015]	0,127*** [0,011]	0,116*** [0,012]
Número de bancos acreedores	-0,083*** [0,008]	-0,089*** [0,008]	-0,094*** [0,008]	-0,057*** [0,008]	0,100*** [0,014]	-0,045*** [0,010]	-0,062*** [0,010]	-0,102*** [0,008]	-0,101*** [0,009]
Dummy 1999	0,502*** [0,030]	0,501*** [0,030]	0,496*** [0,030]	0,462*** [0,030]	0,268*** [0,036]			0,519*** [0,030]	0,514*** [0,030]
Dummy 2000	1,148*** [0,030]	1,144*** [0,030]	1,152*** [0,030]	1,111*** [0,030]	0,869*** [0,036]			1,164*** [0,030]	1,172*** [0,030]
Dummy 2001	1,357*** [0,030]	1,366*** [0,030]	1,373*** [0,030]	1,327*** [0,030]	1,029*** [0,035]			1,373*** [0,030]	1,406*** [0,031]
Dummy 2002	2,554*** [0,031]	2,564*** [0,031]	2,567*** [0,031]	2,516*** [0,031]	2,005*** [0,036]	1,826*** [0,016]	1,826*** [0,016]	2,572*** [0,031]	2,589*** [0,032]
Dummy 2003	2,705*** [0,031]	2,711*** [0,031]	2,713*** [0,031]	2,665*** [0,031]	2,116*** [0,036]	1,988*** [0,016]	1,988*** [0,016]	2,724*** [0,031]	2,746*** [0,032]
Dummy 2004	2,368*** [0,031]	2,371*** [0,031]	2,372*** [0,031]	2,326*** [0,032]	1,851*** [0,037]	1,632*** [0,017]	1,631*** [0,017]	2,389*** [0,031]	2,414*** [0,033]
Dummy 2005	1,922*** [0,032]	1,924*** [0,032]	1,923*** [0,032]	1,886*** [0,032]	1,471*** [0,037]	1,205*** [0,018]	1,208*** [0,018]	1,946*** [0,032]	1,987*** [0,033]
Dummy Alta 2001		-0,191*** [0,018]							
Dummy Alta 2000-2001			-0,168*** [0,012]						
Dummy Banco Público principal				0,144*** [0,010]					0,230*** [0,011]
Dummy Privado Nacional principal				-0,192*** [0,010]					-0,166*** [0,011]
Dummy Banco Público 100%					0,075*** [0,011]				
Dummy Privado Nacional 100%					-0,145*** [0,012]				

**Tabla 18 (continuación) / Empresas deudoras en el sistema bancario argentino: Determinantes de la probabilidad de estar en situación irregular, 1999-2005.** Estimación Probit para datos en panel con efectos aleatorios (muestra utilizada en estimación *Logit* con efectos fijos).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Dummy Adelantos >80%						0,130***			0,154***
						[0,014]			[0,013]
Dummy Documentos >80%						-0,205***			-0,200***
						[0,015]			[0,014]
Dummy Hipotecarios >80%						-0,01			-0,146***
						[0,020]			[0,018]
Dummy Prendarios >80%						-0,028			-0,063***
						[0,023]			[0,022]
Dummy Personales >80%						-0,151***			0,051*
						[0,031]			[0,028]
Dummy Adelantos 100%							0,109***		
							[0,014]		
Dummy Documentos 100%							-0,337***		
							[0,021]		
Dummy Hipotecarios 100%							-0,190***		
							[0,026]		
Dummy Prendarios 100%							-0,223***		
							[0,030]		
Dummy Personales 100%							-0,183***		
							[0,036]		
Constante	-2,463***	-2,431***	-2,398***	-2,336***	-2,003***	-2,025***	-1,977***	-2,217***	-2,335***
	[0,037]	[0,037]	[0,037]	[0,038]	[0,042]	[0,028]	[0,029]	[0,056]	[0,057]
Observaciones	168,263	168,263	168,263	168,263	95,717	81,242	81,242	168,263	168,263
Número de Empresas	35,546	35,546	35,546	35,546	25,307	22,771	22,771	35,546	35,546
Dummies Sectoriales	No	Sí	Sí						
Porcentaje de predicciones correctas	0.72	0.71	0.71	0.71	0.67	0.62	0.63	0.71	0.71

Errores estándar entre corchetes. \* Significativo al 10% \*\* Significativo al 5% \*\*\* Significativo al 1%.

### II.3. Probabilidades marginales

La formulación de los modelos probabilísticos no permite visualizar directamente el efecto económico de las variables, lo cual requiere una simple transformación previa. Al mismo tiempo, debido a la naturaleza no lineal de la distribución de probabilidades, es común usar el valor promedio de cada variable en la muestra total y luego hacer pequeños cambios en cada variable explicativa para obtener lo que se conoce como probabilidad marginal. Así, la probabilidad marginal asociada a cada variable explicativa es el cambio en la probabilidad de ocurrencia del evento bajo estudio (en nuestro caso, la probabilidad de que una deuda sea calificada como irregular) ante un cambio marginal (pequeño) en tal variable. En la Tabla 19 aparecen los resultados para las variables más robustas del modelo. Para chequear que estas probabilidades son relativamente estables en muestras y períodos diferentes, tomamos los resultados de la muestra más amplia y la más pequeña utilizadas a lo largo del trabajo, verificando que los resultados son similares en un caso y otro. La interpretación de los coeficientes, en base a la muestra más amplia, es la siguiente. En lo relativo al tamaño de la deuda, para aquellas en la franja de \$100.000 a \$500.000, la probabilidad de estar en situación irregular es 3 puntos porcentuales mayor que para las que están por debajo de ese monto; similarmente, tomando nuevamente como punto de referencia las deudas por debajo de \$100.000, la probabilidad sube en 7 puntos porcentuales para las que se ubican entre \$500.000 y \$5.000.000. Para el caso de las *dummies* anuales, diremos que, por ejemplo, la probabilidad es mayor en todos los casos que en 1998, una vez que controlamos por otros factores que influyen sobre esa probabilidad. Es importante notar que es aquí donde se observan los mayores cambios en la probabilidad, lo cual pone de manifiesto la gravitación del entorno macroeconómico sobre la capacidad de repago de las deudas. También llama la atención que la magnitud de las probabilidades marginales guarde una fuerte correlación negativa con la tasa de crecimiento de la economía, alcanzando su máximo valor en junio de 2003 (65 puntos porcentuales), al tiempo que el nivel de actividad económica llegaba a su menor nivel en el período. Asimismo, corroborando lo comentado en secciones previas, la probabilidad marginal en 2005 se ha mantenido en valores preocupantemente altos a pesar de la recuperación económica. Si bien es prematuro extraer conclusiones de largo plazo, la persistencia de este fenómeno en años sucesivos podría indicar una mayor propensión al riesgo moral, vinculada a la resolución de la crisis financiera mediante el rescate indiscriminado de los deudores del sistema. En relación a los bancos extranjeros, los préstamos de bancos públicos (privados nacionales) tienen una probabilidad

mayor (menor) de entre 3 y 5 (3 y 7) puntos porcentuales. Las últimas filas, por su parte, muestran las probabilidades marginales asociadas a las distintas líneas de asistencia, usando como línea de referencia a Otros préstamos.

**Tabla 19 / Probabilidades marginales**

<b>Variable</b>	<b>Muestra más amplia</b>	<b>Muestra más pequeña</b>
<b>Tamaño de la deuda</b>		
De \$100,000 a \$500,000	0.03	0.04
De \$500,000 a \$5,000,000	0.07	0.08
Más de \$5,000,000	0.16	0.14
<b>Año</b>		
Dummy Año 1999	0.05	-
Dummy Año 2000	0.11	-
Dummy Año 2001	0.15	-
Dummy Año 2002	0.56	0.62
Dummy Año 2003	0.65	0.63
Dummy Año 2004	0.51	0.54
Dummy Año 2005	0.29	0.43
<b>Tipo de Banco</b>		
Banco Público	0.05	0.03
Banco Privado	-0.03	-0.07
<b>Línea de asistencia</b>		
Adelantos	0.00	0.06
Documentos	-0.01	-0.08
Préstamos Personales	-0.02	-0.05
Número de observaciones	571,683	81,242
Período	1999-2005	2001-2005
Método	Probit	Probit
Efectos (fijos o aleatorios)	Aleatorios	Aleatorios
Dummies sectoriales	Sí	Sí

### III. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido el de analizar, por primera vez, las características de la cartera de préstamos en situación irregular en el sistema bancario argentino a lo largo del período 1999-2005. Los principales hallazgos fueron los siguientes: (1) El porcentaje de cartera irregular muestra una alta correlación con el ciclo económico, aunque tal correlación se interrumpe durante el pico de la crisis en 2002-2003 por efecto de la relajación en la regulación y en su cumplimiento efectivo; (2) Si bien el porcentaje de *deuda* irregular ha tendido a regresar a sus niveles pre-crisis, el porcentaje de *deudores* en situación irregular continúa siendo muy alto. En 2005, aproximadamente 1 de cada 3 deudores estaba en mora. Esta proporción era de 1 cada 5 en 1999 y alcanzó un máximo de 1 cada 2 en 2003. A su vez, el aumento del porcentaje entre 1999 y 2005 se explica principalmente por el aumento en los tramos extremos (las deudas más pequeñas y las más grandes); (3) Ordenando por monto de deuda, el porcentaje de cartera irregular parece en promedio seguir una forma de U invertida, aumentando hasta los tramos intermedios y cayendo en adelante; (4) Los deudores que ingresaron al sistema en 2000 y 2001 ostentan una mejor calidad de cartera que otros prestatarios, desestimando el presunto riesgo moral asociado a la expectativa de salvataje estatal; (5) Los bancos públicos exhiben niveles de irregularidad que duplican, en el período 1999-2005, los de la banca privada nacional y extranjera. Sin embargo, resulta llamativo que la banca extranjera presenta una proporción de deudores en mora superior a la de la banca pública a partir de 2002, y ambas se ubican holgadamente por encima de la banca privada nacional; (6) Los resultados econométricos indican que la probabilidad de estar en situación irregular: (a) se incrementa con la proporción garantizada y, sorpresivamente, con el tamaño de la deuda; (b) aumenta en los deudores de bancos públicos y cae en los deudores de bancos privados nacionales; (c) Aumenta con la asistencia vía Adelantos y cae en Documentos y –otro resultado curioso– en Préstamos Personales; y (7) Si bien el cambio en la probabilidad es altamente significativo estadística y económicamente para todas las variables anteriores, el contexto macroeconómico (medido a través de variables binarias por año) aparece como el determinante con mayor impacto sobre la mencionada probabilidad.

## Referencias

**Barseghyan, L. (2006)**, “Non-Performing Loans, Prospective Bailouts, and Japan’s Slowdown”, mimeo, Cornell University.

**Bebczuk, R. y M. Sangiácomo (2007)**, “Eficiencia en la asignación sectorial del crédito en Argentina”, *Ensayos Económicos*, N° 49, Banco Central de la República Argentina.

**Bebczuk, R. y M. Sangiácomo (2006)**, “El uso de garantías en el sistema bancario argentino”, Documento de Trabajo N° 4, Banco Central de la República Argentina.

**Fernández de Lis, S., J. Martínez Pagés y J. Saurina (2000)**, “Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain”, Documento de Trabajo N° 18, Banco de España.

**Jiménez, G. y J. Saurina (2004)**, “Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk”, Documento de Trabajo N° 414, Banco de España.

**Petersen, M. y R. Rajan (1994)**, “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*.

## **Anexo / Clasificación de deudores**

### **Niveles de clasificación**

El criterio básico a ser utilizado para efectuar tal clasificación es la capacidad de pago en el futuro de la deuda o de los compromisos objeto de la garantía de la entidad financiera. Al evaluar la capacidad de repago debe ponerse énfasis en el análisis de los flujos de fondos realizados por la entidad. En segundo lugar, debe considerarse la posibilidad de liquidación de activos no imprescindibles para la operatoria de la empresa.

#### ***1. En situación normal***

El análisis del flujo de fondos del cliente demuestra que es capaz de atender adecuadamente todos sus compromisos financieros.

Entre los indicadores que pueden reflejar esta situación se destacan que el cliente: Presente una situación financiera líquida y adecuada estructura de endeudamiento en relación con su capacidad de ganancia, y muestre una alta capacidad de pago de las deudas (capital e intereses) en las condiciones pactadas generando fondos –medido a través del análisis de su flujo– en grado aceptable; cumpla regularmente con el pago de sus obligaciones, aun cuando incurra en atrasos de hasta 31 días; posea una dirección calificada y adecuados sistemas de control interno; pertenezca a un sector de la actividad económica o ramo de negocios que registra una tendencia futura aceptable.

#### ***2. Con seguimiento especial***

##### ***2.1. En observación***

El análisis del flujo de fondos del cliente demuestra que, al momento de realizarse, puede atender la totalidad de sus compromisos financieros. Sin embargo, existen situaciones posibles que, de no ser controladas o corregidas oportunamente, podrían comprometer la capacidad futura de pago del cliente.

Entre los indicadores que pueden reflejar esta situación se destacan que el cliente: Presente una buena situación financiera y de rentabilidad, con moderado endeudamiento y adecuado flujo de fondos para el pago de las deudas por capital e

intereses. El flujo de fondos tiende a debilitarse para afrontar los pagos dado que es sumamente sensible a la variación de una o dos variables; incurra en atrasos de hasta 90 días en los pagos de sus obligaciones –sin recurrir a nueva financiación–; posea una dirección calificada y adecuados sistemas de control interno; pertenezca a un sector de la actividad económica o ramo de negocios cuya tendencia futura presente aspectos cuestionables, posibilidad de baja en los ingresos; mantenga convenios de pago resultantes de concordatos judiciales o extrajudiciales homologados a vencer o arreglos privados concertados.

## *2.2. En negociación o con acuerdos de refinanciación*

Incluye aquellos clientes que ante la imposibilidad de hacer frente al pago de sus obligaciones en las condiciones pactadas, manifiesten fehacientemente antes de los 60 días contados desde la fecha en que se verificó la mora en el pago de las obligaciones, la intención de refinanciar sus deudas –el acuerdo con la entidad financiera deberá concertarse dentro de los 90 ó 180 días–, observando los demás indicadores pertinentes del punto anterior.

## **3. Con problemas**

El análisis del flujo de fondos del cliente demuestra que tiene problemas para atender normalmente la totalidad de sus compromisos financieros y que, de no ser corregidos, esos problemas pueden resultar en una pérdida para la entidad financiera.

Entre los indicadores que pueden reflejar esta situación se destacan que el cliente: Presente una situación financiera ilíquida y un nivel de flujo de fondos que no le permita atender el pago de la totalidad del capital y de los intereses de las deudas, pudiendo cubrir solamente estos últimos. Escasa capacidad de ganancias. La proyección del flujo de fondos muestra un progresivo deterioro y una alta sensibilidad a modificaciones menores y previsibles de variables propias o del entorno; incurra en atrasos de hasta 180 días; cuente con una dirección de poca capacidad y/o experiencia y/o con sistemas de control interno e información objetables; cuente con refinanciaciones reiteradas y sistemáticas del capital adeudado.

## **4. Con alto riesgo de insolvencia**

El análisis del flujo de fondos del cliente demuestra que es altamente improbable que pueda atender la totalidad de sus compromisos financieros.

Entre los indicadores que pueden reflejar esta situación se destacan que el cliente: Presente una situación financiera ilíquida y muy alto nivel de endeudamiento, con resultados negativos en la explotación y obligación de vender activos de importancia para la actividad desarrollada y que materialmente sean de magnitud significativa. El flujo de fondos es manifiestamente insuficiente, no alcanzando a cubrir el pago de intereses, y es factible presumir que también tendrá dificultades para cumplir eventuales acuerdos de refinanciación; incurra en atrasos de hasta un año; cuente con una dirección incompetente y/o deshonesto y se observe descontrol en los sistemas internos; cuente con refinanciaci3nes del capital adeudado y de los intereses devengados vinculadas a una insuficiente capacidad para su pago.

### **5. Irrecuperable**

Las deudas de clientes incorporados a esta categorí3 se consideran incobrables. Si bien estos activos podrían tener algú3 valor de recuperaci3n bajo un cierto conjunto de circunstancias futuras, su incobrabilidad es evidente al momento del análisis.

Entre los indicadores que pueden reflejar esta situaci3n se destacan que el cliente: Presente una situaci3n financiera mala con suspensi3n de pagos, quiebra decretada o pedido de su propia quiebra, con obligaci3n de vender a p3rdida activos de importancia para la actividad desarrollada y que materialmente sean de magnitud significativa. El flujo de fondos no alcanza a cubrir los costos de producci3n; incurra en atrasos superiores a un ańo, cuente con refinanciaci3n del capital y sus intereses y con financiaci3n de p3rdidas de explotaci3n; cuente con una direcci3n incompetente y/o deshonesto y/o capaz de realizar actos fraudulentos. Prácticamente no existe control interno y tenga un sistema de informaci3n inadecuado.

### **6. Irrecuperable por disposici3n t3cnica**

Cientes que a su vez sean deudores en situaci3n irregular –considerando tales a los que registren atrasos superiores a 180 días en el cumplimiento de sus obligaciones–, de acuerdo con la nómina que, a tal efecto y a base de la informaci3n que deberán suministrar los administradores de las carteras crediticias, elabore y proporcione el Banco Central de la Repú3lica Argentina de:

- i) Entidades liquidadas por el Banco Central.
- ii) Entes residuales de entidades financieras públicas privatizadas o en proceso de privatización o disolución.
- iii) Entidades financieras cuya autorización para funcionar haya sido revocada por el Banco Central y se encuentren en estado de liquidación judicial o quiebra.
- iv) Fideicomisos en los que SEDESA sea beneficiario.



# Avances recientes en el análisis de la política monetaria para países emergentes

**Javier García-Cicco\***

Universidad de Duke

## Resumen

Este documento analiza los desarrollos recientes en la literatura que estudia la política monetaria para los países emergentes. En particular, se describen trabajos que estudian cómo las siguientes características imponen restricciones no triviales para el diseño de políticas en estas economías: las fricciones financieras y la dolarización de pasivos, la propagación interna de los *shocks* que afectan a los precios internacionales (o *pass-through*) y la sustitución de monedas.

*Clasificación JEL:* E40, E44, E61, F31, F41.

*Palabras claves:* política monetaria, países emergentes, dolarización de pasivos, *pass-through*, sustitución de monedas.

---

\* Quisiera agradecer a Martín Uribe por comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no necesariamente reflejan las del BCRA ni de sus autoridades. E-mail: javier.gc@duke.edu.

# Recent Developments in Monetary Policy Analysis for Emerging Countries

**Javier García-Cicco**

Duke University

## **Abstract**

This document surveys of the recent developments in the literature of monetary policy analysis for emerging countries. In particular, we describe papers analyzing how the following characteristics impose non-trivial restrictions for policy design in these economies: financial frictions and liability dollarization, the domestic propagation of shocks to international prices (or pass-through), and currency substitution.

*JEL:* E40, E44, E61, F31, F41.

*Key words:* monetary policy, emerging countries, liability dollarization, pass-through, currency substitution.

## I. Introducción

Después de la serie de crisis financieras y recesiones profundas experimentadas en varios Países Emergentes (PE) desde mediados de los años '90, una parte importante de la literatura ha reconsiderado el papel y el diseño de la política monetaria de estas economías. En particular, una característica distintiva de esta nueva línea de investigación es el reconocimiento explícito de que estos países están expuestos a ciertos *shocks* y fricciones que imponen restricciones no triviales al diseño de la política. Este artículo analiza parte de estas investigaciones recientes para brindar una evaluación del estado de esta literatura.

En especial, analizaremos tres características que recientemente han despertado especial interés: las fricciones financieras y la dolarización de pasivos, la propagación interna de los *shocks* que afectan a los precios internacionales (o *pass-through*) y la sustitución de monedas. Si bien muchos estudios examinaron cómo estas características pueden utilizarse para explicar las recientes experiencias de los PE,<sup>1</sup> nos focalizaremos aquí en investigaciones que analizan las restricciones que estas características imponen a las decisiones relacionadas con la política monetaria, como los regímenes de tipo de cambio, las políticas de estabilización y el control de la inflación.<sup>2</sup>

Para poner en perspectiva a esta nueva línea de investigación, podemos analizar la clásica discusión sobre tipo de cambio fijo versus flexible. Un modelo sencillo de libro de texto del tipo Mundell-Fleming, de una economía abierta que enfrenta *shocks* exógenos reales (como a los términos de intercambio o a las fluctuaciones de la tasa de interés) y en la que existen rigideces nominales, se inclina a favor de un tipo de cambio flexible porque ayuda a “absorber” el efecto real del *shock* ajustando de forma apropiada los precios relativos. La contribución de la literatura analizada aquí es enfatizar que ciertas características de los PE pueden modificar estas recomendaciones generales. Por ejemplo, un tipo de cambio fijo podría

---

<sup>1</sup> Calvo (2005), por ejemplo, brinda un excelente tratamiento, con la extensión de un libro, de muchas de estas características distintivas de los países emergentes.

<sup>2</sup> De esta manera, la discusión se centrará en artículos que analizan el papel estabilizador de la política monetaria (por ejemplo, cuál es el régimen de tipo de cambio óptimo –que maximiza el bienestar– para “suavizar” las fluctuaciones de los ciclos económicos) en contraste con el estudio de la gestión de política monetaria durante las crisis (véase, por ejemplo, Christiano *et al.*, 2004). Todavía no se ha establecido hasta qué punto estas dos líneas de investigación –y sus recomendaciones de política– están relacionadas (para una discusión al respecto, véase Calvo 2006).

ser deseable en una situación de dolarización de pasivos porque, en ese caso, las devaluaciones podrían tener un efecto contractivo.

Antes de presentar estos estudios, es relevante señalar que comparten algunos rasgos metodológicos. El punto de partida es siempre el Nuevo Modelo Macroeconómico de Economía Abierta (NOEM, por sus siglas en inglés),<sup>3</sup> es decir, un modelo dinámico y estocástico de equilibrio general (DSGE, por sus siglas en inglés) de una economía pequeña y abierta, con algún tipo de rigidez nominal y mercados de activos incompletos. Si bien hay varios estudios que analizan cuestiones similares utilizando herramientas menos formales, este enfoque de modelación se ha convertido en una herramienta analítica clave dentro de los círculos académicos y también en muchos bancos centrales de todo el mundo.

Además, la mayoría de estos trabajos ponen el énfasis en el papel de la política monetaria para estabilizar *shocks* externos (de tasas de interés y de precios), enfoque que puede motivarse por dos argumentos diferentes. Primero, dado que los PE son pequeños y, por consiguiente, tomadores de precios en el resto del mundo, la identificación empírica de estas fuentes de fluctuaciones es ciertamente más sencilla, ya que pueden considerarse como estrictamente exógenas al país. Por otro lado, la evidencia empírica parece sugerir que éstos son impulsores relevantes de los ciclos económicos en los PE.<sup>4</sup>

## II. Fricciones financieras y dolarización de pasivos

En general, las fricciones financieras afectan a la economía generando costos contracíclicos de financiamiento<sup>5</sup> y esto, a su vez, tiende a amplificar las fluctuaciones. Uno de los modelos más utilizados para analizar este efecto es el del acelerador financiero desarrollado, entre otros, por Bernanke *et al.* (1999). El mecanismo se basa en una asimetría informativa que introduce una fuente de riesgo adicional en el financiamiento de la acumulación de capital productivo. La prima requerida por los prestadores para compensar este riesgo depende de manera

---

<sup>3</sup> Véase, por ejemplo, Lane (2001) para una recopilación de esta literatura.

<sup>4</sup> Por ejemplo, Neumeyer y Perri (2005) y Uribe y Yue (2006) caracterizan el papel de las tasas de interés, mientras que Mendoza (1995) y Kose (2002) estudian la importancia de los *shocks* de términos de intercambio.

<sup>5</sup> Por ejemplo, Neumeyer y Perri (2005) y Uribe y Yue (2006) documentaron que la prima riesgo país parece ser contracíclica en los PE.

negativa del patrimonio de los prestatarios, el cual, en equilibrio, es una variable procíclica. De este modo, por ejemplo, durante las expansiones el patrimonio aumenta, generando una reducción del costo del financiamiento de la formación de capital y dando un impulso adicional a la economía. De este modo, entender apropiadamente la influencia de las fricciones financieras se convierte en un factor muy importante para implementar las políticas monetarias.

En los PE, el hecho de que una parte importante de los pasivos se encuentra denominado en moneda extranjera<sup>6</sup> introduce una consideración adicional en la interacción entre la política monetaria y las restricciones financieras. Cuando los pasivos están denominados en dólares pero los activos lo están en moneda local, las depreciaciones nominales sorpresivas podrían reducir el patrimonio. Por lo tanto, mientras que en el modelo original de acelerador financiero el efecto de la política monetaria se amplifica de manera indirecta, bajo la dolarización de pasivos hay también un canal directo que subraya aún más la importancia de las fricciones financieras para el diseño de la política.

Adicionalmente, la presencia de limitaciones financieras sumadas al problema de la dolarización de pasivos puede generar un *trade-off* no trivial en el debate sobre el régimen cambiario. Mientras que una depreciación nominal podría ser expansiva (bajo rigideces nominales), a través del canal de cambio del gasto (*expenditure switching* en inglés, el cual se produce por aumento del precio relativo de los bienes externos versus los domésticos), también aumentará, *ceteris paribus*, el costo del financiamiento mediante el efecto de hoja de balance antes mencionado.<sup>7</sup> La literatura reciente se ha enfocado en entender este *trade-off*.

El trabajo de Céspedes *et al.* (2004) es uno de los pioneros respecto de la adaptación del modelo del acelerador financiero a las economías pequeñas y abiertas en las que la acumulación de capital se financia con deuda denominada en dólares.<sup>8</sup> Su primer aporte consiste en mostrar que la amplificación creada por

---

<sup>6</sup> Levy-Yeyati (2006) presenta un conjunto de datos unificados que documentan la dimensión de este fenómeno. Por ejemplo, para una muestra de 15 países latinoamericanos en el año 2000, informó una media para el ratio de pasivos totales en dólares sobre el PBI superior al 50%.

<sup>7</sup> Tal como analizaremos a continuación, el supuesto *ceteris paribus* no es trivial porque, en equilibrio general, los activos –dependiendo de su naturaleza– también podrían cambiar después de una depreciación, tornando incierto el efecto final sobre costo de endeudamiento.

<sup>8</sup> Adicionalmente, su modelo presenta un solo bien (con un precio determinado internacionalmente), salarios que se fijan con un período de anticipación y consumidores sin acceso a mercados financieros.

la fricción financiera no sólo depende del lado del pasivo de la hoja de balance. En su modelo, una depreciación imprevista aumenta, *ceteris paribus*, el valor local de la producción exportable, elevando en particular el retorno sobre los bienes de inversión (los activos de los prestatarios), lo cual introduce una presión a la baja sobre la prima. Por lo tanto, es relevante que la autoridad monetaria conozca apropiadamente el efecto de equilibrio general sobre ambos lados de la hoja de balance.

El segundo resultado importante es que, independientemente del tamaño de la amplificación creada por la fricción financiera, el tipo de cambio flexible es recomendable en respuesta a *shocks* al costo del endeudamiento internacional. En su modelo, un aumento de la tasa de interés mundial requiere una depreciación real a nivel doméstico. Bajo condiciones de tipo de cambio flexible, sus supuestos implican que la producción estará predeterminada y, por lo tanto, la depreciación real se logra mediante una modificación del tipo de cambio nominal. En cambio, en un régimen fijo, el cambio es generado a través de una deflación que, dado que los salarios están pre-fijados, reducirá la mano de obra y la producción en el momento en el que se experimenta el *shock*. Además, si bien es cierto que las fragilidades financieras exacerbarán estos efectos, la clasificación de estas alternativas de política no se modifica debido a este canal adicional.<sup>9</sup>

Si bien la simplicidad del modelo presentado por Céspedes *et al.* (2004) resulta muy útil para entender la intuición detrás de este mecanismo, también puede generar algunas dudas sobre la generalidad de estos resultados. Devereux *et al.* (2006) ampliaron este análisis en varias dimensiones relevantes. Su modelo presenta tres tipos de bienes: exportables, importados y no transables, con rigidez de precios en este último sector.<sup>10</sup> Consideran tipos de cambio fijos y dos regímenes flexibles, diferenciándose estos últimos en la meta de inflación (uno apunta a la

---

<sup>9</sup> Otra interpretación de este resultado tiene que ver con el papel de la flexibilidad del tipo de cambio para eliminar las distorsiones de la economía, que es el criterio relevante desde la perspectiva del bienestar. El modelo de Céspedes *et al.* (2004) contiene tres distorsiones: el poder monopólico en la determinación del salario, la rigidez del salario y la fricción financiera. Aunque la política monetaria no puede resolver la primera, un régimen flexible puede contrarrestar la rigidez nominal; mientras que la distorsión financiera puede verse reducida por una política que reduzca el efecto hoja de balance. Por lo tanto, considerando que en este modelo un tipo de cambio fijo no puede reducir el impacto en el patrimonio de los deudores, el régimen flexible es preferido.

<sup>10</sup> Alternativamente, estos autores también tienen en cuenta las rigideces de precios en el sector de importaciones, para poder analizar el rol del *pass-through* imperfecto. Analizaremos este conjunto adicional de resultados en la próxima sección.

inflación agregada y el otro está orientado a los precios de los bienes no transables). El modelo es impulsado por *shocks* que afectan la tasa de interés a nivel mundial y a los términos de intercambio, y es calibrado para un país representativo de Asia del este. Dentro de este modelo generalizado (y para los parámetros elegidos), los resultados obtenidos por Céspedes *et al.* (2004) parecen tener sustento: si bien las fricciones financieras amplifican las respuestas de las variables domésticas a ambos *shocks* bajo cualquiera de las políticas consideradas, no modifican la optimalidad (desde la perspectiva del bienestar general) de los tipos de cambio flexibles.

El estudio de Gertler *et al.* (2007) también parece respaldar estos resultados pero desde una óptica diferente. Los autores analizan el papel del acelerador financiero y la dolarización de pasivos a la hora de explicar la crisis de Corea de 1997-1998, representada en este modelo por un aumento exógeno de la prima riesgo país.<sup>11</sup> El modelo calibrado parece indicar que casi la mitad de la caída de la actividad económica observada durante ese período puede explicarse por la presencia de fricciones financieras. Además, realizan un experimento contrafáctico de política que indica que un régimen flexible hubiese producido un menor impacto después del *shock* adverso, conclusión que parece ser independiente de la existencia de fricciones financieras.

Algunos de estos resultados teóricos parecen también tener un respaldo empírico. Por ejemplo, Tovar (2006 a,b) estima un modelo similar al de Gertler *et al.* (2007) para Chile, Colombia, México y Corea. Sus resultados muestran, por un lado, que las devaluaciones exógenas fueron, en general, expansivas en estos países, lo que parecería indicar que el canal de cambio de los gastos domina la amplificación creada por las fricciones financieras y la dolarización de pasivos. En cambio, el autor sostiene que la correlación entre devaluaciones y contracciones parece generarse por la respuesta endógena de la política a determinados *shocks*, en especial los originados en el resto del mundo.

Sin embargo, esta irrelevancia aparente de las fricciones financieras a la hora de analizar el régimen de tipo de cambio ha sido cuestionada por la literatura. Por ejemplo, Cook (2004) subraya también la importancia de explicar el efecto

---

<sup>11</sup> Hay algunas diferencias en el modelo en comparación con el de Devereux *et al.* (2006). Aunque consideran un solo bien producido en el país que es totalmente transable, exploran el papel de la utilización de la capacidad variable.

sobre ambos lados de la hoja de balance, pero sostiene que un argumento en la línea de Céspedes *et al.* (2004) no tiene en cuenta el posible efecto negativo que puede tener la depreciación en el lado de los activos. En particular, considera un modelo en el que la renta de los prestatarios está compuesta no sólo por el retorno sobre la acumulación de capital sino también por los dividendos obtenidos de la titularidad de empresas que enfrentan rigidez en los precios. Dado que una depreciación nominal aumenta los precios de los insumos a mayor velocidad que los precios de la producción en su modelo, con la consiguiente reducción de las ganancias, los activos de los prestatarios podrían bajar también luego del cambio de política.

Dado este razonamiento, que la hoja de balance se deteriore o no es una cuestión cuantitativa. El autor enfrenta este problema calibrando el modelo con información de países de Asia del este. Primero muestra que, mientras que en su modelo una depreciación es fuertemente expansiva y genera inflación si los prestatarios sólo perciben una renta de sus retornos de capital, podría producirse una contracción moderada e inflación si, además, los prestatarios fuesen dueños de empresas monopolícos.

Un segundo resultado contrastante es que la inclusión de este canal adicional genera un cambio en la optimalidad de distintas políticas: un régimen de tipo de cambio fijo es preferido (desde la perspectiva del bienestar) a una meta de inflación estricta y, en menor medida, a un régimen de flotación administrada, para absorber *shocks* externos a la tasa de interés mundial o la demanda externa de bienes nacionales. Este resultado surge porque, bajo un sistema de metas de inflación, se produce una depreciación nominal abrupta que eleva la prima de riesgo de equilibrio y genera una caída más persistente del consumo.<sup>12</sup>

Por último, Elekdag y Tchakarov (2007) señalan un punto importante adicional en esta discusión. Ellos enfatizan la posición financiera de los prestatarios (medida en el modelo como el ratio de apalancamiento deuda/patrimonio en estado estacionario) como variable clave para calificar las alternativas de política en términos

---

<sup>12</sup> Es posible extraer una explicación alternativa en términos del razonamiento de las distorsiones descrito anteriormente. En este caso, la fijación del tipo de cambio brinda un aislamiento adicional al patrimonio, reduciendo de este modo la fricción financiera. Por lo tanto, dentro de este modelo, este canal parece dominar al beneficio antes mencionado de reducir la distorsión de la rigidez de precios que un régimen flexible puede ofrecer.

de bienestar. En especial, calculan un valor de umbral para este ratio de 137%, por encima del cual se prefiere un tipo de cambio fijo. Para poner este valor en perspectiva, los autores documentaron que, para una muestra de ocho países emergentes durante el período 1995-2004, el ratio promedio del apalancamiento para empresas industriales era cercano al 143% (aunque con significativa variabilidad entre países y a lo largo del tiempo), lo cual otorga una relevancia empírica adicional al umbral que surge de su análisis.

### III. *Pass-through*

La capacidad de la política monetaria para estabilizar la economía ante cambios en los precios internacionales depende, en buena medida, de cómo se propaguen estos movimientos de precios a la economía doméstica. Algunos estudios recientes han analizado el papel de tres determinantes importantes de esta propagación (o *pass-through*): la estructura de producción de la economía, la apertura al comercio y las rigideces de precios en distintos sectores económicos.

Antes de describir estos aportes corresponde realizar dos comentarios generales. En comparación con la sección anterior, el debate planteado aquí no está relacionado con la discusión de régimen de tipo de cambio fijo versus flexible, ya que, en general, resulta aplicable en este contexto el argumento clásico de Mundell-Fleming a favor de la flexibilidad. En cambio, el foco estará puesto en el tipo de régimen flexible a elegir. En especial, la mayoría de los estudios intentarán responder a la pregunta de cuál medida de inflación (agregada o doméstica) es una meta más apropiada de la política monetaria. Por otro lado, si bien podemos sostener que comprender estos mecanismos de propagación es relevante para el diseño de la política de cualquier país, la evidencia empírica parece indicar que los PE tienen características distintas en estas dimensiones comparados con economías más desarrolladas.<sup>13</sup> Por lo tanto, dado que las recomendaciones sobre

---

<sup>13</sup> Por ejemplo, Kose (2002) documenta que para una muestra de 28 economías en desarrollo no productoras de petróleo, entre 1970 y 1990, el promedio de comercio total (importaciones más exportaciones) sobre el PIB era cercano al 53%, mientras que el mismo ratio era de casi el 40% para los países del G7. El mismo autor calcula también que la fracción de bienes de capital sobre las exportaciones totales es de alrededor del 40% para los países del G7, pero de sólo el 4% para los PE, mientras que las importaciones de estos bienes representan casi el 31% de las importaciones totales para los PE y el 26% para los países del G7. Desde otra perspectiva, Choudri y Hakura (2006) muestran que el grado general de propagación del tipo de cambio a los precios domésticos parece ser más grande para los países con una inflación promedio superior.

la política provienen de ejercicios cuantitativos, analizaremos estudios que utilizan parametrizaciones compatibles con los Países Emergentes.

El modelo de Devereux *et al.* (2006) incluye dos componentes relevantes para este análisis:<sup>14</sup> bienes no transables con precios rígidos y *pass-through* demorado (modelado como una rigidez de precio para los agentes importadores).<sup>15</sup> En especial, los autores estudian el efecto de un *shock* negativo de términos de intercambio bajo dos metas estrictas: inflación agregada (Índice de Precios al Consumidor - IPC) e inflación de bienes no transables. Si bien el *shock* adverso tendrá un efecto directo negativo sobre la producción y el empleo del sector exportador, el efecto agregado dependerá del tipo de política monetaria.

En el caso de *pass-through* completo, la meta de inflación de bienes no transables inducirá una gran depreciación nominal para contrarrestar la presión a la baja sobre los precios de este sector, mientras que una meta sobre el IPC generará una menor depreciación ya que el precio interno de las importaciones también afecta a la meta. Por consiguiente, la contracción en equilibrio de la producción y el empleo será más moderada bajo la primera alternativa. Además, desde una perspectiva de bienestar, el análisis indica que en este caso se prefiere la inflación de bienes no transables como meta de política.

Por otro lado, si el precio interno de las importaciones se adapta con lentitud a los cambios del costo internacional de las importaciones, una regla que apunte al IPC permite una mayor depreciación, reduciendo las diferencias entre ambas alternativas de política. Además, en su ejercicio numérico, la meta sobre el IPC domina en este caso en términos del bienestar general. Dados estos resultados, comprender el grado de *pass-through* demorado parece ser extremadamente relevante a la hora de elegir la meta de inflación.

En un estudio relacionado, Flamini (2007) analiza también el papel del *pass-through* imperfecto diferenciando entre propagación incompleta y demorada; las cuales son modeladas, respectivamente, como dos características distintivas de los agentes importadores: el uso de los bienes internos como insumos (por

---

<sup>14</sup> Tal como se mencionó antes, este trabajo también analiza el rol de las imperfecciones financieras. Sin embargo, los autores presentan los resultados en casos independientes, lo que nos permite aislar esta discusión de las consideraciones financieras.

<sup>15</sup> En su modelo, las exportaciones no son parte de la canasta de consumo.

ejemplo, los costos de distribución) y las rigideces de precios.<sup>16</sup> El estudio revela que esta diferencia es relevante para el análisis de la política. Un primer resultado es que la efectividad de la política monetaria para suavizar los *shocks* externos parece ser más limitada bajo un *pass-through* demorado que ante un *pass-through* incompleto. Por otro lado, si la política tiene como meta la inflación doméstica, la volatilidad de la mayoría de los agregados (en especial la inflación) es menor bajo ambas formas de propagación imperfecta en comparación con la propagación perfecta. Por el contrario, con una inflación orientada al IPC, la volatilidad es mayor en cualquiera de los tipos, lo que parece indicar que la meta de inflación interna puede ser relativamente más efectiva para reducir la volatilidad agregada.

Asimismo, la forma de propagación es relevante para entender el *trade-off* entre la estabilización de la inflación y la estabilización de la producción. Por un lado, para una política dada, una propagación más incompleta aumenta este *trade-off* (es decir que cuanto más incompleto es el *pass-through*, una reducción dada de la volatilidad de la inflación requiere un aumento mayor de la variación de producción).<sup>17</sup> Por otro lado, el *pass-through* demorado afecta este *trade-off* de modo variable: una mayor demora reduce el *trade-off* para niveles más altos de variación de la inflación, pero lo aumenta para grados más bajos de volatilidad de precios.<sup>18</sup> No obstante, este *trade-off* parece empeorar bajo una meta de IPC, en relación con una meta doméstica, para ambos tipos de imperfecciones.

Por otro lado, Calvo *et al.* (2008) estudiaron recientemente la interacción entre el *pass-through* demorado y la apertura comercial. Su objetivo no es caracterizar la mejor meta para la política monetaria sino estudiar de qué modo varían los beneficios de la flexibilidad del tipo de cambio según el grado de apertura comercial, y cómo se ve afectada esta relación por el nivel de propagación. En especial, los autores sostienen que explicar de manera adecuada la estructura de producción de una economía es muy relevante para entender este vínculo, razón por la cual su modelo presenta dos rasgos distintivos. En primer lugar, consideran cuatro

---

<sup>16</sup> Su modelo presenta varias diferencias respecto de la mayoría de los estudios sobre este tema. El autor considera una economía sin trabajo ni capital, en la que los insumos utilizados para producir bienes domésticos y vender al por menor los bienes importados son tanto bienes locales como importados, los cuales son complementos perfectos en la producción. Además, el bien doméstico es totalmente transable, y se tienen en cuenta los hábitos de consumo.

<sup>17</sup> En otras palabras, las llamadas curvas de Taylor se expanden cuanto más incompleto es el *pass-through*.

<sup>18</sup> En este caso, las curvas de Taylor giran alrededor de un punto pivotal.

bienes de fabricación doméstica (uno exportable y tres no transables),<sup>19</sup> cuyo proceso de producción requiere capital, mano de obra e insumos intermedios locales e importados. También consideran el uso de los insumos importados para la producción de capital. Dada esta rica estructura productiva, el modelo es calibrado utilizando la matriz insumo-producto para Chile.<sup>20</sup>

Sus resultados revelan que los beneficios de la flexibilidad (en comparación con un régimen de cambio fijo) son significativos, incluso para bajos niveles de importación sobre el PBI, y que estas ventajas son aún mayores cuanto más demorado es el nivel del *pass-through*. Además, los beneficios de bienestar derivados de la flexibilidad aumentan con el grado de apertura. Este último resultado se debe, en particular, a la inclusión de insumos importados en la producción de bienes de capital porque, en su modelo, la economía se torna más intensiva en capital gracias a esta apertura y, por consiguiente, mejoran los beneficios derivados de la flexibilidad cambiaria.

Por último, el estudio de Laxton y Pesenti (2003) también subraya la importancia de considerar un entorno productivo rico y de especificar correctamente el grado de apertura comercial. Los autores utilizan una versión del Modelo Económico Global (GEM, por sus siglas en inglés) del FMI, el cual incluye bienes no transables, exportables e importados, con rigideces de precios en los primeros así como también en salarios. La producción interna utiliza capital, mano de obra, un factor fijo e insumos intermedios (tanto nacionales como importados). Consideran la propagación incompleta incorporando los costos de distribución a los productos minoristas importados.<sup>21</sup> El ejercicio computacional que calibra el modelo para la República Checa se propone estudiar de qué manera la regla de política monetaria óptima para un país emergente difiere de las que generalmente son consideradas para economías más grandes. Sus resultados parecen indicar que, en relación con las economías más desarrolladas, las reglas monetarias deberían apuntar a la inflación más que a las fluctuaciones de la producción y que este

---

<sup>19</sup> De estos tres últimos, uno se utiliza principalmente para el consumo, otro para la acumulación de capital y el último utiliza un componente importante de insumos importados.

<sup>20</sup> Los diferentes grados de apertura que, en principio no son triviales de definir dadas todas las interacciones insumo-producción, son modeladas cambiando en términos proporcionales los porcentajes de importaciones en cada sector productivo y en el consumo, lo que a su vez determina el ratio importaciones sobre PBI.

<sup>21</sup> El modelo considera dos países (una economía doméstica pequeña y un país extranjero grande) en los que las interacciones comerciales no se producen sólo a nivel de consumo final sino también para los insumos intermedios. Además, se consideran seis fuentes de fluctuaciones en cada país.

resultado es más relevante cuanto más abierto es el país emergente. Asimismo, los autores sugieren que podría haber también algunos beneficios en términos de bienestar si la meta se fija en términos de un pronóstico de inflación, en comparación al uso de la inflación observada como meta.

#### IV. Sustitución de monedas

La última característica de los PE que ha despertado un renovado interés es la sustitución de monedas (es decir, la coexistencia de la moneda local y las divisas extranjeras para facilitar las transacciones). Si bien este tema tiene una larga tradición en la literatura económica,<sup>22</sup> el enfoque reciente es diferente. Las primeras investigaciones se concentraban principalmente en explicar cómo esta característica podía producir inestabilidades en la demanda de dinero y en por qué éste parece ser un fenómeno persistente. Por otro lado, los estudios más recientes analizan cómo la sustitución de monedas limita el papel estabilizador de la política monetaria. En especial, la pregunta más importante en este contexto es si un alto grado de dolarización en las transacciones impide la implementación de metas de inflación.

El estudio de Felices y Tuesta (2007) modifica el modelo NOEM simple para considerar esta sustitución de monedas.<sup>23</sup> En especial, este rasgo se modela introduciendo ambos tipos de saldos reales en la función de utilidad, permitiendo complementariedades entre el consumo y los servicios de liquidez que ambas monedas ofrecen. Los autores estudian la conducta de la economía cuando las dinámicas están regidas por fluctuaciones en la tasa de interés nominal externa y calibran el modelo para Perú.

En este modelo, si los dólares no son útiles para fines de transacción, la política monetaria óptima requiere una estabilización total de la inflación. Sin embargo, un grado positivo de sustitución de monedas introduce un *trade-off* endógeno entre la estabilización de la inflación y de la producción. Esto sucede porque, dado que la utilidad marginal del consumo se ve afectada por los saldos reales, los cambios ocurridos en la tasa de interés denominada en dólares afectarán

---

<sup>22</sup> Por ejemplo, véase Calvo y Végh (1996) para una recopilación de análisis sobre este tema.

<sup>23</sup> Su modelo presenta un único bien doméstico totalmente transable que se fabrica sólo con mano de obra (sin capital), rigideces de precios y mercados completos.

los salarios reales y, por consiguiente, el costo marginal que enfrentan las compañías. Como resultado, la curva de Phillips mostrará un término adicional que se asemeja a un *cost-push shock*; aunque en este caso, en lugar de ser introducido de modo exógeno, surge de manera endógena debido al canal de sustitución de monedas.

Por otro lado, los autores demuestran que el grado de sustitución de monedas reduce la región de determinación del equilibrio si la política monetaria es especificada como una regla de Taylor que responde a la inflación y a la brecha de la producción. De este modo, si bien este fenómeno no impide a la autoridad monetaria llevar adelante una política de meta de inflación, explicar el grado de sustitución de monedas es sumamente relevante para su implementación.

En un estudio relacionado, Batini *et al.* (2008) utilizan el modelo de Felices y Tuesta (2007) para responder a una pregunta conexas sobre la implementación de un régimen de metas de inflación: ¿debería la autoridad monetaria estabilizar parcialmente también el tipo de cambio nominal? Por esa razón, los autores consideran también una regla de Taylor que adicionalmente responde a las fluctuaciones del tipo de cambio, calculando los coeficientes óptimos de esta regla para cada alternativa. Sus resultados indican que estabilizar de forma parcial el tipo de cambio para alcanzar la meta de inflación en un contexto de sustitución de monedas es óptimo y que los beneficios en términos de bienestar podrían ser sustanciales. No obstante, la regla óptima reacciona de manera mucho más agresiva a las fluctuaciones de la inflación que a los movimientos del tipo de cambio.

## V. Conclusiones

Hemos analizado algunos avances recientes en el análisis de la política monetaria para PE. El mensaje general de esta línea de investigación podría resumirse de la siguiente manera: el diseño de la política monetaria no es una tarea sencilla —en especial para los PE— y las políticas que pueden funcionar para un determinado país podrían no funcionar en otros. Estos estudios no sólo caracterizan la manera en que algunos rasgos pueden modificar las recomendaciones sobre la política monetaria, sino que también subrayan que una explicación errónea de la importancia de algunas de estas características podría generar resultados no deseados. Por ejemplo, en términos de las fricciones financieras, es evidente que la autoridad

monetaria debe entender adecuadamente cómo se acomodarán ambos lados de la hoja de balance a las alternativas de política en consideración. Otro ejemplo es que, al elegir una meta para la inflación, es relevante entender el tipo y grado de *pass-through* incompleto.

Las diferencias documentadas en estas dimensiones entre los PE subrayan aún más la importancia de esta conclusión. En términos de dolarización de pasivos, Levy-Yeyati (2006) informa ratios de pasivos totales en dólares sobre el PIB entre el 20% y el 150% para los países latinoamericanos en el año 2000. El grado de propagación del tipo de cambio también parece ser diferente: Ca' Zorzi *et al.* (2007), utilizando un enfoque VAR (vectores autorregresivos), calculan que la respuesta acumulada a un año de los precios a un *shock* de tipo de cambio exógeno del 1% oscila entre -0,17% y 0,8% para una muestra de 12 países emergentes. Por último, la sustitución de monedas también pareciera ser diferente entre los PE. Por ejemplo, en Levy-Yeyati (2006) el menor valor documentado del porcentaje de depósitos denominados en dólares era cercano al 1,5%, mientras que el valor máximo se ubicaba en torno del 90%. Por otro lado, utilizando un modelo DSGE estimado, mientras que Castillo *et al.* (2006) asignan un papel prominente a la sustitución de monedas para explicar los datos de Perú, en García-Cicco (2008a) este canal parece ser irrelevante para explicar una muestra de México.

Si bien estos trabajos han claramente mejorado nuestro entendimiento de las restricciones que pesan sobre el diseño de la política monetaria, sigue habiendo muchos temas sin una respuesta concluyente. Por lo tanto, concluimos este documento con sugerencias diversas de investigación que pueden ayudar a zanjar esta brecha. Primero, parecería que esta literatura ha dado por sentado que la implementación de metas de inflación es apropiada para los PE.<sup>24</sup> Aunque algunos de estos estudios incluso caracterizan reglas óptimas, la literatura guarda silencio a la hora de explicar el equilibrio obtenido bajo esta regla en comparación con el óptimo sin restricciones (es decir, el equilibrio de Ramsey), la cual es una comparación relevante. Por ejemplo, una de las razones que explica la popularidad de las reglas de Taylor en los estudios relacionados con los Estados Unidos es que se ha demostrado que una regla simple optimizada puede virtualmente alcanzar

---

<sup>24</sup> La mayoría de estos trabajos motivan esta opción con el argumento de que muchos bancos centrales de los PE ya adoptaron este enfoque. No obstante, esto no garantiza que sea deseable desde una perspectiva analítica.

el mismo nivel de bienestar general que la política óptima de Ramsey (véase, por ejemplo, Schmitt-Grohé y Uribe, 2007). Sin embargo, no queda claro que esta conclusión sea aplicable también a los PE, lo que indicaría la relevancia de estudiar a la política óptima sin restricciones en un PE para contar con una mejor referencia para comparar las diferentes alternativas de política.

Por otro lado, esta literatura se ha centrado en la estabilización de los *shocks* internacionales. Tal como comentamos anteriormente, aunque el papel de estas fuentes de fluctuaciones parece ser relevante, los *shocks* domésticos parecieran ser relativamente más importantes a la hora de explicar la dinámica de estos países. Por ejemplo, García-Cicco (2008a,b) estima que casi el 60% de la variación de la producción, tanto en México como en Argentina, es generado por *shocks* tecnológicos sectoriales. Por su parte, Castillo *et al.* (2006) también asignan un papel fundamental a los *shocks* tecnológicos domésticos en Perú, mientras que en Tovar (2006a) los *shocks* tecnológicos y de preferencias parecen ser ambos los principales impulsores de las fluctuaciones del PIB en los tres países latino-americanos que él considera. Por lo tanto, todo indica que es importante estudiar el papel de la política monetaria a la hora de responder también a estos *shocks* internos.

En relación con este último punto, y dado que todos estos estudios subrayan enfáticamente que las recomendaciones de política monetaria dependen de las características del país de que se trate, es muy relevante contar con una caracterización empírica apropiada de los modelos utilizados para el análisis. Sin embargo, los documentos analizados aquí suelen aplicar técnicas de calibración para asignar valores a los parámetros relevantes, utilizando incluso en muchas ocasiones estudios de países desarrollados como referencia. Por otro lado, más allá de cómo se parametrice el modelo, la mayoría de estos trabajos no analizan si el modelo es adecuado para replicar los datos de manera adecuada.<sup>25</sup> Afortunadamente, en los últimos tiempos, se ha desarrollado también una línea de investigación dedicada a estimar modelos para PE, en especial en los departamentos de investigación de muchos bancos centrales, aunque estos resultados no han sido necesariamente adoptados todavía por los estudios relacionados con evaluaciones de política.

---

<sup>25</sup> Sin embargo, cabe mencionar que éste no es el objetivo principal de estos estudios, sino que se proponen estudiar el funcionamiento de la economía en la presencia de cada una de estas características (lo cual los ha convertido en aportes importantes a esta literatura).

Finalmente, es relevante observar que todos los documentos analizados funcionan bajo la presunción de un compromiso perfecto por parte de la autoridad monetaria. Sin embargo, la credibilidad es muy importante para la implementación exitosa de la política, en especial en los PE. Por ejemplo, en un modelo NOEM simple, Calvo (2007) demuestra que los beneficios, en términos de estabilización, de una regla de Taylor que apunte a la inflación pueden desaparecer si los agentes creen que esa meta no va a mantenerse. Por lo tanto, todo indica que es también relevante ampliar los estudios previos para explicar el papel que cumplen el compromiso y la credibilidad de las políticas monetarias.

## Referencias

**Batini, N., P. Levine, y J. Pearlman (2008)**, «Optimal exchange rate stabilization in a dollarized economy with inflation targets», Documento de trabajo del Banco Central de Reserva del Perú, 2008-004.

**Bernanke, B., M. Gertler, y S. Gilchrist (1999)**, «The financial accelerator in a quantitative business cycle framework», en *Handbook of Macroeconomics*, vol. 2 (J. Taylor and M. Woodford, eds.), 1341–1393, North-Holland, Amsterdam.

**Ca' Zorzi, M., E. Hahn, y M. Sanchez (2007)**, «Exchange rate pass-through in emerging markets», Documento de trabajo del Banco Central Europeo, No. 739.

**Calvo, G. (2005)**, «*Emerging Capital Markets in Turmoil. Bad Luck or Bad Policy?*», The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

**Calvo, G. (2006)**, «Monetary policy challenges in emerging markets: Sudden stop, liability dollarization, and lender of last resort», Documento de trabajo de NBER, No. 12788.

**Calvo, G. (2007)**, «Interest rate rules, inflation stabilization, and imperfect credibility: The small open economy case», Documento de trabajo de NBER, No. 13177.

**Calvo, G., O. Kamenik, y M. Kumhof (2008)**, «Why traders should be floaters», *mimeo*.

**Calvo, G., y C. Végh (1996)**, «From currency substitution to dollarization and beyond: Analytical and policy issues», en *Money, Exchange Rates, and Output* (G. Calvo, ed.), 153–176, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

**Castillo, P., C. Montoro, y V. Tuesta (2006)**, «An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A bayesian approach», Documentos de trabajo del Banco Central de Chile, 381.

**Céspedes, L., R. Chang, y A. Velasco (2004)**, «Balance sheets and exchange rate policy». *American Economic Review*, 94, 1183–1193.

**Choudhri, E. y D. Hakura (2006)**, «Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?», *Journal of International Money and Finance*, 25, 614–639.

**Christiano, J., C. Gust, y J. Roldos (2004)**, «Monetary policy in a financial crisis», *Journal of Economic Theory*, 119, 64–103.

**Cook, D. (2004)**, «Monetary policy in emerging markets: Can liability dollarization explain contractionary devaluations?», *Journal of Monetary Economics*, 51, 1155–1181.

**Devereux, M., P. Lane, y J. Xu (2006)**, «Exchange rates and monetary policy in emerging market economies», *The Economic Journal*, 116, 478–506.

**Elekdag, S. y I. Tchakarov (2007)**, «Balance sheets, exchange rate policy, and welfare», *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31, 3986–4015.

**Felices, G. y V. Tuesta (2007)**, «Monetary policy in a dual currency environment», Documento de trabajo del Banco Central de Reserva del Perú, 2007-006.

**Flamini, A. (2007)**, «Inflation targeting and exchange rate pass-through», *Journal of International Money and Finance*, 26, 1113–1150.

**García-Cicco, J. (2008a)**, «Estimating models for monetary policy analysis in emerging countries», *mimeo*, Duke University.

**García-Cicco, J. (2008b)**, «What drives the roller coaster? Sources of fluctuations in emerging countries», *mimeo*, Duke University.

**Gertler, M., S. Gilchrist, y F. Natalucci (2007)**, «External constraints on monetary policy and the financial accelerator», *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 295–330.

**Kose, M. A. (2002)**, «Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter?», *Journal of International Economics*, 56, 295–330.

**Lane, P. (2001)**, «The new open economy macroeconomics: a survey», *Journal of International Economics*, 54, 235–266.

**Laxton, D. y P. Pesenti (2003)**, «Monetary rules for small, open, emerging economies», *Journal of Monetary Economics*, 50, 1109-1146.

**Levy-Yeyati, E. (2006)**, «Financial dollarization: Evaluating the consequences», *Economic Policy*, Enero.

**Mendoza, E. (1995)**, «The terms of trade, the real exchange rate and economic fluctuations», *International Economic Review*, 36, 101–137.

**Neumeayer, P. y F. Perri (2005)**, «Business cycles in emerging economies: the role of interest rates», *Journal of Monetary Economics*, 52, 345–380.

**Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2007)**, «Optimal inflation stabilization in a medium-scale macroeconomic model», en *Monetary Policy Under Inflation Targeting* (K. Schmidt-Hebbel and R. Mishkin, eds.), 125–186, Banco Central de Chile, Santiago, Chile.

**Tovar, C. (2006a)**, «An analysis of devaluations and output dynamics in Latin America using an estimated DSGE model», *mimeo*, BIS.

**Tovar, C. (2006b)**, «Devaluations, output, and the balance sheet effect: A structural econometric analysis», *mimeo*, BIS.

**Uribe, M. y V. Yue (2006)**, «Country spreads and emerging countries: Who drives whom?», *Journal of International Economics*, 69, 6–36.

# Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

*Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de carácter teórico, empírico y/o de política aplicada con énfasis en los aspectos monetarios y financieros, que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito de la economía internacional. La revista está dirigida a investigadores en las áreas de macroeconomía y finanzas, profesionales que se desempeñan en la gestión de las políticas públicas, participantes del sistema financiero, docentes y estudiantes de los niveles de grado y postgrado en Argentina y Latinoamérica.*

## **Características Generales del Proceso de Referato**

El rigor científico será el único criterio de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista “Ensayos Económicos” del BCRA. A tal fin, la publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas especializadas.

Para garantizar imparcialidad, cada artículo estará sujeto a una revisión anónima (*blind review*) por parte de dos referís, uno interno (investigador del BCRA) y otro externo, quienes evaluarán características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

En base a su análisis, el referí dará un veredicto sobre su publicación que tendrá cuatro escalas: a) publicación directa; b) publicación con modificaciones menores; c) publicación luego de modificaciones mayores; y d) no publicación en su estado actual. Asimismo, podrá distinguir entre las sugerencias de mayor relevancia y las correcciones menores.

La decisión final de publicación estará a cargo del “Comité Editorial”, quien utilizará la recomendación de los referatos como guía básica, pero no excluyente, para formar su juicio. Los autores recibirán copias de los resultados del referato (también anónimo), independientemente de la calificación final otorgada.

**Editor:** Jorge Carrera

### **Comité Editorial**

- Alfredo Canavese
- José María Fanelli
- Javier Finkman
- Daniel Heymann
- Hernán Lacunza
- Eduardo Levy-Yeyati

### **Formatos**

Los artículos contarán con una extensión máxima de veinticinco páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y deberán estar escritos en idioma español.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

*Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 226, Buenos Aires, Argentina, C1003 ABF.*

Asimismo, se solicitará el envío de una versión electrónica que sea copia fiel del documento impreso a la dirección: [ensayos.economicos@bcra.gov.ar](mailto:ensayos.economicos@bcra.gov.ar).

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (*Journal of Economic Literature*) y las palabras clave. En el resto de las páginas no deberá mencionarse a los autores del artículo. Adicionalmente, se solicita un resumen en inglés más amplio, que no deberá superar las dos páginas.

La preparación del documento deberá hacerse en “Microsoft Word” en hoja de tamaño A4, en letra Arial 11 con todos los márgenes de 2,5 cm. Se utilizará un interlineado simple y renglón en blanco como separación entre párrafos.

Los títulos y subtítulos tendrán la fuente Arial 11. El primer nivel de títulos es en negrita y con numeración en números romanos (**I, II, III,...**). El segundo nivel de títulos es en negrita e itálica con números (***I.1, I.2, I.3,...***). El tercer nivel de títulos es en itálica y con letras minúsculas (*I.1.a, I.1.b,...*).

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Tablas, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de tablas, gráficos, figuras y ecuaciones.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la formula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply", *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); "On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment" en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); "Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?", IMF, Working paper 04/146.

## **Difusión**

El Banco Central propenderá a la máxima difusión de la revista, garantizando una amplia distribución gratuita en ámbitos académicos locales y del exterior, organismos públicos, bancos centrales, centros de investigación públicos y privados,

prensa especializada. También habrá ejemplares a disposición del público en general –mediante solicitud–, y la versión electrónica estará disponible en el sitio del BCRA [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar).