# 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





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.

<sup>\*</sup> 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 invalorable 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 herramental 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. 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

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

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

<sup>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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

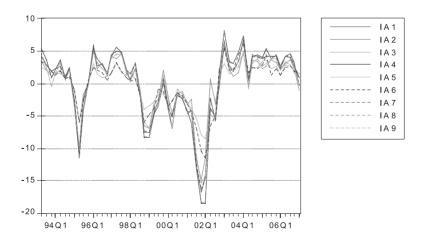


Tabla 1 / Resultados de la estimación por componentes principales

Grupo	Descripción	Cant. Series	od boo	% de la var explicado por los primeros	ado	Cant. de CP para Cant. de CP para explicar +50% var explicar 100% var	Cant. de CP para explicar 100% var
			1 CP	2 CP	4 CP		
Indicador de Actividad 1	Total series orginales	74	27.71	49.03	59.53	က	55
Indicador de Actividad 2	Series originales de oferta	90	38.82	50.29	61.91	7	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	က	22
Indicador de Actividad 5	Series real time de oferta	99	39.15	49.95	62.58	ဇ	56
Indicador de Actividad 6	Series real time de demanda	37	37.27	47.09	59.73	ဇ	37
Indicador de Actividad 7	Total series orginales sin EMAE	73	36.89	48.42	60.14	က	55
Indicador de Actividad 8	Series originales de oferta sin EMAE	92	36.33	45.84	56.74	ო	55
Indicador de Actividad 9	Series real time de oferta sin EMAE	55	38.45	49.38	61.79	n	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.

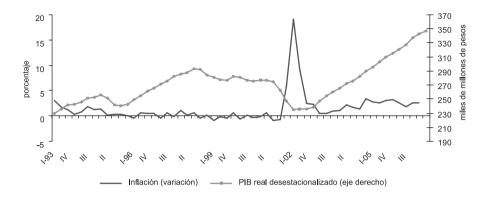
A fin de evaluar la capacidad de realizar pronósticos por parte de las distintas medidas de componentes principales, se recurre a la estimación de una versión de la curva de Phillips híbrida. Tradicionalmente, según esta formulación, el componente cíclico del producto (o la brecha del producto) se muestra 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>&</sup>lt;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\*

Método	1995:1-1998:4	1999:1-2002:4	2003:1-2007:1
Función de producción	0.46	2.75	0.60
Indicador de Actividad 6	0.61	3.82	0.61
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

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

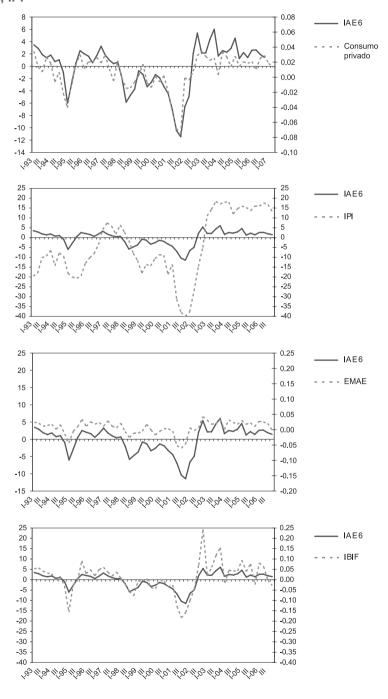
de la muestra. De esta forma, se encuentra que el indicador que logra el mejor ajuste está conformado por series disponibles en tiempo real (con sólo un trimestre de rezago) y con indicadores que fueron clasificados como de demanda agregada. Conviene aclarar que el segundo indicador en este ranking es 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>&</sup>lt;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. 12 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. 13 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>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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 l	orecha 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	0.438	0.013	0.665
3	-0.135	0.417	-0.152	0.668
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

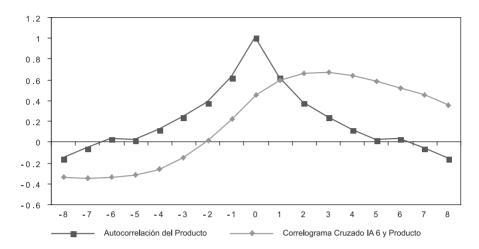
el co-movimiento de la serie en forma contemporánea y no contemporánea se basa en los coeficientes de correlación cruzada adelantados y atrasados hasta ocho trimestres. Tomando las definiciones de Fiorito y Kollintzas (1992), podemos considerar a una variable adelantada (razagada) si el coeficiente de 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  $(0 \le |\rho\ (t+i)| \le 0.2)$ , procíclica  $(\rho\ (t+i) \ge 0.2)$  o contracíclica  $(\rho\ (t+i) \le -0.2)$ , 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>&</sup>lt;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>&</sup>lt;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  $x_t$ .

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

$$x_{t} = \pi_{21} y_{t-1} + \pi_{22} x_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{t} \sim IN(0, \Omega)$$

$$(1b)$$

donde:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{t} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \end{pmatrix}; \quad \boldsymbol{\Omega} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\omega}_{11} & \boldsymbol{\omega}_{12} \\ \boldsymbol{\omega}_{21} & \boldsymbol{\omega}_{22} \end{pmatrix}$$

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  $H_0:\pi_{21}=0$ ). 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 mismos 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. $^{20}$ 

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

<sup>&</sup>lt;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 Ho 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 Ho 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>&</sup>lt;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 de Granger			ciones tegración	$X_t$ es una exógena o	
	Estadístico Chi Cuadrado	Probabilidad	Test de Traza	Test de Autovalor Máximo	Estadístico LR	Probabilidad
IA 6	10.24	0.05*	1	1	0.45	0.5
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**
Ahorro real	22.5	0.00*	1	1	1.49	0.22
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	_	_		

<sup>\*</sup> Se rechaza la Ho de no causalidad al 5%.

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>\*\*</sup> Se rechaza la Ho que la variable  $X_t$  es exógena débil al 5%. Modelos bivariados con cinco rezagos.

<sup>&</sup>lt;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...,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* Nº 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.

**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 Nº 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* Nº 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*, No 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, No 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 Brookins 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 Nº 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.24

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  $\alpha = (\alpha_i)$  como un vector de ponderadores desconocidos de los componentes de X y z como un vector tal que:

$$z = X'\alpha$$

<sup>&</sup>lt;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  $var(z) = \alpha' \Sigma \alpha$ , sujeto a  $\alpha' \alpha = 1$ . Entonces el problema de:

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

puede escribirse como:

$$L = \alpha' \Sigma \alpha - \lambda (\alpha' \alpha - 1). \tag{2}$$

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

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

entonces,

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

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

$$|\Sigma - \lambda I| = 0. ag{5}$$

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 esta 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 si.

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	nto	Pond.	Grupo	
_	Estimador Mensual de Actividad Económica EMAE	р	dif	0.6604	oferta	(a)
7	PIB a precios constantes: Valor Agregado Bruto a Precios de Productor	Ъ	dif	0.6548	oferta	(a)
3	PIB a precios constantes: Sectores Productores de Servicios	р	dif	0.6469	oferta	(a)
4	Consumo Privado a precios de 1993	р	dif	0.6467	demanda	(c)
2	PIB a precios constantes: Comercio Mayorista y Minorista y Reparaciones	Р	dif	0.6319	oferta	(a)
9	PIB a precios constantes: Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones	р	dif	0.6253	oferta	(a)
7	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Total	р	dif	0.6236	demanda	(c)
00	PIB a precios constantes: Construcción	р	dif	0.6100	oferta	(a)
6	Importaciones por uso económico: Total	р	dif	0.6062	demanda	(p)
10	PIB a precios constantes: Sectores Productores de Bienes	Р	dif	0.6060	oferta	(a)
7	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Construcción	р	dif	0.6057	demanda	(c)
12	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable	р	dif	0.6042	demanda	(c)
13	PIB a precios constantes: Industria Manufacturera	Р	dif	0.5937	oferta	(a)
4	Indicador Sintético de la Actividad de la Construcción ISAC (1997=100)	р	dif	0.5783	oferta	(p)
15	PIB a precios constantes: Hoteles y Restaurantes	р	dif	0.5750	oferta	(a)
16	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Uso Intermedio	0	est	0.5740	oferta	(c)
17	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Industria Manufacturera	р	est	0.5661	oferta	(c)
18	ISAC (1997=100) - Edificios - Para Vivienda	р	dif	0.5631	oferta	(p)
19	Importaciones por uso económico: Piezas y Acc. P/Bienes de Capital	р	dif	0.5623	demanda	(p)
20	ISAC (1997=100) - Obras de Infraestructura	р	dif	0.5503	oferta	(p)
21	ISAC (1997=100) - Edificios - Otros Destinos	р	dif	0.5501	oferta	(p)
22	Importaciones por uso económico: Bienes de Capital	р	dif	0.5495	demanda	(p)
23	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Importado	р	dif	0.5470	demanda	(c)
24	PIB a precios constantes: Otras Actividades de Servicios Comunitarias Personales y Servicio Domestico	р	dif	0.5456	oferta	(a)

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

	Serie	Tratamiento	ento	Pond.	Grupo	
25	Importaciones por uso económico: Bienes Intermedios	ъ	dif	0.5451	demanda	(p)
26		Р	dif	0.5437	oferta	(q)
27	PIB a precios constantes: Actividades Inmobiliarias, Empresariales y de Alquiler	Р	dif	0.5384	oferta	(a)
28	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Nacional Total	р	dif	0.5356	demanda	(c)
29	Índice de Producción Industrial (IPI): Bienes de Capital	р	dif	0.5179	oferta	(q)
30	Estadísticas de Servicios Públicos: Índice Sintético General	Р	dif	0.5103	demanda	(p)
31	ISAC (1997=100) - Obras Viales	Р	dif	0.5006	oferta	(p)
32	Índice de Producción Industrial (IPI): Bienes de Consumo Durables	Р	dif	0.5000	oferta	(q)
33	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Consumo Durables	0	est	0.4988	demanda	(c)
34	Importaciones por uso económico: Bienes de Consumo	р	dif	0.4891	demanda	(p)
35	Encuesta FIEL: Situación General Industria Manufacturera	0	est	0.4828	oferta	(q)
36	Índice de Producción Industrial (IPI): automóviles	р	dif	0.4784	oferta	(q)
37	Inversión Bruta Interna Fija (IBIF): Equipo Durable Nacional (incluye elaboración de equipo durable por cuenta propia)	Ф	dif	0.4622	demanda	(c)
38	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Consumo Durables	0	est	0.4614	demanda	(q)
39	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Uso Intermedio	0	est	0.4600	oferta	(q)
40		р	dif	0.4582	demanda	(c)
4	Encuesta FIEL: Tendencia de Demanda - Bienes de Consumo No Durables	0	est	0.4404	demanda	(c)
42	Índice de Producción Industrial (IPI): Metalmecánica	р	dif	0.4332	oferta	(q)
43	Índice de Producción Industrial (IPI): Bienes de Uso Intermedio	р	dif	0.3973	oferta	(q)
44	PIB a precios constantes: Intermediación Financiera	р	dif	0.3927	oferta	(a)
45	Índice de Producción Industrial (IPI): Pasta y Papel	0	セ	0.3901	oferta	(q)
46	Automotores: Ventas a Concesionarios (en unidades)	р	dif	0.3859	demanda	(p)
47	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Consumo Durables	0	est	0.3725	oferta	(q)
48	Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Capital	р	est	0.3708	demanda	(q)

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

	Serie	Tratamiento	nto	Pond.	Grupo	
49	Automotores: Ventas al Mercado Interno de Proudcción Nacional (en unidades)	0	dif	0.3524	demanda	(p)
20		0	dif	0.3407	oferta	(q)
51		р	dif	0.3404	oferta	(q)
52		0	est	0.3396	oferta	(q)
53	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Industria Manufacturera	р	est	0.3334	oferta	(q)
54	Índice de Producción Industrial (IPI): Alimentos y Bebidas	р	dif	0.3290	oferta	(q)
22	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Industria Manufacturera	0	est	0.3247	oferta	(q)
99		р	t	0.3179	oferta	(q)
22		0	est	0.3112	demanda	(q)
28	Índice de Producción Industrial (IPI): Insumos Textiles	р	dif	0.3086	oferta	(q)
59	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Capital	0	est	0.3067	demanda	(C)
9	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Uso Intermedio	р	est	0.3018	oferta	(q)
61	PIB a precios constantes: Servicios de Intermediación Financiera Medidos Indirectamente	Р	dif	0.2956	oferta	(a)
62		7	jį	0 2926	oferta	(0
63		з с	est est	0.2778	demanda	9
64		р	dif	0.2714	demanda	(P)
65		р	dif	0.2650	demanda	(p)
99		р	dif	0.2561	oferta	(a)
29		0	est	0.2529	oferta	(q)
89	Indicador Sintético de Energía (ISE)	р	dif	0.2444	oferta	(p)
69	Exportaciones por grandes Rubros Manufacturas de Origen Industrial	р	dif	0.2275	demanda	(p)
70	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Consumo No Durables	0	est	0.2234	demanda	(C)
71	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Uso Intermedio	0	est	0.2227	oferta	(c)
72	Índice de Producción Industrial (IPI): Químicos y Plásticos	р	dif	0.2171	oferta	(q)

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

	Serie	Tratamiento	nto	Pond.	Grupo	
73	73 PIB a precios constantes: Pesca	Р	est	0.2040	oferta	(a)
74	74 Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Industria Manufacturera	0	est	0.1987	oferta	(c)
75	75 Encuesta FIEL: Situación General Bienes de Consumo No Durables	0	est	0.1934	demanda	(q)
9/	76 ISAC (1997=100) - Construcciones Petroleras	р	est	0.1891	oferta	(p)
77	77 Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Consumo No Durables	р	est	0.1859	oferta	(q)
78	Consumo Público a precios de 1993	р	dif	0.1842	demanda	(c)
79	Encuesta FIEL: Perspectiva Proximos Meses - Bienes de Consumo Durables	0	est	0.1813	demanda	(c)
80	Automotores: Producción Total (automóviles + utilitarios y de carga, en unidades)	р	t	0.1796	oferta	(p)
8	Índice de Producción Industrial (IPI): Combustible	0	dif	0.1769	oferta	(q)
82		р	dif	0.1683	demanda	(p)
83	Importaciones por uso económico: Combustibles y Lubricantes	0	dif	0.1619	demanda	(p)
84	PIB a precios constantes: Administración Pública y Defensa	р	dif	0.1395	oferta	(a)
82	Importaciones por uso económico: Resto	0	dif	0.1387	demanda	(p)
86	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Capital	0	est	0.1279	demanda	(q)
87	Automotores: Automóviles Producción (en unidades)	р	est	0.1028	oferta	(p)
88		р	dif	0.1023	demanda	(p)
88	Utilización de Capacidad Instalada (FIEL): Bienes de Capital	0	est	0.0783	oferta	(q)
90	Encuesta FIEL: Nivel de Stocks Bienes de Consumo Durables	0	est	0.0226	demanda	(q)
91	PIB a precios constantes: Explotación De Minas y Canteras	р	est	0.0183	oferta	(a)
92	PIB a precios constantes: Agricultura, Ganadería, Caza y Silvicultura	р	t	0.0133	oferta	(a)
93	93 Exportaciones por grandes Rubros Combustibles y Energía	р	セ	0.0099	demanda	(p)

Referencias:

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

Grupos:

<sup>(</sup>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

EI 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>&</sup>lt;sup>25</sup> Veáse Escudé et al. (2004).