BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 10 - N°1 / ABRIL 2007

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos 3
Resúmenes en inglés (*Abstracts*) 4
Artículos
Shocks *de Petróleo e Inflación, El Caso de Chile y una Muestra de Países Industriales*
Pablo Pincheira B. / Álvaro García M. 5
Sorpresas de Política Monetaria y la Curva de Rendimiento en Chile
Mauricio Larraín E. 37
Índices Podados como Medidas de Tendencia para el Imacec
Fabián Gredig U. 51
Regularidades Empíricas del Entorno Internacional Relevante para la Economía Chilena
Carlos J. García T. / Patricio Jaramillo G. / Jorge Selaive C. 71
Notas de Investigación
Modelación de Precios Internacionales de Combustibles Relevantes para la Economía Chilena
Carlos J. García J. / Patricio Jaramillo G. 93
Premio de Mercado y Ciclos de Política Monetaria en EE.UU.
Liliana Cavieres O. / Hermann González B. / Felipe Jaque S. ... 105
Revisión de Libros
The End of Poverty de Jeffrey Sachs
Francisco A. Gallego Y. 111
The White Man's Burden *de William Easterly*
J. Rodrigo Fuentes S. 119
Revisión de Publicaciones
Catastro de publicaciones recientes 123
Resúmenes de artículos seleccionados 125

RESÚMENES DE TRABAJOS

SHOCKS DE PETRÓLEO E INFLACIÓN, EL CASO DE CHILE Y UNA MUESTRA DE PAÍSES INDUSTRIALES

Pablo Pincheira B. / Álvaro García M.

Este trabajo evalúa el impacto de una perturbación del petróleo sobre diversos componentes del índice de precios al consumidor para varios países, Chile incluido. Todos los países analizados muestran una respuesta significativa de la inflación total, de precios energéticos y no subyacente. También se encuentra evidencia de respuesta significativa de la inflación subyacente en todos, salvo Estados Unidos y Francia. La respuesta inflacionaria de Chile es una de las más altas y más persistentes de la muestra. En efecto, en todas las categorías está por sobre el promedio. Sin embargo, se observa que las respuestas son en general de magnitud y persistencia moderadas.

SORPRESAS DE POLÍTICA MONETARIA Y LA CURVA DE RENDIMIENTO EN CHILE

Mauricio Larraín E.

Este trabajo estima el impacto de una innovación de política monetaria sobre la curva de rendimiento nominal y real en Chile durante el período 2002-2007. Usando información de la curva forward para obtener el elemento no anticipado de la acción de política, se encuentra que el efecto de una sorpresa monetaria sobre la curva de rendimiento nominal es positivo y muy significativo, en tanto el efecto sobre la curva real es positivo pero numéricamente menor que en el caso nominal, y no siempre significativo; que la respuesta de las curvas ante el componente anticipado del cambio de política es no significativa; y que la sensibilidad de la curva nominal en Chile ante una sorpresa monetaria es menor que la de EE.UU. Los resultados son robustos a usar información de la Encuesta de Expectativas Económicas para obtener una medida alternativa de innovación monetaria.

ÍNDICES PODADOS COMO MEDIDAS DE TENDENCIA PARA EL IMACEC

Fabián Gredig U.

El objetivo de este trabajo es elaborar una gama de índices de actividad de tendencia a partir de las series desagregadas que componen el índice mensual de actividad económica, Imacec. Siguiendo técnicas estadísticas similares a las usadas para generar series subyacentes de inflación, se espera que el tratamiento de las series sectoriales del Imacec sea útil para elaborar índices de fácil comprensión y cálculo en tiempo real, que permitan una evaluación oportuna de la tendencia de la actividad económica, según las cifras ex post del Imacec. El seguimiento de los índices suavizados que excluyen los cinco componentes más volátiles del índice general, que excluyen el 5% extremo de las variaciones mensuales y aquel asociado al primer componente principal de las variaciones en 12 meses de los sectores desagregados, puede ayudar en el diagnóstico del impulso actual de la actividad. Cada uno de estos índices supera en desempeño a la series de alternativas de comparación y poseen información relevante respecto de la evolución futura del Imacec efectivo.

REGULARIDADES EMPÍRICAS DEL ENTORNO INTERNACIONAL RELEVANTE PARA LA ECONOMÍA CHILENA

Carlos J. García T. / Patricio Jaramillo G. / Jorge Selaive C.

En el presente estudio se analizan regularidades macroeconómicas dentro de los grandes bloques económicos (EE.UU., Europa y Japón) y se describe la interacción entre variables relevantes de estos bloques y su relación con variables de interés para la economía chilena como precios de productos básicos, flujos de capitales y premios soberanos. Entre los hallazgos destacan: (i) el crecimiento de EE.UU. precede en forma significativa el de Europa, Japón y América Latina; (ii) hay un alto grado de vinculación en los procesos inflacionarios y de política monetaria; (iii) el crecimiento de economías industrializadas adelanta movimientos en los precios del cobre y petróleo, en tanto el producto de la economía china presenta una alta correlación con el precio del metal; (iv) el tipo de cambio real de EE.UU. precede estos precios; (v) los aumentos de los flujos de capitales a economías emergentes y las disminuciones de los premios soberanos preceden el crecimiento en economías avanzadas.

ABSTRACTS

OIL SHOCKS AND INFLATION
THE CASE OF CHILE AND A SAMPLE OF INDUSTRIAL COUNTRIES

Pablo Pincheira B. / Álvaro García M.

This paper evaluates the inflationary impact of an oil shock on several components of the consumer price index for several countries including Chile. All the countries in our sample display a significant response in headline inflation, energy inflation and non-core inflation. We also find a significant response in core inflation for all countries other than the U.S and France. Chile's inflationary response is one of the highest and most persistent in the sample. Indeed, Chile's response in headline, total and non-core inflation is above average. Notwithstanding the above, we notice that the size and persistence of inflation responses are rather moderate.

MONETARY POLICY SURPRISES AND THE YIELD CURVE IN CHILE

Mauricio Larraín E.

This paper estimates the impact of a monetary policy shock on the nominal and real yield curve in Chile during the period 2002-2007. Using information from the forward curve to obtain the non anticipated component of the policy action, we find that the effect of a monetary surprise on the nominal yield curve is positive and very significant, while the effect on the real yield curve is positive but numerically lower than the nominal case and not always significant. The response of the yield curves to the anticipated component of the policy change is found to be not significant. We also report that the response of the nominal curve in Chile to a monetary surprise is lower than in the U.S. The results are robust to using information from the Survey of Economic Expectations to obtain an alternative measure of monetary shock.

TRIMMED INDEXES AS MEASURES OF TREND IMACEC

Fabián Gredig U.

The aim of this work is to elaborate a variety of indexes of economic activity tendency from the original disaggregated series that compose the monthly index of economic activity, Imacec. Following similar statistical techniques to the ones used to elaborate core inflation series, it is hoped that the treatment of the information in the economic sector series will be useful to create easy to understand and calculate in real time indexes that allow opportune evaluation of trend economic activity, according to the ex post Imacec releases. Monitoring the smoothed indexes that exclude the five most volatile sectors of the general index, the one that excludes the extreme 5 percent of the monthly variations, and the one associated to the first principal component of the 12-month variation of the disaggregated sectors may be useful to diagnose the actual impulse of economic activity. Each of these indexes has better performance than the alternative benchmark series and has relevant information about the future path of the actual Imacec.

STYLIZED FACTS OF THE INTERNATIONAL BUSINESS CYCLE RELEVANT FOR THE CHILEAN ECONOMY

Carlos J. García T. / Patricio Jaramillo G. / Jorge Selaive C.

This paper analyzes macroeconomic regularities in the main economic blocks (i.e., the U.S., Europe, and Japan) and describes the interaction between key variables of these groups and their relationship with relevant variables for the Chilean economy such as commodities prices, capital flows and sovereign spreads. Among the main findings are (i) U.S. GDP growth leads by two quarters the growth in Europe, Japan, and Latin America; (ii) high synchronization in both inflationary processes and monetary policies is observed; (iii) industrialized countries' GDP growth leads movements in copper and oil prices, while the Chinese economy presents a high contemporaneous correlation with copper prices; (iv) the U.S. real exchange rate leads the price of commodities, and (v) higher capital flows to emerging markets and lower sovereign spreads lead economic growth in industrialized economies.

SHOCKS DE PETRÓLEO E INFLACIÓN, EL CASO DE CHILE Y UNA MUESTRA DE PAÍSES INDUSTRIALES

Pablo Pincheira B.[**]
Álvaro García M.[**]

I. Introducción

El petróleo es un factor de relevancia en la inflación mundial. Su incidencia en los costos productivos, la alta volatilidad de su precio, así como experiencias inflacionarias del pasado son muestras de ello. El diseño y evaluación de todo esquema de política monetaria requiere considerar este efecto inflacionario, para lo cual es importante conocer en detalle la naturaleza y magnitud de un *shock* de precios del petróleo, así como los mecanismos de transmisión hacia los componentes de la inflación.

La cuantificación de este efecto inflacionario es una tarea compleja. La economía es dinámica y el surgimiento de nuevos factores y condiciones macroeconómicas impide extrapolar directamente al futuro los análisis realizados dentro de un determinado contexto histórico. En el caso específico de los *shocks* del petróleo, el contexto histórico parece ser un condicionante relevante, toda vez que en los últimos años parece haberse quebrado la tradicional asociación entre alzas inesperadas en el precio del crudo y períodos de alta inflación mundial, asociación documentada en Hooker (2002) para Estados Unidos y ratificada por De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006) para un grupo más amplio de países. En efecto, tal como muestran los gráficos 1-3 para un pequeño grupo de países, la inflación total y subyacente, así como las expectativas de inflación, permanecieron relativamente estables en el período 1999-2006, a pesar de que el petróleo incrementó su precio a una tasa aproximada de 23% anual.

El impacto de las alzas del petróleo sobre la inflación total puede descomponerse básicamente en un efecto directo y otro indirecto. El primero, llamado efecto de primera vuelta, simplemente captura el aumento de los costos de la energía y podría no afectar a la inflación subyacente. El segundo efecto, llamado efecto de segunda vuelta, considera el eventual ajuste del resto de los precios de la economía, aun cuando estos no tengan relación inmediata con el precio del petróleo. Este último efecto puede separarse, a su vez, en dos componentes. El primero es simplemente de costo, y captura el hecho de que el petróleo es un insumo cuyo precio necesariamente se traspasa a la estructura de costos de toda la economía. El segundo componente, algo más indirecto, se podría producir, por ejemplo, si un *shock* al precio del petróleo desanclara las expectativas inflacionarias de manera tal que el salario real esperado cayera. Esta caída podría generar presiones al alza en los salarios nominales y así en los precios finales de toda la economía, haciendo aún más costosa la producción. Estos efectos indirectos serían traspasados a inflación subyacente, a diferencia del efecto directo que sólo debería ser traspasado a inflación total vía inflación no subyacente.

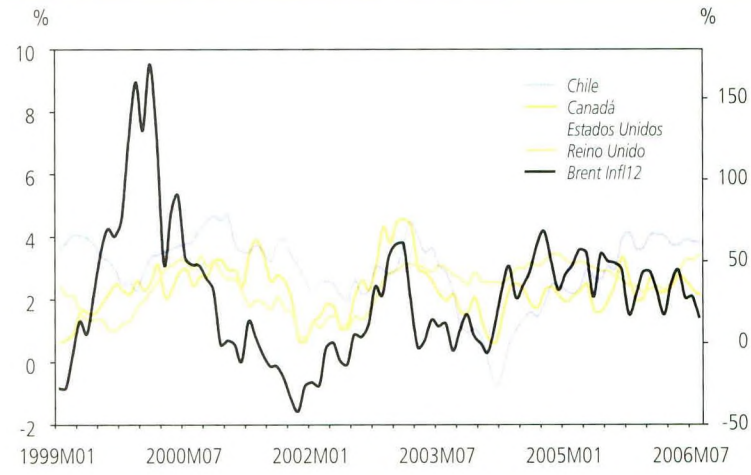
El impacto inflacionario de un alza del petróleo ha sido un tema recurrente en la literatura. Hooker (2002) utiliza un enfoque de curva de Phillips para mostrar que en Estados Unidos los cambios de precios del petróleo desde 1980 parecen afectar sólo a través de sus canales directos a la inflación, con poco impacto sobre las medidas de inflación subyacente. Recientemente, De Gregorio, Landerretche y Neilson

[*] *Los autores agradecen muy especialmente a Klaus Schmidt-Hebbel y a Rodrigo Valdés por sus importantes comentarios y sugerencias. Interesantes observaciones de Rómulo Chumacero y Juan Pablo Medina han sido de alguna manera plasmadas en el documento. La valiosa colaboración de Sergio Lehman, Igal Magendzo y Claudio Soto también merece especial reconocimiento. Felipe Jaque, María Carolina Grünwald, Fabián Gredig y muchos otros han colaborado con elementos técnicos y en la obtención de los datos utilizados. A todos ellos, gracias. Como siempre, cualquier error es de responsabilidad exclusiva de los autores.*
[**] *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mails: ppinchei@bcentral.cl; agarcia@bcentral.cl*

(2006) muestran cómo el coeficiente de traspaso desde precio del petróleo hacia inflación se ha reducido en el tiempo. Mishkin y Schmidt-Hebbel (2006) recalcan la mayor efectividad de los esquemas de metas de inflación por sobre otros esquemas para contener efectos inflacionarios provenientes de *shocks* en los precios del petróleo. La rama de estudios que trabaja con modelos macroeconómicos de equilibrio general también ha generado simulaciones de la respuesta de las distintas medidas de inflación ante un *shock* de precios del petróleo. En este grupo se encuentran los trabajos de Hunt, Isard y Laxton (2001) y de Dalsgaard y Richardson (2001), los cuales han utilizado los modelos macroeconómicos *Multimod* del Fondo Monetario Internacional, y el modelo *Interlink* de la OECD, respectivamente, para estimar respuestas para distintos países ante un *shock* de precios del petróleo. Medina y Soto (2005) muestran, utilizando un modelo de equilibrio general, que un *shock* del petróleo tiene un impacto sólo moderado sobre inflación subyacente en Chile. Por último, y a nivel descriptivo, Tjosvold y Trehan (2006) documentan la insensibilidad de la inflación subyacente y de las expectativas de inflación con respecto a las recientes alzas de los precios del petróleo.

GRÁFICO 1

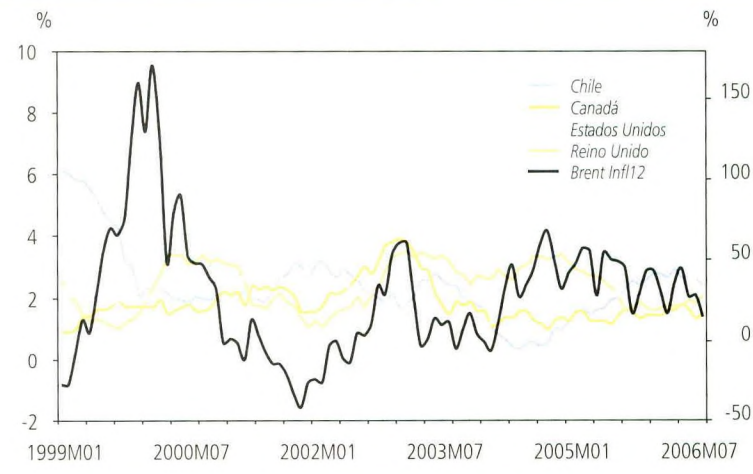
Inflación Total y Variación Porcentual del Precio del Petróleo a 12 Meses
(datos mensuales)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 2

Inflación Subyacente y Variación Porcentual del Precio del Petróleo a 12 Meses
(datos mensuales)



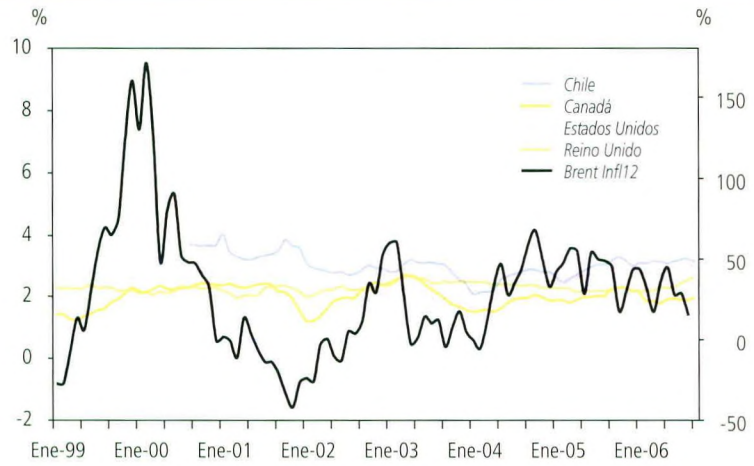
Fuente: Elaboración propia.

La exploración visual de los gráficos 1-3 permite formular una hipótesis de trabajo. Durante el período 1998-2006, el precio del petróleo creció a una tasa anual de 23%, mientras las medidas de inflación total y subyacente en Chile permanecían relativamente estables en torno a un 3% anual. Esto podría sugerir que, en el caso de Chile, de existir efectos de segunda vuelta, estos serían de magnitud moderada. Es importante recalcar que este análisis visual y preliminar sólo puede usarse para elaborar hipótesis que, idealmente, deberían ser contrastadas mediante una metodología más rigurosa.

Este objetivo se busca a través de un ejercicio de impulso-respuesta, que incluye el efecto de varias variables para describir la trayectoria de la inflación en los últimos años. Este análisis se realiza para Chile y nueve países industrializados, destacando entre ellos a algunos que resultan importantes referentes monetarios para el país. Las naciones incluidas son: Estados Unidos, el Reino Unido, Canadá, Corea

GRÁFICO 3

Expectativas de Inflación y Variación Porcentual del Precio del Petróleo a 12 Meses
(datos mensuales)



Fuente: Elaboración propia.

del Sur, Japón, Irlanda, Francia, Italia y Suiza. La comparación se hace intentando responder las siguientes preguntas específicas: ante un *shock* de precios del petróleo.

- ¿Existe una variación significativa de la inflación total?
- ¿Existe una variación significativa de la inflación subyacente?
- ¿Existe una variación significativa de la inflación no subyacente?

Operacionalmente, se busca evaluar el efecto de primera vuelta analizando el impacto sobre inflación no subyacente y el impacto de segunda vuelta analizando la reacción de la inflación subyacente. Esto se hace por medio de la estimación de VAR restringidos y funciones de impulso-respuesta. Luego se complementa el análisis mediante un estudio VAR en Paneles que permite comparar el caso de Chile con tres grupos de países: toda la muestra con la excepción de Chile, países con metas de inflación exceptuando Chile y países sin metas de inflación.

En este contexto, las contribuciones de este documento son dos. En primer lugar, se entrega una descomposición del impacto inflacionario del último *shock* de precios del petróleo en sus componentes directos e indirectos para un panel de diez países incluyendo Chile. Los resultados son analizados comparativamente, lo que permite tener un punto de referencia internacional para evaluar el impacto particular sobre Chile. En segundo lugar, se ilustra cómo un *shock* común de precios del petróleo se transforma en un *shock* heterogéneo una vez que el precio del petróleo se traspasa a los precios de energía internos de cada economía. Se argumenta que esta heterogeneidad puede explicar, en parte, la diversidad internacional de respuestas inflacionarias.

Con estas contribuciones se espera aportar con un elemento más de juicio para dos objetivos fundamentales: mejorar el diseño y la evaluación de la política monetaria.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección II se describen la metodología y las variables utilizadas. Las secciones III y IV muestran los resultados de los análisis VAR y VAR en Paneles, respectivamente. Una comparación con los resultados de la literatura previa se realiza en la sección V. Finalmente, las conclusiones del trabajo se presentan en la sección VI.

II. Metodología

En una primera etapa se estiman diversas especificaciones autorregresivas en forma reducida a fin de evaluar el impacto de un *shock* de precios del petróleo en inflación total, subyacente, no subyacente y de energía. En una segunda etapa se realiza una estimación utilizando un VAR en Paneles con el objeto de comparar las respuestas inflacionarias de Chile con las de diversos grupos de países. Antes de pasar a una descripción detallada de cada uno de estos ejercicios, se presenta una breve discusión acerca de las variables utilizadas en estos análisis y luego una descripción del tipo de ejercicio de impulso-respuesta realizado.

1. Descripción de las Variables

La elección de las variables consideradas en este trabajo se encuentra en línea con diversos estudios que analizan impactos de *shocks* externos (típicamente variables relacionadas con política monetaria) tanto en economías pequeñas y abiertas, como en

economías grandes. En particular, se adoptan especificaciones VAR similares a las de De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006), a las de Kim y Roubini (2000) y más distantemente a la de Parrado (2001).

El precio del petróleo (Oil) y los índices de precios total, subyacente y no subyacente (CPI, CPICore y CPINC, respectivamente) se incluyen de manera de caracterizar el impacto de un *shock* de precios del petróleo sobre inflación total y sobre sus componentes subyacente y no subyacente. Esta descomposición se hace para tener una estimación de los efectos inflacionarios de primera y segunda vuelta. El índice de precios de energía (CPIE) se considera para capturar la transmisión desde el precio internacional del petróleo a los precios domésticos de la energía.

CUADRO 1

Importancia Relativa de Varios Componentes Inflacionarios en Inflación total (%)

País	Inflación subyacente	Inflación no subyacente	Inflación de energía
Chile	69.70	30.30	3.96
Italia	74.26	25.74	6.60
Canadá	74.27	25.73	8.84
Reino Unido	78.70	21.30	6.70
Francia	70.75	29.25	9.07
Core del Sur	72.88	27.12	5.80
Suiza	61.87	38.14	10.78
Irlanda	68.61	31.39	8.59
Japón	60.89	39.11	10.22
Estados Unidos	77.37	22.63	6.31
Promedio muestral	70.93	29.07	7.69
Promedio sin Chile	71.07	28.93	8.10

Fuente: Elaboración propia.
1. Las definiciones de inflación subyacente varian de país en país.
2. El peso de inflación de energía para Suiza es estimado para este trabajo y constituye una aproximación al verdadero valor.

Para los nueve países industrializados incluidos en el análisis se usa una definición de inflación subyacente que resulta de excluir de la inflación total los efectos de alimentos y energía. Para Chile, el índice de precios subyacente escogido es el denominado IPCX1. Se prefiere este índice por sobre el IPCX precisamente porque su participación sobre el IPC total está en línea con la participación de inflación subyacente sobre inflación total en el resto de la muestra.[1] A pesar de esta uniformidad en la definición, las ponderaciones de los índices de precios subyacentes y no subyacentes, así como los de energía, difieren entre países, por lo que ciertas variaciones en los resultados comparativos podrían ser explicadas por esta heterogeneidad estructural. El cuadro 1 muestra la participación sobre inflación total de estos tres índices de precios.

Se observa que el índice de precios de energía para Chile tiene la menor importancia relativa en inflación total, aunque es del mismo orden de magnitud que la de los otros países (10% o menos). Asimismo, este hecho se toma en consideración a la hora de comparar las respuestas sobre el índice de precios de la energía.

Con respecto al índice de precios no subyacente, se observa una participación de Chile ligeramente por encima del promedio de la muestra, pero en línea con el resto de los países.

Con el fin de aislar presiones inflacionarias que no provengan del *shock* de precios del petróleo, se incluyen además otras variables en los análisis VAR. Así, se consideran variables que en general caracterizan presiones al alza o a la baja sobre el nivel de precios según sea su incidencia en la demanda u oferta agregada, o bien directamente sobre la brecha entre producto y producto potencial. Si bien para cada ejercicio autorregresivo las variables utilizadas no son exactamente las mismas, ellas pertenecen a un amplio conjunto de variables que se describe a continuación: El Índice de Actividad Industrial (*INDUS*) se utiliza como una medida del nivel de actividad de la economía y de las presiones inflacionarias o deflacionarias que una alta o baja actividad pueda conllevar. La masa monetaria (M) y la tasa de interés doméstica (r) se incluyen como determinantes de la demanda agregada. El tipo de

[1] *La relativa homogeneidad en las definiciones de inflación subyacente permite centrar el análisis comparativo de las funciones de impulso-respuesta en razones económicas o econométricas, y ya no en sesgos provenientes de distintas definiciones.*

cambio nominal (e) y el nominal multilateral (em) también se incluyen en el análisis para capturar su efecto inflacionario sobre los bienes importados y sobre la composición de la balanza comercial.[2] Fuera del precio del petróleo, la influencia del sector externo sobre inflación es capturada usando la tasa de fondos federales de Estados Unidos como medida de la tasa de interés internacional (r^*). Para el caso de Estados Unidos, se consideran el Índice de Actividad Industrial, la masa monetaria y una variable que intenta capturar variaciones inflacionarias producidas por cambios de política monetaria. Para estos efectos se considera la tasa de fondos federales (r^*) tal como lo hacen Kim y Roubini (2000) y las reservas totales retenidas (TR).[3] Cabe señalar que estas variables son ampliamente utilizadas en diferentes trabajos que estudian VAR monetarios. El cuadro A1 del Apéndice resume las principales fuentes de donde se obtienen estas variables.

2. Selección de la Muestra

Horizonte de análisis

El análisis se realiza con datos en frecuencia mensual y contempla el período desde enero de 1999 hasta diciembre del 2005. Este corto horizonte de tiempo se escoge por varios motivos. En primer lugar, ya se ha comentado la evidencia que señala que el traspaso del precio del petróleo a inflación ha ido variando en el tiempo. Esta evidencia sugiere que una correcta estimación del actual impacto inflacionario del petróleo pasa por tener una muestra reciente que no incluya períodos en los que el traspaso sea distinto al actual. De acuerdo con lo anterior, se escoge un período muestral que sólo contempla el último período de grandes alzas del precio del petróleo. En segundo lugar, no es sino hasta el año 1999 que Chile adopta un tipo de cambio flotante y logra estabilizar la inflación en torno a 3%. La inclusión de datos previos sólo introduciría ruido en la estimación para Chile al mezclar datos provenientes de dos regímenes cambiarios e inflacionarios muy distintos. Por último, Céspedes, Ochoa y Soto (2005) entregan evidencia de la existencia de un quiebre estructural en la curva de Phillips estimada para Chile en torno al ya citado período de convergencia a una inflación estacionaria. Esta evidencia vuelve a sugerir la utilización de una muestra incluyendo datos posteriores al supuesto quiebre.

Muestra de países

Al momento de conformar la muestra de países incluidos en el análisis, la disponibilidad de datos es una limitante. En efecto, aun cuando la muestra se restrinja a países de la OECD más Chile, no siempre es posible encontrar datos que cubran el mismo horizonte para todas las variables que se desean utilizar, para todos los países que se desearían usar, y para la misma frecuencia de análisis. La opción de trabajar con datos mensuales impone, por ejemplo, dejar fuera de la muestra analizada a países como Australia y Nueva Zelanda.

Otra limitación importante al momento de conformar la muestra se relaciona con los posibles problemas de identificación que pueden existir en un análisis VAR, en especial cuando se trabaja con un gran número de variables y con una especificación común para varios países. Es así como se opta por dejar fuera del análisis a algunos países cuyas respuestas inflacionarias arrojan resultados muy negativos, resultados reñidos con la intuición económica y que pueden estar más bien explicados por los ya mencionados problemas de identificación. Por estas razones se deja fuera a países como Noruega y Alemania.

Así, y luego de centrarse en países OECD más Chile, de escoger un tamaño muestral de alrededor de diez países y tomar en cuenta las consideraciones anteriores respecto a frecuencia, disponibilidad de datos e identificación, los países finalmente incluidos son Chile, Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Corea del Sur, Japón, Irlanda, Francia, Italia y Suiza.[4]

[2] *Esto a través del efecto que el tipo de cambio nominal pueda tener en el corto plazo sobre el tipo de cambio real.*

[3] *Distintos autores usan diferentes formas de caracterizar cambios en la política monetaria para Estados Unidos. De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006) incluyen en su análisis la tasa de fondos federales, la cantidad total de reservas y las reservas retenidas (non-borrowed reserves). Strongin (1995) utiliza la componente ortogonal del crecimiento en las reservas retenidas sobre el crecimiento de las reservas totales. Wong (2000) utiliza sólo la componente retenida de las reservas (non-borrowed reserves), y además señala que sus conclusiones son robustas al uso de la tasa de fondos federales o de las componentes retenidas de las reservas.*

[4] *Se observa, además, que todos los países de la muestra tienen una inflación relativamente baja y estable durante el período de análisis, y que tres pertenecen a la Zona Euro y comparten la misma autoridad monetaria (Francia, Italia e Irlanda).*

3. Análisis Autorregresivo en Forma Reducida

Especificación

Para el análisis autorregresivo en forma reducida se estima una especificación en la que todas las variables, salvo las tasas de interés domésticas e internacional, se expresan en variaciones porcentuales a 12 meses. Este tipo de formulación ha sido usado antes en la literatura, entre otros, por Valdés (1997), Morandé y Schmidt–Hebbel (1997) y en el documento "Modelos y Proyecciones del Banco Central de Chile" (2003).

Además, el VAR es restringido para que la tasa de interés internacional y la variación porcentual a 12 meses del precio del petróleo sigan procesos AR(1). De esta manera se evita que estas variables exógenas[5] sean retroalimentadas por variables propias de cada país.

En estricto rigor, un análisis de impulso-respuesta tradicional tiene implicancias distintas dependiendo de la especificación del VAR. En efecto, si se utiliza una especificación en nivel, un *shock* tiene un efecto transitorio sobre el nivel de las variables. Si se utiliza una especificación en variaciones porcentuales, por ejemplo, el efecto del *shock* es transitorio sobre la tasa de crecimiento de las variables, pero permanente en su nivel (Chumacero, 2005). No obstante, se observa que —teóricamente— ambas especificaciones, en nivel y en variaciones porcentuales a 12 meses, permiten analizar en forma alternativa el efecto de un *shock* transitorio sobre el nivel de las variables. Una explicación de esta relación se encuentra en Pincheira y García (2007). Como parte de una prueba de robustez, los ejercicios de impulso-respuesta se realizan para formulaciones tanto en nivel como en variaciones porcentuales a 12 meses. La similitud de los resultados confirma los planteamientos anteriores. Con el objeto de abreviar este ya extenso documento, sólo se presentan los resultados provenientes de la especificación en variaciones porcentuales a 12 meses. Los resultados en nivel se encuentran en Pincheira y García (2007).[6]

La inspección visual de las series sugiere en muchas de ellas la existencia de tendencias. La naturaleza estocástica o determinística de estas tendencias es algo difícil de determinar. Sin querer entrar en la polémica discusión acerca de la estacionariedad o no de las series y con menos deseos aún de discutir las propiedades de tamaño y potencia en los tests de raíz unitaria en muestra pequeña, se desea señalar que el supuesto de no estacionariedad en series como tasas de interés y diversas medidas de inflación para varios países, es coherente con los resultados de los tests de Dickey y Fuller aumentados y de Phillips y Perron.[7]

No obstante esta evidencia, en el presente trabajo se asume como supuesto la naturaleza determinística de las tendencias.[8] Por tanto, se incluye en el VAR la especificación de una tendencia determinística con la esperanza de obtener respuestas transitorias y no permanentes, como suele suceder en presencia de no estacionariedad. En este sentido, es vital el tipo de tendencia determinística a incorporar. Para este estudio se decide incorporar la tendencia polinómica de menor orden que muestre una convergencia monotónica[9] a cero de las respuestas de todas las variables del VAR a un horizonte máximo de 84 meses. En base a este criterio, se escoge un polinomio de orden tres para la especificación de la tendencia.[10] El cuadro 2 resume las especificaciones tanto para el análisis VAR tradicional como para el análisis VAR en Paneles que se detalla posteriormente.

Selección de rezagos

El criterio de selección de rezagos para cada VAR se basa en una estrategia heurística que consiste en

[5] *Se presume exogeneidad de estas variables, y en particular de los shocks del petróleo. Una discusión más detallada sobre la diferenciación según exogeneidad o endogeneidad de distintos tipos de shocks del petróleo se encuentra en Kilian (2007). Se agradece a un árbitro anónimo por levantar este punto.*

[6] *Empíricamente puede haber diferencias, dado que los coeficientes de un VAR en niveles y en diferencias a 12 meses en general serán distintos, así como lo serán las covarianzas entre* shocks *contemporáneos. Así, si bien se esperarían desviaciones respecto de las respuestas en ambas formulaciones, resultados muy distintos serían evidencia de falta de estabilidad en el análisis, y resultados similares hablarían positivamente de la robustez del estudio.*

[7] *A través de las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller aumentada y de Phillips-Perron se evaluaron todas las series bajo análisis para determinar la existencia de tendencias estocásticas.*

[8] *Si en general se deseara relajar estos supuestos de estacionariedad, el análisis debería testear y considerar posibles relaciones de cointegración entre las variables.*

[9] *Se exige convergencia monotónica, pues la existencia de oscilaciones es típicamente considerada evidencia de mala especificación.*

[10] *Se debe notar que, para el caso de Corea del Sur, aún se observa cierto carácter oscilatorio.*

tomar un grupo de cuatro criterios de información, Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn y el de Error de Predicción Final, y escoger el menor orden de rezagos seleccionado por estos criterios. De esta manera se busca privilegiar una especificación parsimoniosa del VAR a estimar y que evite una excesiva propagación de errores con la consiguiente construcción de intervalos de confianza poco informativos para las funciones de impulso-respuesta. Debe señalarse que se comparan especificaciones con rezagos que van desde un mínimo de un período a un máximo de cuatro.

Shocks y funciones de impulso-respuesta

Una vez estimados los modelos autorregresivos, se realiza una serie de ejercicios de impulso-respuesta. En esencia, se estudia el efecto que un alza inesperada del precio del petróleo ejerce sobre las variables dependientes. Específicamente, se busca estudiar el efecto de este *shock* sobre inflación total, subyacente, no subyacente y de energía. Para estos efectos se construyen funciones de impulso-respuesta, cubriendo un horizonte de predicción de 24 meses. El principal ejercicio considera un *shock* de precios del petróleo único y transitorio de una desviación estándar de los residuos, que luego es normalizado a un valor inicial de 10%. Se recuerda que tanto el tamaño del *shock* como el proceso del petróleo son comunes para todos los países, de manera de hacer comparables los resultados internacionales. Por último se enfatiza que este estudio no hace distinción entre *shocks* de oferta o demanda y siempre se supone que ellos son de carácter

CUADRO 2

Especificaciones Utilizadas en los Modelos VAR y VAR en Paneles

Tipo de especificación	Variables endógenas	Variables exógenas
Variaciones a 12 Meses		
VAR 1	V12(Oil), r*, V12(CPIE), V12(INDUS), V12(CPICore), V12(e), V12(M1), r	Tendencia polinomial de orden tres
VAR 2	V12(Oil), r*, V12(INDUS), V12(CPITotal), V12(e), V12(M1), r	
VAR 3	V12(Oil), r*, V12(CPINC), V12(INDUS), V12(CPICore), V12(e), V12(M1), r	
VAR en Paneles		
PVAR 1	Vst12(Oil), Vst12(INDUS), Vst12(CPITotal), Vst12(em), Vst12(M1), rst	Ninguna
PVAR 2	Vst12(Oil), Vst12(INDUS), Vst12(CPINC), Vst12(em), Vst12(M1), rst	
PVAR 3	Vst12(Oil), Vst12(INDUS), Vst12(CPICore), Vst12(em), Vst12(M1), rst	

Fuente: Elaboración propia.
a. X(t) o simplemente X denota una serie de tiempo genérica.
b. V12(X(t)) denota la variación porcentual a 12 meses de la variable X(t), calculada como V12(X(t))=(X(t)-X(t-12))/(X(t-12)).
c. Vst12(X) denota la diferencia entre V12(X) y una tendencia polinomial de orden 3. Esto es Vst12(X(t))=V12(X(t))-T(t) en que T(t) = E(V12(X(t))|P3(t)) y P3(t) es el conjunto de información generado por una constante, t y sus potencias cuadráticas y cúbicas.
d. rst denota la diferencia entre la tasa de interés r y una tendencia polinomial de orden 3. Esto es rst=r(t)-T(t) en que T(t) = E(r(t)|P3(t)) y P3(t) es el conjunto de información generado por una constante, t y sus potencias cuadráticas y cúbicas.
e. INDUS denota actividad industrial, Oil denota precio del petróleo, M1 denota masa monetaria M1, CPICore denota Indice de Precios Subyacente, "e" denota tipo de cambio nominal, "r" denota tasa de interés doméstica, "r*" denota tasa de interés internacional, CPITotal denota Indice de Precios Total, CPINC denota Indice de Precios no subyacente, "em" denota tipo de cambio nominal multilateral.
f. Para el caso del análisis VAR en variaciones porcentuales a 12 meses, Estados Unidos es considerado una excepción pues no es una economía pequeña como las demás. Para este caso no se incluye el tipo de cambio nominal, sino que las reservas retenidas.
g. La misma especificación de VAR en Paneles es usada tanto para economías pequeñas como para Estados Unidos.

exógeno. A la luz de las discusiones en Kilian (2005, 2007) estos supuestos podrían ser cuestionables.

Para este análisis se construyen funciones de impulso-respuesta ortogonalizadas recursivamente.[11] Los intervalos de confianza reportados para las funciones de impulso-respuesta se calculan con un nivel de confianza del 90% utilizando teoría asintótica. Cabe señalar que la descomposición ortogonal se realiza ubicando siempre en primer lugar la variable sobre la cual se implementa el *shock* inicial.

4. Análisis VAR en Paneles

Finalmente se utiliza una metodología de VAR en Paneles con el objeto de estimar funciones de impulso-respuesta ortogonalizadas para Chile y tres grupos de economías: Una función que representa la respuesta de todo el mundo (excluido Chile), otra que representa la respuesta promedio de los países con metas de inflación (excluido Chile) y una tercera que representa la respuesta promedio de los países sin metas de inflación. La razón fundamental por la que se adopta la metodología de VAR en Paneles es que permite incorporar explícitamente el carácter heterogéneo de las unidades de análisis con la inclusión de efectos fijos. Para evaluar las diferencias del impacto de un *shock* de precios del petróleo entre las distintas unidades de análisis, simplemente se estudia la resta de sus funciones de impulso-respuesta.

El análisis de VAR en Paneles se basa en Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007), así como en Love y Zicchino (2002). La estimación se realiza por GMM usando como instrumentos los rezagos de las variables dependientes. Los efectos fijos son removidos utilizando el procedimiento Helmert descrito en Love y Zicchino (2002). Los intervalos de confianza correspondientes a las funciones de impulso-respuesta para cada unidad de análisis, así como para las diferencias entre estas funciones, se construyen vía métodos de *bootstrap* utilizando un nivel de confianza de 90% para un test de una sola cola.

Para este análisis sólo se consideran las siguientes seis variables:[12] precio del petróleo Brent, masa monetaria, tasa de interés doméstica, actividad industrial, tipo de cambio nominal multilateral y una variable que mida el nivel de precios de la economía. Todas las variables, con la excepción de la tasa de interés, se expresan en variaciones porcentuales a 12 meses. Además, las variables se incluyen en el VAR en Paneles como desviaciones con respecto a una tendencia polinómica de orden cúbico (ver cuadro 2).

Como el interés de este análisis es evaluar el impacto de un *shock* de precios del petróleo en inflación total, subyacente y no subyacente, se realizan tres estimaciones considerando cada una de estas variables como la sexta a incluir.

III. Resultados del Análisis VAR

El cuadro 3 resume los resultados[13] obtenidos a través del análisis de impulso-respuesta realizado sobre el total de diez países a partir de un VAR en variaciones porcentuales a 12 meses. En él se muestra el efecto inicial, el efecto máximo y el efecto a 12 y 24 meses que tiene un *shock* de 10% en el precio del petróleo sobre las siguientes variables: Índice de precios subyacente (*CPIcore*), Índice de precios no subyacente (*CPINC*), Índice de precios de la energía (*CPIE*) e Índice de precios total (*CPI*). Los valores con asterisco representan significancia estadística al 10%. Si bien estas significancias se derivan a partir de intervalos de confianza construidos para cada país, y no involucran comparaciones de los efectos entre países, igualmente se entrega en esta sección una comparación meramente numérica de las respuestas entre países, dejando la discusión acerca de la significancia estadística para la sección en que se estima un VAR en Paneles.[14]

[11] *Mediante la ortogonalización recursiva se obtienen resultados idénticos a los arrojados cuando se utilizan las funciones de impulso-respuesta generalizadas introducidas por Pesaran y Shin (1998). Esto, porque el orden escogido para la ortogonalización recursiva impone en primer lugar la variable correspondiente al precio del petróleo. En estas circunstancias, ambas funciones de impulso respuesta coinciden. Para una explicación más detallada de esta igualdad ver Pincheira y García (2007).*

[12] *Las limitaciones técnicas del programa utilizado no permiten estimar VAR en Paneles con un gran número de variables ni tampoco con variables exógenas como una tendencia. Para sortear esta dificultad, a todas las variables incluidas en el VAR en Paneles se les removió la tendencia.*

[13] *El cuadro A2 del Apéndice muestra resultados para cuatro ecuaciones del VAR estimado para Chile.*

[14] *En la sección IV se considera la significancia estadística del impacto inflacionario diferencial entre Chile y las otras tres unidades de análisis, para inflación total, subyacente y no subyacente.*

Cuadro 3
Impacto de un Shock de un 10% en el Precio del Petróleo sobre Diversas Medidas Inflacionarias
(análisis VAR)

País	Respuesta	IPC energía	IPC no subyacente	IPC total	IPC subyacente
Chile	Mes 1	1.63*	0.51	0.14 *	-0.01
	Mes 12	0.22*	-0.05*	0.00	0.01
	Mes 24	-0.02	0.02	0.00	0.00
	Máximo	1.96*	0.55*	0.17 *	0.04*
	Período máximo	2	2	2	6
Italia	Mes 1	0.67*	0.10*	0.02 *	0.01
	Mes 12	0.14*	0.05*	0.01 *	0.00
	Mes 24	0.03	0.01	0.00	0.00
	Máximo	0.67*	0.10*	0.02 *	0.02*
	Período máximo	1	2	1	0
Canadá	Mes 1	2.47*	0.78*	0.27 *	0.10*
	Mes 12	0.36*	0.07	0.01	-0.01
	Mes 24	0.16	0.02	0.00	-0.01
	Máximo	2.47*	0.78*	0.27 *	0.10*
	Período máximo	1	1	1	1
Reino Unido	Mes 1	0.78*	0.15*	0.08 *	0.06*
	Mes 12	0.01	0.01	0.01 *	0.01
	Mes 24	0.00	0.00	0.00	0.00
	Máximo	0.78*	0.15*	0.08 *	0.07*
	Período máximo	1	1	2	2
Francia	Mes 1	1.02*	0.19*	0.06 *	0.00
	Mes 12	0.04	0.02	0.00	0.00
	Mes 24	0.01	0.00	0.00	0.00
	Máximo	1.02*	0.19*	0.06 *	0.02
	Período máximo	1	1	1	0
Corea del Sur	Mes 1	0.79*	0.29*	0.13 *	0.05*
	Mes 12	0.03	0.02	0.02	0.01
	Mes 24	0.03	0.01	0.01	0.00
	Máximo	0.79*	0.29*	0.13 *	0.05*
	Período máximo	1	1	1	2

CUADRO 3 (continuación)

País	Respuesta	IPC Energía	IPC no Subyacente	IPC Total	IPC Subyacente
Suiza	Mes 1	1.33*	0.19*	0.09 *	0.02*
	Mes 12	0.15*	0.02	0.00	-0.02
	Mes 24	0.09	0.01	0.00	-0.01
	Máximo	1.33*	0.19*	0.09 *	0.02*
	Período máximo	1	1	1	0
Irlanda	Mes 1	0.99*	0.22*	0.13 *	0.09*
	Mes 12	0.03	0.00	0.00	0.00
	Mes 24	0.00	0.00	0.00	0.00
	Máximo	0.99*	0.22*	0.13 *	0.10*
	Período máximo	1	1	2	2
Japón	Mes 1	-0.13*	0.05*	0.03 *	0.02*
	Mes 12	0.04	0.00	0.01	0.01
	Mes 24	0.01	0.00	0.00	0.00
	Máximo	0.05*	0.06*	0.04 *	0.02*
	Período máximo	8	2	2	0
Estados Unidos	Mes 1	2.24*	0.66*	0.14 *	-0.01
	Mes 12	0.10	-0.02	-0.01	-0.01
	Mes 24	0.01	-0.02	0.00	0.00
	Máximo	2.24*	0.66*	0.14 *	0.00
	Período máximo	1	0	1	0
Medias sin Chile	Mes 1	1.13	0.29	0.11	0.04
	Mes 12	0.10	0.02	0.01	0.00
	Mes 24	0.04	0.01	0.00	0.00
	Máximo	1.15	0.29	0.11	0.04
	Período máximo	2	1	1	1

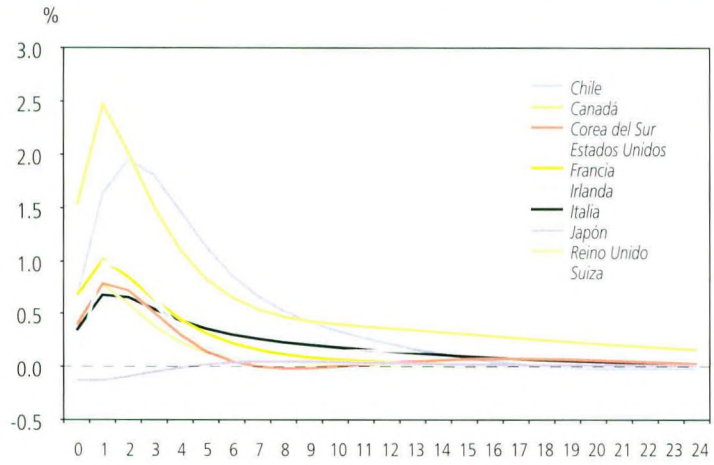
Fuente: Elaboración propia.

a. Valores con asterisco son estadísticamente significativos al 10%.

b. Cada una de las cifras en porcentaje denota el impacto inflacionario sobre el índice respectivo. Así el número 1.63% en la primera fila y primera columna indica que un alza inesperada de 10% en el precio del petróleo genera un alza de 1.63% en el IPC de energía al mes siguiente de ocurrido el *shock*.

GRÁFICO 4

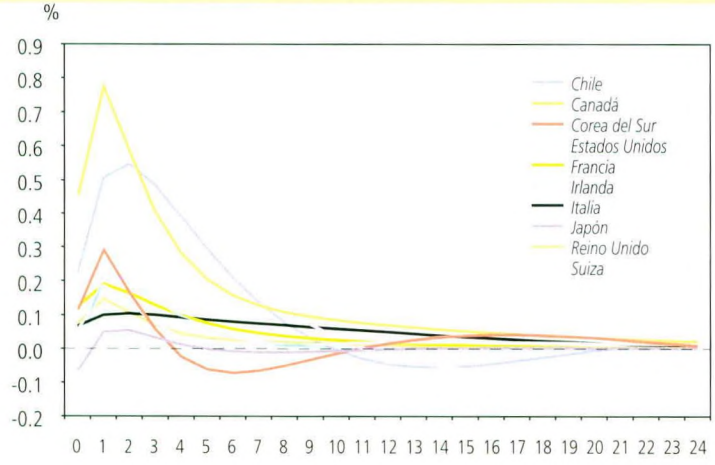
Respuesta de Índice de Precios de Energía a un *Shock* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 5

Respuesta de Índice de Precios No Subyacente a un *Shock* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

La discusión se organiza de manera de reportar los efectos de corto, mediano y largo plazo del *shock*. Por corto plazo se entiende el efecto inicial en el mes inmediatamente siguiente al *shock* y al impacto máximo en caso de que este se logre dentro de los primeros 11 meses después del *shock*. El impacto a mediano plazo se caracteriza por la respuesta a 12 meses, y el de largo plazo por la respuesta a 24 meses.

Un resumen con las principales funciones de impulso-respuesta obtenidas se encuentra en los gráficos 4-7. Los principales hallazgos se detallan a continuación.

1. Índice de Precios de Energía

Evidencia internacional

Al observar la función de impulso-respuesta del *CPIE*, se aprecia que, en general, el impacto de un *shock* en precios del petróleo se reduce en forma ostensible en el Índice de precios de la energía. De hecho, un alza inesperada de 10% en el precio del petróleo se traduce en un alza máxima promedio del *CPIE* de 1.15% para la muestra sin Chile. Este dato es importante, pues permite apreciar cuánto se suaviza un *shock* de precios del petróleo una vez que se hace presente dentro de cada economía.[15]

Es importante señalar que ciertos artículos en la literatura, como Medina y Soto (2005), suponen un traspaso proporcional e importante de precios del petróleo a precios domésticos de energía. En virtud de la evidencia aquí presentada, sería conveniente escalar los resultados de Medina y Soto (2005) por un factor de traspaso de precios

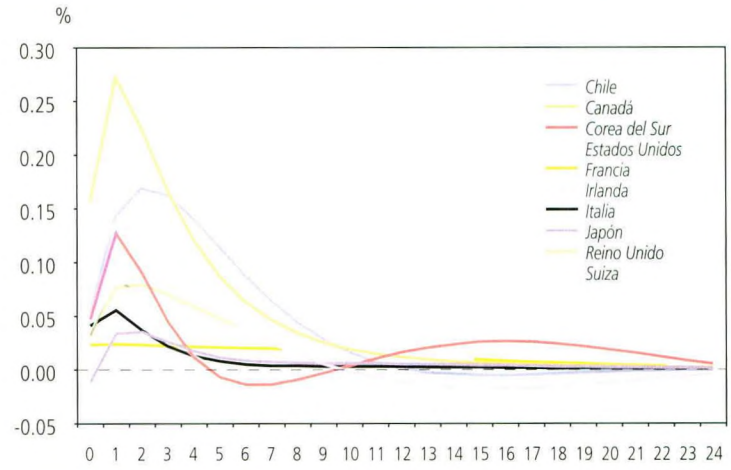
[15] *Detrás de esta suavización pueden existir muchas causas, como la política tributaria vigente en cada país, la existencia de fondos de estabilización y las políticas comerciales internas asociadas a la distribución y comercialización de combustibles. Por dar un ejemplo, en Chile el precio internacional del petróleo puede llegar a contribuir menos del 50% en la determinación del precio comercial de gasolina de 93 octanos (cuadro A1). También se observa que los impuestos específicos, el IVA y los márgenes de comercialización tienen un efecto muy significativo en la determinación de los precios internos de los derivados del petróleo. Por otro lado, García y Jaramillo (2007) argumentan que, por la forma en que la Comisión Nacional de Energía determina ciertos precios usados para estimar los fondos de estabilización, el traspaso de petróleo a precios de gasolina, sin considerar impuestos ni márgenes de comercialización, es nulo dentro de las dos primeras semanas de ocurrido el* shock.

internacionales a domésticos, con el fin de tener una misma base de comparación con los efectos inflacionarios que se derivan del presente análisis.

Continuando con el análisis de impulso-respuesta, se observa además que, salvo por la excepción de Japón, que presenta un efecto inicial negativo que luego se revierte, todos los países muestran un efecto positivo y estadísticamente significativo en la inflación de energía de corto plazo. A 12 meses, sólo cuatro países muestran un efecto estadísticamente significativo, mientras que a 24 meses el efecto es estadísticamente nulo en forma uniforme para todos los países considerados.

GRÁFICO 6

Respuesta de Índice de Precios al Consumidor a un *Shock* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

Índice de precios de energía en Chile

Chile presenta una respuesta de corto plazo estadísticamente significativa que alcanza un máximo inferior al 2%. A 12 meses, se observa una respuesta moderada de 0.22% que aún es estadísticamente significativa. A 24 meses, en cambio, no hay evidencia estadísticamente significativa de un aumento del precio de la energía.[16]

Comparación entre Chile y países industrializados

Chile muestra una respuesta de corto plazo en inflación de energía bastante mayor que la del promedio de países industrializados considerados, con uno de los efectos inmediatos y máximos más altos de la muestra. En efecto, con una respuesta máxima de 1.96%, Chile sólo es superado por Canadá, con 2.47%, y Estados Unidos, con 2.24%. A 12 meses, el efecto en Chile sigue siendo relativamente alto y estadísticamente significativo, siendo ahora superado sólo por Canadá. Sin embargo, el impacto absoluto de 0.22% es sólo de magnitud moderada. A 24 meses, la respuesta de Chile es prácticamente nula y no posee significancia estadística. Se observa además que durante el segundo y tercer trimestre posterior al *shock*, Chile muestra la respuesta más alta, superando ligeramente a Estados Unidos.[17]

2. Inflación No Subyacente

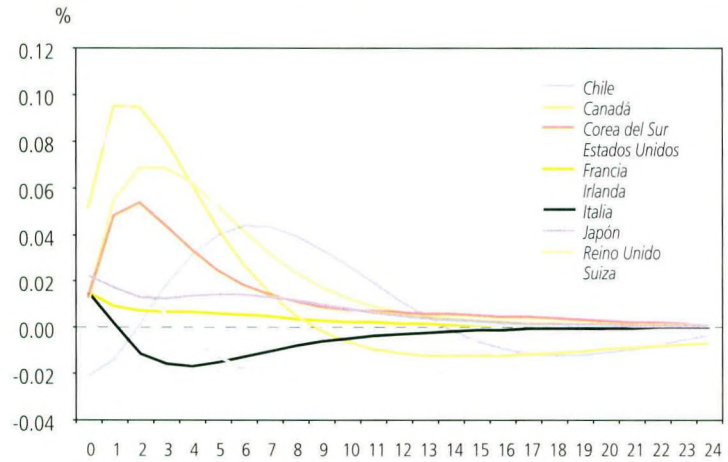
Evidencia internacional

El impacto de corto plazo de un *shock* en el precio del petróleo sobre inflación no subyacente es positivo y estadísticamente significativo en todos los países. A 12 meses, las respuestas son pequeñas, y sólo un par de países presentan respuestas estadísticamente significativas. A 24 meses no hay ninguna respuesta con significancia estadística, y en general ellas son bastante cercanas a cero.

[16] No es directo comparar estos resultados con los de García y Jaramillo (2007) quienes calculan el traspaso sólo de petróleo a gasolina (no incluyen otros componentes del CPIE para Chile como gas y kerosén) y sin incluir márgenes de comercialización ni impuestos. Además, ellos analizan el efecto de un shock permanente usando datos semanales. Sus resultados indican que un shock permanente de 10% en petróleo tarda más de 15 semanas en traspasarse completamente a gasolina.

[17] Cabe preguntarse cuánto influye en la heterogeneidad de las respuestas el hecho de que la definición del CPIE sea distinta en cada país. Para ello se analiza la relación entre la participación porcentual de la inflación de energía de cada país con las respuestas máximas alcanzadas. Si la distribución de respuestas máximas se explicara totalmente por las diferencias de definición en CPIE, entonces se esperaría una fuerte correlación. Los resultados muestran una correlación ligeramente negativa y con una amplia dispersión (Pincheira y García, 2007). Se concluye que, si bien la heterogeneidad inicial en las definiciones de CPIE puede jugar un rol en explicar la distribución internacional de respuestas máximas, este rol no sería vital.

Respuesta de Índice de Precios Subyacente a un *Shock* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

Inflación no subyacente en Chile

Chile presenta un efecto de corto plazo positivo y estadísticamente significativo sobre inflación no subyacente. A 12 meses el impacto es estadísticamente significativo pero negativo, mientras que a 24 meses ya no hay evidencia estadísticamente significativa de un aumento de la inflación no subyacente.

Comparación entre Chile y países industrializados

Chile, junto a Canadá y Estados Unidos, es uno de los países con mayor reacción de corto plazo en inflación no subyacente. En particular, el impacto máximo de 0.55% para Chile es muy superior a la media del resto de la muestra, de 0.29%. La situación se revierte a 12 meses, cuando Chile alcanza coyunturalmente la respuesta más baja de la muestra. A 24 meses, en cambio, las respuestas de todos los países ya se encuentran en una pequeña vecindad en torno a cero.

3. Inflación Total

Evidencia internacional

El impacto de corto plazo de un *shock* en el precio del petróleo sobre inflación total es positivo y estadísticamente significativo para todos los países. Cuando se analizan los impactos a 12 meses, sólo Italia y el Reino Unido muestran reacciones estadísticamente significativas, aunque de magnitud pequeña (0.01%). A 24 meses no es posible hallar evidencia estadísticamente significativa de efectos inflacionarios.

Inflación total en Chile

Chile presenta una respuesta inicial y máxima en inflación total de 0.14% y 0.17%, respectivamente. Ambas respuestas son estadísticamente significativas. A 12 y 24 meses, en cambio, las respuestas de inflación total para Chile son nulas.

Comparación entre Chile y países industrializados

Chile es uno de los dos países con mayor reacción de corto plazo en inflación total. De hecho, Chile tiene la respuesta máxima más alta detrás de Canadá y la mayor respuesta durante el segundo y tercer trimestre después del *shock*. Como ya se ha señalado, a 12 y 24 meses la respuesta de Chile en inflación total es nula, hecho que se encuentra en línea con el resto de la muestra.

4. Inflación Subyacente

Evidencia internacional

La evidencia internacional con respecto al impacto en inflación subyacente indica que la mayoría de los países muestra respuestas de corto plazo positivas y estadísticamente significativas. Las únicas dos excepciones a esta regla son Estados Unidos y Francia. En efecto, mientras Francia muestra una respuesta inicial nula y una máxima de tan solo 0.02%, Estados Unidos presenta una reacción inicial negativa que converge a cero hacia un horizonte de dos años. A 12 y 24 meses, en cambio, los resultados son bastante robustos en el sentido de no encontrarse evidencia estadísticamente significativa de incrementos en inflación subyacente en ningún país.

Inflación subyacente en Chile

Chile muestra una respuesta de corto plazo positiva y estadísticamente significativa en inflación subyacente.

A 12 y 24 meses, en cambio, no hay evidencia estadísticamente significativa de un alza en la inflación subyacente. Llama algo la atención que la reacción instantánea al *shock* en inflación subyacente sea ligeramente negativa.

Comparación entre Chile y países industrializados

El impacto máximo de inflación subyacente en Chile coincide con la respuesta media de la muestra. No obstante, llama la atención que el máximo en Chile se alcance seis meses después del *shock*. Esta dinámica es radicalmente distinta a la mostrada por el resto de los países de la muestra, pues ellos alcanzan su máximo a más tardar en el segundo mes después del *shock*. Esta alta persistencia conlleva naturalmente a que Chile tenga el más alto impacto durante el tercer y/o cuarto trimestre posterior al *shock*. De hecho, en el mes 12, aunque ya el impacto en todos los países es pequeño, Chile sigue siendo la nación con mayor respuesta junto con el Reino Unido, Corea del Sur y Japón. A 24 meses, prácticamente todas las respuestas ya han convergido a cero.

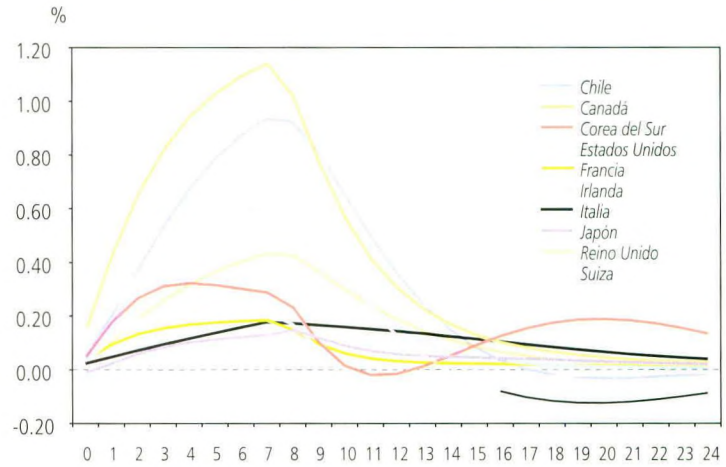
En resumen, la evidencia analizada indica que, salvo Estados Unidos y Francia, todos los países presentan un alza de corto plazo estadísticamente significativa en inflación subyacente. Chile muestra una respuesta máxima acorde con este hallazgo. Si bien estos efectos de segunda vuelta para Chile no parecen ser de gran magnitud, la evidencia indica que ellos presentan una dinámica distinta a la del resto de los países analizados, siendo los más tardíos en surgir y, en consecuencia, los de mayor magnitud durante el tercer y/o cuarto trimestre después del *shock*.

5. ¿Son las Respuestas Significativas desde el Punto de Vista Económico?

La sección anterior entrega resultados que permiten hacer una evaluación adecuada de la significancia estadística de las respuestas inflacionarias para cada país. Sin embargo, la pregunta sobre la significancia económica de los resultados es un poco más compleja.

GRÁFICO 8

Respuesta de Índice de Precios al Consumidor a 8 *Shocks* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

En efecto, el ejercicio de impulso-repuesta realizado considera un *shock* único y transitorio de una magnitud de 10%. Aunque este 10% sea un valor cercano a la desviación estándar de los *shocks*, el ejercicio es de una abstracción tal que cuesta evaluar si las respuestas obtenidas son relevantes desde el punto de vista económico.

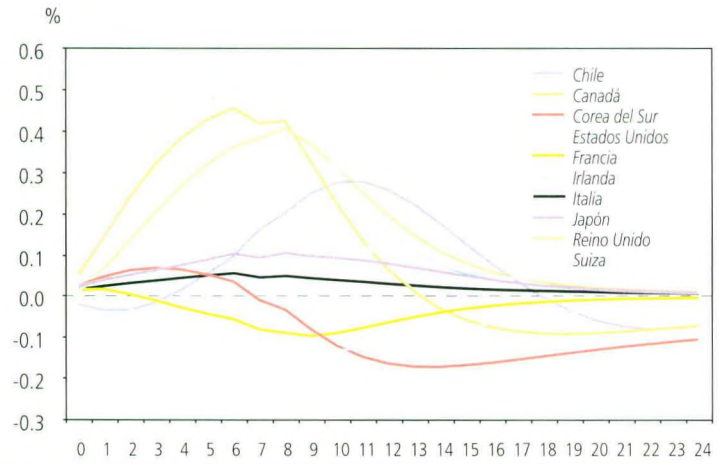
Parte de esta dificultad obedece a la forma en que está caracterizado el *shock* en petróleo. LeBlanc y Chinn (2004) hacen una revisión de la literatura que ha intentado definir en la forma más apropiada posible la naturaleza de un *shock* en petróleo. En este sentido destacan, entre otras, las visiones de Hamilton (1983) y Hamilton (1996a,b). En ellas se observa que la definición de un *shock* puede entenderse como una simple variación en el precio nominal, o bien puede depender de la manera en que el precio del petróleo interactúa con la economía.

En el caso concreto del presente análisis, se considera que un *shock* único y transitorio de 10% parece ser demasiado estilizado para dar luz acerca del impacto económico de un proceso de alzas del petróleo como el vivido en años recientes.

Para subsanar esta situación, se procede a realizar otro ejercicio de impulso-respuesta con un *shock* que busca identificar el máximo impacto inflacionario posible, de acuerdo con la evidencia mostrada en el período muestral.

GRÁFICO 9

Respuesta de Índice de Precios Subyacente a Ocho *Shocks* de 10% en Petróleo



Fuente: Elaboración propia.

De esta manera se procede a estimar un proceso autorregresivo de primer orden en inflación del petróleo. Los residuos de esta estimación presentan un cierto grado de correlación serial que les hace aparecer con ciertas rachas seguidas de alzas y bajas. Para efectos de la identificación del máximo impacto inflacionario, se escoge la racha más larga de *shocks* positivos. Esta se encuentra entre julio del 2002 y febrero del 2003, y es de una magnitud promedio de alrededor de 10% en cada mes. Los gráficos 8 y 9 muestran el efecto sobre inflación total y subyacente de un conjunto de *shocks* de una magnitud de 10%, que golpean repetidamente a las economías durante ocho meses.

En términos de la respuesta en inflación total, tanto Canadá como Chile, Estados Unidos, Irlanda y el Reino Unido muestran respuestas económicamente relevantes, con máximos sobre 0.4% y, en el caso de Chile y Canadá, cercanos al 1%.

Con respecto a la respuesta en inflación subyacente, ahora se observa que Irlanda, Canadá, el Reino Unido, Chile y Suiza muestran un impacto de magnitud relevante, con máximos sobre el 0.2% y un máximo para Chile de 0.28%.

De esta manera se muestra que independientemente de la significancia estadística reportada en secciones anteriores, una calibración unilateral con la realidad, indica que los efectos en inflación total y subyacente son de magnitud moderada aunque posiblemente de relevancia económica para un grupo importante de la muestra incluyendo a Chile.

6. Heterogeneidad de las Respuestas

Los ejercicios anteriores muestran una importante heterogeneidad en las respuestas inflacionarias entre países, especialmente en el corto y mediano plazo. Tras esta heterogeneidad pueden existir muchas explicaciones. Entre ellas se destacan las posibles diferencias de los esquemas de implementación de política monetaria y la existencia de políticas tributarias diferentes, en el entendido que un tributo proporcional sobre la energía probablemente generaría diferentes efectos inflacionarios ante un *shock* en petróleo que un tributo a suma alzada.[18] Otras explicaciones pueden estar relacionadas con la importancia relativa que el petróleo puede tener en la matriz de costos de cada economía, y con la capacidad de ellas para producir o exportar este bien. En este sentido, llama la atención que Chile se destaque, junto a Estados Unidos y Canadá, como uno de los tres países con mayor respuesta en inflación de energía, no subyacente y total. Cabe recordar que Estados Unidos es un país productor de petróleo, y que Canadá no solo es productor, sino que también, exportador neto.

IV. Resultados del Análisis VAR en Paneles

En esta sección se comparan los impactos inflacionarios de Chile y tres grupos de economías: Países con metas de inflación (MI), países sin metas de inflación (SMI) y toda la muestra considerada exceptuando a Chile (RESTO). En primer lugar se presenta el impacto que en cada unidad de análisis produce un *shock* en petróleo. En segundo lugar se realiza la comparación de las funciones de impulso-respuesta entre Chile y el resto de los grupos de interés.

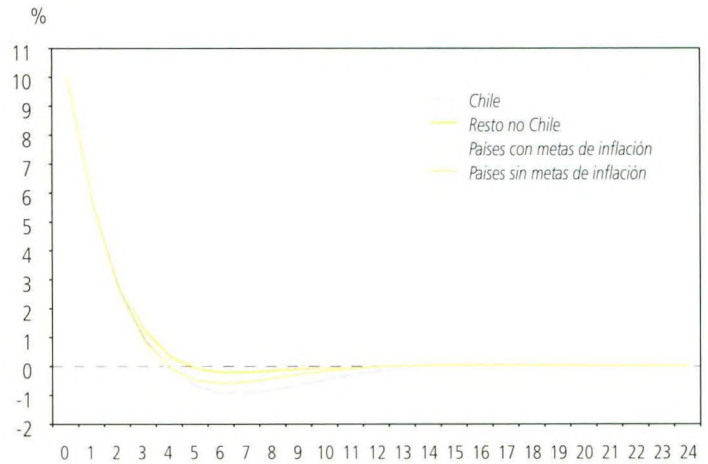
[18] *Se agradece a un árbitro anónimo por esta observación.*

Para este ejercicio, el precio del petróleo no es restringido a seguir un proceso autorregresivo de primer orden. En otras palabras, la retroalimentación del resto de las variables en el VAR en Paneles sobre el petróleo es no nula y genera diferencias en la difusión del *shock*. En principio, esto podría dificultar la comparación entre funciones de impulso-respuesta de distintos grupos. Sin embargo, el desvanecimiento del *shock* es, salvo pequeñas excepciones, igual o más rápido para Chile que para los otros grupos de países (gráficos 10-12). De esta manera, la evidencia de una respuesta mayor en Chile que en otro grupo es señal inequívoca de mayor reacción en Chile. En cambio, una reacción menor para Chile es un resultado no concluyente, pues esta puede deberse a la menor persistencia del *shock*. Para subsanar esta situación, en caso de que la respuesta inflacionaria de Chile sea claramente menor que la de algún otro grupo, se comparan además las respuestas debidamente normalizadas por la difusión acumulada del *shock*. Con esto se pretende homogeneizar las respuestas de manera de obtener resultados adecuadamente comparables entre Chile y el resto de los grupos analizados.

El cuadro 4 y los gráficos 13-15 muestran el impacto de un *shock* de 10% en el precio del petróleo sobre el índice de precios total, subyacente y no subyacente. Estos resultados[19] se entregan para las cuatro unidades de análisis relevantes: Chile, todo el resto de los países, países con metas de inflación y países sin metas de inflación. El cuadro 5, así como los gráficos A1 y A2 del Apéndice, muestran las diferencias entre las funciones de impulso-respuesta obtenidas para cada medida inflacionaria junto con sus intervalos de confianza.

GRÁFICO 13

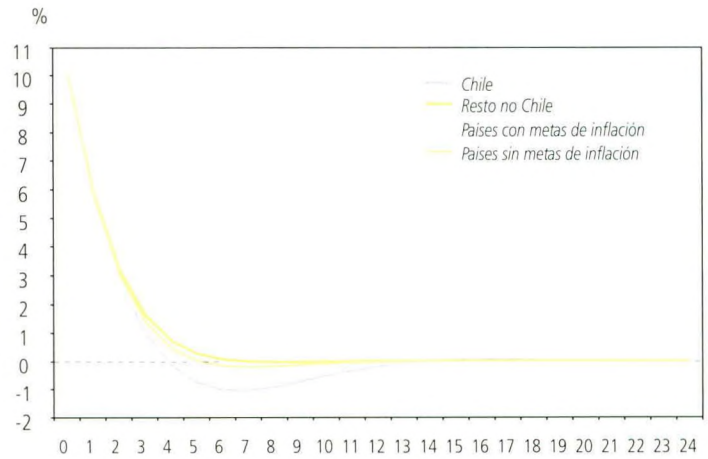
Shock de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles para inflación no subyacente)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 14

Shock de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles para inflación total)



Fuente: Elaboración propia.

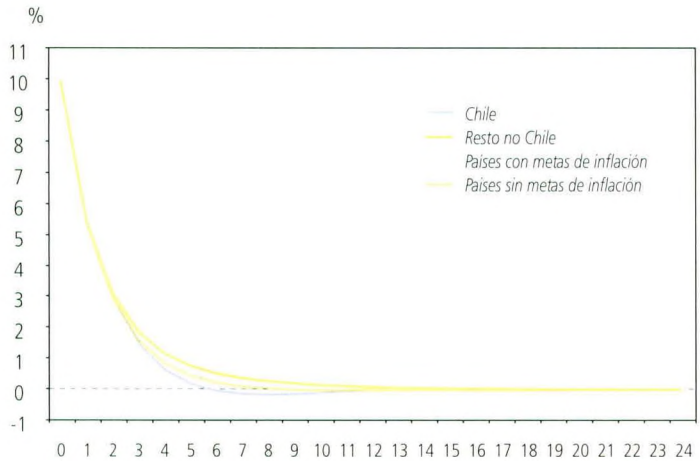
1. Inflación No Subyacente

Las cuatro unidades de análisis muestran un alza estadísticamente significativa de la inflación no subyacente en el corto plazo. A 12 meses, sólo el grupo SMI tiene una respuesta estadísticamente significativa, aunque negativa y muy pequeña, de -0.01%. A 24 meses, en cambio, ninguna de las cuatro unidades

[19] *El cuadro A3 muestra las estimaciones para tres ecuaciones del VAR en p aneles.*

GRÁFICO 12

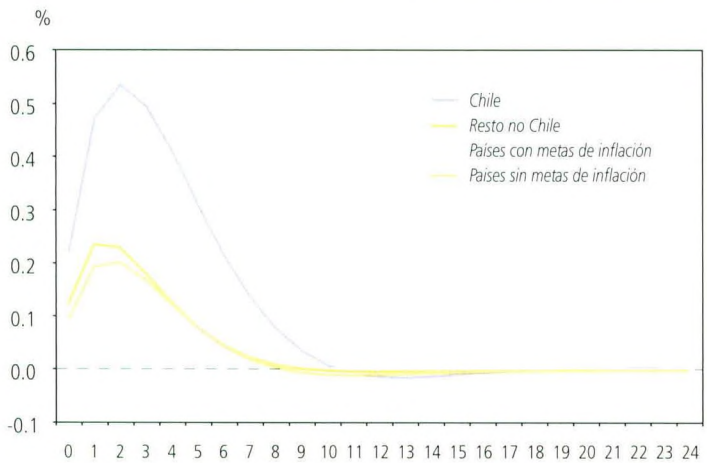
Shock de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles para inflación subyacente)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 13

Respuesta del IPC No Subyacente
a un _Shock_ de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles)



Fuente: Elaboración propia.

de análisis presenta una respuesta estadísticamente significativa en inflación no subyacente.

Llama la atención la gran diferencia entre las respuestas máximas de Chile y el resto de las unidades de análisis. En efecto, con una respuesta máxima de 0.54%, Chile supera largamente la respuesta máxima de 0.24% del grupo RESTO, de 0.33% de los países con metas de inflación y de 0.2% de los países sin metas de inflación.

Llama también la atención la similitud de las respuestas entre los análisis VAR y VAR en Paneles para Chile. Este hecho también es compartido por las otras medidas de inflación consideradas, lo que da garantías de robustez en el estudio.

Los cuadros 5 y A4 permiten además evaluar la significancia estadística de las respuestas diferenciales entre unidades. Se observa que la reacción de corto plazo de Chile es estadísticamente más alta que la de todos los otros grupos. De la misma manera, se observa que la diferencia de las respuestas a 12 y 24 meses entre Chile y las otras unidades de análisis es mínima y no presenta significancia estadística.

2. Inflación Total

Las cuatro unidades de análisis muestran un alza estadísticamente significativa de corto plazo en inflación total. A 12 meses, sólo la reacción del grupo SMI es estadísticamente significativa y positiva, pero con un impacto inferior a 0.01%. A 24 meses, ninguna de las cuatro unidades de análisis presenta una respuesta estadísticamente significativa en inflación total. Llama nuevamente la atención la gran diferencia entre la máxima respuesta de Chile y la máxima respuesta del resto de las unidades de análisis. En efecto, con una respuesta máxima de 0.17%, Chile supera la respuesta máxima de 0.14% de los países con metas de inflación, de 0.09% de toda la muestra exceptuando Chile, y de 0.07% de los países sin metas de inflación.

Para evaluar la significancia estadística de las diferencias, se debe tomar en consideración que, a partir del tercer mes, la dinámica inflacionaria del petróleo es de menor intensidad en Chile que en el resto de los grupos.

Los cuadros 5 y A4 muestran que la reacción inicial de Chile (mes 1) es más alta que la de todos los otros grupos, aunque es sólo estadísticamente más

alta que la del grupo RESTO y la del grupo SMI. Similar situación se obtiene al considerar la máxima diferencia de reacciones. Se observa que la máxima diferencia entre Chile y los grupos RESTO y SMI es positiva y estadísticamente significativa. Además se encuentra en el límite de ser estadísticamente más alta que la de los países con metas de inflación. Por otro lado, se observa que la respuesta a 12 y 24 meses entre Chile y las otras unidades de análisis es cercana a cero y no presenta significancia estadística.

Impacto de un *Shock* de 10% en el Precio del Petróleo Sobre Diversas Medidas Inflacionarias
(análisis VAR en paneles)

		Inflación total	Inflación subyacente	Inflación no subyacente
Chile	Mes 1	**0.15**	0.00	**0.47**
	Mes 12	-0.01	0.01	-0.01
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	-0.01	-0.01	-0.02
	Máximo	**0.17**	**0.04**	**0.54**
	Período mínimo	13	0	13
	Período máximo	2	5	2
Resto	Mes 1	**0.09**	**0.02**	**0.24**
	Mes 12	0.00	0.00	0.00
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	0.00	0.00	0.00
	Máximo	**0.09**	**0.02**	**0.24**
	Período mínimo	24	24	24
	Período máximo	2	2	2
Países con metas de inflación	Mes 1	**0.14**	**0.07**	**0.33**
	Mes 12	0.01	**0.01**	0.00
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	0.00	0.00	0.00
	Máximo	**0.14**	**0.07**	**0.33**
	Período mínimo	24	24	14
	Período máximo	2	2	1
Países sin metas de inflación	Mes 1	**0.07**	**0.02**	**0.20**
	Mes 12	**0.00**	0.00	**-0.01**
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	0.00	0.00	-0.01
	Máximo	**0.07**	**0.02**	**0.20**
	Período mínimo	12	24	11
	Período máximo	1	0	2

Fuente: Elaboración propia.
a. Valores en negrita son estadísticamente significativos al 10%. Significancia estadística derivada por *bootstrap*.
b. Resto representa la respuesta al *shock* inflacionario que en promedio tienen todos los países de la muestra.

Impacto Diferencial de un *Shock* de 10% en el Petróleo Sobre Medidas Inflacionarias
(análisis VAR en paneles)

		Inflación total	Inflación subyacente	Inflación no subyacente
Chile - Resto	Mes 1	**0.05**	-0.02	**0.24**
	Mes 12	-0.01	0.00	-0.01
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	-0.01	-0.03	-0.01
	Máximo	**0.09**	**0.03**	**0.31**
	Período mínimo	12	0	13
	Período máximo	3	6	3
Chile - Países con metas de inflación	Mes 1	0.01	**-0.06**	**0.14**
	Mes 12	-0.02	-0.01	-0.01
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	-0.02	**-0.06**	-0.01
	Máximo	0.06	0.00	**0.30**
	Período mínimo	12	1	13
	Período máximo	3	8	3
Chile - Países sin metas de inflación	Mes 1	**0.07**	-0.01	**0.28**
	Mes 12	-0.01	0.00	-0.01
	Mes 24	0.00	0.00	0.00
	Mínimo	-0.01	-0.03	-0.01
	Máximo	**0.10**	**0.04**	**0.33**
	Período mínimo	13	0	13
	Período máximo	3	6	2

Fuente: Elaboración propia.
a. Valores en negrita son estadísticamente significativos al 10%. Significancia estadística derivada por *bootstrap*.
b. Resto representa la respuesta al *shock* inflacionario que en promedio tienen todos los países de la muestra.

3. Inflación Subyacente

Con la única excepción de Chile, todas las unidades de análisis muestran un alza inicial (mes 1) de inflación subyacente que es estadísticamente significativa. Es importante señalar que, también en el corto plazo, todas las unidades muestran una reacción máxima al alza que es estadísticamente significativa. A 12 meses, sólo los países con metas de inflación, sin Chile, muestran una respuesta estadísticamente significativa, aunque pequeña en magnitud, de 0.01%. A 24 meses, en cambio, ninguna de las cuatro unidades de análisis presenta una respuesta estadísticamente significativa en inflación subyacente.

A diferencia de los casos anteriores, la respuesta de los países con metas de inflación (MI) es uniformemente mayor que la respuesta de todos los otros grupos. Esta situación implica que la comparación entre Chile y el grupo MI requiere un tratamiento especial. En efecto, como ya se ha mencionado, el *shock* para Chile se diluye con más rapidez que para el grupo MI, lo que hace natural que Chile tenga una respuesta menor que el grupo MI. Para mitigar sesgos en las comparaciones debido a las distintas dinámicas de los *shocks*, en el gráfico A1 del Apéndice se muestra la diferencia entre la respuesta de la inflación subyacente de Chile y el Grupo MI, pero normalizada por la respuesta acumulada del petróleo para cada grupo.

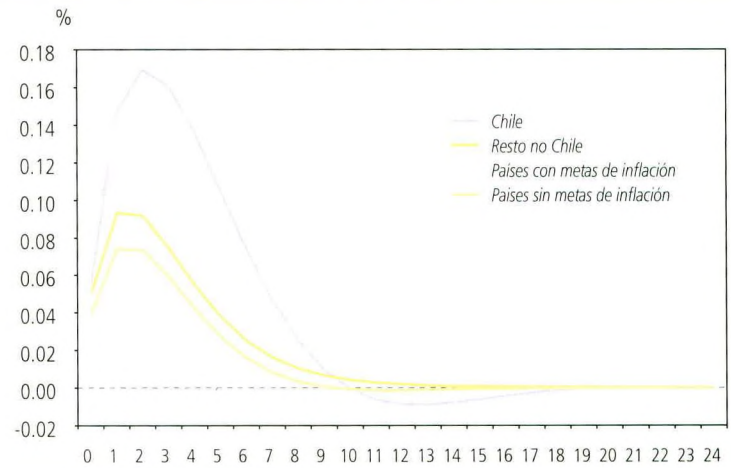
La comparación entre Chile y MI se basa entonces en este gráfico. Inicialmente, Chile reacciona menos que todos los otros grupos. Esta diferencia es significativa al momento del *shock*, aunque al mes 1 es sólo estadísticamente significativa con respecto al grupo MI. También en el corto plazo, es importante comparar las máximas y mínimas diferencias. Este análisis indica que, en forma estadísticamente significativa, la inflación subyacente de Chile es en algún momento menor que la del grupo MI, pero también es en algún momento mayor que la de los grupos RESTO y SMI.

A modo de ilustración, se observa que el impacto máximo sobre Chile, de 0.04%, es bastante inferior al impacto máximo de 0.07% mostrado por el grupo MI, pero duplica al máximo impacto de 0.02% mostrado por los grupos RESTO y SMI.

A 12 y 24 meses no hay diferencia estadística entre Chile y el resto de los grupos, pero sí hay evidencia de que el impacto sobre Chile es estadísticamente menor que sobre el grupo MI entre los meses 15 y 20 después de observado el *shock*.

GRÁFICO 14

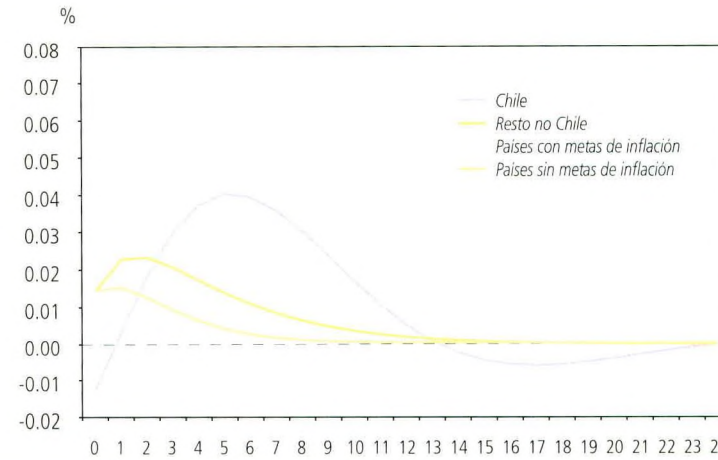
Respuesta del IPC a un *Shock* de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 15

Respuesta de IPC Subyacente a un *Shock* de 10% en Precio del Petróleo
(análisis de VAR en paneles)



Fuente: Elaboración propia.

V. Comparación de los Resultados con la Literatura

Los principales resultados obtenidos en este documento, así como algunos encontrados en la literatura previa, se encuentran resumidos en los cuadros 6 y 7. En las columnas 2-4, estos cuadros muestran la gran heterogeneidad de metodologías, frecuencias de análisis, períodos muestrales y persistencia de los *shocks* que la literatura ha revisado. Esta heterogeneidad es una limitante a la hora de realizar comparaciones, por lo que es importante ser cauto al efectuarlas.

Las respuestas que se presentan en este estudio, tanto en inflación total como en subyacente, resaltan por tener, en términos generales, una magnitud y una persistencia que se sitúan entre las más bajas reportadas en la literatura previa. En efecto, a modo de ejemplo, se observa que prácticamente todas las respuestas estimadas en este trabajo son nulas en el período 24, y nulas o pequeñas en el período 12 (un año después de ocurrido el *shock*). En contraste, muchos otros resultados reportados con anterioridad encuentran efectos en general no nulos y mayores en valor absoluto para el mismo horizonte. En la

próxima sección, se comparan los resultados aquí encontrados con cada uno de los trabajos expuestos en el cuadro 6.

1. Evidencia Internacional

Hunt, Isard y Laxton (2001) reportan respuestas a 12 y 24 meses que son, en general, de magnitud más elevada que las aquí mostradas. La única real coincidencia es la respuesta de inflación subyacente a 12 meses, que en ambos estudios es bastante baja.

La brecha en la magnitud de los resultados de la inflación total parece acortarse cuando se comparan los resultados de Hunt, Isard y Laxton (2001) con los aquí obtenidos en el ejercicio de ocho *shocks* repetidos. En efecto, la última fila del cuadro 6 en forma conjunta al gráfico 8 muestran que la inflación total de Estados Unidos alcanza una respuesta de 0.13% a 12 meses, así como una respuesta de alrededor de -0.10% a 24 meses. Estos resultados son bastante parecidos a los reportados por Hunt, Isard y Laxton (2001) con un *shock* incluso más persistente que el implementado en este trabajo. En otras palabras, si bien hay diferencias con los resultados de Hunt, Isard y Laxton, estas no parecen ser irreconciliables con el hecho de que el *shock* analizado por dichos autores es mucho más persistente que el más persistente considerado aquí.

Dalsgaard y Richardson (2001) muestran respuestas moderadamente mayores que las reportadas en el presente estudio, lo que es coherente con el hecho de que estos autores implícitamente trabajan con un *shock* más persistente que el usado aquí, puesto que ellos utilizan datos en frecuencia semestral.

Birol (2004) y Soares y Duarte (2004) también utilizan series semestrales. Si bien las respuestas a 12 meses en estos estudios son moderadamente mayores que las aquí reportadas, las diferencias se incrementan de manera sustancial al comparar las respuestas a 24 meses. No obstante, se observa que las respuestas máximas obtenidas en este estudio son de un orden de magnitud similar a las mostradas por estos autores a un año de ocurrido el *shock*. Aun más, si se compara el efecto sobre inflación total para Estados Unidos reportado en estos trabajos, y la respuesta estimada en el presente estudio utilizando el *shock* sostenido durante ocho meses, se encuentra un resultado asombrosamente parecido. Las diferencias, en todo caso, son nuevamente difíciles de reconciliar al evaluar los efectos inflacionarios a 24 meses.

Para terminar, se observa que, así como hay coincidencia entre este trabajo y el de Hooker (2002) al evaluar la respuesta de inflación subyacente en Estados Unidos, los resultados de Le Blanc y Chinn (2004) así como los de Bernanke, Getler y Watson (1997) son ostensiblemente mayores que los aquí encontrados. También es posible observar cierta coincidencia entre los resultados aquí reportados y los de De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006) para la evidencia internacional.

2. Evidencia para Chile

Con respecto a los resultados para Chile, se observa que todos los estudios revisados en la literatura entregan impactos en inflación total a 12 y 24 meses más altos que los aquí reportados cuando la comparación se hace sobre ejercicios relativamente equivalentes (*shocks* de similar magnitud y duración). Llama la atención que los efectos a 24 meses parecen ser radicalmente distintos. Mientras este estudio sugiere una respuesta de inflación total cercana a cero, Magendzo y Núñez (2006) sugieren una respuesta de más de un 1%.

En cuanto a inflación subyacente, se observa que la respuesta a 12 meses reportada por la literatura previa guarda relativa coherencia con los resultados aquí encontrados. Las discrepancias surgen una vez más al observar las respuestas a 24 meses, pues la literatura previa supone resultados con un valor absoluto de magnitud no despreciable, mientras que los resultados aquí entregados muestran una respuesta prácticamente nula.

3. ¿Cómo Explicar las Diferencias?

Las grandes diferencias observadas a 24 meses con respecto al resto de la literatura sugieren que en el presente trabajo la persistencia de las respuestas es mucho menor que la observada en el resto de la literatura. La razón de estas discrepancias puede estar dada por al menos tres condiciones: el período de análisis, la ausencia de aproximaciones logarítmicas y la especificación de la tendencia utilizada. En efecto, curiosamente se observa en la muestra aquí considerada que el parámetro autorregresivo estimado

Impactos Estimados Sobre Inflación Total y Subyacente

(comparación internacional de este estudio con estudios previos)

Estudio/autores	Metodología	Período/ frecuencia	Tipo de *shock*	País	Inflacion total (%)		Inflación subyacente (%)	
					Año 1	Año 2	Año 1	Año 2
Hunt, Isard y Laxton (2001)	Modelo Multimod-FMI	Anual	Temporal, incremento de 10% en precio durante un año, luego vuelve al escenario base.	EE.UU.	0.26	-0.10	0.00	0.10
				Euro	0.28	-0.14	-0.02	0.04
			Persistente, incremento de 10% por dos años y vuelve al escenario base en año 6.	EE.UU.	0.28	0.18	0.04	0.14
				Euro	0.32	0.22	0.04	0.12
Dalsgaard, André y Richardson (2001)	Modelo Interlink-OECD	Semianual	Incremento de 10% en el precio del petróleo.	EE.UU.	0.10	0.04	-	-
				Japón	0.08	0.00	-	-
				Canadá	0.02	-0.02	-	-
				Francia	0.12	0.02	-	-
				Italia	0.20	0.04	-	-
				Reino Unido	0.08	0.06	-	-
Birol (2004), *International Energy Agency*	Modelo Interlink	Semianual	Incremento de 10% en el precio del petróleo aprox.	EE.UU.	0.15	0.25	-	-
				Euro	0.15	0.25	-	-
				Japón	0.08	0.08	-	-
Soares y Duarte (2004)	Modelo Macro	Semianual	*Shock* de 10%	EE.UU.	0.09	0.11	-	-
				Euro	0.07	0.15	-	-
Hooker (2002)	Curva de Phillips		-	EE.UU.	Desde 1981. inflación subyacente no reacciona significativamente durante dos trimestres que siguen a un incremento en el precio del petróleo.			
Le Blanc y Chinn (2004)	Curva de Phillips		Incremento en el precio del petróleo de 10%, respuesta medida como inflación adicional luego de un año.	EE.UU.	1.2-2.5		-	-
				Francia	0.10		-	-
				Japón	1.1-1.5		-	-
				Reino Unido	0.7-0.8		-	-
Bernanke, Getler y Watson (1997)	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/1965: 01-1995:12	Shock de 10% en el precio del petróleo.	EE.UU.	0.30	0.20	-	-

Estudio/autores	Metodología	Período/ frecuencia	Tipo de *shock*	País	Inflacion total (%)		Inflación subyacente (%)	
					Máx.	Período	-	-
De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006)	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/1989: 01-2005:08	Shock de 10% en el precio del petróleo.	EE.UU.	0.20	2	-	-
				Canadá	0.21	7	-	-
				Francia	0.14	2	-	-
				Italia	0 aprox.	4	-	-
				Japón	0 aprox.	3	-	-
				Corea del Sur	0 aprox.	1	-	-
				Reino Unido	0.15	2	-	-
				País	**12 meses**	**Máx**	**12 meses**	**Máx**
Este estudio	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/1999: 01-2005:12	*Shock* de 10% en precio de petróleo. Variación porcentual del petróleo a 12 meses sigue proceso AR(1) con coeficiente 0.6 aprox.	EE.UU.	-0.01	0.14	-0.01	0.00
				Canadá	0.01	0.27	-0.01	0.10
				Francia	0.00	0.06	0.00	0.02
				Italia	0.01	0.02	0.00	0.02
				Japón	0.01	0.04	0.01	0.02
				Corea del Sur	0.02	0.13	0.01	0.05
				Reino Unido	0.01	0.08	0.01	0.07
				País	**12 meses**	**Máx**	**12 meses**	**Máx**
Este estudio	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/1999: 01-2005:12	*Shock* repetido durante 8 meses de 10% en precio de petróleo. Variación porcentual del petróleo a 12 meses sigue proceso AR(1) con coeficiente 0.6 aprox.	EE.UU.	0.13	0.68	-0.10	0.00

Fuente: Elaboración propia.

para la variación porcentual a 12 meses del precio del petróleo es 0.82, inferior al valor de 0.91 que se obtiene incrementando la muestra para incorporar valores desde el año 1995 hacia delante. En segundo término, se desea observar que si las variaciones porcentuales a 12 meses del petróleo hubieran sido aproximadas como diferencias logarítmicas a 12 meses, el anterior valor de 0.82 habría subido hasta 0.86, indicando que la aproximación logarítmica suaviza significativamente la inflación del precio del petróleo. En tercer término, si bien la incorporación de una tendencia polinómica permite mayor flexibilidad para catalogar los movimientos del precio del petróleo como permanentes o transitorios, también es cierto que su inclusión se traduce en una reducción del parámetro autorregresivo del proceso estimado para el petróleo desde 0.82 a 0.6. Todos estos factores, entre otros, pueden tener cierta incidencia para explicar las diferencias obtenidas con el resto de la literatura.

En el otro extremo del espectro, los resultados aquí mostrados desafían al resto de la literatura a explicar cómo un alza transitoria en el precio del petróleo, digamos de 50 a 55 dólares el barril, puede verse reflejada en un alza significativa de la inflación luego de 24 meses, como muchos estudios sugieren. Claramente, esta observación apunta a enfatizar la dificultad que existe para evaluar si una variación del precio del petróleo es de carácter permanente o transitorio.

VI. Resumen y Conclusiones

En este trabajo se evalúa el impacto que tiene sobre inflación total, subyacente, no subyacente y de energía un *shock* en el precio internacional del petróleo. El análisis se realiza tanto para Chile como para otros nueve países industrializados. En una primera etapa, y usando diversas especificaciones VAR restringidas, se evalúa la significancia estadística y económica de las respuestas inflacionarias para cada país.

Los análisis de impulso-respuesta indican que un alza inesperada de 10% en el precio del petróleo tiene un impacto al alza en inflación de energía, total y no subyacente para todos los países de la muestra en forma estadísticamente significativa. Con respecto a inflación subyacente, se encuentra evidencia estadísticamente significativa de un alza para todos los países salvo Estados Unidos y Francia.

Es interesante observar que, a diferencia de ciertos estudios, como Medina y Soto (2005) que supone un traspaso muy importante de alzas en petróleo a alzas de inflación en energía, el presente estudio muestra que Chile tiene una respuesta máxima no superior a 2%, mientras que el resto de la muestra presenta una respuesta máxima promedio de sólo 1.15%.

Chile destaca también por ser uno de los países con mayor respuesta inflacionaria en todas las categorías analizadas, mostrando en inflación total, no subyacente y subyacente una respuesta estadísticamente más alta que la respuesta promedio del resto de la muestra. En efecto, se observa que, ante un *shock* de 10%, la inflación total en Chile alcanza una reacción máxima aproximada de 0.17%, bastante superior al 0.11% de reacción promedio de la muestra sin Chile. En inflación no subyacente, Chile alcanza una respuesta máxima de 0.55%, bastante superior también al promedio de 0.29% de la muestra sin Chile.

Hay que ser un poco más cuidadoso al comparar los resultados de inflación subyacente. En efecto, por una lado se observa que la respuesta máxima de Chile, de 0.04%, coincide con la respuesta máxima promedio para el resto de la muestra. Por otro lado, Chile alcanza su respuesta máxima seis meses después del *shock*, mientras que el resto de la muestra nunca alcanza este máximo después del segundo mes. Esta notable diferencia en la dinámica de la inflación subyacente lleva a que Chile tenga la máxima respuesta por varios períodos luego de seis meses de ocurrido el *shock*. Este hecho lleva a que la diferencia entre la respuesta de Chile y del resto de la muestra sea estadísticamente significativa.

Este trabajo no sólo explora la significancia estadística de las respuestas inflacionarias para cada país, sino que también analiza su significancia económica. Con este fin, se procede a realizar otro ejercicio de impulso-respuesta con un *shock* que busca identificar el máximo impacto inflacionario posible, de acuerdo con la evidencia recogida para el período muestral. Para efectos de la identificación del máximo impacto inflacionario, se escoge la racha más larga de *shocks* positivos. Esta se encuentra entre julio del 2002 y febrero del 2003, y es de una magnitud promedio de alrededor de 10% en cada mes. En otras palabras, se analiza el efecto sobre inflación total y subyacente de una serie de *shocks* de

CUADRO 2

Impactos Estimados Sobre Inflación Total y Subyacente
(comparación entre este estudio y estudios previos para Chile)

Estudio/autores	Metodología	Período/ frecuencia	Tipo de *shock*	Respuesta inflación total			Respuesta inflación subyacente		
				Max.	Año 1	Año 2	Max.	Año 1	Año 2
BIROL (2004), *International Energy Agency*	Modelo EG	Semianual	Incremento de 10% en el precio del petróleo aprox.	-	0.50	-	-	-	-
Banco Central de Chile, Modelo MAS	Modelo DSGE	Trimestral	*Shock* de 10%. Petróleo sigue proceso AR(1) con coeficiente 0.91	-	-	-	-	0.14	0.08
Magendzo y Núñez (2006), BCCh, Mep*	Modelo EG	Trimestral	*Shock* de 10% que se mantiene por 4 períodos. Petróleo sigue un proceso AR(1) con coeficiente no reportado.	-	0.96	1.08		0.20	-0.40
Medina y Soto (2005)	Modelo DSGE	Trimestral	*Shock* de 10% petróleo sigue un proceso AR(1) con coeficiente no reportado	-	0.38	-	-	0.15	-
De Gregorio, Landerretche y Neilson (2006)	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/ 1989:01-2005:08	*Shock* de 10% en el precio del petróleo	0.50	-	-	-	-	-
Este estudio	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/ 1999:01-2005:12	*Shock* de 10% en precio de petróleo. Variación porcentual a 12 meses del petróleo sigue proceso AR(1) con coeficiente 0.6 aprox.	0.16	-0.02	0.00	0.03	-0.01	0.00
Este estudio	VAR, funciones de impulso respuesta	Mensual/ 1999:01-2005:12	*Shock* repetido durante 8 meses de 10% en precio de petróleo. Variación porcentual a 12 meses del petróleo sigue proceso AR(1) con coeficiente 0.6 aprox.	0.93	0.36	-0.02	0.28	0.26	-0.02

Fuente: Elaboración propia.
Nota: EG: Equilibrio General, DSGE: *Dynamic Stochastic General Equilibrium.*

una magnitud del 10%, que golpean repetidamente a las economías durante ocho meses.

Los resultados de este ejercicio revelan que tanto Canadá como Chile, Estados Unidos, Irlanda y el Reino Unido muestran respuestas en inflación total económicamente relevantes, con máximos sobre 0.4% y, en el caso de Chile y Canadá, cercanos al 1%. Con respecto a la respuesta en inflación subyacente, se observa que Irlanda, Canadá, el Reino Unido, Chile y Suiza muestran un impacto de magnitud relevante, con máximos sobre el 0.2% y un máximo para Chile de 0.28%. Se observa que, si bien estas magnitudes son no despreciables desde el punto de vista económico, son a su vez moderadas.

Los resultados aquí presentados respecto de la magnitud de los impactos de primera y segunda vuelta son relativamente coherentes con los más bajos mostrados por otros autores para la evidencia internacional. Sin embargo, son bastante más bajos comparados con el resto de la evidencia para Chile, en especial cuando se observan las respuestas a 24 meses.

Las diferencias más notables con respecto al resto de la literatura parecen estar relacionadas con la dinámica de las respuestas, pues en el presente trabajo ellas decaen a una velocidad mucho mayor que en estudios previos. Es posible que una parte importante de estas diferencias se origine en la estrategia utilizada en este trabajo para identificar movimientos permanentes y transitorios en la compleja dinámica del precio del petróleo. Este tema, entre otros, parece ser un interesante punto de partida para un próximo trabajo.

Referencias

Arellano M.S. y S. Valdés (2006). "La Industria de los Combustibles Líquidos, el Caso de Chile." Ediciones Universidad Católica de Chile 2006. Santiago, Chile.

Banco Central de Chile (2003). "Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile."

Bernanke B., Gertler M. and M.Watson (1997) "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity* (1997:1), 91–142.

Birol F. (2004) "Analysis of the Impact of High Oil Prices on the Global Economy", Economic Analysis Division, International Energy Agency.

Chumacero, R. (2005). "A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R.Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.

Céspedes, L, M. Ochoa y C. Soto (2005). "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.

Dalsgaard, A. y P. Richardson (2001). "Standard Shocks in the OECD Interlink Model." OECD Economics Department Working Papers N°306.

De Gregorio, J., O. Landerretche y C. Neilson (2006). "Another Pass-through Bites the Dust?" Mimeo, Banco Central de Chile.

García, C. y P. Jaramillo. (2007). "Modelación de Precios Internacionales de Combustibles Relevantes para la Economía Chilena." *Economía Chilena* 10(1): 97-107

Hamilton J. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II." *Journal of Political Economy* 91(2): 228-48.

Hamilton J. (1996a). "Analysis of the Transmission of Oil Price Shocks through the Macroeconomy." Mimeo, University of California at San Diego.

Hamilton J. (1996b). "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship" *Journal of Monetary Economics* 38(2): 215-20.

Hooker, M.A. (2002). "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime." *Journal of Money, Credit and Banking* 34(2): 540-61.

Hunt, B., P. Isard y D. Laxton (2001). "The Macroeconomic Effects of Higher Oil Prices." IMF Working Paper 01/14.

Kilian, L. (2005). "Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the US Economy?" CEPR Discussion Papers N°5131, Centre for Economic Policy Research.

Kilian, L. (2007). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market." Mimeo, University of Michigan.

Kim, S. y N. Roubini (2000). "Exchange Rate anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach." *Journal of Monetary Economics* 45(3): 561-86.

LeBlanc, M. y M. Chinn (2004). "Do High Oil Prices Presage Inflation?" The Evidence from G-5 Countries." Working Paper Series N°1021, University of California at Santa Cruz.

Love, I. y L. Zicchino (2002). "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel Vector Autoregression." Policy Research Working Paper Series N° 2913, Banco Mundial.

Madgenzo I. y M. Núñez (2006). "Actualización del Modelo Estructural de Proyecciones" Minuta N° GAM2006-06, Banco Central de Chile.

Medina J.P. y C. Soto (2005). "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy." Documento de Trabajo N°353, Banco Central de Chile.

Mishkin, F.S. y K. Schmidt-Hebbel (2007). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *Monetary Policy Under Inflation Targeting*, editado por F.S. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel, Banco Central de Chile.

Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (1997). "Inflation Targets and Indexation in Chile." Mimeo. Banco Central de Chile.

Parrado, E. (2001). "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile." *Economía Chilena* 4(2): 29-57.

Pesaran, H. y Y. Shin (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters* 58(1): 17-29.

Piedrabuena, B. (2006). "Fondo de Estabilización del Petróleo: Historia y Perspectivas." En *La Industria de los Combustible Líquidos. El Caso de Chile,* editado por M.S. Arrellano y S. Valdés, Universidad Católica de Chile.

Pincheira, P. y A. García (2007). "Impacto Diferencial de un *Shock* de Precios del Petróleo Sobre Inflación Total y Subyacente: Un Análisis Comparativo entre Chile y el Mundo." Documento de Trabajo N°413, Banco Central de Chile.

Soares, P. y P. Duarte (2004). "Oil Prices and the Economy." *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, diciembre.

Strongin, S. (1995). "The identification of Monetary policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle." *Journal of Monetary Economics* 35(6): 463-97.

Tjosvold, J. y B. Trehan (2006). "Inflation Targets and Inflation Expectations: Some Evidence from the Recent Oil Shocks." Mimeo, Federal Reserve Bank of San Francisco, septiembre.

Valdés R. (1997). "Transmisión de Política Monetaria en Chile." Documento de Trabajo N°16, Banco Central de Chile.

Wong, K. (2000). "Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity." *Journal of Money, Credit and Banking* 32(2): 179-98.

APÉNDICE

I. Cuadros y Gráficos

CUADRO A1

Fuentes de Información y Descripción de las Variables

Serie	Fuente	Descripción
Inflación total	Banco Central de Chile,OECD	Variaciones en 12 meses del índice de precios al consumidor (IPC)
Inflación subyacente	Banco Central de Chile,OECD y Banco de Japón	Inflación a 12 meses total excluyendo impacto de energía y alimentos para países industriales. inflación a 12 meses IPCX1 para Chile.
Inflación no subyacente	Banco Central de Chile,OECD, Banco de Japón y *Bloomberg*	Variaciones en 12 meses, construcción en base a series de inflación subyacente y ponderadores obtenidos en Bloomberg.
Inflación energía	Banco Central de Chile,OECD, Banco de Japón y *Bloomberg*	Variaciones en 12 meses del índice de precios de energía.
Tasas de interés internas	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Tasa de interés de corto plazo (30 días), variable según la disponibilidad de series.
Crecimiento de la actividad industrial	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Variaciones porcentuales en 12 meses.
Inflación precio petróleo Brent	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Construcción en base a información de IFS.
Tasa Fondos Federales	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Tasa de Interés de los Fondos Federales
Crecimiento dinero	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Variaciones porcentuales en 12 meses. Se utiliza como definición de dinero al agregado M1.
Crecimiento TCN	Fondo Monetario Internacional (IFS)	Variaciones porcentuales en 12 meses.
Crecimiento Tipo de Cambio Nominal Efectivo (TCNE)	BIS (*Bank for International Settlements*)	Variaciones porcentuales en 12 meses del índice de tipo de cambio nominal multilateral.

CUADRO A3

Estimación VAR para Chile

(ecuaciones correspondientes a petróleo, inflación total, subyacente y no subyacente)

	V12(Oil)	V12(CPINC)	V12(CPICore)	V12(CPI)
V12(Oil)(-1)	0.602***	0.040***	0.000	0.012***
	(6.47)	(6.12)	(-0.41)	(6.2)
[r*](-1)	-	1.290***	-0.128*	0.272***
	(-)	(3.3)	(-1.88)	(3.51)
V12(CPINC)(-1)	-	0.549***	0.035**	-
	(-)	(6.9)	(2.54)	(-)
V12(INDUS)(-1)	-	-0.036	-0.001	-0.013
	(-)	(-0.93)	(-0.11)	(-1.21)
V12(CPICore)(-1)	-	-0.310	0.821***	-
	(-)	(-1.02)	(15.6)	(-)
V12(CPI)(-1)	-	-	-	0.648***
	(-)	(-)	(-)	(11.08)
V12(e)(-1)	-	0.053*	0.009*	0.022**
	(-)	(1.74)	(1.78)	(2.36)
V12(M1)(-1)	-	0.046	-0.003	0.011
	(-)	(1.48)	(-0.54)	(1.2)
[r](-1)	-	0.114	-0.011	0.025
	(-)	(1.31)	(-0.71)	(0.95)
trend	-0.192***	0.019***	0.001	0.006***
	(-2.79)	(3.18)	(0.53)	(3.31)
*trend*2	0.003***	0.000**	0.000	0.000***
	(2.76)	(-2.44)	(-0.96)	(-2.79)
*trend*3	0.000***	0.000*	0.000	0.000***
	(-2.69)	(1.85)	(1.29)	(2.42)
Constante	4.535***	-0.570***	0.006	-0.164***
	(2.81)	(-3.91)	(0.23)	(-3.9)

Fuente: Elaboración propia.

a. X, o bien X(t), denota una serie de tiempo genérica.

b. X(-1) denota a la variable X rezagada en un período.

c. V12(X) es la variación porcentual a 12 meses de la variable X.

d. V12(X) es calculada como V12(X(t))=(X(t)-X(t-12))/(X(t-12)).

e. INDUS denota actividad industrial, *Oil* denota precio del petróleo, M1 denota masa monetaria M1, CPICore denota índice de precios subyacente, "e" denota tipo de cambio nominal, "r" denota tasa de interés doméstica, "r*" denota tasa de interés internacional, CPITotal denota índice de precios total, CPINC denota índice de precios no subyacente.

f. "*trend*" denota una tendencia lineal, "*trend*2" una tendencia cuadrática y "*trend*3" una cúbica.

* Denota significancia estadística al 10%.

** Denota significancia estadística al 5%.

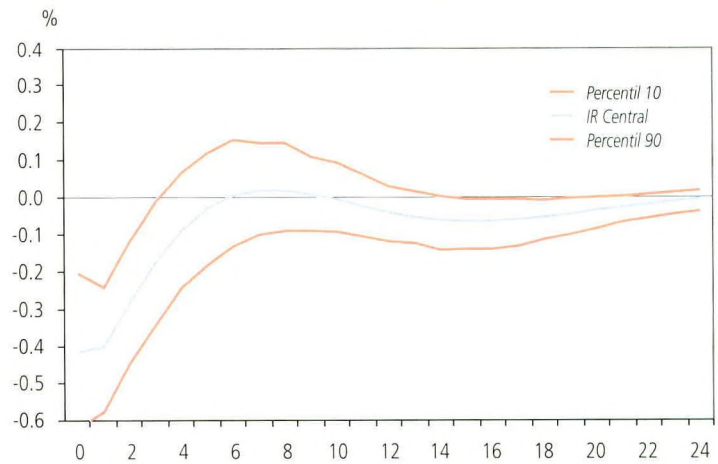
*** Denota significancia estadística al 1%.

Estimación de VAR en Paneles
(ecuaciones correspondientes a inflación total, subyacente y no subyacente)

	Vst12(CPINC)	Vst12(CPICore)	Vst12(CPI)
Vst12(Oil)(-1)	0.005***	0.001 ***	0.013***
	(8.18)	(2.63)	(6.26)
Vst12(INDUS)(-1)	0.004	0.002	0.01
	(1.3)	(0.93)	(0.91)
Vst12(CPI)(-1)	0.683***	-	-
	(23.38)	(-)	(-)
Vst12(CPICore)(-1)	-	0.760 ***	-
	(-)	(24.74)	(-)
Vst12(CPINC)(-1)	-	-	0.726***
	(-)	(-)	(18.32)
Vst12(M1)(-1)	0.002	-0.004	0.018
	(0.66)	(-2.12) **	(1.66)
[rst](-1)	0.135***	-0.01	0.458***
	(3.07)	(-0.36)	(2.42)
Vst12(em)(-1)	-0.014***	-0.005	-0.024
	(-2.68)	(-1.61)	(-1.17)

Fuente: Elaboración propia.
a. X, o bien X(t), denota una serie de tiempo genérica.
b. X(-1) denota a la variable X rezagada en un período.
c. V12(X) es la variación porcentual a 12 meses de la variable X.
d. V12(X) es calculada como V12(X(t))=(X(t)-X(t-12))/(X(t-12)).
e. Vst12(X) denota la diferencia entre V12(X) y una tendencia polinomial de orden 3. Esto es Vst12(X(t))=V12(X(t))-T(t) en que T(t) = E(V12(X(t))|P3(t)) y P3(t) es el conjunto de información generado por una constante, t y sus potencias cuadráticas y cúbicas.
f. rst denota la diferencia entre la tasa de interés r y una tendencia polinomial de orden 3.
g. INDUS denota actividad industrial, *Oil* denota precio del petróleo, M1 denota masa monetaria M1, CPICore denota índice de precios subyacente, "r" denota tasa de interés doméstica, CPITotal denota índice de precios total, CPINC denota índice de precios no subyacente, "em" denota tipo de cambio nominal multilateral.
* Denota significancia estadística al 10%. ** Denota significancia estadística al 5%. *** Denota significancia estadística al 1%.

Respuesta Diferencial Normalizada de Inflación Subyacente entre Chile y Países con Metas de Inflación
(análisis VAR en paneles)

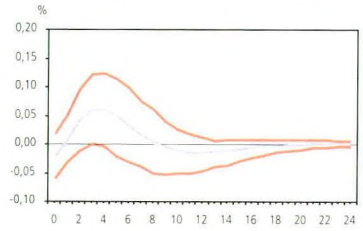


Fuente: Elaboración propia.

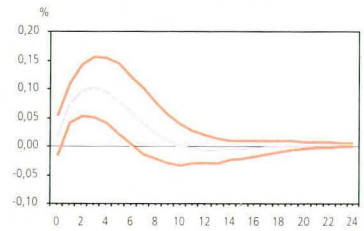
Respuesta Inflacionaria Diferencial Entre Chile y Diversos Grupos de Economías

(análisis VAR en Paneles con un *shock* de 10% en el precio del petróleo)

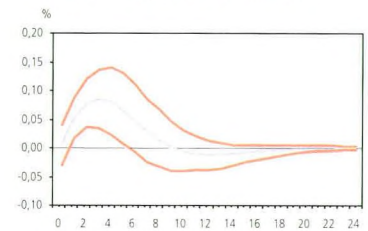
Respuesta Diferencial de Inflación Total entre Chile y Países con Metas de Inflación



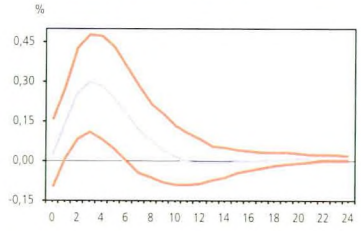
Respuesta Diferencial de Inflación Total entre Chile y Países sin Metas de Inflación



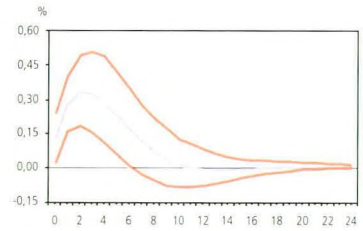
Respuesta Diferencial de Inflación Total entre Chile y el Resto de la Muestra



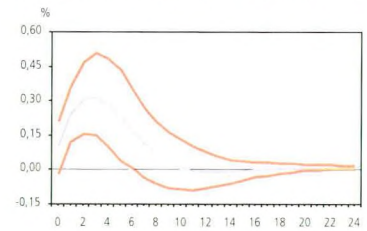
Respuesta Diferencial de Inflación No Subyacente entre Chile y Países con Metas de Inflación



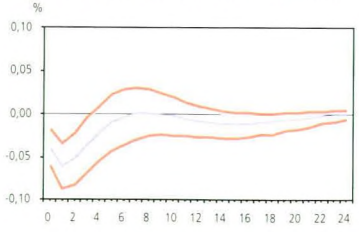
No Subyacente entre Chile y Países sin Metas de Inflación



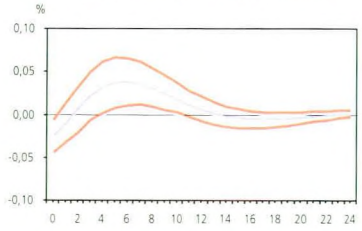
Respuesta Diferencial de Inflación No Subyacente entre Chile y el Resto de la Muestra



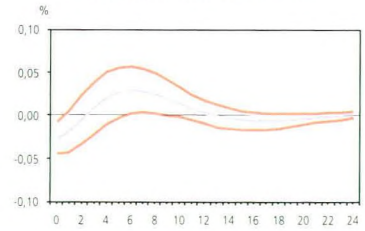
Respuesta Diferencial de Inflación Subyacente entre Chile y Países con Metas de Inflación



Respuesta Diferencial de Inflación Subyacente entre Chile y Países sin Metas de Inflación



Respuesta Diferencial de Inflación Subyacente entre Chile y el Resto de la Muestra



Fuente: Elaboración propia.
a. RESTO corresponde a toda la muestra de países con la excepción de Chile.
b. Países con metas (excluyendo a Chile): Reino Unido, Canadá y Corea del Sur.
c. Países sin Metas de Inflación: Italia, Francia, Suiza, Irlanda, Japón, Estados Unidos.

Percentil 10
IR Central
Percentil 90

II. Regulación de los Combustibles en Chile[20]

El precio de los combustibles en Chile, al igual que en otros países, puede diferir de los precios internacionales por diversas razones. Entre ellas destaca la política tributaria vigente, la existencia de fondos de estabilización y las políticas comerciales asociadas a la distribución y comercialización de combustibles.

En el caso específico de Chile, la política regulatoria considera la existencia de un Fondo de Estabilización de Precios del Petróleo (FEPP). Este fondo fue creado en enero de 1991 con el fin de mitigar las fluctuaciones de los precios internos de los combustibles derivados del petróleo, originadas por variaciones en sus cotizaciones en los mercados internacionales.

Si bien desde su creación hasta hoy el Fondo ha recibido varias modificaciones, su funcionamiento básico opera de la siguiente manera: cada vez que el precio de paridad supera o cae bajo los límites de una banda de referencia, el precio de los combustibles es subsidiado o sobrecargado según corresponda. El porcentaje subsidiado o sobrecargado depende del monto de dinero disponible en el fondo, con un máximo de 100% de subsidio o impuesto por sobre la diferencia entre el precio de paridad y la banda de referencia. El precio de referencia en torno al cual se construye la banda se calcula según una fórmula que el Consejo Nacional de Energía (CNE) actualiza todas las semanas. Los productos derivados sobre los cuales opera el FEPP corresponden a las gasolinas automotrices, kerosén doméstico, gas licuado, petróleo Diésel y petróleo combustible.

Otros elementos de la cadena de distribución que influyen en el precio final de los combustibles se presentan en el cuadro A.4. Como se puede apreciar, los precios internacionales (precios en refinería) muestran una contribución que varía entre el 47.6% en el caso de las gasolinas hasta un 70% en el caso del kerosén. El porcentaje restante se explica por la existencia de impuestos específicos, IVA y los márgenes de comercialización. Desde 1999 los precios internacionales se reflejan en un 100% en los precios en refinería de ENAP.

[20] *Este anexo corresponde en gran parte a un resumen del artículo de Piedrabuena (2006) incluido como capítulo en el libro "La industria de los combustibles líquidos", editado por María Soledad Arellano y Salvador Valdés (2006).*

CUADRO A4

Desglose Porcentual del Precio a Público
(septiembre 2004)

	Gasolina 93	Querosén	Diésel	Gas licuado
Precio en refinería	47.6	70.9	64.3	53.4
Margen bruto de comercialización	7.7	13.9	10.0	31.7
IVA	10.0	15.3	13.4	15.3
Impuesto específico	34.7	-	12.4	-
FEPP	0.0	0.0	0.0	-0.3

Fuente: Arellano y Valdés (2006), en base a información del CNE.

SORPRESAS DE POLÍTICA MONETARIA Y LA CURVA DE RENDIMIENTO EN CHILE*

*Mauricio Larraín E.***

I. Introducción

La relación entre la política monetaria y las tasas de interés de mercado es un tópico de gran interés para los banqueros centrales. La visión estándar del mecanismo de transmisión de la política monetaria asigna un rol clave a las tasas de interés de mercado.[1] De acuerdo con la teoría de las expectativas de la estructura de tasas de interés, las tasas de largo plazo reflejan las expectativas de los participantes del mercado acerca de los valores futuros de las tasas de corto plazo. Dado que la política monetaria afecta directamente la tasa de corto plazo, podrá afectar las tasas de largo plazo en cuanto altere la trayectoria esperada de las tasas de corto plazo. Las tasas de interés de largo plazo, a su vez, determinan los costos de financiamiento de los agentes privados, los que en última instancia influyen sobre la actividad económica real. Por lo tanto, tener estimaciones confiables de la reacción de las tasas largas a los cambios en la política monetaria es importante para la formulación de decisiones de política monetaria.

Esta discusión ha dado origen a una extensa literatura que busca estimar los efectos que provoca una innovación en la política monetaria sobre la curva de rendimiento de la economía. El trabajo pionero en esta área es Cook y Hahn (1989), que utiliza un estudio de eventos para explorar esta relación en EE.UU. Este artículo ha sido extendido a otros países por varios trabajos.[2]

El objetivo de este trabajo es utilizar el método de estudio de eventos para estimar el impacto de una innovación de política monetaria sobre la curva de rendimiento nominal y real en Chile durante el período 2002-2007. El aporte del trabajo es doble. En primer lugar, en contraste con la gran cantidad de estudios que existe para países desarrollados, la evidencia para países en desarrollo es bastante limitada. Para el caso de Chile, esta línea de investigación ha permanecido sin explorar. Chile, como economía pequeña y abierta, representa un interesante caso de estudio. Comparado con otras economías emergentes, posee un alto grado de desarrollo financiero (Hernández y Parro, 2004). Durante la última década, la política monetaria chilena, basada en un esquema de metas de inflación, ha sido disciplinada, lo que se ha reflejado en una caída sistemática de los niveles de inflación. Más aún, la disciplina monetaria ha permitido al país evitar crisis financieras que podrían haber desestabilizado las relaciones entre la política monetaria y los mercados financieros, tal como ha ocurrido en otras economías de la región (por ejemplo, Brasil en 1999 y Argentina en 2002).

En segundo lugar, Chile tiene un importante mercado de renta fija reajustable, lo que permite estimar el impacto de una sorpresa monetaria no solo sobre la curva de rendimiento nominal sino también sobre la curva real. Hasta ahora, la literatura internacional se ha concentrado exclusivamente en tasas de interés nominales. De acuerdo con el canal de transmisión ya descrito, los costos de financiamiento privados son determinados por las tasas de interés reales. Así, el estudiar el impacto de innovaciones monetarias sobre tasas reales puede ayudar a evaluar mejor la efectividad de la política monetaria. Además, la relación entre

* *Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de Kevin Cowan, Igal Magendzo y Rodrigo Valdés. También agradezco a Riskamerica por proveer los datos de las curvas rendimiento nominal y real. Por último, a los participantes de la Décima Reunión Anual de LACEA (Paris, Francia) y a los participantes de los seminarios del Banco Central de Chile y la Universidad de Chile. Como siempre, cualquier error es de responsabilidad exclusiva del autor.*

** *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: mlarrain@bcentral.cl.*

1 *Ver, por ejemplo, Taylor (1995).*

2 *Ver Craine y Martin (2003) para una revisión de la literatura.*

política monetaria y tasas reales es especialmente relevante para varios países en desarrollo, los que por sus historias de alta inflación, tienen una alta razón de deuda reajustable a deuda total (como, por ejemplo, Brasil, Colombia, Israel y México).

Los resultados encontrados fueron los siguientes: Una sorpresa monetaria tiene un efecto positivo y muy significativo sobre la curva de rendimiento nominal en Chile. En efecto, en respuesta a un aumento no anticipado de 100 puntos base en la tasa de política monetaria, la tasa a un año aumenta en 35 puntos base, y el efecto va disminuyendo a medida que el plazo del instrumento aumenta. Por otro lado, el efecto de una innovación monetaria sobre la curva de rendimiento real es menor. Si bien todas las respuestas son positivas, numéricamente son menores que la respuesta de las tasas nominales y no en todos los casos significativas. Tal como se esperaba, la respuesta de la curva de rendimiento (nominal y real) ante el componente anticipado del cambio en la tasa de política monetaria es no significativa. Los resultados son robustos a usar información de la Encuesta de Expectativas Económicas para obtener una medida alternativa de innovación monetaria. También documentamos que la sensibilidad de las tasas nominales chilenas a una sorpresa monetaria es más baja que la de EE.UU. Al parecer, este resultado no se debe a la diferencia entre la persistencia del instrumento de política norteamericano y el chileno, ni tampoco al rol que juega el tipo de cambio en una economía abierta como la chilena, sino que más bien se podría deber al tamaño relativo de Chile con respecto a EE.UU. Finalmente, presentamos una interpretación posible para explicar el mayor efecto que tiene la política monetaria sobre las tasas nominales en comparación con las tasas reales. Esta se basaría en el hecho de que existe información asimétrica entre el Banco Central y el mercado, por lo que ante una innovación monetaria positiva, el mercado podría estar revisando al alza sus expectativas de inflación.

El artículo continúa como sigue: La sección II presenta la metodología utilizada en el estudio. La sección III muestra la base de datos. La sección IV documenta el impacto de la política monetaria sobre la curva de rendimiento real y nominal. La sección V presenta una interpretación de los resultados encontrados, y la sección VI concluye. Un apéndice provee una descripción detallada de los datos utilizados.

II. Metodología

Tal como se explicó en la introducción, la visión estándar del mecanismo de transmisión de la política monetaria asigna un rol fundamental a las tasas de interés de largo plazo. De acuerdo con esta visión, una política monetaria restrictiva aumenta las tasas tanto cortas como largas, reduciendo el nivel de gasto de los sectores sensibles a movimientos de las tasas largas (como el consumo y la inversión) y, por lo tanto, reduciendo la actividad económica real. Asimismo, una política expansiva lleva a una reducción de las tasas de corto y largo plazo, lo que estimularía la actividad.

El hecho de que la política monetaria altere las tasas de interés tanto de corto como de largo plazo se basa en la teoría de las expectativas de la estructura de tasas de interés. De acuerdo con esta teoría, las tasas largas son un promedio entre la tasa corta actual y las tasas cortas esperadas para el futuro. Es decir:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n}\left\langle i_t + \sum_{s=1}^{n-1} E_t\left[i_{t+s}\right]\right\rangle, \qquad (1)$$

donde $i_{n,t}$ es la tasa de interés con plazo de n períodos en el momento t, e i_t es la tasa de interés de corto plazo en t, que podemos identificar con la tasa de política monetaria. Como se desprende de la ecuación (1), la política monetaria afectará las tasas largas en cuanto afecte la tasa corta actual y la trayectoria esperada de tasas cortas futuras.

Los economistas han intentado cuantificar el efecto de un cambio en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas largas por un largo tiempo. Como se mencionó anteriormente, el primer trabajo que midió la reacción de las tasas de mercado a cambios en la política monetaria fue Cook y Hahn (1989). La metodología usada en el trabajo fue un estudio de eventos, en que se corrió una regresión entre el cambio diario de las tasas de mercado y el cambio en la tasa de política de la Fed:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t + \varepsilon_{n,t}, \qquad (2)$$

Donde Δi_t corresponde al cambio anunciado en la tasa de política monetaria y $\Delta i_{n,t}$ es el cambio en la

tasa de interés de plazo *n* inmediatamente después del anuncio de la decisión. La ecuación (2) se estima por separado para cada plazo.[3]

La estimación de la ecuación (2) presenta al menos tres dificultades econométricas. En primer lugar, de acuerdo con la teoría de las expectativas de la estructura de tasas, la curva de rendimiento en cada momento del tiempo refleja las expectativas de los participantes del mercado respecto a las decisiones de política futuras. Esto significa que los cambios de la tasa de política que esperan los agentes ya están incorporados en las tasas de mercado, antes de que el cambio efectivo tome lugar. Como resultado, el anuncio de este cambio no tendría ningún efecto adicional sobre las tasas. Por lo tanto, si se usa el cambio efectivo de la tasa de política como variable explicativa en la regresión, se puede sesgar hacia abajo la respuesta de las tasas. Para confrontar este problema podemos descomponer el cambio de la tasa de política en un componente no anticipado y uno anticipado:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^{na} + \Delta i_t^{a}, \qquad (3)$$

donde Δi_t^{na} representa el componente no anticipado del cambio y Δi_t^{a} el componente anticipado. Luego, nos interesa estimar el movimiento de las tasas de mercado ante un cambio no anticipado en la tasa de política:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t^{na} + \varepsilon_{n,t}, \qquad (4)$$

Siguiendo la literatura reciente (Kuttner, 2001), usamos información del mercado financiero para obtener una medida del cambio esperado de la tasa de política. Tal como se detalla en la próxima sección, utilizamos el tramo corto de la curva *forward* para extraer información respecto del componente anticipado de la decisión de política.

La segunda dificultad consiste en que la acción de política puede estar influenciada por movimientos en las tasas de mercado, generando un problema de endogeneidad. Las características de la implementación de la política monetaria en Chile nos permiten resolver este problema. Las decisiones de política se toman en reuniones mensuales (llamadas Reunión de Política Monetaria o RPM), las cuales se anuncian con seis meses de anticipación. El comunicado de prensa que contiene el resultado de la decisión tomada se emite a las 18 horas, hora en que los mercados financieros ya han cerrado. Como la curva de rendimiento reacciona a la noticia al día siguiente de la RPM, el problema de simultaneidad se elimina pues la decisión de política no puede verse afectada por cambios en las tasas de mercado.

Una última dificultad es que la curva de rendimiento puede ser afectada por otras variables además de las acciones de política monetaria. Al excluir estas variables de la ecuación (4) podríamos estar sesgando los resultados. Para subsanar este problema, podemos dividir estas variables en dos categorías: las externas (como la tasa de interés internacional) y las internas (como el tipo de cambio). La correlación entre las variables externas y las decisiones de política es cero, ya que la RPM se realiza el día anterior al cambio en las variables externas, por lo que al excluirlas no hay sesgo. Respecto de las variables internas, en la sección V incluimos el tipo de cambio en la especificación y la variable resultó no significativa. Algún sesgo podría persistir en el caso de que hubiera otras variables internas omitidas que estuvieran correlacionadas con la acción de política.

III. Datos Utilizados

La muestra abarca el período entre agosto del 2002 y febrero del 2007. El tamaño de la muestra está limitado al hecho de que el Banco Central de Chile comenzó a emitir bonos nominales de largo plazo recién el año 2002. En el período cubierto por nuestra muestra se realizaron 55 reuniones de política monetaria. La alta frecuencia de las reuniones de política nos permite obtener estimaciones relativamente precisas, aun cuando la muestra abarque solo cinco años.

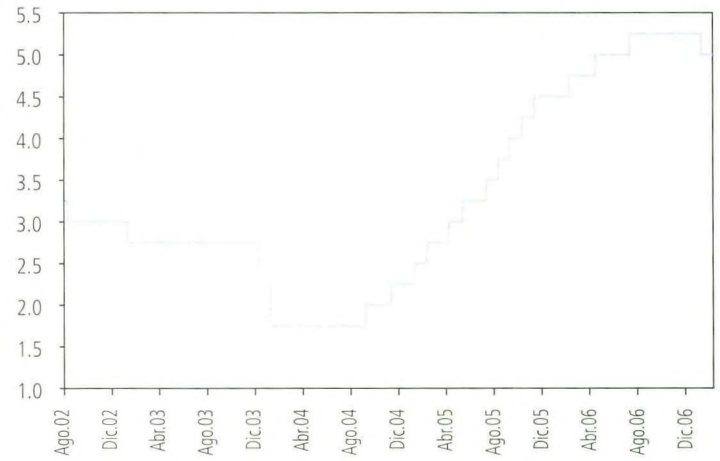
En cada RPM se fija el valor de una tasa de interés nominal de referencia llamada *tasa de política monetaria* o TPM. El Banco Central de Chile conduce su política monetaria de forma que la tasa de interés interbancaria se ubique en torno a la TPM.

[3] *La metodología supone en forma implícita que los mercados son eficientes, por lo que se concentra exclusivamente en la respuesta inmediata de las tasas de mercado a la noticia.*

Dada la historia de indexación generalizada de la economía chilena, una fracción importante de los instrumentos del mercado financiero se reajusta en función de la inflación pasada. A la fecha, alrededor de un 75% de la deuda del Banco Central es reajustable. Los bonos reajustables están denominados en unidades de fomento (UF), una unidad de cuenta cuyo valor se reajusta de día a día de acuerdo con la inflación del mes anterior. Como la UF se vincula a la inflación pasada y no a la inflación corriente, las tasas reajustables no son exactamente equivalentes a tasas reales. Pero tal como demuestra Chumacero (2002), la diferencia entre ambas tasas se desvanece a medida que aumenta el plazo del instrumento.

GRÁFICO 1

Tasa de Política Monetaria en Chile
Agosto 2002-Febrero 2007
(puntos porcentuales)



Fuente: Banco Central de Chile.

Como se explicó en la sección anterior, utilizamos información del tramo corto de la curva *forward* nominal para extraer el componente anticipado de la decisión de política monetaria. El Banco Central de Chile construye la curva *forward* a partir de la metodología de Nelson y Siegel. Siguiendo a Svensson (1995), usamos la tasa *forward* instantánea como una medida de las expectativas de mercado de la tasa de política futura. Por lo tanto:

$$\Delta i_t^a = f_{t-1} - i_{t-1}, \qquad (5)$$

donde f_{t-1} es la tasa *forward* instantánea en t-1. Definimos la innovación monetaria como la diferencia entre el cambio efectivo de la tasa de política y el cambio anticipado:

$$\Delta i_t^{ma} = \Delta i_t - \Delta i_t^a = i_t - f_{t-1}. \qquad (6)$$

Dado que en Chile la nota de prensa que informa la decisión de política se difunde a una hora en que las instituciones financieras están cerradas, los mercados responden el día siguiente a la RPM, por lo que el subíndice t corresponde, en la práctica, al día posterior a la RPM.

El gráfico 1 muestra la evolución diaria de la TPM en Chile durante el período 2002-2007. En la primera parte de la muestra, la política fue muy expansiva, llegando a tomar la tasa de política un valor mínimo de 1.75% a comienzos del 2004. A fines del mismo año comenzó un proceso gradual de normalización de la política monetaria. Al final de la muestra, la tasa de política se encontraba en 5%.

El cuadro 1 muestra las 55 RPM que se realizaron durante nuestra muestra y reporta la descomposición de la acción de política entre sus elementos anticipados y no anticipados.

La descomposición indica que las acciones de política monetaria en Chile han tendido a sorprender a los participantes del mercado en varias ocasiones. Al parecer, esta tendencia no ha cambiado mucho durante los últimos años.

Las tasas de mercado consideradas en este trabajo incluyen las tasas nominales y reales cero-cupón con plazos anuales desde uno hasta diez años. Los datos de las curvas de rendimiento nominal y real fueron proporcionados por *Riskamerica*, que computa las estructuras de tasas a partir de un modelo dinámico estimado con un panel incompleto de datos.

Los gráficos 2 y 3 muestran la evolución diaria de las tasas nominales y reales, respectivamente, durante el período 2002-2007. De acuerdo con los gráficos, ambas curvas de rendimiento tienen en promedio pendiente positiva durante el período muestral. También se puede observar que las tasas de interés de distintos plazos están altamente correlacionadas

CUADRO 1

Cambio Efectivo, No Anticipado y Anticipado de la Tasa de Política Monetaria[a]
Agosto 2002-Febrero 2007
(variación diaria, puntos base)

Fecha RPM	Cambio efectivo	Cambio no anticipado	Cambio anticipado
08-Ago-02	-25.00	-6.83	-18.17
05-Sep-02	0.00	14.92	-14.92
08-Oct-02	0.00	12.44	-12.44
07-Nov-02	0.00	0.00	0.00
10-Dic-02	0.00	1.14	-1.14
09-Ene-03	-25.00	-25.00	0.00
18-Feb-03	0.00	0.00	0.00
13-Mar-03	0.00	0.00	0.00
08-Abr-03	0.00	0.00	0.00
08-May-03	0.00	0.00	0.00
10-Jun-03	0.00	0.00	0.00
10-Jul-03	0.00	0.00	0.00
12-Ago-03	0.00	-1.93	1.93
04-Sep-03	0.00	-4.15	4.15
14-Oct-03	0.00	3.84	-3.84
13-Nov-03	0.00	3.87	-3.87
11-Dic-03	-50.00	-50.96	0.96
08-Ene-04	-50.00	-53.78	3.78
10-Feb-04	0.00	3.53	-3.53
11-Mar-04	0.00	4.65	-4.65
15-Abr-04	0.00	9.80	-9.80
13-May-04	0.00	23.08	-23.08
10-Jun-04	0.00	15.37	-15.37
08-Jul-04	0.00	3.53	-3.53
12-Ago-04	0.00	4.56	-4.56
07-Sep-04	25.00	27.83	-2.83
12-Oct-04	0.00	2.25	-2.25
11-Nov-04	25.00	15.08	9.92
11-Ene-05	25.00	14.69	10.31
10-Feb-05	25.00	8.85	16.15
10-Mar-05	0.00	-10.70	10.70
07-Abr-05	25.00	14.62	10.38
12-May-05	25.00	8.76	16.24
09-Jun-05	0.00	-0.41	0.41
12-Jul-05	25.00	22.76	2.24
11-Ago-05	25.00	13.00	12.00
08-Sep-05	25.00	9.15	15.85

entre sí. Por último, los gráficos también revelan que las tasas de interés reales han sido más volátiles que las tasas nominales.

IV. Resultados

La estimación de la ecuación (4) para la curva de rendimiento nominal revela una clara relación positiva entre las tasas nominales de todos los plazos y la innovación monetaria (cuadro 2). El efecto va disminuyendo a medida que aumenta el plazo del instrumento. A modo de ejemplo, un aumento inesperado de 100 puntos base en la TPM está asociado a un aumento en promedio de 35 puntos bases en la tasa a un año, y de 13 puntos base en la tasa a diez años. Todos los coeficientes tienen alta significancia estadística.

Los resultados de la regresión (4) para la curva de rendimiento real muestran que la sorpresa monetaria también tiene un efecto positivo sobre dicha curva, y que el efecto va decayendo a medida que aumenta el plazo del instrumento (cuadro 3). Sin embargo, aunque todos los coeficientes son positivos, no todos ellos son estadísticamente significativos. Por ejemplo, la innovación de política no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre las tasas de uno y dos años. También se puede observar que el impacto sobre las tasas reales es numéricamente menor que el impacto sobre las tasas nominales, tema que será analizado en detalle en la próxima sección.

Puede resultar interesante comparar las reacciones de la curva de rendimiento ante el componente no anticipado y el anticipado de la acción de política. Para hacerlo, estimamos la siguiente regresión:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t^{na} + \gamma_n \Delta i_t^{a} + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

Los resultados para la curva de rendimiento nominal y real muestran (cuadros 4 y 5) que, tal como se esperaba, los coeficientes del componente esperado y del componente sorpresa son muy diferentes. Las respuestas al elemento no anticipado son estadísticamente significativas y numéricamente iguales a las presentadas en los cuadros 2 y 3, mientras que las respuestas al elemento esperado son estadísticamente no significativas para todos los plazos.

Finalmente, a fin de analizar la robustez de los resultados, re-estimamos la regresión (4) utilizando una medida alternativa de innovación monetaria. Usamos información de una encuesta de expectativas para obtener una medida del componente esperado de la acción de política. El Banco Central de Chile realiza todos los meses una encuesta a los economistas locales, llamada Encuesta de Expectativas Económicas. Esta contiene la evolución de las expectativas de mercado respecto de las principales variables macroeconómicas, incluyendo la TPM.

Estimamos el impacto de la curva de rendimiento nominal y real, respectivamente, usando la diferencia entre el cambio efectivo de la tasa de política y el cambio pronosticado por la encuesta como medida de sorpresa monetaria. Se puede observar (cuadros 6 y 7) que los coeficientes obtenidos para la curva de rendimiento nominal son numéricamente muy parecidos a los presentados en el cuadro 2. Los resultados obtenidos para la curva de rendimiento real son también cualitativamente muy parecidos a los resultados reportados en el cuadro 3.

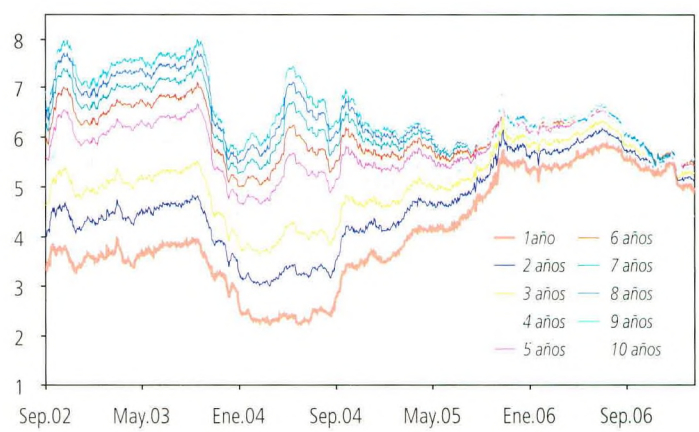
V. Interpretación de Resultados

De los resultados de la sección anterior destacamos dos características interesantes. En primer lugar, la respuesta de la curva de rendimiento

Fecha RPM	Cambio efectivo	Cambio no anticipado	Cambio anticipado
11-Oct-05	25.00	20.03	4.97
10-Nov-05	25.00	9.03	15.97
13-Dic-05	0.00	-7.19	7.19
12-Ene-06	0.00	-9.34	9.34
09-Feb-06	25.00	23.26	1.74
16-Mar-06	0.00	0.10	-0.10
13-Abr-06	25.00	22.21	2.79
11-May-06	0.00	1.94	-1.94
15-Jun-06	0.00	1.77	-1.77
13-Jul-06	25.00	25.72	-0.72
10-Ago-06	0.00	0.58	-0.58
07-Sep-06	0.00	1.61	-1.61
12-Oct-06	0.00	-0.04	0.04
16-Nov-06	0.00	0.48	-0.48
14-Dic-06	0.00	-0.10	0.10
11-Ene-07	-25.00	-25.31	0.31
08-Feb-07	0.00	0.27	-0.27

Fuente: Banco Central de Chile.
a. RPM: Reunión de política monetaria.

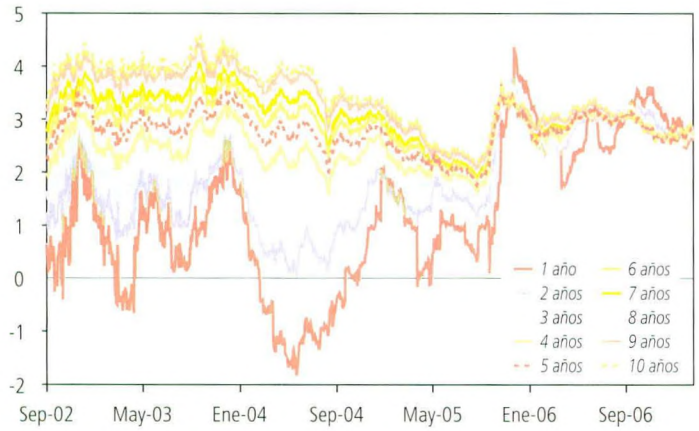
Tasas de Interés Nominales para Distintos Plazos en Chile
Agosto 2002-Febrero 2007
(puntos porcentuales)



Fuente: *Riskamerica*.

GRÁFICO 3

Tasas de Interés Reales para Distintos Plazos en Chile
Agosto 2002 - Febrero 2007
(puntos porcentuales)



Fuente: *Riskamerica.*

nominal chilena frente a una innovación monetaria es menor que la respuesta encontrada para EE.UU., reportada por trabajos recientes que han estimado el impacto de una sorpresa monetaria sobre la curva de rendimiento nominal en ese país (cuadro 8). Comparando el cuadro 8 con el cuadro 2, podemos ver que la respuesta de las tasas nominales frente a una innovación de política en Chile es alrededor de la mitad de la encontrada en EE.UU.

Una explicación para este resultado se podría basar en que la tasa de interés de política monetaria en EE.UU. presenta mayor persistencia que la tasa chilena. A partir de la ecuación (1) podemos expresar la reacción de la tasa larga ante un cambio en la tasa corta como función de los cambios esperados de las tasas cortas futuras frente al cambio en la tasa corta:

$$\frac{\partial i_{n,t}}{\partial i_t} = \frac{1}{n}\left\langle 1 + \sum_{s=1}^{n-1} \frac{\partial E_t\left[i_{t+s}\right]}{\partial i_t} \right\rangle \qquad (8)$$

Como se puede observar, a medida que la política monetaria se hace más persistente, el efecto de la acción de política sobre la tasa de interés larga se hace mayor. Una forma de medir la persistencia de la política monetaria es a través de la persistencia del proceso autorregresivo de la tasa de interés de política. De acuerdo con un test de Dickey-Fuller aumentado, no se puede rechazar la hipótesis de que la TPM en Chile presenta una raíz unitaria. Se puede pensar que este resultado se debe a que estamos trabajando con una muestra muy corta, pero Mies et al. (2002) realizan un ejercicio similar usando una muestra más extensa,

CUADRO 2

Respuesta de la Curva de Rendimiento Nominal a una Sorpresa Monetaria

Plazo (años)	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.351	0.063	0.000
2	0.288	0.038	0.000
3	0.238	0.036	0.000
4	0.213	0.035	0.000
5	0.191	0.036	0.000
6	0.174	0.037	0.000
7	0.155	0.037	0.000
8	0.148	0.038	0.000
9	0.140	0.038	0.001
10	0.129	0.039	0.002

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3

Respuesta de la Curva de Rendimiento Real a una Sorpresa Monetaria

Plazo (años)	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.208	0.178	0.249
2	0.198	0.123	0.115
3	0.183	0.086	0.038
4	0.170	0.063	0.009
5	0.160	0.050	0.003
6	0.153	0.045	0.001
7	0.141	0.043	0.002
8	0.137	0.043	0.002
9	0.131	0.043	0.004
10	0.127	0.044	0.005

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4

Respuesta de la Curva de Rendimiento Nominal al Componente no Anticipado y Anticipado del Cambio en la Tasa de Política Monetaria

	Componente no anticipado			Componente anticipado		
	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.355	0.064	0.000	0.068	0.120	0.571
2	0.292	0.038	0.000	0.065	0.071	0.363
3	0.240	0.037	0.000	0.037	0.068	0.592
4	0.213	0.036	0.000	0.002	0.067	0.977
5	0.189	0.036	0.000	-0.025	0.068	0.712
6	0.172	0.037	0.000	-0.039	0.069	0.573
7	0.152	0.037	0.000	-0.054	0.069	0.441
8	0.144	0.038	0.000	-0.068	0.071	0.344
9	0.135	0.038	0.001	-0.084	0.071	0.241
10	0.125	0.039	0.002	-0.079	0.073	0.285

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 5

Respuesta de la Curva de Rendimiento Real al Componente No Anticipado y Anticipado del Cambio en la Tasa de Política Monetaria

	Componente no anticipado			Componente anticipado		
	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.228	0.179	0.209	0.359	0.335	0.288
2	0.208	0.124	0.101	0.185	0.233	0.431
3	0.189	0.087	0.034	0.106	0.162	0.518
4	0.172	0.064	0.009	0.050	0.119	0.677
5	0.160	0.051	0.003	0.013	0.096	0.896
6	0.153	0.046	0.002	-0.002	0.086	0.986
7	0.140	0.044	0.002	-0.018	0.082	0.827
8	0.136	0.044	0.003	-0.034	0.082	0.682
9	0.129	0.044	0.004	-0.038	0.082	0.643
10	0.125	0.044	0.007	-0.040	0.082	0.628

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 6

Respuesta de la Curva de Rendimiento a una Sorpresa Monetaria Medida a Partir de Datos de Encuesta[a]

Plazo (años)	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.371	0.072	0.000
2	0.330	0.040	0.000
3	0.272	0.039	0.000
4	0.243	0.038	0.000
5	0.215	0.039	0.000
6	0.192	0.040	0.000
7	0.173	0.040	0.000
8	0.162	0.042	0.000
9	0.151	0.042	0.001
10	0.137	0.043	0.003

Fuente: Elaboración propia.
a. Se usa la Encuesta de Expectativas Económicas para obtener el componente no anticipado del cambio de la política monetaria.

CUADRO 7

Respuesta de la Curva de Rendimiento Real a una Sorpresa Monetaria Medida a Partir de Datos de Encuesta[a]

Plazo (años)	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.286	0.195	0.151
2	0.246	0.135	0.076
3	0.199	0.095	0.042
4	0.165	0.070	0.024
5	0.140	0.058	0.020
6	0.122	0.052	0.025
7	0.105	0.050	0.043
8	0.096	0.050	0.064
9	0.086	0.050	0.092
10	0.080	0.051	0.122

Fuente: Elaboración propia.
a. Se usa la Encuesta de Expectativas Económicas para obtener el componente no anticipado del cambio de la política monetaria.

CUADRO 8

Resumen de Evidencia Reciente para EE.UU. Acerca de los Efectos de la Política Monetaria sobre la Curva de Rendimiento Nominal[a]

	1 año	2 años	5 años	10 años
Kuttner (2001)	0.716	0.614	0.481	0.315
Cochrane y Piazzesi (2002)	0.720	0.670	0.481	0.520
Ellingsen y Söderström (2004)	0.860	0.710	0.570	0.310
Rigobon y Sack (2004)	0.716	0.732	0.872	0.474

Fuente: Elaboración propia.
a. El cuadro muestra la reacción de las tasas de interés nominales de distintos plazos ante una sorpresa monetaria.

que abarca el período 1991-2002, y tampoco pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria. En EE.UU. tampoco se ha podido rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para la tasa de política de la Fed.[4] Como ambos instrumentos parecen ser igualmente persistentes, esta hipótesis no parecería poder explicar la diferencia encontrada en las respuestas de las tasas nominales frente a una innovación monetaria.

Otra posible explicación consiste en que dado que Chile es una economía pequeña y abierta con un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio podría estar jugando un rol importante en absorber las innovaciones de política monetaria. Dado que EE.UU. es más parecido a una economía cerrada, las tasas de interés tendrían que hacer la mayor parte del ajuste y por lo tanto tendrían que responder más a la innovación. Para analizar esta hipótesis, añadimos las fluctuaciones del tipo de

[4] *Ver, por ejemplo, Stock y Watson (1988, 1999).*

cambio a la ecuación (4). Es decir, estimamos:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_n \Delta i_t^{na} + \delta_n \Delta \ln s_t + \varepsilon_{n,t}, \qquad (9)$$

donde $\Delta \ln s_t$ representa el cambio porcentual del tipo de cambio nominal. Los resultados para la curva de rendimiento nominal y real se reportan en los cuadros 9 y 10, respectivamente. Los cuadros muestran que los coeficientes asociados a la sorpresa monetaria (y su significancia) no cambian al incluir el tipo de cambio nominal en la especificación. Como resultado, controlar por los movimientos del tipo de cambio tampoco nos ayudaría a explicar el diferencial en las respuestas de las tasas nominales de Chile y EE.UU.

Una última interpretación se basa en el hecho de que las acciones de política en EE.UU. pueden tener un efecto importante en los mercados financieros internacionales. Cuando la Fed cambia su tasa de política, las tasas de interés del resto del mundo se mueven. Las tasas de mercado de EE.UU. podrían estar respondiendo entonces no solo a la innovación monetaria local sino también indirectamente a los movimientos de las tasas internacionales. Dado el tamaño de Chile, las acciones de política del Banco Central de Chile no tienen efecto en el resto del mundo, por lo que las tasas largas solo responderían a innovaciones internas. Si bien no presentamos evidencia directa para respaldar esta hipótesis, podemos documentar que en otros países más pequeños (como, por ejemplo, Suecia y Polonia, por nombrar uno desarrollado y otro en desarrollo) la respuesta de las tasas nominales a una innovación monetaria también es pequeña y más parecida a la encontrada en Chile.[5]

La segunda característica interesante que resaltamos de los resultados encontrados en la sección anterior es la mayor sensibilidad que tienen las tasas nominales ante una innovación monetaria, en comparación con las tasas reales. Comparando los cuadros 2 y 3, podemos observar que la respuesta de las tasas nominales es numéricamente mayor que la respuesta de las tasas reales. Incluso para los plazos de uno y dos años, la respuesta de las tasas reales no es estadísticamente distinta de cero.

Para poder analizar este resultado, es conveniente hacer uso de la ecuación de Fisher, que dice que la tasa nominal a *n* períodos es igual a la tasa real para

[5] *Ver los trabajos de Andersson et al. (2001) y Serwa (2006) para los casos de Suecia y Polonia, respectivamente.*

CUADRO 9

Respuesta de la Curva de Rendimiento Nominal a una Sorpresa Monetaria y a Movimientos del Tipo de Cambio[a]

	Sorpresa de política monetaria			Movimientos del tipo de cambio nominal		
	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.352	0.064	0.000	-0.010	0.018	0.586
2	0.289	0.038	0.000	-0.014	0.010	0.201
3	0.239	0.036	0.000	-0.009	0.010	0.385
4	0.214	0.035	0.000	-0.004	0.010	0.652
5	0.190	0.036	0.000	0.001	0.010	0.892
6	0.174	0.037	0.000	0.005	0.010	0.615
7	0.154	0.037	0.000	0.009	0.010	0.379
8	0.147	0.038	0.000	0.011	0.011	0.311
9	0.139	0.038	0.001	0.014	0.010	0.185
10	0.128	0.039	0.002	0.015	0.011	0.160

Fuente: Elaboración propia.
a. El movimiento del tipo de cambio se define como el cambio porcentual del tipo de cambio nominal peso/dólar.

CUADRO 10

Respuesta de la Curva de Rendimiento Real a una Sorpresa Monetaria y a Movimientos del Tipo de Cambio[a]

	Sorpresa de política monetaria			Movimientos del tipo de cambio nominal		
	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*	Coeficiente	Error estándar	Valor *p*
1	0.205	0.179	0.259	0.033	0.050	0.509
2	0.195	0.124	0.121	0.031	0.034	0.373
3	0.180	0.086	0.040	0.027	0.024	0.253
4	0.168	0.062	0.010	0.023	0.017	0.185
5	0.158	0.050	0.003	0.021	0.014	0.143
6	0.151	0.045	0.001	0.019	0.012	0.124
7	0.139	0.043	0.002	0.018	0.012	0.132
8	0.136	0.043	0.002	0.017	0.012	0.148
9	0.130	0.043	0.004	0.016	0.012	0.193
10	0.126	0.043	0.005	0.014	0.012	0.240

Fuente: Elaboración propia.
a. El movimiento del tipo de cambio se define como el cambio porcentual del tipo de cambio nominal peso/dólar.

el mismo plazo más la inflación esperada promedio a n períodos:

$$i_{n,t} = r_{n,t} + \mathrm{E}_t[\pi_{t+n}], \qquad (10)$$

Donde $r_{n,t}$ representa la tasa de interés real de plazo n, y $\mathrm{E}_t[\pi_{t+n}]$ son las expectativas de inflación promedio a n períodos. Usando la ecuación de Fisher podemos expresar la sensibilidad de la tasa real a la acción de política en términos de la sensibilidad de la tasa nominal y la inflación esperada a la misma innovación:

$$\frac{\partial r_{n,t}}{\partial i_t} = \frac{\partial i_{n,t}}{\partial i_t} - \frac{\partial \mathrm{E}_t[\pi_{t+n}]}{\partial i_t} \qquad (11)$$

Si los datos muestran que las tasas reales responden más a la política monetaria que las tasas nominales, tiene que ser cierto que, ante una innovación monetaria positiva, las expectativas de inflación están aumentando. Una manera de conciliar el hecho de que una política monetaria contractiva aumenta las expectativas de inflación en vez de reducirlas, se basa en la posibilidad de que exista información asimétrica entre el Banco Central y el mercado financiero. Si el Banco Central tiene información privada acerca de ciertas variables fundamentales, el mercado puede extraer información a partir de las decisiones de política (Ellingsen y Söderström, 2001). De este modo, una política monetaria contractiva puede ser interpretada por los participantes del mercado como señal de que el Banco Central cree que la inflación va a hacer más alta de lo prevista, por lo que las expectativas de inflación de mercado se revisan al alza.

Un último aspecto interesante a resaltar es que, de acuerdo con los cuadros 2 y 3, la diferencia en la respuesta de las curvas de rendimiento nominal y real se desvanece a medida que aumenta el plazo del instrumento. Esto significa que, para plazos mayores, la expectativa de inflación no está respondiendo ante la innovación monetaria, lo que podría sugerir que el esquema de metas de inflación está logrando anclar las expectativas de inflación de largo plazo a la meta del Banco Central.

VI. Conclusiones

La visión estándar del mecanismo de transmisión de la política monetaria se basa en una relación estable entre las acciones de política monetaria y las tasas de interés de mercado. Dado que el primer enlace en la

transmisión de la política monetaria va desde la tasa de política a la curva de rendimiento, tener estimaciones confiables de la reacción de la curva de rendimiento a las acciones de política es un paso importante en la formulación de decisiones de política efectivas. Este trabajo ha estudiado empíricamente la relación entre innovaciones monetarias y la curva de rendimiento en Chile durante el período 2002-2007.

Utilizando información de la curva *forward* para obtener una medida del componente inesperado de la decisión de política monetaria, usamos la metodología de estudio de eventos para estimar el impacto de una sorpresa monetaria sobre la curva de rendimiento nominal y real en Chile. Las características de la implementación de la política monetaria en Chile nos permiten controlar por la posible endogeneidad entre la acción de política y las tasas de mercado, y controlar por la existencia de otras variables que también pueden afectar la curva de rendimiento.

Los resultados indican que una innovación de política tiene un efecto positivo y muy significativo sobre la curva de rendimiento nominal chilena. Por ejemplo, ante un aumento inesperado de 100 puntos base de la tasa de política, la tasa a un año aumenta en 35 puntos base y la tasa a diez años en 13 puntos base. El efecto de la acción de política sobre la curva de rendimiento real es menor. Las respuestas estimadas son para todas las plazos menores que en el caso de la curva nominal, y para algunos plazos son incluso no significativas. También encontramos que el efecto del componente anticipado de la política monetaria no tiene un efecto significativo sobre la curva de rendimiento, como era de esperar. Los resultados anteriores son robustos a utilizar información de la Encuesta de Expectativas Económicas para obtener una medida alternativa de innovación monetaria.

Adicionalmente reportamos que la sensibilidad de la curva de rendimiento nominal ante una sorpresa monetaria en Chile es menor que la encontrada en EE.UU. Un análisis preliminar indica que esto se podría deber a la diferencia de tamaño de ambos países, más que a la diferencia en la persistencia de los instrumentos de política de ambos países o al rol que podría jugar el tipo de cambio como absorbedor de choques. Por último, el mayor efecto de la innovación monetaria sobre las tasas nominales que sobre las tasas reales podría estar sugiriendo que ante un alza inesperada en la tasa de política, el mercado podría deducir que el Banco Central tiene información nueva acerca de la inflación, lo que podría llevar a una revisión al alza de las expectativas de inflación de mercado.

Concluimos el trabajo planteándonos la pregunta de si los efectos de las acciones de política monetaria pueden ser caracterizados adecuadamente por un solo factor, el componente inesperado de la decisión. En Agosto del 2004, un mes antes que comenzara el proceso de normalización de política monetaria en Chile, las curvas de rendimiento nominal y real aumentaron en varios puntos base después de que se divulgó la nota de prensa de la RPM. Esta reacción no fue causada por lo que el Consejo del Banco Central de Chile hizo o no hizo, sino más bien por lo que el comunicado de prensa dijo:

"... el Consejo estima que se acerca el momento en que será necesario reducir el marcado estímulo monetario, de manera de compatibilizar el mayor dinamismo económico con una trayectoria esperada para la inflación en 3% anual en el horizonte habitual de política de 12 a 24 meses..."

El comunicado fue interpretado por el mercado financiero como una señal de que el Consejo del Banco Central comenzaría a restringir la política monetaria antes de lo previamente esperado, lo que habría llevado a que las tasas de mercado saltaran. En un trabajo reciente, Gürkaynak et al. (2005) encuentran que un segundo factor de política, la trayectoria esperada de la tasa de política, explica más del 75% de la variación de los movimientos de la curva de rendimiento en EE.UU. después de las reuniones de política monetaria. Este segundo factor se encontró estar asociado con cambios significativos en los comunicados de prensa. Por lo tanto, una forma interesante de extender el presente análisis es estimando el efecto de estas dos dimensiones de las decisiones de políticas sobre la curva de rendimiento en Chile.

Referencias

Andersson, M., H. Dillén y P. Sellin (2001). "Monetary Policy Signaling and Movements in the Swedish Term Structure of Interest Rates." Documento de Trabajo N°132, Sveriges Riksbank.

Chumacero, R.A. (2002). "Arbitraje de Tasas de Interés." Mimeo, Banco Central de Chile.

Cochrane, J. y M. Piazzesi (2002). "The Fed and Interest Rates - A High-Frequency Identification." *American Economic Review* 92(2): 90-5.

Craine, R. y V. L. Martin (2003). "Monetary Policy Shocks and Security Market Responses." Mimeo, University of Melbourne.

Cook, T. y T. Hahn (1989). "The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s." *Journal of Monetary Economics* 24(3): 331-51.

Ellingsen, T. y U. Söderström (2001). "Monetary Policy and Market Interest Rates." *American Economic Review* 91(5): 1594-607.

Ellingsen, T. y U. Söderström (2004). "Why are Long Rates Sensitive to Monetary Policy?" CEPR Discussion Paper No. 4360.

Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson (2005). "Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements." *International Journal of Central Banking* 1(1): 55-93.

Hernández, L. y F. Parro (2004). "Sistema Financiero y Crecimiento Económico en Chile." Documento de Trabajo N°291, Banco Central de Chile.

Kuttner, K.N. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523-44.

Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2002). "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión." *Economía Chilena* 5(3): 29-66.

Rigobon, R. y B. Sack (2004). "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices." *Journal of Monetary Economics* 51(8): 1553-575.

Serwa, D. (2006). "Do Emerging Financial Markets React to Monetary Policy Announcements? Evidence from Poland." *Journal Applied Financial Economics* 16(7): 513-23.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1988). "Testing for Common Trends." *Journal of the American Statistical Association* 83(404): 1097-107.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1999). "Business Cycles Fluctuations in US Macroeconomic Time Series." En *Handbook of Macroeconomics*, vol 1A, editado por J.B. Taylor y M. Woodford. New York, Elsevier.

Svensson, L.E.O. (1995). "Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson and Siegel Method." Sveriges Riksbank *Quarterly Review* 3: 13-26.

Taylor, J.B. (1995). "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework." *Journal of Economic Perspectives* 9: 11-26.

APÉNDICE

Definiciones y Fuentes de Datos

Curva de rendimiento nominal y real

Riskamerica computa el tramo largo de la curva de rendimiento nominal usando los instrumentos nominales PDBCs y BCPs, y el tramo largo de la curva de real usando los instrumentos reajustables PRCs y BCUs.
Fuente: http://www.riskamerica.com

Encuesta de Expectativas Económicas

El Departamento de Estudios del Banco Central de Chile realiza con frecuencia mensual una encuesta a economistas locales que contiene la evolución de las expectativas de mercado respecto de las principales variables macroeconómicas. Usamos el pronóstico de la tasa de política para obtener una medida alternativa de innovación monetaria.
Fuente: Banco Central de Chile.

Fechas de reunión de política monetaria

Las decisiones de política monetaria del Banco Central de Chile se toman en reuniones mensuales, cuyas fechas son anunciadas con seis meses de anticipación.
Fuente: http://www.bcentral.cl/esp/politicas/reunionespolitica

Sorpresa de política monetaria

El Departamento de Estudios del Banco Central de Chile computa el tramo corto de la curva nominal *forward*, usando los precios de los instrumentos nominales PDBCs y BCPs. La sorpresa se define como la diferencia entre el cambio efectivo en la tasa de política y la diferencia entre la tasa *forward* instantánea y la tasa de política prevaleciente el día anterior a la RPM.
Fuente: Banco Central de Chile.

Tasa de política monetaria

El Banco Central de Chile implementa su política monetaria definiendo una meta para el nivel de la tasa de interés nominal interbancaria, denominada tasa de política monetaria.
Fuente: http://www.bcentral.cl/esp/infoeconomica

Tipo de cambio

Tipo de cambio nominal del dólar en pesos.
Fuente: http://www.bcentral.cl/esp/infoeconomica/seriesindicadores/index_p.htm

ÍNDICES PODADOS COMO MEDIDAS DE TENDENCIA PARA EL IMACEC*

*Fabián Gredig U.***

I. Introducción

La evolución del producto interno bruto (PIB) es una de las variables macroeconómicas que tanto economistas como la población en general siguen con mayor interés. Además de ser un indicador del nivel de bienestar de los individuos y de estar relacionado con la generación de empleos, el conocimiento de su trayectoria es fundamental para la toma de decisiones de política monetaria. La desviación sistemática del producto efectivo por sobre (debajo de) su nivel de tendencia terminará originando presiones al alza (baja) sobre la inflación, las que requerirán de una respuesta de la autoridad monetaria. Sin embargo, en el muy corto plazo (mes a mes) solo se tiene una estimación preliminar del PIB: el Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec). Este indicador es un índice que agrega información con respecto a la evolución de la mayoría de las actividades que conforman el PIB, muchas de las cuales contienen información volátil que puede dificultar la determinación de la posición actual del ciclo económico. La existencia de sectores altamente volátiles en el índice puede llevar en un mes determinado a estimaciones que no guardan relación directa con su nivel de tendencia. Por otro lado, las estimaciones en tiempo real son imprecisas, puesto que la recopilación posterior de información introduce revisiones en las series. Adicionalmente, las medidas filtradas del índice presentan un problema de estimación en la cola, debido al desconocimiento de la evolución futura de la serie.

El objetivo de este trabajo es elaborar una gama de índices de actividad de tendencia a partir de las series desagregadas que componen el Imacec. Siguiendo técnicas estadísticas similares a las desarrolladas para generar series subyacentes de inflación, se espera que el tratamiento de la información contenida en las series sectoriales del Imacec sea útil para elaborar índices de fácil comprensión y cálculo en tiempo real, que permitan una evaluación oportuna de la evolución del impulso de la actividad económica. En general, estas medidas depuran o "podan" el índice agregado, eliminando información de algún componente particularmente volátil o variaciones mensuales extremas que obstaculizan la percepción de los movimientos de tendencia en la serie agregada. Sin embargo, a diferencia de los índices podados para los precios —que tienen una interpretación económica más directa, ya que usualmente extraen componentes volátiles que están relacionados con *shocks* de oferta puntuales y de corta duración— los índices presentados en este trabajo tienen una justificación más bien estadística, donde se intenta aproximar la evolución revisada del índice agregado con información preliminar.

Un amplio set de índices alternativos es evaluado, en primer lugar, de acuerdo con su capacidad para seguir las trayectorias de la tendencia cíclica (variación en 12 meses)[1] y del promedio móvil de 12 meses de la serie original *ex post*, y, en segundo lugar, según su capacidad para proyectar la evolución de mediano plazo (de un mes a un año) de la actividad efectiva.

Los resultados obtenidos muestran que el índice suavizado que excluye los cinco componentes más volátiles del índice general (IMA-EX5^{SE}), el índice suavizado que excluye el 5% de las variaciones mensuales extremas del índice general (IMA-TM5^{SE}), y el índice asociado al primer componente

* *Se agradecen los comentarios de Rodrigo Valdés, Pablo García, Ricardo Vicuña, Manuel Marfán y un árbitro anónimo. Se agradece también al Departamento de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile (BCCh) por facilitar los datos necesarios para la elaboración de este estudio. El contenido de este trabajo es de exclusiva responsabilidad del autor.*

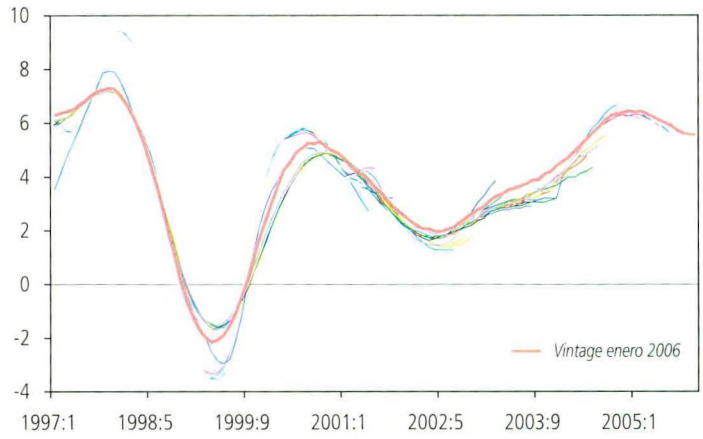
** *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: fgredig@bcentral.cl.*

1 *Obtenida a partir del proceso X-12 ARIMA utilizado por el BCCh (ver Bravo, et al., 2002).*

principal de las variaciones en 12 meses de los sectores desagregados del Imacec (CPI^{SE}), son superiores en como siguen la evolución de tendencia de la actividad y contienen más información acerca de la evolución efectiva futura. En cuanto al primer criterio, dichos índices superan a la misma serie de tendencia cíclica en tiempo real y cuasi real, mientras que en proyectar la actividad efectiva futura superan al modelo AR(p) (salvo a 1 mes).[2] Como es de esperar, se encuentra que los modelos de reponderación óptima de sectores son capaces de proyectar mejor la evolución futura de la actividad efectiva que modelos simples con índices podados, sobre todo a plazos mayores.

GRÁFICO 1

Tendencia Cíclica Imacec, Vintages 2001:4-2006:1
(variación en 12 meses, %)



Fuente: Banco Central de Chile.

El documento está compuesto por cinco secciones. La segunda sección describe a grandes rasgos el Imacec y discute las dificultades que se presentan para seguir la evolución de tendencia de la actividad económica. La tercera sección presenta en mayor detalle los distintos tipos de índices podados que se consideran en el presente estudio. En la cuarta sección se evalúa el desempeño de los índices alternativos en base a los criterios mencionados, que allí se describen con mayor detalle. La quinta y última sección resume los principales resultados del estudio.

II. El Indicador Imacec

El Imacec es un índice de tipo Laspeyres que agrega la evolución de diversas actividades sectoriales que componen el PIB. Su objetivo es entregar una medida que aproxime la evolución del producto en el corto plazo. Sin entrar en mayores detalles, el Imacec se construye de la siguiente manera:

$$IMACEC_t = \sum_{i=1}^{n} 100 w_0^i (Iq_t^i / Iq_0^i) \qquad (1)$$

donde w_0^i corresponde a la participación de la actividad i en el PIB en el año base 0 (1996), n es el número de actividades que componen el producto, Iq_t^i es un indicador de quantum para la actividad i en el período (mes) t e Iq_o^i es un indicador de quantum promedio para la actividad i en el período base, que usualmente es igual a 100.[3]

En este estudio se trabaja con 36 series desagregadas del Imacec, de las cuales 33 componen el valor sectorial agregado. La suma del valor sectorial agregado más (el negativo de) las imputaciones bancarias, el IVA recaudado y los derechos de importación conforman el total del PIB[4] Para la elaboración del presente estudio, la disponibilidad de estas series se encuentra en un momento del tiempo (*vintage* agosto de 2005) y cubren el período desde enero de 1996 a agosto de 2005.

Además del ruido que introducen los componentes volátiles del índice agregado, las dificultades para estimar la evolución de la actividad de tendencia surgen tanto por el desconocimiento con respecto a la evolución futura de la actividad, como de las posteriores revisiones de las cuentas nacionales. El primer aspecto está relacionado con el conocido

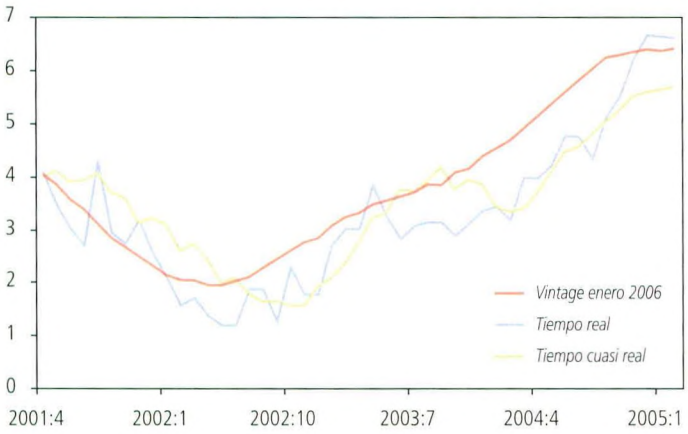
[2] *La tendencia cíclica del Imacec en tiempo cuasi real (TCR) se obtiene al aplicar el procedimiento ARIMA X-12 sobre la última serie disponible del Imacec ("vintage" más reciente) de manera recursiva en cada momento del tiempo. Por ejemplo, la cifra en TCR para el Imacec de dic. 2003 corresponde al valor final de la serie de tendencia cíclica para la serie "vintage enero 2006" estimada con datos hasta diciembre del 2003. Si no existiesen revisiones en la serie del Imacec, la tendencia cíclica en TCR coincidiría con la serie ex post.*

[3] *Para una descripción detallada del índice y su metodología de construcción, ver Escandón et al. (2005) y Venegas y Zambrano (2000).*

[4] *Todas las series utilizadas han sido desestacionalizadas según el método X-12 ARIMA utilizado por el BCCh (Ver Bravo et al., 2002).*

GRÁFICO 2

Tendencia Cíclica del Imacec, *Ex post*, en Tiempo Real y Cuasi Real
(variación en 12 meses, %)



Fuente: Banco Central de Chile.

problema de estimación en las colas de los filtros que usualmente se utilizan para calcular la medida de tendencia de una serie de tiempo. El segundo aspecto, en tanto, implica que las estimaciones en tiempo real difieren de las estimaciones una vez que se producen revisiones en los datos. El gráfico 1 muestra distintas series "*vintage*" de la variación en 12 meses de la tendencia cíclica del Imacec, publicadas por el BCCh entre abril de 2001 y enero de 2006. Se puede apreciar que los datos publicados deben ser revisados en numerosas ocasiones para converger a cifras más definitivas, que suponemos corresponden a las de una serie publicada posteriormente (enero de 2006). Este hecho puede llevar a equivocaciones sobre el diagnóstico del impulso actual de la economía. El gráfico 2 muestra las divergencias entre la apreciación en tiempo real y *ex post* de una medida usual de tendencia para la actividad económica (variación en 12 meses de la tendencia cíclica del Imacec, a partir del método X-12 ARIMA). La figura muestra una subestimación de la actividad, en tiempo real, en gran parte del período 2002-2005. El mismo gráfico contiene una serie de tendencia cíclica en tiempo cuasi real, la cual se obtiene al filtrar de manera recursiva la serie *ex post* (enero de 2006) en cada período, con datos hasta el mes correspondiente. Por lo tanto, la estimación cuasi real toma en cuenta el desconocimiento sobre la evolución futura de la serie, pero supone que no hay revisiones de esta en el tiempo (pues toma ya una versión definitiva). La serie en tiempo cuasi real también muestra una subestimación de la actividad, pero esta vez a partir del segundo trimestre del 2002. Se puede ver que las diferencias son similares entre la serie en tiempo cuasi real y en tiempo real con respecto a la serie *ex post*, lo que indica que el problema del filtro en la cola sería más importante que las revisiones posteriores de la serie.

III. Medidas de Tendencia para el Índice de Actividad Económica

En general, las medidas depuradas buscan capturar la tendencia de la actividad eliminando algunos componentes volátiles del índice agregado o variaciones extremas mes a mes. En particular, nos centraremos en cinco grupos de medidas podadas para el índice de actividad:

1. Índices de actividad económica que excluyen los componentes más volátiles del Imacec, agrupados bajo la sigla IMA-EX.
2. Índices de actividad económica que excluyen los componentes que presentan las menores y las mayores variaciones mensuales del mes en curso, agrupados bajo la sigla IMA-TM (por *trimmed mean)*.
3. Suavización exponencial de 1, con superíndice SE.
4. Suavización exponencial de 2, con superíndice SE.
5. Primer componente principal de las variaciones en 12 meses de los sectores que componen el Imacec, agrupados bajo la sigla CP.

1. Exclusión de Componentes Volátiles (IMA-EX)

Este índice podado consiste en excluir del índice global aquellas actividades que son más volátiles en el largo plazo, las cuales pueden introducir ruido a la hora de estimarse el impulso de tendencia de la actividad. Para ello, sencillamente se repondera la participación (w^i) de las actividades no excluidas en el índice

depurado, y se vuelve a calcular el índice agregado según la ecuación (1) sin los sectores excluidos. Una vez obtenido el nuevo índice se vuelve a calcular la variación en 12 meses de la actividad económica.[5]

Las actividades más volátiles que componen el Imacec, según la desviación estándar sobre las tasas de variación en 12 meses, son el resto de la industria manufacturera (21.9%), el petróleo (17.1%), los derechos de importación (14.2%), la industria metálica básica (13.0%) y el combustible (11.7%). Por el contrario, las actividades menos volátiles son la administración pública (0.4%), la propiedad de vivienda (0.6%), la educación (1.0%), la salud (2.1%) y los servicios financieros (3.4%) (ver cuadro B1 en el Apéndice).

Se consideran tres indicadores podados que excluyen componentes volátiles: IMA-EX5, que excluye las cinco actividades más volátiles dentro del Imacec y, en total, equivale a extraer un 4.4% del índice global; IMA-EX10, que excluye las diez actividades más volátiles dentro del Imacec y, en total, equivale a extraer un 10.4% del índice global; e IMA-EX15, que excluye las quince actividades más volátiles dentro del Imacec y, en total, equivale a extraer un 16.6% del índice global.

2. Truncamiento de la Distribución (IMA-TM)

Tal como la distribución de las variaciones de precios, la distribución de las variaciones de los componentes del Imacec puede no ser normal. En particular, si dicha distribución presenta asimetría o colas anchas, la media como medida de tendencia central no constituye un buen indicador de tendencia del ritmo de la actividad económica, o desviaciones puntuales de algún sector individual pueden influir demasiado en el índice agregado. En efecto, durante todo el período de la muestra, las variaciones mensuales de los componentes del Imacec presentan, en promedio, asimetría positiva —0.3— y exceso de *curtosis* —9.6— (cuadro 1).[6] De hecho, en casi un 80% del total de meses de la muestra es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad de la distribución de variaciones de los componentes del índice. También es posible apreciar que este comportamiento se ha acentuado en la segunda parte de la muestra (2001-2005), en comparación con el primer período (1996-2000).

Una alternativa para superar estos inconvenientes es truncar la distribución en sus colas. A diferencia del método anterior, aquí no se excluye sistemáticamente un determinado componente, sino que depende de qué

[5] *Dado que la varianza del índice agregado es un promedio ponderado de varianzas individuales y covarianzas entre las distintas actividades que componen el índice, alternativamente se han excluido aquellas actividades que aportan más a la varianza total del Imacec. Sin embargo, estos índices no presentan un mejor desempeño (ver Apéndice A: Descomposición de Varianza del Imacec).*

[6] *Otra forma de notar la asimetría es verificando al diferencia entre la media (1.3) y la mediana (0.45).*

CUADRO 1

Variaciones Mensuales de los Sectores del Imacec
(estadística descriptiva, %)

	Período		
Estadístico	**1996:02 - 2005:08**	**1996:02 - 2000:12**	**2001:01 - 2005:08**
Mínimo	-32.32	-15.46	-16.86
Máximo	52.48	20.94	31.54
Promedio	1.29	0.50	0.79
Mediana	0.45	0.17	0.28
Desv. Estándar	15.21	6.67	8.54
Skewness	0.29	0.08	0.21
Kurtosis	9.60	4.44	5.16
Jarque-Bera*	0.77	0.85	0.91

Fuente: Elaboración Propia. * Proporción de meses en que se rechaza la hipótesis nula de normalidad en las variaciones de actividad desagregada.

tan extrema sea su variación en el mes con respecto a las variaciones del resto de los componentes. El procedimiento es el siguiente;

Primero, se calculan las variaciones mensuales de cada componente del Imacec y se ordenan en forma ascendente junto con sus respectivas ponderaciones en el producto (w^i). Segundo, con los pesos de cada componente, se calcula la suma acumulada de las ponderaciones. Si se desea truncar el δ% de la distribución, se eliminan los componentes (ordenados) cuya suma acumulada de pesos es menor o igual a (δ/2)% y donde es mayor o igual a (1-δ/2)% (en el caso simétrico). Tercero, se reponderan los pesos dividiendo cada uno de ellos por (1-δ)%. Luego, se recalcula la ecuación (1) con los componentes que no fueron eliminados y los nuevos ponderadores.

Se consideran los siguientes indicadores depurados obtenidos mediante el procedimiento de truncamiento: IMA-TM5, que corresponde al Imacec calculado excluyendo el 2.5% de las mayores variaciones y el 2.5% de las menores variaciones de los componentes del Imacec en cada mes; IMA-TM20, que corresponde al Imacec calculado excluyendo el 10% de las mayores variaciones y el 10% de las menores variaciones de los componentes del Imacec en cada mes; IMA-TM50, que corresponde al Imacec calculado excluyendo el 25% de las mayores variaciones y el 25% de las menores variaciones de los componentes del Imacec en cada mes; IMA-TM80, que corresponde al Imacec calculado excluyendo el 40% de las mayores variaciones y el 40% de las menores variaciones de los componentes del Imacec en cada mes; e IMA-P50, que corresponde a la variación mensual en la mediana de la distribución.[7]

3. Exclusión de Componentes Volátiles y Suavización Exponencial

Este índice se construye aplicando una suavización exponencial al indicador descrito en la sección III.1. Sea $\{y_t^c\}_{t=1}^n$ una determinada serie podada para el Imacec, entonces la suavización exponencial de dicha serie, $\{\tilde{y}_t^c\}_{t=1}^n$, vendrá dada por:

$$\tilde{y}_t^c = (1-\rho)y_t^c + \rho\tilde{y}_{t-1}^c \qquad (2)$$

donde ρ corresponde al coeficiente de persistencia o suavización de la serie. La ventaja de este tipo de suavización de series de tiempo es que su estimación en tiempo real coincide con su estimación *ex post*, dado que no utiliza información futura en su cálculo (evita problema en la cola).

Se consideran las mismas series obtenidas en III.1, las cuales son suavizadas por medio de la ecuación (2) utilizando un valor apropiado para ρ.[8] Estas series depuradas se denotan por las siglas IMA-EX5^{SE}, IMA-EX10^{SE} e IMA-EX15^{SE}.

4. Truncamiento de la Distribución y Suavización Exponencial

Se consideran las mismas series obtenidas en la Sección III.2, las cuales son suavizadas por medio de la ecuación (2) utilizando el valor apropiado de ρ. Estas series podadas se denotan con las siglas IMA-TM5^{SE}, IMA-TM20^{SE}, IMA-TM50^{SE}, IMA-TM80^{SE} e IMA-P50^{SE}.

5. Primer Componente Principal (CP)

El análisis por componentes principales tiene por objeto extraer un set reducido de información a partir de un conjunto amplio de variables, pero capturando una gran parte de la varianza de todo el set original.

Siguiendo a Machado et al. (2001), sea **X** la matriz de los componentes desagregados que conforman el Imacec, donde cada columna contiene las variaciones en 12 meses de una actividad sectorial, y las filas representan un mes determinado. El cálculo del primer componente principal implica encontrar el vector β_1 que resuelve el siguiente problema de optimización:

$$Max: Z_1{}'Z_1 = \beta_1' R \beta_1$$
$$s.a.: \beta_1'\beta_1 = 1$$

donde **R=X'X**. Nótese que se requiere de una normalización del vector β_1 para poder identificar una solución en el problema planteado, la cual viene dada por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$(R - \lambda_1 I)\hat{\beta}_1 = 0\,,$$

[7] *También se consideraron índices con truncamiento asimétrico, pero estos mostraron un desempeño bajo.*

[8] *El valor apropiado para el coeficiente de suavización es el que produce los mejores resultados para cada índice dentro de una grilla de 10 valores entre 0 y 1. Los valores escogidos aparecen junto al índice respectivo en el cuadro 3.*

que indica que $\hat{\beta}_1$ corresponde al vector propio asociado al mayor valor propio de la matriz **R** (λ_1).

Una vez obtenido $\hat{\beta}_1$ (el valor óptimo de β), el primer componente principal viene dado por:

$$Z_1^* = X'\hat{\beta}_1$$

que es una combinación lineal de los índices desagregados del Imacec.

Para evitar que las variables más volátiles dominen el cálculo del componente principal, en la práctica se estandarizan las variables del set de información X (sectores del Imacec). De manera alternativa, dado que el cálculo del componente principal no es invariable a las transformaciones en los datos, y que nos gustaría contar con una serie suave de medida de tendencia, en lugar de dividir las variables por su desviación estándar, se dividen por la desviación estándar de su primera diferencia.

Siguiendo a los mismos autores, para obtener una medida de tendencia de magnitud comparable a la variación en 12 meses del Imacec, se reescala el primer componente principal por medio de una regresión del Imacec observado sobre una constante y el componente principal:

$$\Delta_{12m}(imacec_t^*) = \hat{\alpha} + \hat{\delta} z_{1t}^* = cp_t^*$$

donde cp^*, el valor ajustado de la regresión anterior, corresponde al índice depurado final.

Se consideran cuatro indicadores podados bajo este método: $CP1^{EP}$, que corresponde al índice asociado al primer componente principal usando la estandarización habitual (el ratio entre las variables en desvíos de la media y la desviación estándar) del set de información y utilizando la muestra completa (estimación *ex post*, EP). En este caso, se calcula el componente principal de las desviaciones en 12 meses de los sectores que conforman el Imacec, utilizando toda la muestra disponible, desde enero de 1996 a agosto de 2005; $CP2^{EP}$, que es el índice asociado al primer componente principal usando la estandarización alternativa (con la desviación estándar de la diferencia) y utilizando la muestra completa (estimación *ex post*); $CP1^{TCR}$, que es similar a $CP1^{EP}$, pero con estimación en tiempo cuasi real. En este caso, la estimación del componente principal se hace de manera recursiva para cada período desde enero de 2001 a febrero de 2005, con una muestra móvil que utiliza datos hasta el mes en que se calcula la tendencia de la actividad. Por ejemplo, para el cálculo de la tendencia en enero de 2001 se utiliza la muestra 1996:01 – 2001:01; para febrero de 2001 se utiliza la muestra 1996:01 – 2001:02, y así sucesivamente hasta febrero de 2005. Sin embargo, dado que se utiliza un set de información de sectores del Imacec correspondiente a agosto de 2005 (*vintage* agosto 2005) y, por lo tanto, se asume que no hay revisiones en los datos, esta medida de tendencia corresponde a una estimación en tiempo "cuasi" real y no en tiempo real propiamente tal; y $CP2^{TCR}$, que es similar a $CP2^{EP}$ pero con estimación en tiempo cuasi real.

Nótese que la transformación habitual de los datos produce un índice basado en el primer componente (CP1) que no sufre grandes variaciones cuando se estima en tiempo cuasi real (ver gráfico C1 en el Apéndice). Al aplicar la estandarización alternativa en los datos (CP2), se puede obtener una serie podada mucho más suave que la anterior, pero que tiene una gran divergencia con la serie estimada *ex post* (ver gráfico C2 en el Apéndice).

IV. Evaluación de las Medidas Podadas

En esta sección se evalúan los índices podados, descritos en la sección III, de acuerdo con dos criterios. En primer lugar, se evalúa su capacidad para identificar la variación actual (12 meses) de la tendencia cíclica del Imacec *ex post* y el promedio móvil de 12 meses y, en segundo lugar, su capacidad para ayudar a predecir la evolución futura de la actividad efectiva (variación en 12 meses del Imacec *ex post*) a 1, 3 ,6 y 12 meses adelante. En este último caso, se evalúa la capacidad de modelos de proyección simple para proyectar la evolución de la actividad utilizando los índices podados como variables explicativas. Estas proyecciones se contrastan con las obtenidas por tres modelos de proyección alternativos: *i*) reponderación de sectores del Imacec, ii) método de componentes principales, y iii) un modelo AR(p).

1. Primer Criterio: Seguimiento del Impulso de Actividad

El criterio para evaluar la capacidad de seguimiento del impulso de la actividad es la raíz del error cuadrático medio (RECM) de la variación en 12

Desempeño de las Medidas Podadas Escogidas
(RECM, %)

	IMA-EX5^{SE}	IMA-TM5^{SE}	CP1^{TCR-SE}	IMACEC^{SE}	IMACEC	TC^{TCR}	TC^{TR}
1997:06 - 2005:02							
Tend. cíclica	0.972	1.043		0.991	1.279		
Prom. móvil	0.917	0.997		0.956	1.233		
2001:04 - 2005:02							
Tend. cíclica	0.631	0.554	0.623	0.651	0.956	0.677	0.782
Prom. móvil	0.561	0.476	0.554	0.566	0.896	0.700	0.740

Fuente: Elaboración propia. SE denota suavización exponencial, TCR tiempo cuasi real y TR tiempo real.

meses del índice podado con respecto a la variación 12 meses de la tendencia cíclica del Imacec, esta última según la última serie disponible al momento de realizarse el estudio (enero 2006). Para efectos de robustez en los resultados, también se considera el promedio móvil centrado (12 meses) de la variación en 12 meses del Imacec efectivo. La RECM se calcula de la siguiente manera:

$$RECM = \sqrt{\sum_{t=jun1997}^{feb2005} (y_t^c - y_t^{tc,pm})^2 / T} \ ,$$

donde y_t^c corresponde a una determinada serie podada del Imacec, mientras y_t corresponde a la variación en 12 meses de la tendencia cíclica (TC) o al promedio móvil centrado (PM) de la variación en 12 meses del Imacec efectivo.

Entre los índices de exclusión de componentes (cuadro B2 del Apéndice), el que mejor sigue la actividad de tendencia, medida esta como la tendencia cíclica o como promedio móvil, es aquel que excluye los cinco sectores más volátiles del Imacec, tanto en las versiones suavizadas como en las no suavizadas (IMA-EX5 e IMA-EX5^{SE}). Entre los índices truncados (cuadro B3), aquel que excluye el 5% de las variaciones extremas de cada mes presenta una RECM más baja, también en las versiones suavizadas y no suavizadas (IMA-TM5 e IMA-TM5^{SE}). De los índices con primer componente principal (*ex post*), aquel que utiliza la estandarización usual (CP1^{EP}) sigue más de cerca la tendencia de actividad, con una RECM cercana a la mitad de la RECM de su competidor (CP2^{EP}) (cuadro B4). En general, los índices suavizados siempre superan a los no suavizados, mientras que de estos, IMA-EX5^{SE} supera al resto.

El cuadro 2 resume los resultados anteriores y compara las mejores variantes de cada índice podado con respecto a algunas medidas establecidas como parámetros, en una muestra de comparación que cubre el período desde junio de 1997 a febrero de 2005, salvo en el caso de los índices en tiempo real o cuasi real, donde se cubre el período 2001:04 – 2005:02 (sujeto a la disponibilidad de muestras "*vintage*" en tiempo real para la tendencia cíclica). En él puede verse que IMA-EX5^{SE} es capaz de superar al Imacec suavizado y no suavizado (IMACEC^{SE} e Imacec), que corresponde a la variación en 12 meses de la serie *ex post* del Imacec efectivo (*vintage* enero 2006).[9] Sin embargo, si se considera la muestra más pequeña (2001:04 a 2005:02) es IMA-TM5^{SE} el que supera al resto de los índices podados. Nótese, además, que en este mismo período el mejor representante de cada tipo de indicador podado (IMA-TM5^{SE}, IMA-EX5^{SE} y CP1-TCR^{SE}) supera a la serie en tiempo real (TC^{TR}) y cuasi real (TC^{TCR}) de la tendencia cíclica (gráfico 3).[10]

[9] *Debe considerarse que los índices truncados se aproximan a estimaciones en tiempo cuasi real, por cuanto se calculan con información hasta el período de estimación, pero con series de un "vintage" más reciente (agosto 2005 en el caso de los sectores desagregados)*

[10] *Estimaciones de los índices en tiempo real permitirían una comparación más justa con respecto a la tendencia cíclica en tiempo real. Sin embargo, para ello se requiere de información en tiempo real (vintage) para los sectores que conforman el Imacec. La comparación más justa en este estudio, por lo tanto, es contra la tendencia cíclica en tiempo cuasi real.*

2. Segundo Criterio: Predicción de Actividad Efectiva Futura

Dado que las medidas podadas intentan capturar el impulso de tendencia del producto, cabe esperar que estas medidas entreguen información con respecto a la evolución de mediano plazo de la actividad económica. En esta sección se evalúan las distintas medidas podadas según su capacidad para ayudar a predecir la actividad futura. Para ello, se estiman modelos simples de proyección para la variación en 12 meses del Imacec efectivo utilizando las medidas podadas como variables explicativas:

$$y_{t,t+i} = \alpha + \beta_c y^c_{t-j,t} + e_t \text{ , } i=1, 3, 6, 12; \; j=1,...,12.$$

donde y^c corresponde a una serie podada determinada; i indica el horizonte de proyección, es decir, $y_{t,t+1}$ corresponde a la variación acumulada del Imacec desde t a $t+i$; j indica el rezago utilizado en el índice podado, es decir, $y^c_{t-j,t}$ corresponde a la variación acumulada del índice podado desde t-j hasta t. La RECM de las proyecciones (fuera de muestra) generadas por estos modelos se contrasta con los resultados obtenidos por los siguientes modelos de proyección alternativos: *i*) modelo de reponderación de sectores, ii) método de componentes principales y iii) modelos AR(p).[11]

Reponderación de sectores

El objetivo de esta subsección es determinar el modelo óptimo que minimiza el error de proyección fuera de muestra para la variación esperada (acumulada) del Imacec a 1, 3, 6 y 12 meses.[12] Para ello se estiman los coeficientes que reponderan de manera óptima los sectores que conforman el Imacec en el siguiente modelo de proyección:

$$y_{t,t+i} = \alpha + \sum_{c=1}^{n} \beta_c X^s_{t-j,t} + v_t \qquad (3)$$

i=1, 3, 6, 12; j=1,...,12; c=1,...n. ,

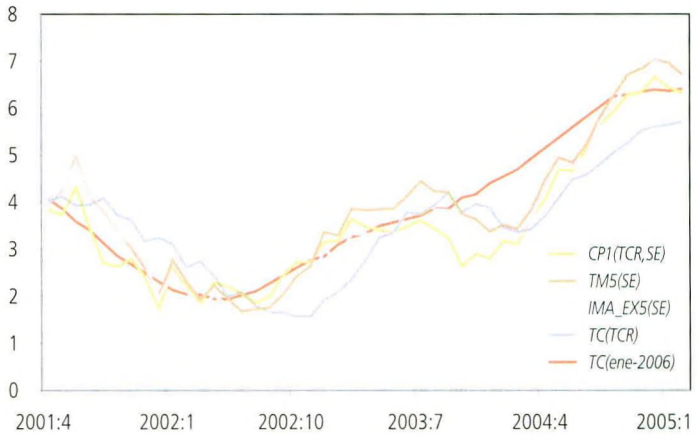
donde i corresponde al horizonte de proyección, es decir, $y_{t,t+1}$ corresponde a la variación acumulada del Imacec desde t a $t+i$, y j corresponde al rezago utilizado en cada componente s del Imacec, es decir, $y^s_{t-j,t}$ corresponde a la variación acumulada del sector s desde t-j hasta t. Por simplicidad se supondrá igual rezago j para todos los componentes.

Luego, para determinar el modelo óptimo de proyección, se evalúan los errores de proyección fuera de muestra:

1. Supongamos i y j dados. Se parte con una muestra que cubre desde enero de 1996 a marzo de 2002 (nuestro primer valor para t), con la que se estima el modelo (3).
2. Con los coeficientes estimados se realiza la proyección
   $$\hat{y}_{t,t+i} = \hat{\alpha} + \sum_{c=1}^{n} \hat{\beta}_c X^c_{t-j,t}$$
   y se guarda el error cuadrático
   $$ec = (\hat{y}_{t,t+i} - y_{t,t+i})^2 .$$
3. Se aumenta la muestra en un dato (abril de 2002) y se repiten los pasos 1) y 2), y así sucesivamente

GRÁFICO 3

Medidas Podadas Escogidas del Imacec y Medidas de Tendencia Cíclica
(variación en 12 meses, %)



Fuentes: Elaboración propia y Banco Central de Chile.

[11] En la siguiente subsección se detalla el procedimiento para calcular RECM fuera de muestra.

[12] El procedimiento a seguir es similar al utilizado por García y Magendzo (2005) para calcular un modelo óptimo de proyección de inflación utilizando sus componentes desagregados.

hasta terminar con toda la muestra disponible, en este caso, agosto de 2005.[13]

4. Se calcula la raíz del error cuadrático medio para todas las estimaciones fuera de muestra,

$$recm = \sqrt{\sum_{t=mar2002}^{ago2004} (\hat{y}_{t,t+i} - y_{t,t+i})^2 / T} \ .$$

5. Se realiza el ejercicio completo (1-4) para i=1, 3, 6, y 12, y j=1-12. El rezago óptimo para cada valor de i será el valor de j que minimice la RECM para dicho horizonte de proyección.

Componentes principales

El uso de componentes principales permite extraer la mayor varianza posible de un conjunto de datos utilizando un número menor de variables. Esto permite capturar información de un gran número de variables para realizar proyecciones sin la necesidad de estimar modelos con todas ellas, lo que incrementa la eficiencia al estimarse un menor número de parámetros. A su vez, permite capturar el movimiento de tendencia del conjunto de variables. Como en el caso anterior, la idea es encontrar el mejor modelo predictivo para cada horizonte, pero esta vez se utilizan los componentes principales de los sectores que conforman el Imacec (en reemplazo de las x en la ecuación 3). Para este ejercicio se han escogido arbitrariamente los 5, 10 y 15 primeros componentes principales. En dichos casos, los componentes principales recogen más del 85% de la varianza de los datos.[14] Se sigue el mismo procedimiento de proyecciones fuera de muestra que en el caso anterior.

Modelo AR(p)

Este es el modelo lineal univariado más común para realizar proyecciones. En el se supone que la variable dependiente se comporta en función de su evolución pasada:

$$y_{t-i,t} = \alpha_0 + \sum_{r=1}^{p} \alpha_r y_{t-i-r,t-r} + \upsilon_t$$

Para cada número posible de rezagos (r = 1 a 12), se realizan proyecciones a 1, 3, 6 y 12 períodos adelante. El procedimiento para las proyecciones fuera de muestra es igual al descrito en la sección IV.2, *Reponderación de sectores*.

3. Resultados

El cuadro 3 presenta los distintos modelos de proyección para cada horizonte y el rezago que minimiza la raíz del error cuadrático medio (en porcentaje). Se puede apreciar que el modelo AR proyecta el Imacec mejor que casi todos modelos alternativos hacia el horizonte de proyección más cercano (1 mes). Sin embargo, para horizontes mayores ya es superado por modelos simples con índices podados. A un horizonte de un mes, también se puede apreciar que los modelos simples con índices no suavizados lo hacen mejor que sus análogos suavizados, aunque marginalmente. Sin embargo, hacia el horizonte más lejano (12 meses) los índices suavizados lo hacen levemente mejor. No se pueden apreciar patrones claros entre cada tipo de índice y el horizonte de proyección, salvo un desempeño algo superior de los índices asociados al primer componente principal, que supera al resto de modelos simples con medidas podadas en proyectar a cada horizonte, en especial cuando se estandariza con el método alternativo ($CP2^{EP}$). El modelo simple con este índice supera incluso a los modelos de reponderación óptima hasta un horizonte de seis meses. Por su parte, los modelos con los 5, 10 y 15 primeros componentes principales no presentan una buena capacidad predictiva en comparación con los demás modelos.

Aunque los índices que presentan un mejor desempeño para seguir la actividad de tendencia (primer criterio) no parecen superar al resto de los índices en cuanto a ayudar a proyectar la actividad, lo importante es que la mayoría de los modelos simples con medidas podadas supera en proyectar a 12 meses a los modelos AR(p) y al propio modelo simple con el Imacec efectivo. Esto indica que hay información adicional en los índices podados para proyectar la actividad efectiva a un horizonte de mediano plazo.

Tal como los índices podados que excluyen componentes o las variaciones extremas de los sectores en cada mes, los indicadores correspondientes al primer componente principal otorgan, en general, un menor peso a los sectores más volátiles del Imacec, como se muestra en

[13] *En términos estrictos, el ejercicio se hace hasta agosto de 2004, dado que más allá de esta fecha no se conoce la variación futura acumulada a 12 meses, necesaria para calcular el EC cuando i=12.*

[14] *Dado que en la sección anterior la estandarización usual de los datos arroja mejores resultados que la transformación alternativa, se escoge el primer procedimiento.*

Desempeño de los Modelos de Proyección Alternativos

	Horizonte							
	1		3		6		12	
Índices	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago
Modelos simples								
IMA-EX5	0.633	4	0.997	3	1.729	3	2.831	1
IMA-EX10	0.635	5	1.008	3	1.728	3	2.827	1
IMA-EX15	0.634	4	1.000	3	1.744	1	2.837	1
IMA-TM5	0.632	5	1.006	3	1.742	3	2.837	1
IMA-TM20	0.633	5	1.020	3	1.747	1	2.820	12
IMA-TM50	0.634	5	1.014	3	1.743	1	2.860	1
IMA-TM80	0.637	5	1.021	3	1.745	1	2.862	1
IMA-P50	0.634	5	1.012	3	1.664	12	2.606	12
IMA-EX5^{SE} (ρ=0.6)	0.636	4	1.011	2	1.751	2	2.828	1
IMA-EX10^{SE} (ρ=0.6)	0.639	4	1.019	2	1.744	3	2.821	1
IMA-EX15^{SE} (ρ=0.5)	0.640	4	1.028	2	1.751	1	2.825	1
IMA-TM5^{SE} (ρ=0.5)	0.642	1	1.037	5	1.750	12	2.827	1
IMA-TM20^{SE} (ρ=0.3)	0.642	5	1.035	3	1.750	1	2.802	12
IMA-TM50^{SE} (ρ=0.1)	0.638	3	1.018	3	1.746	1	2.852	1
IMA-TM80^{SE} (ρ=0.1)	0.641	3	1.029	3	1.747	1	2.846	1
IMA-P50^{SE} (ρ=0.1)	0.637	5	1.016	3	1.658	12	2.599	12
CP1^{EP}	0.627	12	0.943	5	1.693	12	2.828	1
CP2^{EP}	0.619	12	0.909	5	1.410	12	2.195	12
CP1^{SE} (ρ=0.6)	0.638	4	1.015	2	1.744	1	2.826	1

el gráfico 4 para el caso del $CP1^{EP}$. En particular, si se considera el peso de los componentes multiplicado por su volatilidad como un índice de incidencia del sector, los derechos de importación, la fabricación de minerales no metálicos, el sector de electricidad, gas y agua (EGA), los productos metálicos, maquinaria y equipos, y la construcción son los sectores que tienen mayor incidencia positiva en la medida de tendencia de la actividad (cuadro B5 del Apéndice). Al contrario, sectores ligados al sector agrícola (fruticultura y ganadería) y a los combustibles (petróleo y combustibles) presentan una mayor incidencia negativa en dicho índice. Por otro lado, la administración pública, el sector educacional y la propiedad de vivienda presentan incidencia casi nula en la evolución de tendencia de la actividad según el método del primer componente principal. Si se considera agrupado el sector manufacturero, este representa un 35% de la suma de los pesos del total de sectores.

Retomando los modelos de proyección, el índice podado que mejor lo hace a un horizonte de 1, 3 y 6 meses es $CP2^{EP}$ (con RECM de 0.619, 0.909 y 1.410, respectivamente). Los modelos de reponderación de sectores son dominados por el resto de modelos en horizontes de proyección a 1 y 3 meses; sin embargo, son los mejores para proyectar a 12 meses. En particular, el modelo que considera solo las 33 actividades sectoriales (actividades 1 a 33 en el cuadro B1) supera largamente al resto de modelos en la proyección a 12 meses.[15] Este modelo presenta un buen ajuste utilizando la muestra completa (R^2=0.99) y, a pesar del bajo número de grados de libertad, casi la mitad de sus coeficientes son significativos (cuadro B6). Estos muestran que existe una correlación positiva (y significativa) entre la evolución reciente de los sectores pesca, bebidas y tabaco, químicos, caucho y plástico, metálica básica, comercio, salud y resto de servicios, con la variación anual a 12 meses. Por el contrario, existe una correlación negativa (y significativa) entre la evolución actual de los sectores EGA, comunicaciones, servicios financieros y empresariales, y la administración pública, con la variación anual de la actividad 12 meses adelante. Si se utiliza un índice de incidencia como el anterior, que considera el coeficiente y la volatilidad de la actividad, los sectores que presentan una mayor incidencia positiva en la proyección de la actividad son el sector comercio,

[15] *Los 33 primeros sectores agrupan la totalidad del valor sectorial agregado.*

CUADRO 3 (conclusión)

	Horizonte							
	1		3		6		12	
Índices	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago
Modelos de reponderación								
Reponderación sectores	1.169	2	1.170	10	1.607	6	2.174	12
Reponderación sectores (33 sect.)	1.029	1	1.335	10	2.041	8	1.273	12
Modelos con componentes principales								
Comp. Pr. (5)	0.792	4	1.193	8	1.951	12	2.273	12
Comp. Pr. (10)	1.093	3	1.591	4	2.550	9	2.549	12
Comp. Pr. (15)	0.949	11	1.315	9	2.062	1	2.861	11
Modelos estándar de comparación								
Imacec	0.639	1	1.009	3	1.740	3	2.846	1
AR(p)	0.626	1	1.093	1	1.832	2	3.123	2

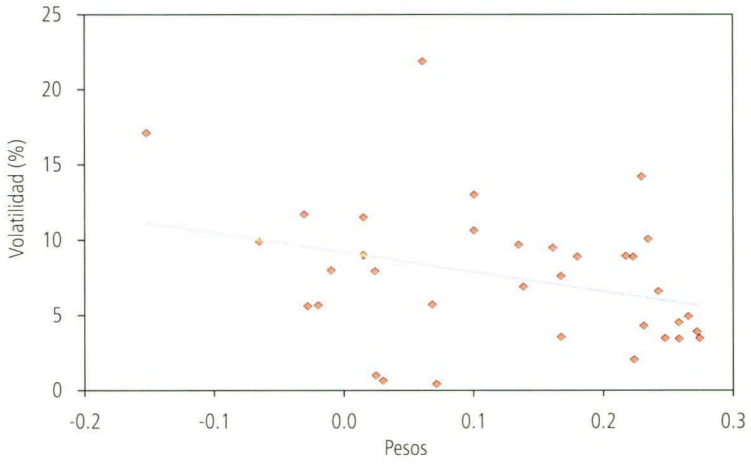
SE denota suavización exponencial, TCR tiempo cuasi real, TR tiempo real y EP *ex-post*. *p* denota el orden del proceso autorregresivo.

bebidas y tabaco, caucho y plástico, salud, químicos, transporte y construcción. En cambio, la mayor incidencia negativa la presentan los sectores servicios empresariales y financieros, EGA, administración pública, comunicaciones y propiedad de vivienda.

Finalmente, nótese que a medida que el horizonte de proyección se aleja, una mayor cantidad de modelos requiere de más rezagos para minimizar la RECM. Mientras que a uno y tres meses solo dos modelos requieren de 12 rezagos para optimizar la proyección, a doce meses nueve modelos utilizan doce rezagos.[16]

GRÁFICO 4

Primer Componente Principal ($CP1^{EP}$)
(pesos y volatilidad de los sectores)



Fuente: Elaboración propia.

V. Conclusiones

El presente trabajo ha presentado un amplio set de series podadas para el Imacec. El objetivo de dichas series es capturar de manera oportuna el estado actual de la evolución de la actividad económica.

De los índices considerados, aquel que excluye las cinco actividades más volátiles del Imacec, en su versión suavizada (IMA-$EX5^{SE}$) presenta un mejor desempeño en el seguimiento del impulso actual de la actividad económica en la muestra de comparación más amplia (1997:06 – 2005:02). Sin embargo, la versión suavizada del índice generado por el primer componente principal en tiempo cuasi real (CP1-TCR^{SE}) iguala el desempeño del anterior en la muestra de comparación reducida (2001:04 – 2005:02) y el índice suavizado que trunca un 5% de las desviaciones extremas del índice general ($TM5^{SE}$) logra superarlo. De todos modos, estos tres índices superan en desempeño al resto de los índices considerados y a las series de comparación ($IMACEC^{SE}$, IMACEC, TC^{TR} y TC^{TCR}).

Bajo el criterio de proyección, a horizontes muy cercanos de proyección (1 mes) el mejor desempeño dentro de las medidas podadas lo muestran los índices asociados al primer componente principal, especialmente el índice $CP2^{EP}$. Este índice presenta un mejor desempeño que el resto de los índices en cuanto a ayudar a proyectar la actividad futura, e incluso supera a los modelos de reponderación óptima de sectores, salvo a un horizonte de 12 meses.

En términos generales, los modelos simples con indicadores podados son superados por el modelo AR(p) en la proyección a 1 mes, pero logran superarlo a horizontes mayores, al igual que al modelo simple con el propio Imacec como variable explicativa. Por lo tanto, los índices podados entregan información adicional para proyectar la actividad futura a un horizonte de mediano plazo.

En suma, como las muestras de comparación escogidas muestran que la clasificación entre los mejores tres índices puede verse alterada, el seguimiento de los índices suavizados IMA-$EX5^{SE}$ (que excluye los cinco componentes más volátiles del índice general), IMA-$TM5^{SE}$ (que excluye el 5% de las variaciones mensuales extremas) y $CP1^{SE}$ (que está asociado al primer componente principal de las variaciones en 12 meses de los sectores desagregados del Imacec) puede ser útil en el diagnóstico del impulso actual de la actividad.[17] Cada uno de estos índices supera en desempeño a la serie de tendencia cíclica en tiempo cuasi real (algo que el resto no

[16] *Un criterio alternativo, que se usa para evaluar medidas subyacentes de inflación, exige que en el modelo* $(\Delta_{12m}y_{t+h}-\Delta_{12m}y_t) = \alpha+\beta(\Delta_{12m}y_t-\Delta_{12m}y_t^c)+\varepsilon_t$ *(donde* $\Delta_{12m}y$ *es la variación 12 meses de* y*) se cumpla* $\alpha = 0$, $\beta = -1$ *(Rich y Steindel, 2005). Este criterio (conocido como criterio de insesgamiento) se cumple en gran parte de los índices podados presentados, sobre todo cuando* $h=12$.

[17] *Aunque si el interés esta enfocado en la actividad futura, el índice* $CP2^{EP}$ *presenta un desempeño superior.*

hace), que es el parámetro de comparación más exigente de los considerados en el estudio. Además, dichos índices muestran que poseen información respecto de la evolución futura del Imacec efectivo; en efecto, superan al modelo AR(p) para proyectar la actividad efectiva futura (salvo a 1 mes). Por lo tanto, estos índices cumplen con los requisitos de seguir la evolución de tendencia de la actividad y además contener información adicional respecto de su evolución efectiva futura.

Referencias

Bauer, R. (1994). *Genetic Algorithms and Investment Strategies*. EE.UU: John Wiley & Sons.

Bravo, H., L. Luna, V. Correa y F. Ruiz (2002). "Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento Usado por el Banco Central de Chile." Documento de Trabajo N°177, Banco Central de Chile.

Escandón, A., P. Gajardo y J. Venegas (2005). "Indicador Mensual de Actividad Económica: IMACEC Base 1996. Nota Metodológica." Serie de Estudios Económicos N°48, Banco Central de Chile.

García, A. e I. Magendzo (2005). "Nueva Medida de Inflación Subyacente", Mimeo, Banco Central de Chile.

Goldberg, D. (1989). *Genetic Algorithms in Search, Optimization, and Machine Learning*. EE.UU: Addison Wesley Longman.

Machado, J., C. Robalo, P. Duarte y A. Gonçalves (2001). "Using the First Principal Component as a Core Inflation Indicator." Documento de Trabajo N°9, Banco de Portugal.

Rich, R. y C. Steindel (2005). "A Review of Core Inflation and an Evaluation of its Measures." Staff Report N°236, Federal Reserve Bank of New York.

Venegas, J. y C. Zambrano (2000). "Indicador Mensual de Actividad Económica: IMACEC Base 1986. Nota Metodológica." Serie de Estudios Económicos N°42, Banco Central de Chile.

APÉNDICE A

Descomposición de Varianza del Imacec

En términos matriciales, la variación en 12 meses del Imacec en el período t puede representarse de la siguiente forma:

$$\Delta_{12m}(IMACEC_t) = w' \Delta_{12m}(A_t)\,, \qquad \text{(A1)}$$

donde w es el vector de ponderadores (36 x 1) de las actividades que integran el Imacec, y A es el vector (36 x 1) de las variaciones 12 meses de las actividades. Por lo tanto, dada la matriz Σ_A (36 x 36), que corresponde a la matriz de varianza – covarianza (incondicional) de las variaciones 12 meses de las actividades que conforman el Imacec, entonces la varianza de la ecuación (A1) viene dada por:

$$V(IMACEC) = w' \Sigma_A w \qquad \text{(A2)}$$

Como se puede apreciar, la varianza del índice agregado no depende solo de la volatilidad individual de cada componente, sino también de su ponderación en el índice y las covarianzas con el resto de los componentes. Es por ello que la serie desagregada más volátil no necesariamente corresponde a la actividad que produce un mayor aporte a la varianza del índice agregado.

La búsqueda de las actividades que aportan una mayor varianza al índice agregado corresponde a un problema de optimización discreto, pues equivale a encontrar la combinación óptima de "ceros" en w (según cuántas actividades se quieran excluir) que minimizan la expresión (A2), donde los pesos se reponderan de acuerdo al porcentaje que no se excluye del índice original. Dadas las características del problema, los algoritmos de optimización usuales no se pueden aplicar, de modo que se procede con una búsqueda más directa: probando todas las combinaciones posibles una a una. Esto es simple cuando se quiere excluir 1 actividad, pues el total de combinaciones posibles alcanza a 36 (36 actividades). Si se desea excluir 2 actividades, este número ya se eleva a 1,260, y a más de 40,000 si son 3 las actividades a excluir. Una forma inteligente de lidiar con este problema es utilizar los conceptos de selección natural y aplicar algoritmos genéticos (Bauer, 1994; Goldberg, 1989).

El cuadro A1 muestra cinco índices que excluyen de una a cinco actividades del Imacec según el procedimiento anterior (IMA-EX1B, IMA-EX2B, IMA-EX3B, IMA-EX4B, IMA-EX5B), las actividades que más inciden en la varianza del Imacec y el porcentaje que se puede reducir del índice general cuando son excluidas.

Nótese que, de las cinco actividades que más contribuyen a la varianza del Imacec, solo los derechos de importación (actividad 36) están entre las cinco más volátiles individualmente. Aunque es posible reducir la varianza del Imacec a un 45% cuando se excluyen cinco componentes (cerca de un 30% del índice original) el desempeño de cada uno de estos índices no es superior al de las medidas escogidas en cuanto a seguir la evolución de tendencia *ex post* (cuadro A2) ni en proyectar la actividad (cuadro A3).

Exclusión de Componentes que Más Aportan a la Varianza del Imacec (IMA-EXB)

Índice	Actividades excluidas	% varianza Imacec	% cobertura Imacec
IMA-EX1B	22	82.0	90.7
IMA-EX2B	22, 36	70.1	88.5
IMA-EX3B	22, 36, 23	58.6	78.9
IMA-EX4B	22, 36, 23, 21	50.8	76.1
IMA-EX5B	22, 36, 23, 21, 35	45.0	68.7

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A2

Seguimiento de la Tendencia *Ex post* de las Medidas IMA-EXB

(RECM, %)

	IMA-EX1B	IMA-EX2B	IMA-EX3B	IMA-EX4B	IMA-EX5B
1997:06 - 2005:02					
Tend. cíclica	1.255	1.230	1.325	1.297	1.399
Prom. móvil	1.170	1.120	1.190	1.150	1.250
2001:04 - 2005:02					
Tend. cíclica	0.941	0.916	0.952	0.924	1.009
Prom. móvil	0.900	0.890	0.920	0.900	0.990

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A3

Proyección de Actividad con las Medidas IMA-EXB

	1		3		6		12	
Índices	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago	RECM (%)	Rezago
IMA-EX1B	0.628	5	0.986	3	1.710	3	2.847	1
IMA-EX2B	0.630	5	0.994	3	1.730	3	2.842	1
IMA-EX3B	0.636	5	1.016	3	1.731	3	2.777	12
IMA-EX4B	0.640	5	1.026	3	1.732	3	2.806	12
IMA-EX5B	0.644	7	1.036	5	1.738	3	2.766	12

Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE B

Cuadros

CUADRO B1

Matriz Desagregada del Imacec

	Apertura 12 actividades sectoriales	Participación mip 1996 (%)	Apertura 33 actividades sectoriales	Participación mip 1996 (%)	Volatilidad (desviación estándar)
1	Agropecuario-silvícola	4.2	Agricultura	1.2	7.6
2			Fruticultura	1.3	9.9
3			Ganadería	1.1	5.6
4			Silvicultura	0.8	9.0
5	Pesca	1.2	Pesca	1.2	11.5
6	Minería	6.7	Cobre	5.6	8.0
7			Petróleo	0.2	17.1
8			Resto minería	0.9	10.6
9	Ind. Manufacturera	17.5	Alimenticia	4.0	5.7
10			Bebidas y tabaco	1.5	6.9
11			Textil, prendas de vestir, cuero y calzado	1.6	9.7
12			Maderas y muebles	1.4	8.9
13			Papel e Imprentas	2.0	8.0
14			Combustible	1.4	11.7
15			Químicas	1.6	9.5
16			Caucho y Plástico	0.5	9.0
17			Fabricación de minerales no metálicos	1.0	10.1
18			Metálica básica	0.6	13.0
19			Productos metálicos, maquinaria y equipos	2.0	8.9
20			Resto industria manufacturera	0.1	21.9

	Apertura 12 actividades sectoriales	Participación mip 1996 (%)	Apertura 33 actividades sectoriales	Participació n mip 1996 (%)	Volatilidad (desviación estándar)
21	Electricidad, gas y agua	2.8	EGA	2.8	8.9
22	Construcción	9.3	Construcción	9.3	6.6
23	Comercio, Hoteles y Restaurantes	11.1	Comercio	9.6	4.9
24			Restaurantes y hoteles	1.5	4.3
25	Transporte y Comunicaciones	6.4	Transporte	4.5	4.5
26			Comunicaciones	1.9	5.7
27	Servicios financieros y Empresariales	12.1	Servicios financieros	4.2	3.4
28			Servicios empresariales	7.9	3.5
29	Propiedad de vivienda	7.5	Propiedad de vivienda	7.5	0.6
30	Servicios Sociales y Personales	10.6	Educación	4.1	1.0
31			Salud	4.4	2.1
32			Resto Servicios	2.1	3.6
33	Administración pública	4.0	Administración pública	4.0	0.4
34	Imputaciones Bancarias	-3.3	Imputaciones Bancarias	-3.3	3.5
35	IVA Recaudado	7.4	IVA Recaudado	7.4	3.9
36	Derechos de Importación	2.2	Derechos de Importación	2.2	14.2
	Imacec				3.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Central de Chile.

CUADRO 3

Seguimiento de los Índices de Exclusión de Componentes a la Tendencia Cíclica y al Promedio

	IMA-EX5	IMA-EX10	IMA-EX15	IMA-EX5^{SE}	IMA-EX10^{SE}	IMA-EX15^{SE}
1997.06 - 2005.02						
Tend. cíclica	1.252	1.300	1.283	0.972	1.015	1.142
Prom. móvil	1.194	1.226	1.203	0.917	0.945	1.064
2001.04 - 2005.02						
Tend. cíclica	0.839	0.873	0.844	0.631	0.690	0.674
Prom. móvil	0.804	0.838	0.825	0.561	0.637	0.636

Fuente: Elaboración propia. SE denota suavización exponencial.

CUADRO 3

Seguimiento de los Índices de Truncamiento del Imacec a la Tendencia Cíclica y al Promedio Móvil del Imacec

RECM (%)

	IMA-TM5	IMA-TM20	IMA-TM50	IMA-TM80	IMA-P50
1997:06 - 2005:02					
Tend. cíclica	1.219	1.304	1.386	1.430	1.441
Prom. móvil	1.167	1.232	1.304	1.362	1.252
2001:04 - 2005:02					
Tend. cíclica	0.757	0.760	0.748	0.751	1.043
Prom. móvil	0.709	0.737	0.718	0.741	1.001
	IMA-TM5^{SE}	IMA-TM20^{SE}	IMA-TM50^{SE}	IMA-TM80^{SE}	IMA-P50^{SE}
1997:06 - 2005:02					
Tend. cíclica	1.043	1.290	1.389	1.439	1.434
Prom. móvil	0.997	1.216	1.307	1.371	1.244
2001:04 - 2005:02					
Tend. cíclica	0.554	0.694	0.715	0.731	1.033
Prom. móvil	0.476	0.657	0.679	0.718	0.988

Fuente: Elaboración propia. SE denota suavización exponencial.

CUADRO 4

Seguimiento de los Índices de Truncamiento del Imacec a la Tendencia Cíclica y al Promedio Móvil del Imacec

RECM (%)

	CP1^{EP}	CP2^{EP}	CP1^{TCR}	CP1^{TCR-SE}
1997:06 - 2005:02				
Tend. cíclica	1.201	2.395		
Prom. móvil	1.127	2.235		
2001:04 - 2005:02				
Tend. cíclica	0.645	1.482	0.682	0.623
Prom. móvil	0.596	1.511	0.629	0.554

Fuente: Elaboración propia. SE denota suavización exponencial, TCR tiempo cuasi real y EP ex-post.

QUADRO 23

Índice Asociado al Primer Componente Principal (CP1_EP)

(pesos e incidencia de los sectores)

Actividad	Peso	Volatilidad (%)	Índice de incidencia
36	0.229	14.205	3.260
17	0.235	10.068	2.362
21	0.223	8.894	1.985
19	0.218	8.947	1.946
22	0.243	6.614	1.604
12	0.180	8.900	1.603
15	0.161	9.494	1.531
20	0.061	21.884	1.330
23	0.266	4.926	1.309
18	0.101	13.001	1.308
11	0.135	9.693	1.308
1	0.167	7.634	1.278
25	0.258	4.524	1.168
8	0.100	10.638	1.067
35	0.272	3.906	1.064
24	0.231	4.293	0.993
10	0.138	6.911	0.957
34	0.274	3.470	0.952
27	0.258	3.435	0.888
28	0.248	3.469	0.859
32	0.168	3.555	0.596
31	0.224	2.051	0.459
9	0.068	5.722	0.391
13	0.024	7.957	0.191
5	0.015	11.512	0.174
4	0.015	8.989	0.136
16	0.015	9.013	0.135
33	0.072	0.422	0.030
30	0.025	0.990	0.025
29	0.030	0.641	0.019
6	-0.010	8.002	-0.078
26	-0.020	5.675	-0.112
3	-0.028	5.609	-0.157
14	-0.031	11.700	-0.357
2	-0.065	9.903	-0.645
7	-0.152	17.112	-2.606

Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C

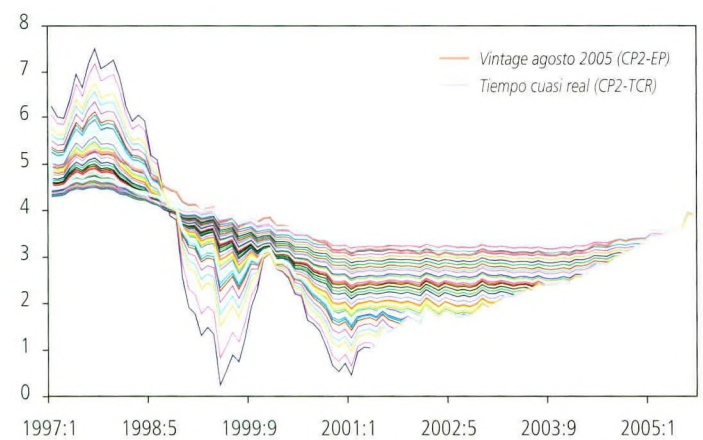
Gráficos

Índice Asociado al Primer Componente Principal, CP1
(variación en 12 meses, %)



Fuente: Elaboración propia.

Índice Asociado al Primer Componente Principal, CP2
(variación en 12 meses, %)



Fuente: Elaboración propia.

REGULARIDADES EMPÍRICAS DEL ENTORNO INTERNACIONAL RELEVANTE PARA LA ECONOMÍA CHILENA*

Carlos J. García T.[**]
Patricio Jaramillo G.[***]
Jorge Selaive C.[***]

I. Introducción

Una importante variedad de literatura ha documentado regularidades empíricas del ciclo económico, de economías tanto desarrolladas[1] como emergentes.[2] Estos hechos estilizados han sido empleados como base para la formulación de modelos teóricos y empíricos del ciclo mundial, de modo de profundizar el entendimiento de las principales tendencias globales. Sin embargo, no hay trabajos que traten este tema desde la perspectiva de la economía chilena. Por ello, este artículo presenta hechos estilizados para un grupo de variables internacionales relevantes para nuestra economía, de manera de mejorar el entendimiento de los eventuales canales de transmisión de los sucesos económicos externos sobre la economía chilena. Ciertamente, esto permite mejorar el desarrollo de modelos que consideren un amplio abanico de variables externas, así como mejorar el seguimiento de coyuntura de la economía internacional.

En particular, se comparan las regularidades macroeconómicas de los principales bloques económicos (Estados Unidos, Europa, Japón y China) y Chile, y su interacción a través de un amplio rango de variables macroeconómicas: producto, precios, salarios, agregados monetarios, variables fiscales, tipos de cambio y comercio exterior, entre otras. En seguida, se describe la relación entre estas variables internacionales y su conexión con precios y variables claves para nuestra economía (precio del cobre, petróleo, otros *commodities*, flujos de capitales y premios soberanos).

Si bien los resultados presentados discuten correlaciones no condicionales entre las distintas variables y, por lo tanto, no reconocen relación causal, ellos podrían sugerir la mayor relevancia de algunos *shocks* sobre la economía chilena. Entre los principales hechos estilizados del ciclo económico internacional, se destacan los siguientes: Se observa que la actividad en EE.UU. precede en forma significativa en dos trimestres a su contraparte de Europa, Japón y América Latina, dando cuenta de la incidencia que tendría en la dinámica de la economía mundial. Por otra parte, se observa que, en general, EE.UU. presenta la mayor volatilidad del producto, inflación y nivel de precios, seguido de Japón y Europa. Al comparar Chile con estas economías, destacan las mayores volatilidades en todos sus componentes. Asimismo, se observa un alto grado de vinculación en los procesos inflacionarios y de política monetaria en las principales economías. Destaca la tasa de política monetaria de EE.UU. precediendo las tasas de instancia en Europa y Japón en dos trimestres. Además, estas economías y Chile han tenido un comportamiento coincidente en el último ciclo expansivo de política monetaria.

Al mismo tiempo, la productividad muestra un comportamiento fuertemente procíclico y más volátil en EE.UU. y Japón en comparación con Europa. Junto a ello, se observa precedencia de aumentos de productividad en EE.UU. respecto de Europa y Japón,

* *Se agradecen los comentarios de Rodrigo Valdés, los programas facilitados por Jorge Restrepo y los datos proporcionados por Rodrigo Fuentes y Carolina Orellana. Asimismo, se agradecen las sugerencias recibidas de dos árbitros anónimos y de los asistentes al Seminario Interno de Investigación y Políticas del Banco Central de Chile. Los errores que persisten son de nuestra exclusiva responsabilidad.*

** *Ilades–Universidad Alberto Hurtado. E-mail: cgarcia@uahurtado.cl.*

*** *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mails: pjaramillo@bcentral.cl; jselaive@bcentral.cl.*

1 *Para el análisis del ciclo económico en economías desarrolladas existen numerosos estudios, Backus et al. (1993), Chari et al. (2002) y Perri (2003), entre muchos otros.*

2 *Ver, por ejemplo, el trabajo de Agénor et al. (2000).*

mientras en Chile la productividad ha sido bastante menos procíclica que en estas dos últimas economías.

Por otra parte, se confirma el comportamiento acíclico del gasto de gobierno en los principales bloques, similar al caso de Chile.

Respecto del precio del cobre, se observa que la actividad de países industrializados adelanta movimientos en el precio del cobre, mientras que la economía china presenta una alta correlación contemporánea con su cotización, no observándose ningún grado de anticipación en el período analizado. En cuanto al tipo de cambio real de EE.UU., este precedería el precio del metal en tres trimestres. En tanto, un aumento del precio real del cobre precede el incremento de tasas de interés cortas.

Para el precio del petróleo, se observa que la actividad de economías industrializadas precedería en forma significativa en tres trimestres los cambios en este precio. Al igual que en el caso del cobre, variaciones en el tipo de cambio real de EE.UU. adelantarían al precio del crudo en tres trimestres. A su vez, el precio del petróleo adelantaría en el margen aumentos de tasas de interés cortas.

Por último, aumentos contemporáneos de los flujos de capitales y disminuciones de los premios soberanos a economías latinoamericanas estarían asociados a futuros incrementos en el crecimiento en economías industrializadas.

La estructura del documento es la siguiente: la segunda sección presenta la base de datos, períodos analizados y economías de interés, la tercera sección presenta las estadísticas relevantes para los principales bloques económicos, en tanto, la cuarta sección analiza la relación de las principales variables macroeconómicas con los mercados de *commodities* y flujos de capitales. La quinta sección concluye.

II. Datos y Períodos Analizados

El análisis considera las economías de Estados Unidos, Europa, Japón y China. Para esta última economía se cuenta con series trimestrales, desde 1996. Se consideró un grupo de economías, desarrolladas y emergentes, de acuerdo con la clasificación de organismos internacionales. El período muestral para gran parte de las series comprende desde el primer trimestre de 1973 hasta el cuarto trimestre del 2005. En el Apéndice se muestra el detalle de la construcción y fuente específica de las variables.

La aproximación al análisis de las fluctuaciones se realiza a través del examen de la volatilidad y persistencia del componente cíclico de las series obtenidas a través del filtro Hodrick-Prescott.[3] En tanto, el comovimiento de las series con otras variables macroeconómicas se realiza a través de coeficientes de correlación cruzada. Como norma metodológica, una serie presentará una correlación cruzada significativa con otra si el valor es superior a 0.20.[4]

En este trabajo se siguen contribuciones previas de Backus y Kehoe (1992), Backus, Kehoe y Kydland (1993) y Chari, Kehoe y McGrattan (2002), entre otros, que han analizado hechos estilizados en la economía internacional. Sin embargo, el enfoque del trabajo privilegia la perspectiva de la economía chilena y los eventuales canales de transmisión externos que inciden sobre ella. Se procede entonces a analizar cada bloque en forma individual, para luego examinar los comovimientos entre los bloques económicos y las relaciones no condicionales entre variables financieras y económicas con precios de *commodities*, premios soberanos y flujos de capitales.

Para examinar la fase (anticipación o retraso) de una variable respecto de otra variable macroeconómica, se utilizan correlaciones dinámicas cruzadas. Así, se establece que una variable antecede el ciclo por *"j"* períodos, si dicha correlación es un máximo positivo para un *j* negativo. En tanto, una variable se mueve con el ciclo si es un máximo para $j=0$, y se mueve con rezago respecto al ciclo si es un máximo para un *j* positivo.

[3] *Este filtro permite extraer a una serie una tendencia estocástica que se mueve suavemente en el tiempo. Un aspecto crítico al utilizar este método es la elección del parámetro de suavización que penaliza la variación de la tasa de crecimiento de la serie respecto de la tendencia. Si bien su principal ventaja es su amplio uso en la literatura, no está exento de críticas, como que los componentes que arroja son sensibles a los valores extremos de la serie y que tendería a amplificar los ciclos de periodos normales. Para más detalle, ver Restrepo y Soto (2006). Pese a la validez de estas críticas al filtro HP, nuestros resultados fueron complementados con el uso de primeras diferencias y filtros alternativos que no modificaron los principales resultados del estudio.*

[4] *Este valor de corte es función del tamaño muestral sobre la base de un estadístico que supone normalidad de las series. Cabe mencionar que el componente cíclico extraído por el filtro Hodrick-Prescott de las variables en logaritmo presenta media cero.*

III. Caracterización de los Ciclos en Estados Unidos, Europa y Japón

En la presente sección se analizan las economías seleccionadas, las cuales representan prácticamente el 50% del producto mundial ajustando por paridad del poder de compra.[5] En particular, para caracterizar el ciclo económico de Estados Unidos, Europa y Japón se utilizan diferentes estadísticos: desviación estándar absoluta, relativa al producto y correlaciones dinámicas. Las variables seleccionadas son: agregados de demanda, precios, tasas de interés y otras variables macroeconómicas de interés relevantes. Además se reportan algunas estadísticas de la economía chilena que se extraen directamente de Restrepo y Soto (2006).

1. Hechos Estilizados del Ciclo en Cada Economía

En el cuadro 1 se presentan algunas estadísticas de volatilidad relativa y correlación contemporánea de economías avanzadas y de Chile.

[5] *En algunas secciones se incluyeron las principales economías latinoamericanas (Argentina, Brasil y Mexico), además de India y China. En conjunto, la participación de los países considerados en este trabajo se acerca al 65% del PIB mundial a PPC. Ver http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28.*

CUADRO 1

Estadísticas del Ciclo Económico de Economías Seleccionadas
(datos trimestrales)

	Desviación Estándar Trimestral (%)			
Variable	**EE.UU.**	**EU-15**	**Japón**	**Chile**
Demanda	1973-2005	1980-2005	1980-2005	1986-2005
Producto real	1.56	0.75	1.15	2.03
Consumo real	1.24	0.59	0.81	2.38
F. bruta de capital real	4.52	2.54	2.84	8.03
Gasto de gobierno	0.85	0.96	1.03	2.28
Exp. netas/producto	1.59	1.29	1.02	1.73
Oferta				
Empleo	1.03	0.94	0.53	1.28
Salario real	1.06	0.41	1.18	0.89
Productividad	1.05	0.50	1.05	1.94
Precios y Monetarios				
Nivel IPC	1.39	0.77	0.79	2.13
Nivel IPC subyacente	1.07	0.61	0.52	1.84
Inflación IPC	0.82	0.75	0.58	0.79
Inflación IPC Core	0.74	0.70	0.48	0.61
Costo laboral unitario	0.82	121.16	1.13	1.68
Tipo de cambio real efectivo	3.67	4.90	7.34	4.58
Términos de intercambio	3.05	--	5.57	6.35
Índice accionario	8.83	15.45	17.25	--
Agregado monetario (M2)	1.28	0.91	1.48	--
Tasa de política	0.87	0.48	0.81	--
Tasa de interés larga nominal	0.64	0.44	0.48	--
Tasa de interés larga real	0.83	0.48	0.48	--
Pendiente curva de rendimiento	0.44	0.31	0.24	--

En general, se observa que Estados Unidos presenta la mayor volatilidad del producto, inflación y niveles de precios, seguida por Japón y Europa. Al analizar la economía chilena, destaca la mayor volatilidad de todos los componentes de la demanda respecto de las economías avanzadas. Agénor et al. (2000) también reportan volatilidades significativamente superiores en economías emergentes, respecto de economías industrializadas.

Al estudiar cada economía por separado, se aprecia una volatilidad del consumo privado (principal componente de la demanda en Estados Unidos), inferior a la del producto. Resulta interesante observar que el consumo precede en forma significativa en un trimestre a la actividad de dicha economía. Este último fenómeno no se observa en Europa ni en Japón, economías en las que el consumo es altamente procíclico, pero no exhibe precedencia (gráfico 1).

Por otro lado, la inversión resulta significativamente más volátil que el producto en todas las economías, y presenta su máxima correlación con el PIB en términos contemporáneos, la que a su vez resulta la más alta respecto de los otros componentes de la demanda.

Asimismo, el gasto de gobierno es bastante menos volátil que el producto en EE.UU. y Japón, mientras en Europa muestra una variabilidad mayor. Destaca

CUADRO 3 (continuación)

	Desviación estándar relativa a PIB (%)			
Variable	**EE.UU.**	**EU-15**	**Japón**	**Chile**
Demanda	1973-2005	1980-2005	1980-2005	1986-2005
Producto real	1.00	1.00	1.00	1.00
Consumo real	0.79	0.79	0.70	1.17
F. bruta de capital real	2.90	3.39	2.46	3.95
Gasto de gobierno	0.54	1.27	0.90	1.12
Exp. netas/producto	--	--	--	--
Oferta				
Empleo	0.66	1.25	0.46	0.68
Salario real	0.68	0.55	1.02	0.44
Productividad	0.67	0.67	0.91	0.95
Precios y Monetarios				
Nivel IPC	0.89	1.03	0.69	1.05
Nivel IPC subyacente	0.69	0.82	0.45	0.91
Inflación IPC	0.52	1.00	0.50	0.39
Inflación IPC Core	0.47	0.93	0.41	0.30
Costo laboral unitario	0.53	0.90	0.98	0.82
Tipo de cambio real efectivo	2.36	6.52	6.38	2.25
Términos de intercambio	1.96	--	4.84	3.12
Índice accionario	5.67	20.57	14.99	--
Agregado monetario (M2)	0.82	0.86	1.29	--
Tasa de política	0.56	0.63	0.70	--
Tasa de interés larga nominal	0.41	0.59	0.42	--
Tasa de interés larga real	0.53	0.64	0.42	--
Pendiente curva de rendimiento	0.28	0.42	0.21	--

que este componente de la demanda no presenta una correlación contemporánea significativa con el PIB en ninguna de estas economías. Sin embargo, en EE.UU. y Europa aumenta en forma rezagada en relación con el producto, en tanto en Japón parecería adelantar a la actividad en forma leve pero significativa en cuatro trimestres. En este punto, la literatura para economías industrializadas no evidencia un patrón claro de volatilidad ni movimiento cíclico de este componente (Backus y Kehoe, 1992)

Para estas economías industrializadas, no se observa correlación significativa del gasto de gobierno con el componente cíclico del producto durante los períodos analizados. Por su parte, Chile presenta un comportamiento levemente procíclico al considerar el período 1986-2005. En los últimos años, sin embargo, dicho comportamiento puede considerarse más bien acíclico, posterior a la implementación de una regla de balance estructural (Marcel et al., 2001).

Al analizar los componentes de oferta para cada una de las economías, se observa que en EE.UU. los salarios reales anteceden entre dos y tres trimestres al PIB, mientras la productividad total de factores se

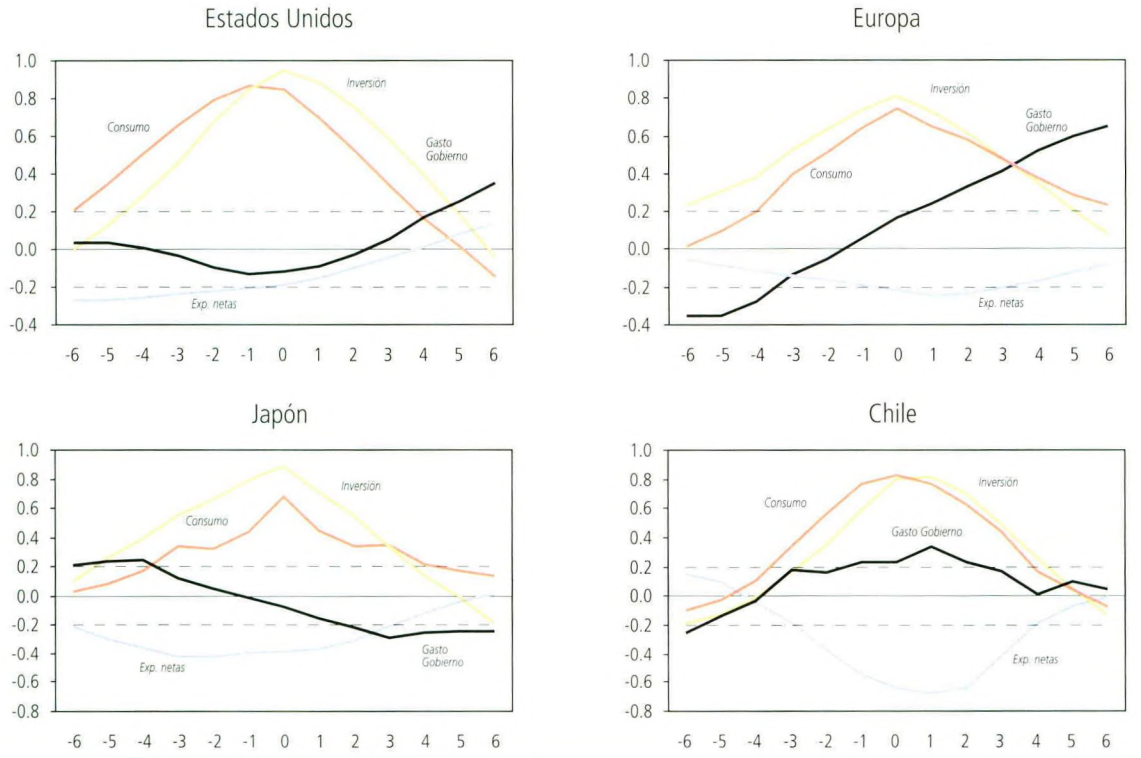
CUADRO 1 (conclusión)

	Correlación con PIB real			
Variable	**EE.UU.**	**EU-15**	**Japón**	**Chile**
Demanda	**1973-2005**	**1980-2005**	**1980-2005**	**1986-2005**
Producto real	1.00	1.00	1.00	1.00
Consumo real	0.85	0.75	0.68	0.83
F. bruta de capital real	0.95	0.82	0.90	0.81
Gasto de gobierno	-0.12	0.17	-0.07	0.23
Exp. netas/producto	-0.18	-0.22	-0.38	-0.64
Oferta				
Empleo	0.86	0.75	0.42	0.49
Salario real	0.48	0.04	0.61	0.35
Productividad	0.95	0.51	0.95	0.63
Precios y Monetarios				
Nivel IPC	-0.50	-0.22	0.09	-0.25
Nivel IPC subyacente	-0.62	-0.40	-0.09	-0.31
Inflación IPC	0.27	0.13	0.23	-0.21
Inflación IPC Core	0.15	0.12	0.18	-0.33
Costo laboral unitario	-0.37	0.02	-0.10	-0.35
Tipo de cambio real efectivo	0.16	-0.12	-0.43	-0.42
Términos de intercambio	0.14	--	-0.52	0.24
Índice accionario	0.26	0.09	0.02	--
Agregado monetario (M2)	0.12	-0.01	0.51	--
Tasa de política	0.19	0.18	0.21	--
Tasa de interés larga nominal	-0.03	0.11	0.19	--
Tasa de interés larga real	-0.34	-0.08	-0.23	--
Pendiente curva de rendimiento	-0.43	-0.12	-s0.35	--

Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*. Para Chile, Restrepo y Soto (2004).
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP a excepción de exportaciones netas, inflación y tasas de interés.

GRÁFICO 1

Correlaciones Dinámicas de Variables de Demanda con respecto al PIB de cada Economía
(PIB en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

muestra altamente procíclica y el empleo actúa con rezagos respecto a un aumento en la actividad. Un comportamiento similar se observa en la economía japonesa. Por el contrario, en Europa los salarios reales no se adelantan a los cambios en el producto y, al igual que en el caso anterior, la máxima asociación con la PTF se alcanza de manera contemporánea, mientras el empleo se mueve con rezagos (gráfico 2).

En términos de productividad, esta ha sido marcadamente más procíclica y volátil en EE.UU. y Japón respecto a Europa, confirmando un hecho estilizado ampliamente reportado para economías industrializadas. En Chile, en tanto, se evidencia una productividad relativamente menos procíclica.[6]

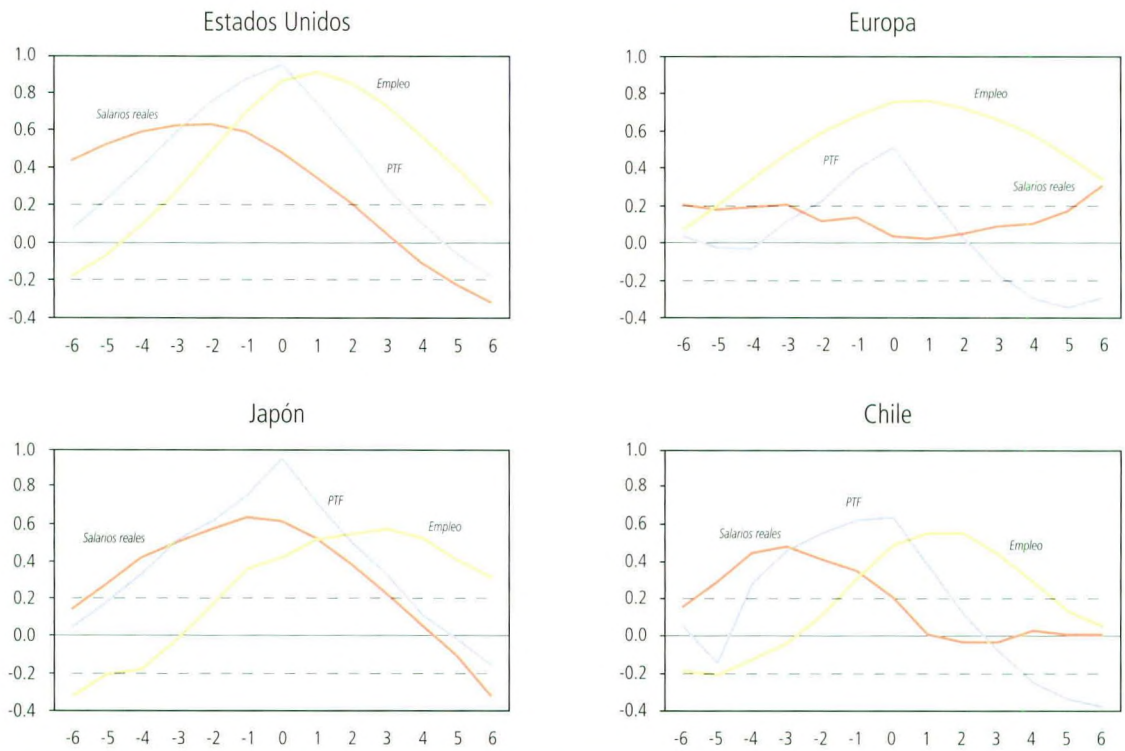
La correlación entre el nivel de precios y el producto es negativa y significativa en EE.UU. y Europa, mientras en Japón resulta positiva pero no significativa. Este comportamiento contracíclico del nivel de precios entrega cierto respaldo a modelos del ciclo económico que asignan un rol a *shocks* de oferta (Backus y Kehoe, 1992). Por otro lado, las tasas de política han resultado levemente procíclicas en los tres bloques. Asimismo, las inflaciones IPC y subyacentes adelantadas han estado correlacionadas positiva y significativamente con el producto.[7]

[6] *Existe amplia literatura que trata de distinguir entre las múltiples explicaciones para una productividad procíclica. Ello, dado que un comportamiento procíclico de la productividad puede responder a variados fenómenos, entre los que destacan una característica procíclica de los shocks de productividad, retornos crecientes a escala, labor hoarding, etc.*

[7] *Por razones de extensión del documento estos resultados no se presentan.*

GRÁFICO 2

Correlaciones Dinámicas de Variables de Oferta con respecto al PIB de cada Economía
(PIB en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

En este contexto, parece más adecuado contar con modelos que establezcan una relación positiva entre producto y movimientos subsecuentes de la inflación (curva de Phillips). El producto de Chile, en tanto, presenta una correlación contemporánea negativa entre inflación y producto, pero positiva con inflación futura.[8]

Por su parte, el tipo de cambio real ha resultado bastante más volátil que el producto en todas estas economías. Solo para Japón se observa una correlación negativa y significativa entre el tipo de cambio real y el PIB contemporáneo, evidenciando un comportamiento contracíclico similar al reportado por Restrepo y Soto (2006) para la economía chilena. Al observar los movimientos subsecuentes del TCR y del producto de estas economías, se observaría un *efecto J*, que confirma las correlaciones adelantadas entre las exportaciones netas y el producto (gráfico 1).

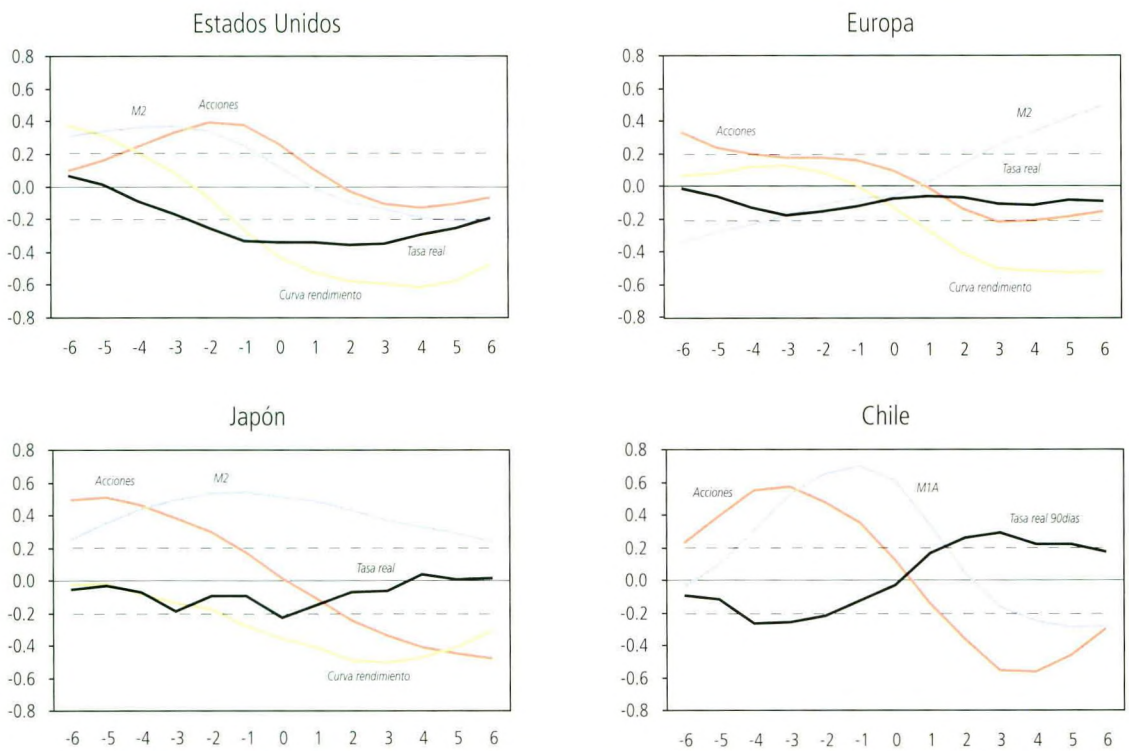
Como ha sido reportado por otros trabajos, los índices accionarios y agregados monetarios (M2) resultan indicadores líderes en las economías estudiadas, con dos trimestres de anticipación.[9] Asimismo, se observa que una disminución de la pendiente de la curva de rendimiento precede en forma significativa a la desaceleración de la actividad con ocho trimestres de anticipación en EE.UU., en tanto las otras dos economías no entregan evidencia de anticipación (gráfico 3).

El análisis de submuestra indica que, desde 1990, la economía de Estados Unidos es menos volátil en

[8] *Agénor et al. (2000) reportan también un comportamiento contracíclico de la inflación para Turquía y México.*

[9] *Para el caso de Europa no se dispone de un agregado para el período analizado, por lo que se incluyó como proxy el M2 reportado por el Bundesbank. Ver http://www.bundesbank.de/index.en.php*

Correlaciones Dinámicas de Variables Monetarias con respecto al PIB de cada Economía
(PIB en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, salvo tasas de interés.

todos sus componentes de demanda, oferta, precios, agregados monetarios y tasas de interés, hecho estilizado en línea con los obtenidos por otros estudios (McConnell y Perez-Quiros, 2000). Sin embargo, Europa y Japón han resultado ser en general más volátiles durante este último período. Por otro lado, dentro de cada economía las correlaciones siguen indicando, en términos de rezagos y adelantos del PIB, un ciclo económico similar al de toda la muestra.

2. Comovimiento entre Economías

En esta subsección se ilustran algunos hechos estilizados que surgen al analizar el comovimiento de actividad, productividad y procesos inflacionarios para un conjunto más amplio de economías, al que se incorporan China, India y socios comerciales de Chile.

Actividad

El cuadro 2 presenta correlaciones cruzadas (contemporáneas) y la desviación estándar del PIB para las economías señaladas. Destacan las economías latinoamericanas y asiáticas como las más volátiles, lo que está en línea con lo presentado por Agénor et al. (2000).[10]

Adicionalmente, las correlaciones cruzadas indican que el PIB de Chile estaría asociado contemporáneamente con el PIB de América Latina, China y socios comerciales. De manera complementaria, al observar

[10] *Especialmente por el efecto de la Crisis Asiática, hecho que fue preponderante en el desarrollo de estas economías durante el período para el que se dispuso de datos: 1993-2005.*

Estadísticas de Producto

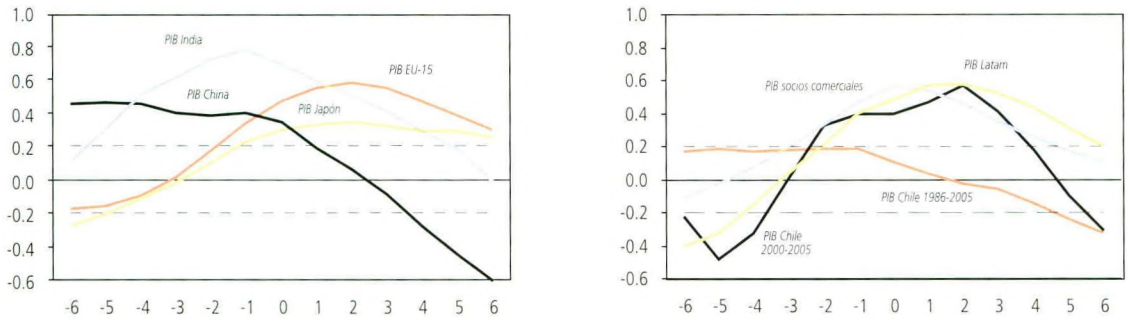
		Correlaciones cruzadas									
	Desviación estándar	Chile	Estados Unidos	Europa	Japón	América Latina[a]	Socios comerciales	Asia emergente	China	Países industrializados	India
Chile	2.02	1.00	0.10	-0.09	0.10	0.38	0.22	-0.04	0.25	0.05	-0.33
Estados Unidos	1.55	0.10	1.00	0.46	0.30	0.48	0.56	-0.17	0.34	0.86	0.68
Europa	0.91	-0.09	0.46	1.00	0.49	0.16	0.38	0.05	-0.45	0.80	-0.31
Japón	1.25	0.10	0.30	0.49	1.00	0.58	0.42	0.34	0.38	0.63	-0.17
América Latina[a]	4.50	0.38	0.48	0.16	0.58	1.00	0.63	-0.17	0.21	0.68	0.14
Socios comerciales	0.53	0.22	0.56	0.38	0.42	0.63	1.00	0.14	0.40	0.71	0.28
Asia emergente[b]	9.04	-0.04	-0.17	0.05	0.34	-0.17	0.14	1.00	-0.18	0.06	-0.22
China	2.44	0.25	0.34	-0.45	0.38	0.21	0.40	-0.18	1.00	0.20	0.38
Países industrializados	0.97	0.05	0.86	0.80	0.63	0.68	0.71	0.06	0.20	1.00	0.31
India	2.07	-0.33	0.68	-0.31	-0.17	0.14	0.28	-0.22	0.38	0.31	1.00

Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
a. Incluyen Argentina, Brasil, Chile y México.
b. Incluyen Corea del Sur, Filipinas, Malasia, Singapur, Tailandia e Indonesia.
Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

GRÁFICO 4

Correlaciones Dinámicas entre Actividad en Economías de Interés con respecto al PIB de Estados Unidos

(PIB de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

las correlaciones dinámicas entre economías se constata que la actividad en EE.UU. precede en forma significativa en dos trimestres a Europa, Japón y América Latina (gráfico 4).

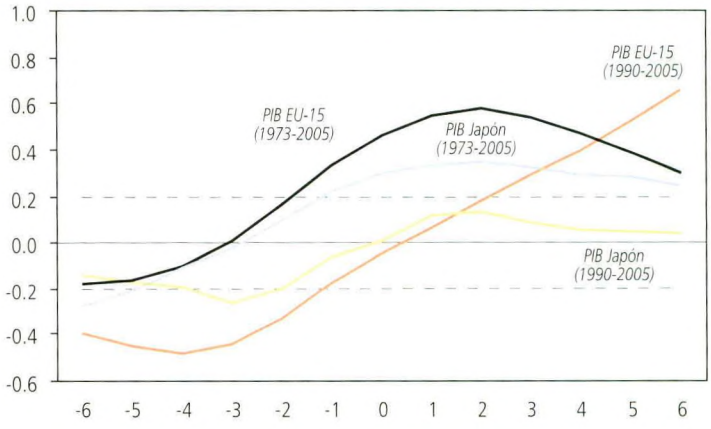
El mismo gráfico 4 muestra a China e India precediendo el crecimiento de EE.UU. en un trimestre. Este comportamiento respondería a los altos y persistentes niveles de crecimiento que han experimentado dichas economías en los últimos años.[11]

Por otro lado, no se observa una correlación significativa de los rezagos entre la actividad de Chile y EE.UU. No obstante ello, se aprecia una asociación contemporánea significativa del PIB entre los socios comerciales de Chile y EE.UU., así como una precedencia significativa entre este último y el producto de economías latinoamericanas (gráfico 4).[12]

GRÁFICO 5

Correlaciones Dinámicas entre Actividad en Economías de Interés con respecto al PIB de Estados Unidos

(PIB de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)

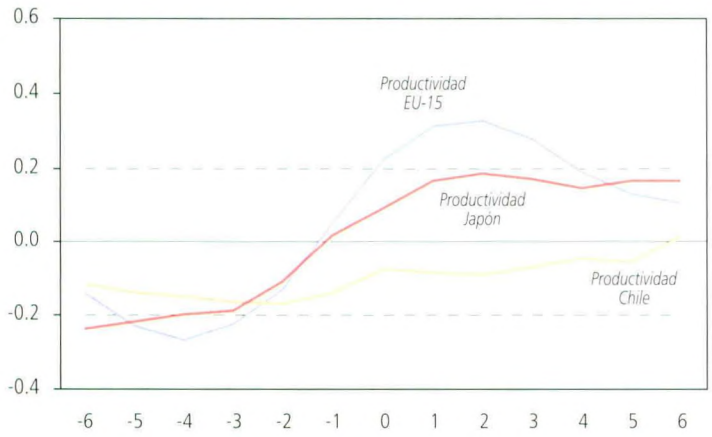


Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

Para una muestra más corta (1990-2005) se aprecia, como era de esperar, una menor correlación entre Estados Unidos y Japón, por el particular período de deflación que vivió esta economía en los últimos años, proceso que se ha revertido en los últimos meses y permite predecir su pronta normalización (gráfico 5). Por otra parte, se observa que en este período el PIB de Estados Unidos se adelanta en más períodos al PIB de los países europeos, pasando de tres hasta seis trimestres.

[11] *Los resultados no cambian sustancialmente si se usan primeras diferencias.*

Correlaciones Dinámicas entre Productividad de EE.UU. y Otras Economías
(productividad de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP.

Inflación y Tasas de Política Monetaria

	Desviación estándar anualizada (%)	Correlación con TPM de EE.UU.
TPM EE.UU.	3.2	1.0
TPM EU-15	3.5	0.3
TPM Japón	3.6	0.5
TPM Chile	6.9	-0.2
Inflación USA	0.8	1.00
Inflación EU-15	1.0	0.87
Inflación Japón	1.3	0.72
Inflación Chile	6.9	0.73

Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI), Banco Central de Chile y *Bloomberg*.
Notas: - Tasas reales en base a inflación esperada

Productividad

La productividad de EE.UU. adelanta a su símil de Europa en dos trimestres con una correlación de 0.3 (gráfico 6). La correlación de la productividad entre EE.UU. y Japón sigue un patrón similar pero no alcanza a ser significativa (0.18).

Inflación y tasas de política

Entre los niveles de inflación de los distintos grupos de economías, se encuentra un alto grado de vinculación en términos contemporáneos (cuadro 3). Por otro lado, la caída persistente de la inflación en Japón a niveles deflacionarios, explica que dicha economía presente la mayor volatilidad durante el período.

En tanto, las correlaciones futuras de Japón y Europa tienden a mantenerse altas respecto de la inflación contemporánea de EE.UU. (gráfico 7).

Por otro lado, las tasas reales de política han tenido niveles de volatilidad similares con correlaciones altas y significativas. Destaca que la TPM de EE.UU. precede a las tasas de instancia en Europa y Japón en dos trimestres (gráfico 8). Esto, en principio, puede responder a cierta coordinación en el desarrollo de los fenómenos inflacionarios en las distintas economías.

Para el caso de Chile, la correlación entre la tasas es negativa, hecho que se explica por algunos acontecimientos que han ocurrido en Chile sin influencia de las economías desarrolladas, como fue la Crisis Asiática y posterior recesión de fines de la década de los noventa. Sin embargo, se puede apreciar que, en el último ciclo de política monetaria (1999-2005), en Chile la tasa rectora ha mostrado sincronía con la tasa de interés norteamericana y de otros países desarrollados, con un desfase de entre uno y dos trimestres.

Por último, cabe destacar la evidencia de menor vinculación entre los cambios en el precio real del petróleo y la inflación subyacente en EE.UU. y Europa desde 1990 (gráfico 9).[13]

[12] *Restrepo y Soto (2006) reportan una asociación no significativa entre el PIB de socios comerciales y la actividad de Chile. Sin embargo, encuentran una asociación significativa entre esta última y la actividad en Brasil.*

[13] *En consecuencia, la intensidad de uso de petróleo ha caído gradualmente en los países G7. Por otro lado, en América Latina el ratio ha permanecido prácticamente inalterado desde los años sesenta hasta la década actual.*

IV. Precios Internacionales y Movimientos de Capitales

Contribuciones previas, entre las que destaca el trabajo reciente de Restrepo y Soto (2006), enfatizan la importancia de los términos de intercambio y flujos de capitales a Chile como elementos asociados a la actividad en Chile. Bajo este contexto, esta sección aborda con particular atención dichos aspectos.

1. *Commodities*

La presente sección examina la asociación de variables reales y financieras sobre los precios internacionales relevantes para la economía chilena.

En el cuadro 4 se presentan las asociaciones contemporáneas entre precios de productos básicos de particular relevancia para la economía chilena y algunos determinantes tradicionales que se han identificado en la literatura (Hamilton, 1996; Roubini y Setter, 2004; Borenstein y Reinhart, 1994; y De Gregorio et al., 2005).

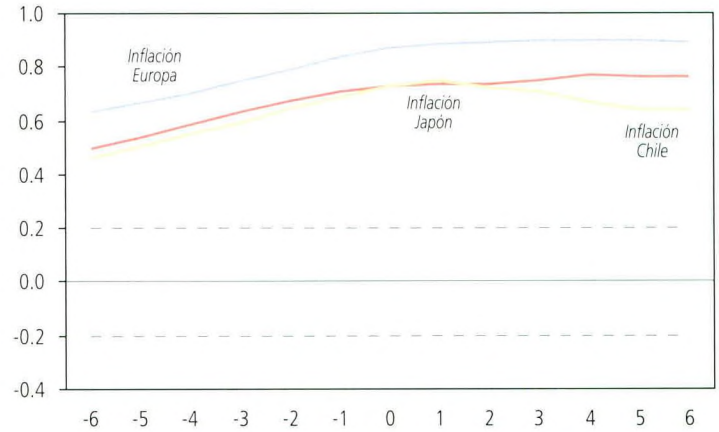
De la tabla anterior se desprende que la volatilidad del componente transitorio del precio de todos los *commodities* resulta bastante uniforme y en torno a 17% en frecuencia trimestral. En particular, para los distintos productos básicos se observaría lo siguiente:

Precio real del cobre

La economía china presenta alta correlación contemporánea con el precio del cobre (0.48), pero no se observa que la actividad de esta economía emergente adelante al precio del metal en el período analizado. Similar comportamiento exhibe la actividad de socios comerciales de Chile y de países industrializados (gráfico 10).

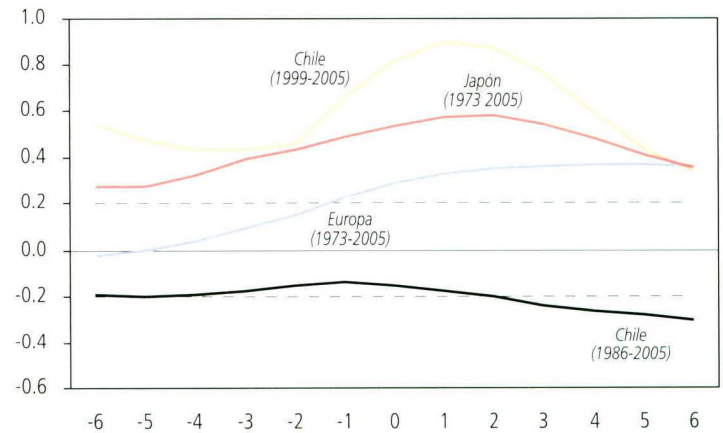
En términos de tasas, se observa una relación negativa y marginalmente significativa entre tasas de interés reales largas y el componente cíclico del precio real del metal. Asimismo, resulta interesante observar que aumentos en el precio real del cobre se adelantarían entre tres y cuatro trimestres a los incrementos de tasas de interés cortas, en este caso asociadas a la *Libor real* a tres meses en dólares (gráfico 10). Se ha encontrado evidencia similar en la literatura de vectores autorregresivos (VAR) donde la inclusión de precios de *commodities* captura

Correlaciones Dinámicas entre Inflación de Estados Unidos y Otras Economías
(inflación de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.

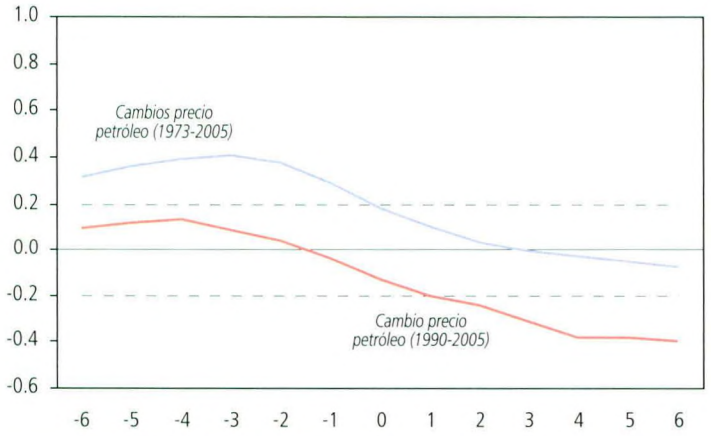
Correlaciones Dinámicas entre Tasa de Política Monetaria de Estados Unidos y Tasas de Instancia de Otras Economías
(tasa de política de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.

GRÁFICO 9

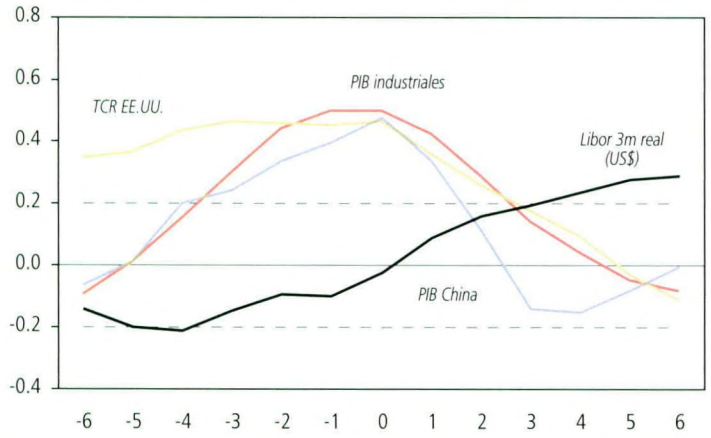
Correlaciones Dinámicas entre Inflación Subyacente de Estados Unidos y Cambio en Precio del Petróleo
(inflación subyacente de EE.UU. en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Inflación core, excluye alimentos perecibles y combustibles.

GRÁFICO 10

Correlaciones Dinámicas entre Precio Real del Cobre y Variables de Interés
(precio del cobre en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia en base a QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, a excepción de la tasa de interés.

información adicional sobre la inflación futura (Sims, 1992).[14]

Por su parte, el tipo de cambio real de Estados Unidos precedería al precio del cobre en tres trimestres, con una correlación máxima de 0.4. Borenztein y Reinhart (1994) y De Gregorio et al. (2005) señalan que el tipo de cambio real tendría incidencia, puesto que los cambios en las paridades generan variaciones del tipo de cambio real, que afectan las demandas relativas por *commodities*.

Precio real del petróleo

Los aumentos del precio real del petróleo estarían asociados, en el margen, a desaceleración futura de economías industrializadas con tres trimestres de anticipación (gráfico 11). Es importante mencionar que, entre las economías industrializadas consideradas, EE.UU. ha presentado la mayor intensidad de uso de petróleo, seguida por Europa y Japón.[15]

Asimismo, el precio del petróleo adelantaría solo en el margen a los aumentos de tasas de interés cortas, en un contexto en que se ha reducido la correlación entre los cambios en el precio del crudo y la inflación subyacente, como ya se ha dicho. En esta misma línea, LeBlanc y Chinn (2004) muestran que las alzas del petróleo han tenido efectos modestos en la inflación de los G7. Este efecto obedecería, en parte, a una menor intensidad de uso en la mayoría de los países desarrollados, así como a posibles cambios en la estructura productiva que han ido en el sentido de una reducción de la participación en la economía del sector manufacturero y un incremento del sector servicios.

Por su parte, variaciones en el TCR de EE.UU. precederían también a las futuras variaciones del precio del petróleo por tres a cinco trimestres, exhibiendo una correlación cruzada

[14] *Similares resultados se obtienen con el índice de precios de commodities CRB.*

[15] *Según datos del Banco Mundial y British Petroleum, en promedio para el período 1965-2004, EE.UU., Europa y Japón presentaron ratios de intensidad de uso de 3, 2.5 y 1.6, respectivamente. Es importante destacar la disminución significativa de dichos ratios durante los años recientes.*

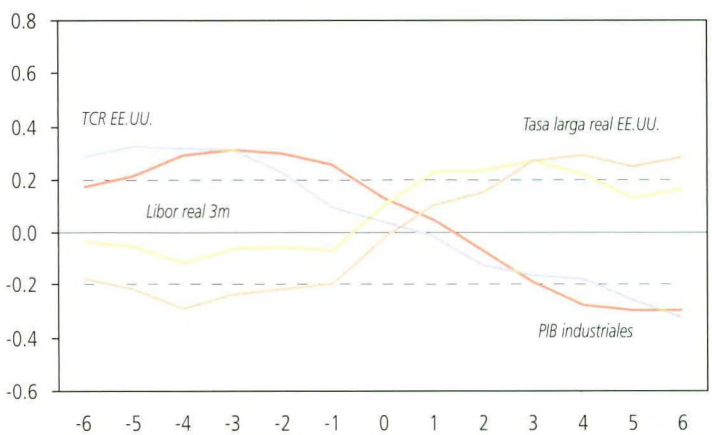
Precios de Productos Básicos

	Desviación estándar trimestral (%)	Correlación contemporánea con: PIB industrializados	PIB China	PIB socios comerciales	Tasa de interés larga (real)	Tasa libo US 3m (real)	Tipo de cambio real EE.UU.
Precio real cobre	16.5	0.50	0.48	0.54	-0.26	-0.02	0.46
Precio real petróleo	18.2	0.13	-0.06	0.37	-0.02	0.11	0.04
Precio real harina de pescado	17.3	0.38	0.13	0.02	-0.15	-0.07	0.18
Precio real celulosa	16.3	0.38	0.28	0.52	-0.12	0.14	0.40
Índice precio de metales	12.6	0.33	0.40	0.56	-0.20	0.03	0.51

Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Notas: - Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP a excepción de la tasa de interés y TCR.

máxima menor que en el caso del cobre. A las razones que vinculan el TCR de EE.UU. con el precio de *commodities* en general, se adiciona otro efecto explicado en Roubini y Setser (2004) para el caso del petróleo. Los autores señalan que, dado que el precio del petróleo se expresa en dólares, se tiene un efecto adicional cuando dicha moneda se deprecia, puesto que los países productores tendrían incentivos para aumentar el precio del crudo de manera de aminorar el impacto de la depreciación en sus ingresos.

Correlaciones Dinámicas entre Precio Real del Petróleo y Variables de Interés
(precio del petróleo en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, a excepción de la tasa de interés.

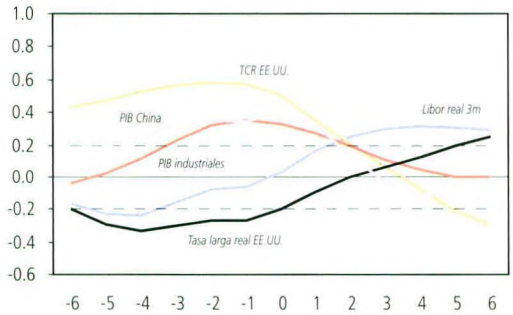
Precio real de la harina de pescado y celulosa: En el caso del precio de la harina de pescado, celulosa y otros metales, el PIB de los socios comerciales habría anticipado, en el margen de significancia y con cuatro trimestres de anticipación, el precio de la harina de pescado (gráficos 12 y 13). Asimismo, se observa que la actividad de los socios comerciales de Chile tiene una alta correlación contemporánea con el precio de la celulosa (0.5). Nuevamente, el tipo de cambio real de Estados Unidos se adelantaría al precio de la celulosa y otros metales en dos trimestres, con una correlación máxima en torno a 0.4.

Resulta interesante destacar que el PIB de China se adelanta al precio de la celulosa en un trimestre.

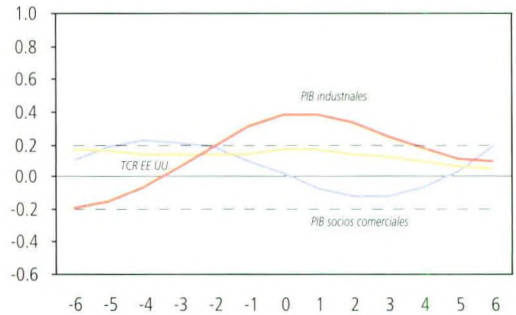
GRÁFICO 12

Correlaciones Dinámicas entre Variables de Interés

A. Índice de metales en t y variable en $t+j$



B. Precio harina de pescado en t y variable en $t+j$

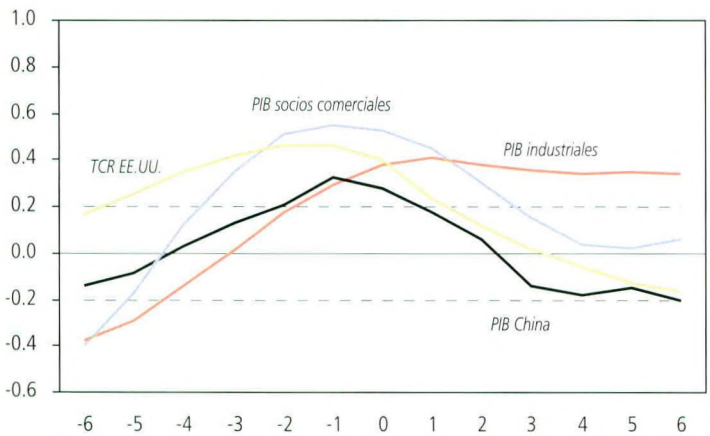


Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, a excepción de la tasa de interés.

GRÁFICO 13

Correlaciones Dinámicas entre Precio Real de Celulosa y Variables de Interés

(precio de la celulosa en t y variable en $t+j$)



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, a excepción de la tasa de interés.

2. Flujo de Capitales y Premios Soberanos

El cuadro 5 presenta estadísticas para los flujos de capitales y premios soberanos latinoamericanos. En términos simples, el premio soberano (EMBI Latam) corresponde a un promedio de los premios de economías latinoamericanas dentro de las cuales Chile presenta una participación menor, dada su baja deuda soberana comparada a las otras economías incorporadas en el indicador. A pesar de aquello, la correlación entre el premio chileno y el latinoamericano es de 0.81 en el período analizado con frecuencia trimestral, evidenciando un alto grado de contagio regional y comovimiento en el riesgo país de las economías latinoamericanas.[16]

Se observa que los flujos de capitales hacia América Latina han resultado más volátiles respecto a sus contrapartes en todas las economías emergentes. De particular interés es que los flujos de capitales a economías emergentes tienden a reaccionar en forma adelantada a futuros incrementos de la actividad en economías avanzadas.

Por su parte, disminuciones del precio de dichos flujos, asociado en este caso a los premios soberanos, preceden a los aumentos por sobre la tendencia de la actividad de economías

[16] *Se utiliza el premio latinoamericano para hacer comparable el análisis con los flujos de capitales. Asimismo, se dispone de una serie más larga con respecto al premio soberano chileno, cuyo primer bono en circulación es de mayo de 1999. Ver Apéndice para mayor detalle.*

Flujos de Capitales y Premios Soberanos

	Correlación contemporánea con:				
	Desviación estándar trimestral (%)	**PIB EE.UU.**	**PIB socios comerciales**	**Tasa de interés larga (real)**	**Tasa Libo EE.UU. 3m (real)**
Flujo de capitales a EE. emergentes/ PIB EE.UU.	0.3	0.10	0.15	0.11	0.18
Flujo de capitales a EE. Latam/ PIB Latam	0.6	-0.01	0.06	0.18	0.27
Premio soberano América Latina	2.2	-0.35	-0.53	0.16	0.05

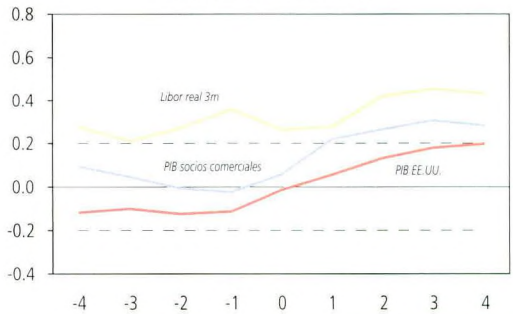
Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.

Correlaciones Dinámicas entre Flujos de Capital y Variables de Interés

A. Flujos de capital a economías emergentes en t y variable en $t+j$



B. Flujos de capital a América Latina en t y variable en $t+j$



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.
Nota: Series expresadas en logaritmos y filtradas con HP, a excepción de la tasa de interés.

avanzadas (gráfico 15). En este contexto, se observa una relación negativa contemporánea entre premios y flujos de capitales, la que se asocia en su conjunto al desarrollo futuro de la actividad en economías industrializadas.[17]

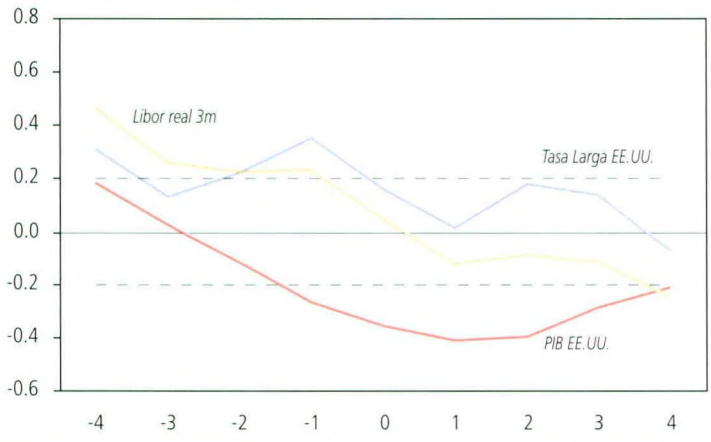
V. Conclusiones

En el presente trabajo se realiza un examen de las principales características del ciclo económico de un grupo de economías seleccionadas, con especial énfasis en su relación con la economía chilena a través del precio de *commodities*, flujos de capitales a economías emergentes y premios soberanos latinoamericanos.

Algunas de las principales características del ciclo internacional se pueden resumir en los siguientes hallazgos: La actividad en EE.UU. precede en forma

[17] *Adicionalmente, una variable financiera que presenta una alta correlación contemporánea con los premios soberanos de economías emergentes es la volatilidad implícita de las opciones sobre el índice accionario S&P500 (VIX). Evidencia reciente apunta a que las expectativas de los agentes sobre el crecimiento futuro de la economía americana explican parte importante de la variación mensual que experimenta el VIX (Selaive, 2006).*

Correlaciones Dinámicas entre Premios Soberanos y Variables de Interés
(premios en *t* y variable en *t+j*)



Fuentes: Elaboración propia a base de QNA (OECD), IFS (FMI) y *Bloomberg*.

significativa en dos trimestres a su contraparte de Europa, Japón y América Latina. Al mismo tiempo, Estados Unidos presenta la mayor volatilidad del producto, inflación y niveles de precios, entre las economías desarrolladas que se analizan, seguida de Japón y Europa. En la comparación de Chile con estas economías, destaca la mayor volatilidad de todos los componentes analizados de demanda y oferta.

Por otro lado, se encuentra evidencia de una alta correlación en los procesos inflacionarios entre países. Especialmente, la TPM de EE.UU. precedería por dos trimestres a las tasas de instancia en Europa y Japón.

En conjunto con esta evidencia, se observa que la productividad ha sido marcadamente procíclica y más volátil en EE.UU. y Japón respecto de Europa, destacando la precedencia de la productividad de EE.UU. a la de esos dos bloques. Por último, en las economías desarrolladas analizadas se confirma el comportamiento acíclico del gasto de gobierno.

Existe evidencia de que los términos de intercambio presentan una alta correlación y anticipación con el ciclo de la economía chilena. En ese contexto, se examinaron algunas de las variables que comúnmente se asocian a la evolución de los términos de intercambio. En particular, se encuentra que la actividad de los países industrializados se adelanta al precio del cobre, mientras la economía china presenta una alta correlación contemporánea con el precio de este producto, sin que se perciba anticipación en el período analizado. En tanto, el tipo de cambio real de EE.UU. precedería al precio real del metal en tres trimestres.

En cuanto al precio del petróleo, la actividad de economías industrializadas precedería en tres trimestres a los cambios en el precio real de este producto. Asimismo, el precio real del petróleo se habría adelantado, en el margen, a aumentos de tasas de interés cortas. En tanto, las variaciones en el tipo de cambio real de EE.UU. parecen adelantarse al precio real del petróleo en tres trimestres.

Para terminar, teniendo presente que los flujos de capitales presentan una correlación significativa con el ciclo del PIB de Chile, se observa que los aumentos de los flujos de capitales hacia las economías emergentes preceden al crecimiento de economías avanzadas. Los aumentos de los premios contemporáneos en América Latina estarían también asociados a futuras disminuciones de la actividad de economías industrializadas.

Referencias

Agénor, P-R, J. McDermontt y E. Prasad (2000). "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts." *The World Bank Economic Review* 14(2): 251-85.

Backus, D. y G. Smith (1993). "Consumption and Real Exchange Rates in Dynamic Economics with Non-Traded Goods." *Journal of International Economics* 35: 297-316.

Backus, D. Kehoe, J. (1992). "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles," Working Papers 92-5, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.

Backus, D., P. Kehoe y F. Kydland (1993). "International Business Cycles: Theory and Evidence." NBER Working Papers 4493.

Borenstein, E. y C. Reinhart (1994). "The Macroeconononomic Determinants of Commodities Prices." *International Monetary Fund Staff Papers*, junio.

Chari, V.V., P. Kehoe y E. McGrattan (2002). "Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?" Staff Report N°277, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

De Gregorio, J., H. González y F. Jaque. (2005). "Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio." Documento de Trabajo N°310, Banco Central de Chile.

Hamilton, J. (1996). "This Is What Happened to the Oil Price – Macroeconomy Relationship." *Journal of Monetary Economics* 38: 215-20.

LeBlanc, M. y M. Chinn (2004). "Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G-5 Countries." Working Paper N° 561, University of California.

Marcel, M., M. Tokman, R. Valdés y M. Benavides (2001). "Balance Estructural: La Base de la Nueva Regla de Política Fiscal Chilena." *Economía Chilena* 4(3): 5-27.

McConnell, M. y G. Perez-Quiros (2000). "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed since the 1980s?" *American Economic Review* 90(5): 1464-76.

Perri, F. (2003). "Why Has the U.S. Economy Become Less Correlated with the Rest of the World?" *American Economic Review* 93(2): 63-90.

Restrepo, J. y C. Soto (2006). "Regularidades Empíricas de la Economía Chilena: 1986-2005." *Economía Chilena* 9(2): 15-40.

Roubini, N. y B. Setser (2004). "The Effects of the Recent Oil Price Shock on the U.S. and Global Economy." Working paper New York University, August 2004.

Selaive, J. (2006). "Premio Soberano: Efecto de Movimientos en las Tasas de Interés Internacionales." *Economía Chilena* 9(2): 73–80.

Sims, C. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effect of the Monetary Policy." *European Economic Review* 36(5): 975-1000.

APÉNDICE

Información Estadística

- En el presente trabajo se utilizaron como fuentes primarias de datos del *Quarterly National Accounts* (QNA), y el *Main Economic Indicators de la Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)* y del *Internacional Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional. En la mayoría de los casos las series eran ajustadas estacionalmente, expresadas en logaritmos, filtradas por HP (1600) y expresadas en dólares reales con año base 2000.
- Las series de PIB y sus componentes (consumo real, formación bruta de capital, gasto de gobierno y exportaciones netas en relación al producto) - ajustadas estacionalmente - se tomaron del QNA, en frecuencia trimestral para el período comprendido entre 1973:1 y 2005:4 o subperíodos dentro de dicho intervalo (para EU-15[18] y Japón 1980-2005, China 1996-2005 y Chile 1986-2005).
- El empleo privado, salarios reales (del sector manufacturero) y costos laborales unitarios fueron obtenidos del MEI de la OECD, mientras que para el cálculo de la productividad total de factores se utilizó la misma metodología presentada en Backus, Kehoe & Kydland (1993).[19]
- El tipo de cambio real (efectivo) fue obtenido desde el IFS, al igual que los términos de intercambio que fueron construidos como el cuociente entre el valor de las exportaciones y el valor de las importaciones.
- Tasas de interés, precios de *commodities* e índices accionarios fueron obtenidos directamente de *Blooomberg* y el Banco de Japón para el caso de dicho país. Los precios de cobre (cotización en la Bolsa de Metales de Londres), petróleo (WTI), celulosa NBSK, harina de pescado (*super prime*) fueron deflactados según el Índice de Precios al Productor de EE.UU.
- El PIB de socios comerciales de Chile es el utilizado por la Gerencia de Análisis Macroeconómico del Banco Central de Chile.
- El premio soberano latinoamericano corresponde al EMBI Latam reportado por JPMorgan-Chase e incorpora a todas las economías latinoamericanas que tienen en circulación bonos soberanos. Dentro de América Latina Brasil y México representan 62% del total, mientras Chile solo un 3%. Se dispone de datos diarios que se llevan a series trimestrales como el promedio simple del trimestre. La serie se encuentra disponible desde 1997.
- Los datos para países de Asia emergente se obtuvieron del FMI, bancos centrales y oficinas de estadísticas de los respectivos países. La serie pudo ser construida solo desde 1993 hasta 2005.

[18] *El bloque de países EU-15 está conformado por Alemania Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, , Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, los Países Bajos, Portugal, el Reino Unido y Suecia.*

[19] *PTF= exp(ln(PTF)), donde ln(PTF)=ln(Producto Real)-ln(empleo). El capital se omite, dada su baja contribución a las fluctuaciones del producto.*

Agradecemos a las siguientes personas que colaboraron como árbitros en la evaluación de los artículos presentados para su eventual publicación en ECONOMÍA CHILENA *durante el año 2006.*

Luis Felipe Céspedes
Rómulo Chumacero
Viviana Fernández
Jorge Meyer
Marco Morales
Alejandro Neut
Christopher Nielson
Michael Pedersen
Andrea Repetto
Jorge Restrepo
Jorge Selaive
Raimundo Soto

Los editores

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

MODELACIÓN DE PRECIOS INTERNACIONALES DE COMBUSTIBLES RELEVANTES PARA LA ECONOMÍA CHILENA*

*Carlos J. García J.***
*Patricio Jaramillo G.****

I. Introducción

En septiembre del 2005, se creó el Fondo de Estabilización del Precio de los Combustibles (FEPCO), con el objetivo fundamental de enfrentar las alzas del precio del petróleo y de las gasolinas y aminorar su impacto en la economía chilena. Para el funcionamiento del FEPCO, la Comisión Nacional de Energía (CNE) debe determinar el precio de paridad de la gasolina y otros combustibles, transformándose en elementos importantes en la fijación de los precios internos.

La presente nota de investigación caracteriza los mercados internacionales de gasolinas que son relevantes para el funcionamiento del Fondo y desarrolla modelos de proyecciones para los precios de paridad que la Comisión determina. La relevancia de esto radica en la incidencia que tienen estos precios en la inflación de la economía, por lo que avanzar en el entendimiento de su dinámica y determinación contribuye a reducir las fuentes de incertidumbre asociadas a su análisis. En esta misma línea, Pincheira y García (2007), profundizan el análisis del efecto de los cambios del precio del petróleo sobre diversas medidas inflacionarias, incluyendo las subyacentes.

Este trabajo se divide de la siguiente manera: la sección II introduce el concepto de precio paridad de importación, mientras en la sección III se describen los mercados internacionales que son relevantes para su determinación —en el caso de la gasolina[1]— y se desarrolla un modelo general para representar cada uno de los mercados. La sección IV presenta los modelos propuestos para pronosticar el precio de paridad de la gasolina y otros derivados del petróleo (querosén y diésel), y en la sección V se concluye.

II. Precio Paridad de Importación

En términos generales, el precio paridad se define como el costo alternativo de importar (combustible) por parte de los agentes locales. Por ello, dicho precio se convierte en una aproximación más bien teórica que permite que los precios internos de los combustibles se determinen fundamentalmente por las condiciones vigentes en los mercados internacionales.

En una primera parte, se considera el valor al cual los agentes transan en bolsa (precio marcador), considerando la ganancia del intermediario que realiza la transacción, más los ajustes de calidad necesarios según los requerimientos medioambientales vigentes

* *Se agradecen los comentarios de los asistentes al seminario interno del Banco Central de Chile y a William Baeza quien amablemente despejó muchas de las dudas sobre cómo modelar el mercado de las gasolinas. Las conclusiones y errores que persisten son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan la visión del Banco Central de Chile. Al escribir este artículo, ambos autores pertenecían a la División de Estudios del Banco Central de Chile.*

** *Ilades-Universidad Alberto Hurtado. E-mail: cgarcia@uahurtado.cl.*

*** *Gerencia Investigación Económica Banco Central de Chile. E-mail: pjaramillo@bcentral.cl*

[1] *Si bien en las primeras secciones nos enfocamos en la gasolina, los conceptos e implicancias también son válidas para los otros combustibles.*

en cada país. En el caso de Chile, dado que las gasolinas que se comercializan en el mercado interno no son observables directamente, los productos disponibles se ajustan por cantidad de azufre.[2] De esta manera queda determinado el precio FOB (*free on board*), que luego considera una serie de gastos y costos relacionados con la internación del producto a los mercados nacionales.

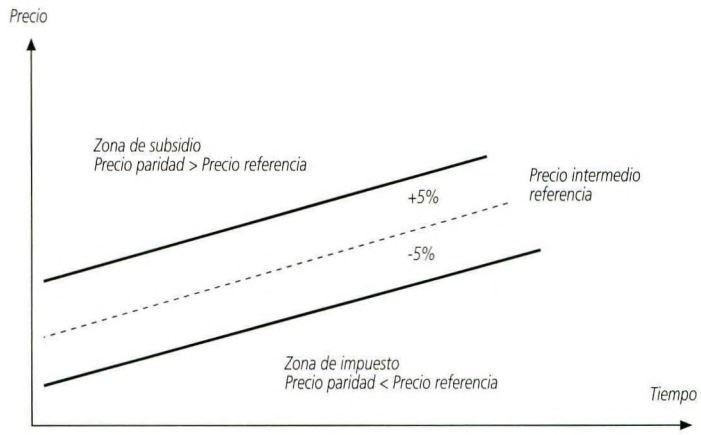
El precio de paridad ha sido calculado por la CNE desde la creación del Fondo de Estabilización del Precio del Petróleo —el 15 de enero de 1991—, como consecuencia de la considerable volatilidad del precio del petróleo y sus derivados generada por la guerra del Golfo Pérsico. Dicho Fondo consideró, además de la gasolina, el querosén doméstico, el petróleo diésel, el gas licuado y el *Fuel Oil*.[3] El cálculo de los precios de paridad se ha continuado realizando tras la creación del Fondo de Estabilización del Precio de los Combustibles (FEPCO)[4] que se constituyó tras la temporada de huracanes que azotara el Golfo de México en agosto y septiembre del 2005, luego del fuerte impacto que estos generaron en los precios internacionales.

En particular para el caso de la CNE, el precio de paridad se define como: "la menor cotización promedio semanal observada en los mercados internacionales relevantes (América, Europa y/o Asia) y de calidades similares a las vigentes en Chile, incluyendo CIF y otros costos"[5]...

Luego, el precio paridad que semanalmente publica la CNE es usado para establecer el monto de impuestos/subsidios que se derivan del Fondo y, por ende, es relevante tanto para la ENAP como para las compañías mayoristas (Shell, YPF-Repsol, Copec y Esso). El gráfico 1 describe la operatoria del Fondo de estabilización. Si el precio de paridad está por sobre la banda del precio intermedio de referencia (+/- 5%) se otorga un subsidio, y si ocurre lo inverso se cobra un impuesto. A su vez, el precio intermedio de referencia representa el precio esperado por los agentes a mediano y largo plazo, considerando el precio del petróleo WTI (promedio móvil) y márgenes de refinación de tiempos normales.

GRÁFICO 1

Mecanismo del Fondo de Estabilización de Precios de Combustibles



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la Comisión Nacional de Energía.

III. Mercado Internacional de la Gasolina y Modelación

El mercado de las gasolinas se encuentra entre los más relevantes a nivel mundial, no solo por su liquidez sino por el impacto que generan los movimientos de sus precios en la economía mundial. Uno de los mercados más relevantes es la bolsa de Nueva York (NYMEX), puesto que concentra cerca del 50% de las transacciones realizadas en Estados Unidos, país que consume la mitad del petróleo demandado por los países industrializados (G-7). En NYMEX se transan varios tipos de gasolina, tales como la gasolina de 93 y 97 octanos proveniente de la Costa del Golfo de México, y la de 93 octanos refinada en Nueva York. Además, existen otros mercados tanto en Europa como

[2] *Los estándares nacionales permiten 50 ppm de azufre (unidad de concentración que corresponde al fraccionamiento de una unidad en un millón).*

[3] *En marzo del 2000, el Fondo sufrió una serie de modificaciones, que buscaron crear un mecanismo con atribuciones dinámicas que permitieran representar mejor la situación del mercado internacional. Asimismo, se autorizó un incremento de recursos destinados al Fondo.*

[4] *Con esto el antiguo mecanismo de estabilización quedó remitido solo al Fuel Oil y al gas licuado, mientras el FEPCO se concentró en la gasolina, el petróleo diésel y el querosén doméstico.*

[5] *Semanalmente se publican los precios de paridad para cada uno de los mercados y que consideran precios FOB, flete marítimo, tasa de seguro, de arancel, dólar observado, tasa libo y tarifas de almacenamiento. Ver www.cne.cl*

en Asia, los cuales también han sido considerados por la CNE, ya que cuentan con excedentes de exportación (Rótterdam y Singapur, entre otros).[6]

El precio de la gasolina en los mercados internacionales es determinado fundamentalmente por el precio del petróleo y los márgenes de refinación. Estos últimos contabilizan la evolución del mercado tanto por el lado de la oferta como por el lado de la demanda, pero reflejando, principalmente en el corto plazo, las limitaciones en la capacidad de refinación de la industria, dada la relativa estabilidad de la demanda.

Una forma de contabilizar los márgenes de refinación es a través del *crack spread* 3-2-1(CS^{321}), concepto que ha sido históricamente usado en la industria de los combustibles. La teoría detrás de este concepto es relativamente simple y considera el hecho de que, en términos generales, se usan 3 barriles de petróleo para producir 2 barriles de gasolina y 1 de otros destilados (por ejemplo *Heating Oil*, usado para calefacción). Por lo tanto, los márgenes de producción de las refinerías son aproximados por la siguiente formula:

$$CS^{321} = \frac{1}{3}(2 \cdot P^{gasolina} + 1 \cdot P^{HeatingOil} - 3 \cdot P^{Petróleo}) \quad (1)$$

En el cuadro 1 se muestran algunas estadísticas descriptivas de las gasolinas utilizadas por la CNE para la determinación del precio de paridad. El primer hecho estilizado es la importante variabilidad de todas las series, como muestra el cuadro, donde las desviaciones estándar superar el 50% del precio promedio. Destaca también la fuerte variación semanal de los precios de las gasolinas, las que fluctúan en torno al 5.0% en toda la muestra. En particular, se observa que la situación se ha acentuado en el último año en las gasolinas provenientes de la Costa del Golfo (93 y 97 octanos). Esta situación ha sido ocasionada por los problemas de refinación asociados a los huracanes del 2005, dado que el petróleo ha mantenido su variabilidad semanal histórica.

[6] *En junio del 2006 se aprobó la continuidad del funcionamiento del FEPCO hasta junio del presente año. En dicha oportunidad se introdujeron algunos cambios a la operatoria del fondo en lo relativo a márgenes de refinación, precio de paridad, mercados de referencia y día de entrada en vigencia de los precios determinados. En conjunto, estas medidas tienden a aproximar de mejor forma los precios internacionales.*

Cuadro 1

Estadísticas Descriptivas Precio Internacional de Gasolinas[a]

	Período 1991-2006 (frecuencia semanal)				Período 2005-2006 (frecuencia semanal)			
	Media	σ	Var. Semanal (%)	Correlación	Media	σ	Var. Semanal (%)	Correlación
Gasolina según octanaje								
Costa del Golfo 93	196.8	96.4	5.5	0.975	439.5	88.1	9.80	0.817
Costa del Golfo 97	209.3	101.8	5.6	0.967	465.5	99.8	10.20	0.801
Costa del Golfo 95[b]	203.0	99.1	5.5	0.971	452.5	93.8	10.00	0.810
Nueva York 93	200.0	92.8	5.0	0.981	432.1	77.8	7.60	0.885
CNE	233.4	95.7	4.7	0.977	467.2	77.2	7.30	0.834
Petróleo WTI	26.6	12.6	4.0	1.000	59.1	7.0	3.60	1.000

Fuente: Elaboración propia en a *Bloomberg* y Comisión Nacional de Energía.
a. Gasolinas expresadas en dólares por metro cúbico y petróleo en dólares por barril.

Por otra parte, se constata la estrecha relación contemporánea entre los distintos tipos de gasolinas y el precio del petróleo WTI, con una correlación promedio muy cercana a 1. También cabe destacar que el precio de paridad de la CNE —que está en términos CIF, a diferencia de las otras series expresadas en términos FOB— tiene una variabilidad semanal similar a la de la refinada en Nueva York, pero más baja que la de Costa del Golfo, capturando parte de la estabilización que la CNE hace al precio internacional relevante para la economía chilena. Esto se confirma en el gráfico 2, donde se observa que durante el huracán Rita, en septiembre del 2005, momento en que entraba a funcionar de lleno el FEPCO, el precio de la CNE no aumentó como sí lo hicieron los otros precios internacionales.

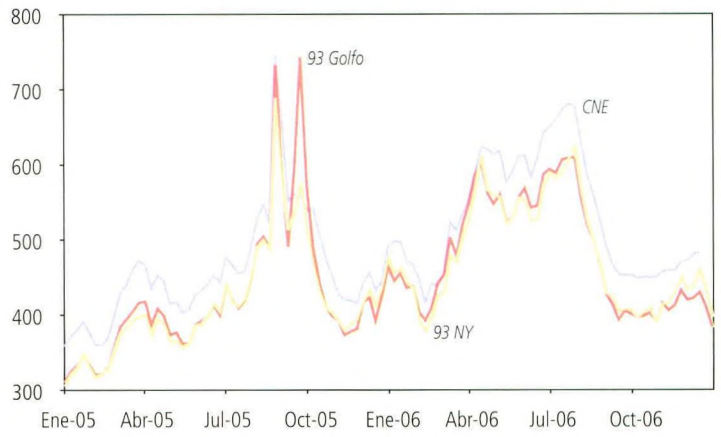
Asimismo, durante el primer semestre del año 2006 se observaron altos precios de gasolina, tanto por el mayor precio del petróleo como por los mayores márgenes de refinación en la industria, luego de la intensa temporada de huracanes entre agosto y septiembre del 2005[7] (gráfico 3).

La metodología para modelar los precios de la gasolina se basa en la literatura reciente sobre transmisión de precios de gasolina derivados de los cambios en el precio del petróleo[8] y en el espíritu de algunos modelos usados en la industria, como los que usa el Departamento de Energía de Estados Unidos (DOE) (*U.S. Department of Energy*, 2006)[9] en sus ejercicios de proyección para explicar el precio de la gasolina en diferentes etapas del proceso de comercialización de este producto en el mercado americano.[10]

En esta línea, modelamos el cambio del precio de la gasolina ΔP_t en función de los cambios del precio del petróleo ΔOIL_{t-i}, los inventarios ΔINV_{t-i}, *dummies* estacionales y un término de corrección de errores CE_{t-1} para asegurar la relación de largo plazo entre los precios de la gasolina y del petróleo (margen de equilibrio). La ecuación (2) muestra un modelo de corrección de errores no restringido (Hendry, 1995), expresado en términos generales, que captura la conducta de los precios de la gasolina en cada uno de

GRÁFICO 2

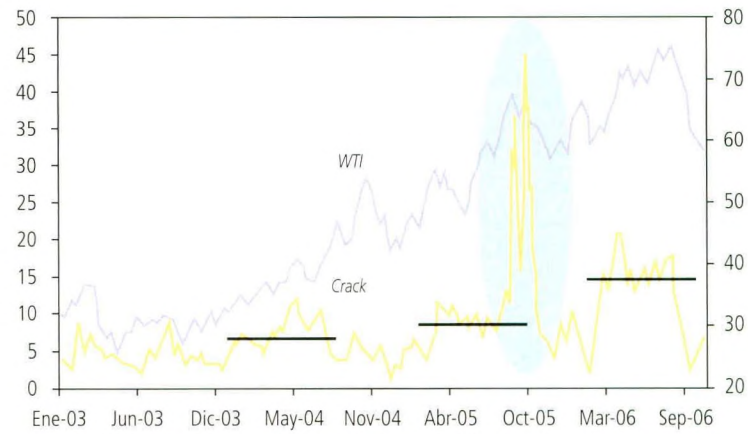
Evolución Precio Internacional de Gasolinas Seleccionadas
(dólares por métro cúbico)



Fuente: Elaboración propia en base a *Bloomberg*.

GRÁFICO 3

Evolución Precio del Petróleo y Margen de Refinación
(dólares por barril)



Fuente: Elaboración propia sobre datos de *Bloomberg*.

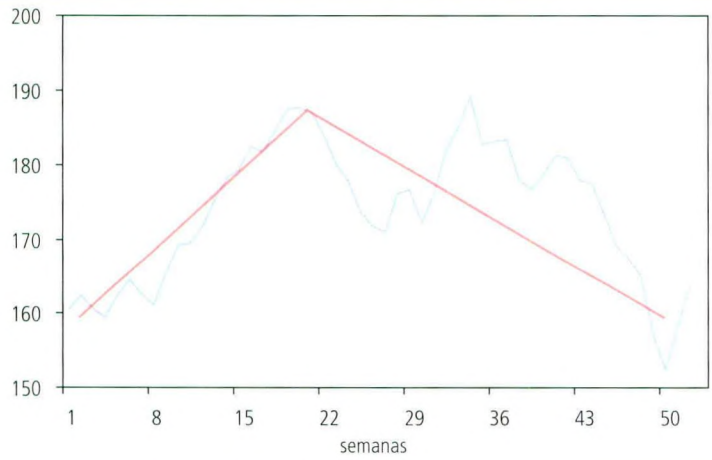
[7] *Dado esto, el período de mantención de las refinerías que suele realizarse entre febrero y abril de cada año, fue más prolongado que lo habitual.*

[8] *Borenstein, Camero y Gilbert (1997) y Borenstein y Shepard (2002).*

[9] *Ver entre otros a Chan, Padmanabhan y Seethraman (2005), y Costello (2006).*

[10] *Motor Assessment, Spring 1997.*

Comportamiento Estacional Precio Internacional de la Gasolina[a]
(dólares por metro cúbico)



Fuente: Elaboración propia sobre datos de *Bloomberg*.
a. Considera los valores promedios observados para cada una de las semanas durante el período enero 1990 y diciembre 2004. El bienio 2005-2006 se excluyó debido al período de huracanes.

La variable *dummy* busca aproximar la estacionalidad regular del precio de la gasolina, la que se ilustra en el gráfico 4.[11]

Comenzamos el proceso de estimación a partir de una forma general como la ecuación (2), y luego marginalizamos reduciendo los rezagos en función de la significancia estadística de los parámetros y verificando que los signos de los rezagos elegidos tengan sentido económico. Adicionalmente, la forma final del modelo pasaron tests estadísticos que aseguran las propiedades de mínima varianza y estabilidad de los coeficientes estimados. El cuadro 2 muestra los resultados para el precio de la gasolina en los mercados del Golfo y Nueva York.

los mercados internacionales que la CNE monitorea para fijar su precio de paridad.

$$\Delta P_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^{T} \beta_{t-i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{T} \beta_{t-i} \Delta OIL_{t-i} + \sum_{i=1}^{T} \beta_{t-i} \Delta INV_{t-i} + Dummies + \delta CE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

[11] *Para el caso del petróleo y de la variable inventarios se pueden considerar las proyecciones realizadas por el DOE, disponibles mensualmente en http://www.eia.doe.gov/emeu/steo/model/stem.html.*

Modelación Precio Internacional de Gasolinas[a]

Modelo de gasolinas	Costa del Golfo	Nueva York	Costa del Golfo Controlando huracanes 2005	Nueva York
Constante	0.27	0.27	0.32	0.30
D(dependiente (-1))	-	-	-	-
D(LOIL)	0.85	0.83	0.83	0.80
D(LINV)	-0.45	-0.34	-0.44	-0.30
D(LINV(-1))	-0.58	-0.72	-0.50	-0.68
LMOI(-1)	-0.14	-0.14	-0.16	-0.14
LOIL(-1)	0.15	0.14	0.15	0.13
Dummy estacional	-0.0003	-0.0002	-0.0004	-0.0002
DR_1	-	-	0.22	0.08
DR_2	-	-	-0.10	-0.06
DK_1	-	-	0.37	0.31
DK_2	-	-	-0.12	-0.08
Arch(1) Residuo^2	0.37	0.39	0.17	0.17
R^2	0.48	0.52	0.62	0.60
DW	1.95	1.93	1.82	1.83

Fuente: Elaboración propia.
a. Todos los coeficientes significativos al 5%.

Las estimaciones se hicieron con datos semanales desde 1991 para Costa del Golfo y Nueva York.[12] Como era de esperar, los resultados obtenidos indican una alta sensibilidad del precio de la gasolina al precio del petróleo. De hecho, un aumento de 1% en el precio del petróleo eleva el precio de la gasolina en la primera semana en torno a 0.80%. Por otra parte, un aumento de los inventarios reduce el precio de la gasolina con una elasticidad cercana a 1 considerando la suma del efecto contemporáneo y el primer rezago. De esta forma, las estimaciones confirman que, en el largo plazo, el precio de la gasolina se mueve en línea con el precio del petróleo.

El cuadro 2 también muestra el impacto que tuvieron los huracanes Rita y Katrina del 2005 sobre el precio de la gasolina. Los resultados indican que solo Rita elevó el precio de la gasolina en 20% en una semana en el Golfo de México, pero que parte de ese efecto se disipó la semana siguiente, con una caída de 11%. El impacto sobre los otros mercados fue menor o no significativo.

Adicionalmente, se evaluaron los errores de predicción fuera de muestra de los modelos estimados a frecuencia mensual y semanal (cuadro 3). No se observan diferencias sustanciales entre ambos tipos de estimaciones dentro de un mes, las cuales fluctúan en torno a 5%. No obstante, en horizontes más distantes un modelo con datos mensuales acota los errores cuadráticos medios (ECM), dada la alta volatilidad de las series en datos de mayor frecuencia.

Por otra parte, los errores de proyección son más pequeños que alternativas como el uso de la estructura de futuros de gasolina, los cuales además presentan una importante variación semanal, en torno a 5%.

Los resultados del cuadro 2 indican que los coeficientes rezagados del nivel de precio de la gasolina y del petróleo son iguales.[13] Sin embargo, el coeficiente de ajuste es estadísticamente distinto de 1, implicando que el traspaso entre gasolina y petróleo toma varias semanas. Por ello, en el gráfico 5 se muestra el cálculo del coeficiente de traspaso en términos de semanas para los dos mercados suponiendo un *shock* permanente de 10% en el precio del petróleo WTI. Se observa que, si bien el precio de la gasolina sube rápidamente durante la primera semana, con coeficiente de traspaso entre 70% y 80%, el mercado toma hasta diez semanas para transmitir completamente el aumento del precio del petróleo. Este resultado está en línea con la literatura; por ejemplo, ver Borenstein, et al., (1997).

[12] *Se debió modelar la varianza con un ARCH(1) debido a la presencia de heterocedasticidad en los residuos. Sin embargo, la persistencia de la volatilidad condicional de los errores resultó baja y no afecta la media condicional de la serie, es decir, se rechazó la hipótesis nula de ARCH-M.*

[13] *Para mejorar la eficiencia de las estimaciones, no se estimó por separado el término de corrección de errores, sino que se introdujo directamente en la ecuación de largo plazo a través de los rezagos del nivel de precios de la gasolina y del petróleo (Harris y Sollis, 2003).*

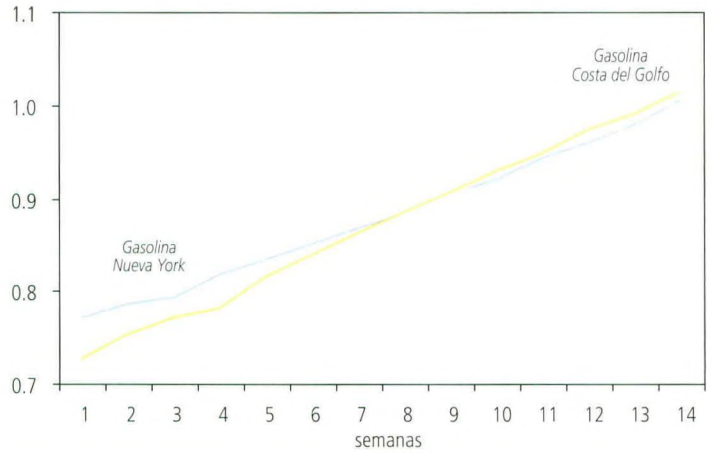
Errores de Proyección Fuera de Muestra
(porcentaje)

	Evaluación fuera de muestra (ECM, %)				Errores contratos a futuro	
	Costa del Golfo	Nueva York	Costa del Golfo	Nueva York		
Mes	Frecuencia semanal		Frecuencia mensual		Porcentaje error	Variación semanal
1	5.0	4.7	4.5	4.6	11.0	6.6
2	6.7	6.5	4.8	5.6	18.0	5.6
3	7.2	7.1	5.3	5.9	22.0	5.0
4	7.5	7.3	5.7	6.1	26.0	4.5
5	7.6	7.3	5.9	6.3	29.0	4.4
6	7.7	7.5	5.9	6.3	32.0	4.2

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 5

Coeficiente de Traspaso de Petróleo a Precio Internacional de la Gasolina
(*shock* permanente de 10%)



Fuente: Elaboración propia.

La explicación que ha dado la literatura por este traspaso imperfecto es la dificultad de hacer ajustes por el lado de la oferta por la presencia de costo de ajuste al momento de introducir cambios en la producción. Por ejemplo, un *shock* en el precio del petróleo modifica el costo marginal de producción, por lo que una firma competitiva que estuvo en su equilibrio de largo plazo deseará ajustar la producción hasta que el costo marginal vuelva a igualar el precio de la gasolina. Pero si los costos de ajuste se incrementan por el cambio en la producción, la firma distribuirá los ajustes de la producción a través del tiempo. Borenstein y Shepard (2002) argumentan que esto puede ocurrir aun si las firmas acumulan inventarios, en la medida en que es subóptimo desviarse de un nivel preferido de inventarios.

En seguida, cuando el proceso de traspaso concluye, es decir después de la semana 14, se reconstituye la relación de largo plazo, es decir, el margen de equilibrio entre la gasolina y el petróleo. Para calcular este margen de largo plazo, se estimó una nueva ecuación restringida a que β_1=1, según los resultados obtenidos del cuadro 2.

$$Ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Ln(OIL_t) + \varepsilon_t \qquad (3)$$

De esta manera, el margen de equilibrio de largo plazo es la exponencial de β_0 en la ecuación (3). Nuestras estimaciones indican que este valor debería situarse entre 7 y 8. En otras palabras, un barril es equivalente a 0.16 metro cúbico, por tanto el costo de un metro cúbico de gasolina considerando solo petróleo sería 6.25 veces el valor del precio del petróleo medido en barriles. Así, tomando el valor medio de las estimaciones, 7.5, la industria tendría márgenes de equilibrio de 20% (=7.5/6.25-1).

IV. Modelación de Precios Paridad de Importación de la CNE

Tomando en consideración la forma en que la CNE fija su precio de paridad, se propone para este precio un modelo similar al de la ecuación (2) pero rezagado en los períodos relevantes para replicar la función de reacción de la Comisión. Cabe destacar que las modificaciones introducidas al FEPCO en junio del 2006, ameritan una leve modificación para plasmar este cambio de régimen. Así, la ecuación (4) representa la función de reacción de la CNE:

$$\begin{aligned}\Delta P_t = {} & \alpha + \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 (1-d)\Delta OIL_{t-2} \\ & + \beta_3 (1-d)\Delta INV_{t-2} + \beta_4 (1-d)\Delta INV_{t-3} \\ & + \beta_5 Log(P_{t-1}) + \beta_6 (1-d) Log(OIL_{t-3}) \\ & + \beta_2 \cdot d[0.3(\Delta OIL_{t-1}) + 0.5(\Delta OIL_{t-2}) + 0.2(\Delta OIL_{t-3})] \\ & + \beta_3 \cdot d[0.3(\Delta INV_{t-1}) + 0.5(\Delta INV_{t-2}) + 0.2(\Delta INV_{t-3})] \\ & + \beta_4 \cdot d[0.3(\Delta INV_{t-2}) + 0.5(\Delta INV_{t-3}) + 0.2(\Delta INV_{t-4})] \\ & + \beta_6 \cdot dLog \cdot (OIL_{t-2} + OIL_{t-3} + OIL_{t-4})\end{aligned} \qquad (4)$$

donde d = 0 desde el 1 de enero de 1991 hasta el 30 de junio del 2006, y d = 1 para los períodos posteriores, dado el cambio de régimen.

Los cambios al FEPCO en junio 2006 en lo que respecta al precio de paridad se pueden entender como un alineamiento más estrecho a las condiciones imperantes en los mercados internacionales, pero reduciendo la volatilidad al considerarse promedios de dos semanas. Por ello, no se modifica el espíritu inicial del fondo de estabilización de precios de los combustibles en lo que se refiere al cálculo del precio de paridad.

Los resultados obtenidos (cuadro 4) indican claramente que este supuesto es confirmado por la significancia estadística de los parámetros de las variables rezagadas (petróleo, inventarios y la estacionalidad respectiva).

Especificación Modelo Precio Gasolina que fija la Comisión Nacional de Energía

Constante α	0.38 7 [8.556][a]
β_1	0.079 [2.862]
β_2	0.503 [14.302]
β_3	-0.268 [2.462]
β_4	-0.403 [3.709]
β_5	-0.150 [8.789]
β_6	0.133 [8.681]
Dummy estacionalidad	-0.0002 [3.136]
Durbin Watson	2.048
R^2 ajustado	0.42

Fuente: Elaboración propia.
a. Test-*t* entre paréntesis cuadrados.
b. Todas las variables son significativas a los niveles convencionales.

Los resultados del cuadro 4 muestran también que el Fondo ha tenido éxito en estabilizar el precio de la gasolina. Ello, debido a que las *dummies* asociadas al huracán Katrina resultan significativas a los niveles convencionales, mientras que las vinculadas al segundo huracán (Rita) son no significativas.

Asimismo, los errores de predicción son más acotados que los obtenidos con los modelos estimados para los mercados internacionales (cuadro 5). En otras palabras, dada la estabilización que realiza el FEPCO, resulta más fácil predecir el precio de paridad que el precio internacional transado en bolsa.

El cuadro 5 indica que el modelo propuesto es también mejor que otras alternativas de uso común en las proyecciones de precios de *commodities* (AR, ARMA y modelos autorregresivos, VAR).

Los menores errores de predicción del modelo pueden deberse a que captura en mejor medida las estructuras y mecanismos involucrados en la fijación del precio de paridad de la CNE.

Lo anterior se puede clarificar, calculando el traspaso entre el precio de paridad que determina la Comisión y el precio del petróleo WTI luego de aplicar el mismo *shock* permanente de 10%.

El gráfico 6 indica que el modelo de predicción tiene, a lo menos, dos elementos importantes que lo diferencian de sus competidores cercanos. Primero, captura correctamente que dentro de las dos primeras semanas el traspaso es cero por la forma en que la CNE mira los mercados internacionales para fijar el precio de paridad. Segundo, su convergencia está más acorde con la observada en los mercados internacionales.

Para la proyección de los otros dos productos relacionados con el petróleo se siguió la misma estrategia. Primero, se procedió a modelar el mercado internacional relevante como se establece en la ecuación (2) y después, en base a como la ley estipula la forma en que la Comisión debe fijar sus precios de paridad, se estimaron funciones de reacción para cada uno de los productos.

Ecuación diésel

$$\begin{aligned}
&+\beta_5 Log(P_{t-1}) + \beta_6(1-d)Log(OIL_{t-3}) \\
&+\beta_2 \cdot d\,[0.3(\Delta OIL_{t-1}) + 0.5(\Delta OIL_{t-2}) + 0. \\
&+\beta_3 \cdot d\,[0.3(\Delta OIL_{t-2}) + 0.5(\Delta OIL_{t-3}) + 0. \\
&+\beta_4 \cdot d\,[0.3(\Delta INV_{t-2}) + 0.5(\Delta INV_{t-3}) + 0. \\
&+\beta_6 \cdot dLog \cdot (OIL_{t-2} + OIL_{t-3} + OIL_{t-4}) \\
&+\varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

Ecuación querosén

$$\begin{aligned}
&+\beta_3 Log(P_{t-1}) + \beta_4(1-d)Log(OIL_{t-3}) \\
&+\beta_2 \cdot d\,[0.3(\Delta OIL_{t-1}) + 0.5(\Delta OIL_{t-2}) + 0. \\
&+\beta_4 \cdot dLog \cdot (OIL_{t-2} + OIL_{t-3} + OIL_{t-4}) \\
&+\varepsilon_t
\end{aligned} \tag{6}$$

Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro 6, para el caso del querosén doméstico y el petróleo diésel. De igual forma que antes,

CUADRO 5

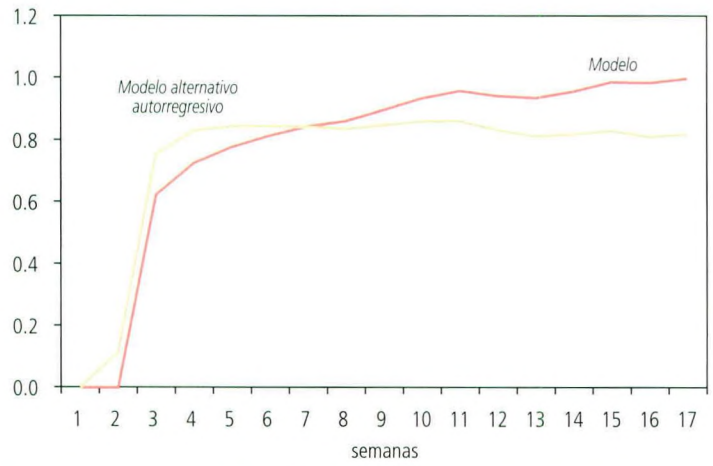
Errores de Predicción Modelo Propuestos versus Alternativas

Mes	Modelo	AR(1)	ARMA(1,1)	Autorreg. L(2)
Frecuencia Semanal				
1	4.5	7.4	7.4	5.1
2	5.8	11.4	11.3	7.3
3	6.1	13.7	13.7	8.6
4	6.3	15.2	15.1	9.7
5	6.3	14.9	14.8	9.4
6	6.4	15.0	14.9	9.8
Frecuencia Mensual				
1	4.7	8.0	7.4	6.1
2	5.4	11.9	11.8	6.7
3	5.4	13.3	13.2	7.5
4	5.4	13.7	13.6	8.9
5	5.3	13.4	13.4	8.8
6	5.6	15.0	14.9	9.4

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 5

Coeficiente de Traspaso de Petróleo a Precio de Gasolina que fija la Comisión Nacional de Energía
(*shock* permanente de 10%)



Fuente: Elaboración propia.

se incorporan las variables precio del petróleo e inventarios.

En general, los resultados indican que la CNE sigue de cerca los mercados internacionales e incorpora los rezagos establecidos en la ley. Es decir, para fijar los precios de referencia de cada semana, mira los precios vigentes en los mercados internacionales en semanas anteriores.

Dado que los cambios introducidos en la ley aplican también para los casos del petróleo diésel y el querosén doméstico, se introdujeron cambios similares para modelar estos productos.[14]

En relación con la evaluación fuera de muestra, los modelos para querosén y diésel tienen errores de predicción menores que los modelos de series de tiempo estándares. No obstante, hay diferencias, por cuanto además de tener modelos precisos para proyectar, se cuenta con modelos con una interpretación estructural y por tanto capturan explícitamente la forma que la CNE monitorea los mercados internacionales según lo establecido en la ley.

V. Conclusiones

En esta nota de investigación se presentan modelos que ayudan a entender los mercados internacionales de combustibles, y que sirven además para ejercicios de proyecciones de precios de paridad de la gasolina y otros productos derivados del petróleo que determina la Comisión Nacional de Energía.

Esta forma de modelación considera una adecuada dinámica de corto plazo, y además captura la relación de largo plazo entre estos productos y el precio del petróleo. Dentro de la dinámica de corto plazo se aproximó la forma en que la CNE fija los precios de paridad, además de considerar otros elementos importantes en la determinación de este

[14] *Para el caso del gas licuado no se presenta modelación ya que continúa rigiéndose por los anteriores mecanismos de estabilización. En particular, el precio de paridad del gas licuado continúa determinándose bajo la operatoria del Fondo de Estabilización de Precios del Petróleo (Ley 19.681, del 19 de julio de 2000).*

Especificación Modelos Diésel y Querosén Doméstico
Precio Paridad que fija la Comisión Nacional de Energía

	Variable dependiente		
	Δ log precio diésel CNE		**Δ log precio querosén CNE**
Constante α	0.258 [4.919][a]	Constante α	0.286 [2.197]
β_1	0.103 [2.756]	β_1	0.092 [0.604]
β_2	0.572 [20.420]	β_2	0.570 [19.251]
β_3	0.110 [4.872]	β_3	0.010 [0.129]
β_4	0.104 [4.807]	β_4	0.056 [0.431]
		β_5	0.115 [2.184]
		β_6	0.104 [2.173]
		Dummy estacionalidad	0.0001 [2.291]
Durbin Watson	1.991	Durbin Watson	1.991
R^2 ajustado	0.460	R^2 ajustado	0.450

Fuente: Elaboración propia.
a. Test-*t* entre paréntesis cuadrados.
b. Todas las variables son significativas a los niveles convencionales.

precio como inventarios y fenómenos climáticos, como los huracanes que afectan la refinación de algunos importantes centros productivos.

La introducción de estructura en el modelo permitió obtener menores errores de predicción respecto de modelos alternativos de series de tiempo, o la utilización de precios de futuros transados en bolsa para los distintos combustibles. Asimismo, entregó una forma de entender la evolución de los distintos precios gracias a la inclusión de variables que capturan factores propios de la industria.

Finalmente, destaca el hecho de que, dentro de las dos primeras semanas, el traspaso de petróleo a gasolina CNE que arroja el modelo es cero por la forma en que la Comisión mira los mercados internacionales para fijar el precio de paridad. No obstante, este traspaso tiende a ser completo en el transcurso de las diez semanas siguientes.

Referencias

Borestein, S., C. Cameron y R. Gilbert (1996). "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Changes?" *Quarterly Journal of Economics* 112(1): 305-9.

Borestein, S. y A. Shepard (1996). "Sticky Prices and Market Power in Wholesale Gasoline Market." *The RAND Journal of Economics* 33(1): 116-39.

Chan, T., V. Padmanabhan y P. Seethraman (2005). "Modeling Locations and Pricing Decisions in the Gasoline Market: A Structural Approach."

Costello, D. (2006). "Reduced Form Energy Model Elasticities from EIA, s Regional Short Term Energy Model (RSTEM), May.

Harris, R. y R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Editorial John Wiley & Sons Ltd.

Hendry, D. (1995). Dynamic Econometrics (Advanced Texts in Econometrics). Oxford University Press.

Motor Gasoline Assessment, Energy Information Administration, DOE. Julio 1997.

Pincheira, P. y A. García (2007). "Impacto Inflacionario de un *Shock* de Precios del Petróleo Análisis Comparativo entre Chile y Países Industriales." *Economía Chilena* 10(1): 5-36

U.S. Department of Energy (2006). "Statement of Howard Gruenspecht, Deputy Administrator." Mayo.

PREMIO DE MERCADO Y CICLOS DE POLÍTICA MONETARIA EN EE.UU.*

Liliana Cavieres O.[**]
Hermann González B.[**]
Felipe Jaque S.[**]

I. Introducción

En el contexto del análisis de ciclos de tasas en economías desarrolladas, la siguiente nota evalúa la utilización de la tasa *Libo* de tres meses como una herramienta para proyectar la tasa *Fed funds* en el horizonte relevante para la política monetaria. Para ello, se analizan los ciclos de las tasas de interés de corto plazo en EE.UU. y los premios implícitos en el diferencial de ambas tasas, el que incluye expectativas de la tasa de política monetaria, así como el riesgo emisor y el premio por plazo.[1]

La primera parte del estudio hace una breve descripción de las tasas *Libo* y *Fed funds*, así como de los riesgos implícitos que dan origen al premio. Luego se revisan la relación histórica entre ambas tasas de interés, el comportamiento del premio durante las distintas fases de la política monetaria en EE.UU. y la volatilidad de este. Finalmente, se evalúa la importancia estadística de los componentes identificados como relevantes para explicar la evolución del diferencial entre ambas tasas.

II. Tasas Libo, Fed Funds y Premio por Riesgo: Definiciones

La tasa *Libo* o *London Inter-Bank Offered rate* es la tasa de interés mediante la cual los bancos comerciales se prestan fondos entre sí en el mercado interbancario de Londres, y es una tasa de amplio uso como referencia para las tasas de interés de corto plazo. Por su parte, la tasa *Fed funds* es el interés que los bancos se cobran entre sí para préstamos *overnight* o pagaderos al día siguiente en EE.UU., y corresponde a la herramienta que utiliza la Reserva Federal para la conducción de la política monetaria.

El diferencial que existe entre la tasa *Libo* a tres meses y la tasa *Fed funds* de EE.UU. incluye el riesgo de crédito, el riesgo por plazo y las expectativas de tasa de política. El primero se relaciona directamente con la facilidad del emisor para hacer frente a sus obligaciones —y en este caso será la diferencia entre el riesgo bancario (*Libor*), donde la mayoría de los contribuyentes son bancos comerciales con clasificación de riesgo AA—, y el riesgo soberano del gobierno de EE.UU., cuya clasificación es AAA.

En segundo lugar, existe un premio asociado a la distinta liquidez de ambas formas de inversión, dada la disponibilidad y posibilidad de reinversión de flujos que se mantendrán de forma cierta por tres meses en el caso de la tasa *Libo*, versus un flujo por un día en el caso de la tasa *Fed funds*.

Por último, está el componente de expectativas de tasa de interés, considerando que la tasa *Libo* a tres meses debería incorporar la evolución esperada de la tasa de política monetaria para los siguientes tres meses. Así, bajo el supuesto de agentes racionales, se espera que este premio sea positivo o superior al promedio histórico durante los períodos de alza, y negativo o menor al promedio histórico en la fase expansiva del ciclo monetario.

Se espera también que los primeros dos premios sean relativamente estables, mientras que el último debería cambiar de acuerdo con el ciclo en que se encuentra la política monetaria.

* *Se agradecen las sugerencias y comentarios de Sergio Lehmann y Jorge Selaive.*
** *Gerencia División de Estudios, Banco Central de Chile.*
[1] *Existen metodologías alternativas para la extracción de expectativas de tasas de interés de política que utilizan contratos futuros y opciones sobre la tasa de política monetaria de EE.UU. Ver, por ejemplo, Carlson et al. (2005) y Gürkaynak et al.*

III. Evolución de las Tasas *Fed Funds* y *Libo* a Tres Meses, y del Premio de Mercado

Se observa que, durante el período 1987-2006, la tasa *Libo* a tres meses ha mostrado un comportamiento similar a los movimientos de la tasa *Fed funds*, lo que apoya la idea de que el mercado internaliza a corto plazo y de manera adecuada las expectativas de cambios de la tasa de política (gráfico 1). No obstante, el premio no presenta un comportamiento lineal, pues registra cambios sustanciales a través del tiempo, los que parecen depender del ciclo de la tasa de la política monetaria (gráfico 2).

Un contrato de tasa *Libo* a tres meses apuesta a la evolución de la tasa *overnight* para los siguientes tres meses, con lo que considera expectativas para las siguientes dos reuniones de política monetaria. Así, es posible argumentar que una combinación de la información contenida en los contratos futuros de las tasas *Libo* a tres meses y *Fed funds* puede ser una aproximación adecuada para extraer las expectativas de mercado sobre la trayectoria futura de la tasa *Fed funds*. Esto debe considerar, en todo caso, la fase del ciclo en que se encuentra la política monetaria y, como se verá más adelante, el grado de incertidumbre o de dispersión de las apuestas del mercado respecto de la conducción de la política monetaria.

GRÁFICO 1

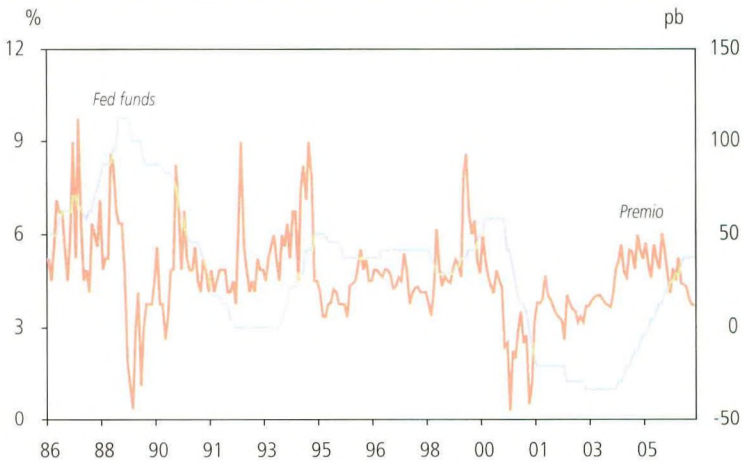
Evolución de Tasas *Fed funds* y *Libo* a 3 meses
(datos mensuales, porcentaje)



Fuente: *Bloomberg*.

GRÁFICO 2

Premio de Mercado y Tasa Fed funds
(porcentaje, puntos base)



Fuente: *Bloomberg*.

1. Premio de Mercado y Ciclos de Política Monetaria en EE.UU.

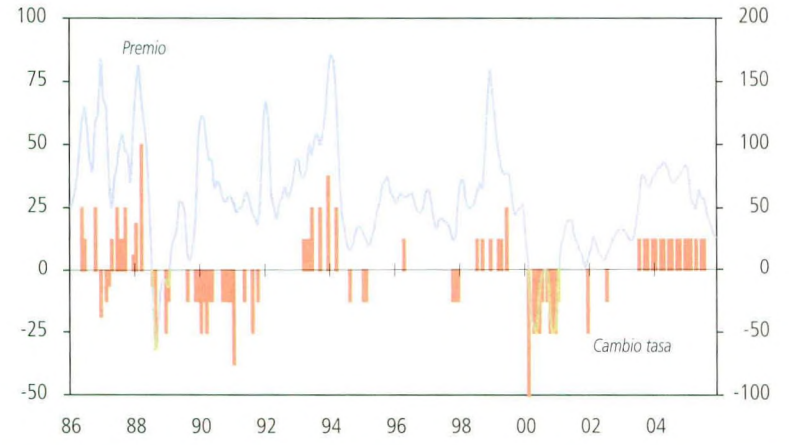
En esta sección se revisan las principales características del premio existente entre la tasa *Libo* a tres meses y la tasa *Fed funds*. Para ello, se usan datos mensuales de los últimos veinte años.[2]

Como se observa en el gráfico 2, en el período muestral el premio ha oscilado aproximadamente entre -40 y 120 puntos base (pb), promediando en torno a 30 pb. Asimismo, se aprecia que el premio presenta una tendencia a la baja, la cual se da con mayor claridad en los últimos años, lo que reflejaría —entre otras cosas— el cambio en la forma de hacer política monetaria, dada una mayor gradualidad y estabilidad en la dosis de esta, la incorporación de mayor información y transparencia al mercado,

[2] *En esta sección se utiliza la definición de ciclos de política monetaria descrita en González (2006).*

GRÁFICO 3

Premio de Mercado y Cambio en Tasa Fed funds
(trimestre móvil, datos mensuales, puntos base)



Fuente: *Bloomberg.*

además del exceso de liquidez existente en los mercados internacionales (gráfico 3). Así, mientras en los años ochenta promedió cerca de 40 pb, en los noventa el premio promedio se ubicó en torno a 30 pb y en el período 2000-2006 el promedio volvió a caer a cerca de 20 pb.[3]

El vínculo que existe entre el premio y el ciclo de política monetaria se explica porque la tasa *Libo* a tres meses corresponde a una tasa promedio de tres meses. Por lo tanto, en períodos de ajuste monetario este debería ser positivo, reflejando las expectativas de mayores tasas a futuro y, de la misma forma, en períodos de relajación del impulso monetario debería ser menor, debido a las expectativas de descenso de la tasa de política monetaria.

En el cuadro 1, se observa la relación que existe entre el premio y el ciclo de política monetaria en EE.UU., donde también se aprecia que en los períodos de ajuste monetario el premio promedio alcanza a cerca de 50 pb, mientras que en los períodos de relajación y mantención de la tasa de política monetaria los promedios disminuyen a niveles en torno a 15 y 25 pb, respectivamente. Por su parte, la distribución del premio de mercado en las distintas etapas del ciclo de política arroja una desviación estándar cercana a 25 pb, mientras que, como cabe esperar, en períodos de mantención de la tasa de referencia la volatilidad se reduce significativamente, reflejando la menor incertidumbre que los agentes asignan a la conducción futura de la política monetaria.

2. Volatilidad del Premio de Tasas de Interés

Si bien el nivel del premio que se observa entre la tasa de política monetaria y la tasa de mercado de corto plazo puede variar según la fase del ciclo de tasas, su volatilidad debería reflejar la incertidumbre respecto de los cambios en la tasa de política a corto plazo.

En una perspectiva histórica, las fluctuaciones que se observan en el premio de mercado deberían descender en la medida en que los agentes tienden a anticipar de manera más acertada los cambios en la tasa de instancia, es decir, toman decisiones con un set más restringido de opciones. Al respecto, la volatilidad del premio, medida a través de la desviación estándar, ha fluctuado en un rango entre 5 y 40 pb (gráfico 4). Actualmente, esta se sitúa en valores cercanos a 10 pb, reflejo de una menor incertidumbre con respecto a las decisiones del Comité de Política Monetaria de la Reserva Federal, la que estaría asociada a una mayor transparencia y mejor comunicación de las decisiones de este organismo.[4]

IV. Caracterización del Premio entre las Tasas *Libo* y *Fed Funds*

La principal motivación para conocer los factores que afectan la evolución del premio de mercado, es hacer proyecciones de la tasa de referencia en EE.UU. a partir de los contratos futuros de la tasa *Libo* a tres meses teniendo en cuenta la mayor liquidez de estos respecto de la mostrada por los contratos futuros para la tasa *Fed funds*.[5] Con este propósito, esta sección estima una especificación simple para explicar la

[3] *Para el periodo 2001-2003, en que la Fed disminuyó la tasa de política en 450 puntos base, el premio promedio es virtualmente cero.*

[4] *En el gráfico 4 se observa un episodio de volatilidad similar al actual, ocurrido en la segunda mitad de los noventa, un período de relativa pasividad de la política monetaria en EE.UU.*

[5] *Para junio y diciembre de 2007, el número de contratos futuros vigentes para la tasa Libo a tres meses es de 1.4 millones para cada caso, mientras los de la tasa Fed funds totalizan 2,000 y 265, respectivamente. Asimismo, el* bid-ask spread, *que compara los precios de compra y venta de un contrato, alcanza a 0.5 pb para la tasa* Libo *a tres meses, y entre 1.5 y 2 pb para la tasa* Fed funds. *Esta medida se utiliza como* proxy *de la liquidez de los contratos; así, mientras menor es el* spread, *mayor es su liquidez.*

Premio de Mercado y Ciclo de Política Monetaria en EE.UU.

Ciclo política monetaria	Duración (meses)	Tasa inicio (%)	Tasa término (%)	Variación (puntos base)	Promedio premio (puntos base)
Dic.86-sep.87	10	6.00	7.25	125	52
Sep.87-oct.87	2	7.25	7.25	0	69
Nov.87-feb.88	4	6.88	6.50	-38	56
Mar.88-feb.89	12	6.75	9.75	300	54
Feb.89-may.89	4	9.75	9.75	0	31
Jun.89-sep.92	40	9.63	3.00	-663	22
Sep.92-ene.94	17	3.00	3.00	0	37
Feb.94-feb.95	13	3.25	6.00	275	60
Feb.95-jun.95	5	6.00	6.00	0	16
Jul.95-ene.96	7	5.75	5.25	-50	15
Ene.96-feb.97	14	5.25	5.25	0	27
Mar.97-mar.97	1	5.25	5.50	25	27
Mar.97-ago.98	18	5.50	5.50	0	24
Sep.98-nov.98	3	5.25	4.75	-50	27
Nov.98-may.99	7	4.75	4.75	0	31
Jun.99-may.00	12	5.00	6.50	150	50
May.00-dic.00	8	6.50	6.50	0	21
Ene.01-jun.03	30	5.50	1.00	-450	1
Jun.03-may.04	12	1.00	1.00	0	16
Jun.04-jun.06	25	1.25	5.25	400	35
Jun.06-oct.06	5	5.25	5.25	0	17
Dic.86-oct.06	239	6.00	5.25		29
Aumento	73				47
Reducción	84				16
Mantención	92				26

Fuente: Elaboración propia en base a datos de *Bloomberg*.

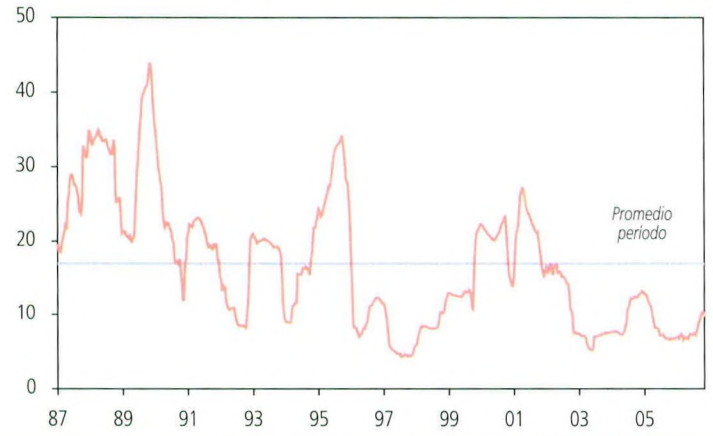
evolución del premio entre ambas tasas, basada en la evidencia mostrada en las secciones previas.

Como se vio en el punto anterior, el premio de mercado está relacionado con el ciclo de política monetaria. Así, durante la mayor parte de los períodos de ajuste monetario, el premio tiende a ser mayor que en los períodos de reducción de tasas, debido a las expectativas de ajustes adicionales que incorpora la tasa a tres meses. Partiendo de la base que la política monetaria en EE.UU. responde a consideraciones tanto de actividad como de inflación, la especificación propuesta considera el crecimiento de la producción industrial de EE.UU. como variable exógena en la evolución del premio de mercado (gráfico 5).

Los indicadores de inflación no fueron significativos para explicar la evolución de esta variable en diversas especificaciones, por lo que se excluyeron de la estimación. Esto se explicaría por el hecho de estar estimando la caracterización de un exceso de retorno de dos tasas de interés de corto plazo que deberían incorporar expectativas de inflación similares.

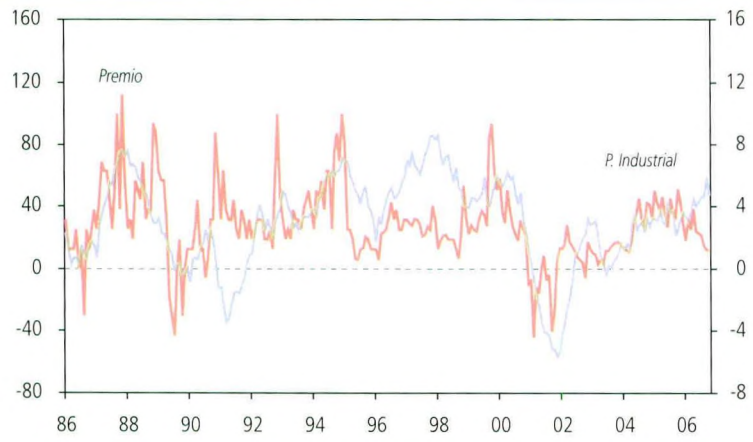
También se revisó el rol de la volatilidad de la política monetaria en la determinación del premio de mercado, y no se encontró evidencia significativa que apoyara

Volatilidad Premio de Mercado
(ventana móvil de 52 semanas, porcentaje anualizado)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de *Bloomberg*.

Producción Industrial y Premio de Mercado
(variación anual, puntos base)



Fuente: *Bloomberg*.

la hipótesis de que una mayor volatilidad llevara el mercado a incorporar mayores premios en sus tasas de corto plazo.

Por otro lado, para considerar los efectos de la dosis de política monetaria y el signo de los cambios de la tasa de política monetaria, la especificación estimada incluye, como variable explicativa del premio, el valor rezagado del cambio en la tasa *Fed funds*.

Así, con datos mensuales para el período 1987-2006, se estimó una especificación que relaciona el premio de mercado con el crecimiento de la producción industrial en EE.UU. y los cambios en la tasa *Fed funds*, como sigue:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 PI_{t-1} + \beta_2 DFF_{t-1} + \mu_t,$$

donde P_t corresponde al premio de mercado en t,

PI_t corresponde al crecimiento en doce meses de la producción industrial de EE.UU., y DFF_t al cambio en la tasa *Fed funds* en t.

Los resultados se presentan en el cuadro 2.[6] Como se observa, las variables crecimiento de la producción industrial y el cambio en la tasa *Fed funds* son significativas para explicar el premio de mercado. Por su parte, los coeficientes estimados muestran una relación positiva entre el dinamismo de la actividad y la evolución del premio, resultado que está en línea con lo esperado, por cuanto episodios de mayor actividad se asocian a expectativas de aumento de la tasa de política monetaria.

El coeficiente de la variable *DFF* rezagada confirma que existe una relación positiva entre esta y el premio de mercado. Así, la magnitud y el signo del cambio

Resultados Estimación Premio de Mercado

Variable	Coeficiente	Valor *p*
Constante	21.00	0.00
Prod. industrial (-1)	2.41	0.01
Cambio Fed funds (-1)	0.11	0.06
AR(1)	0.63	0.00
R^2	0.50	
R^2 ajustado	0.49	

Fuente: Elaboración propia en base a datos de *Bloomberg*.

[6] *Considerando que se quiso excluir la variable dependiente del set de variables explicativas para lograr una estimación más pura del efecto de cada variable en el premio, se corrigió la correlación serial de los residuos, que se captura en el parámetro de la especificación AR(1).*

de tasa es determinante en el tamaño del premio. Por ejemplo, aumentos de 25 pb en la tasa *Fed funds* se traducen, en promedio, en incrementos cercanos a 3 pb en el premio. Por tanto, al considerar que existe una constante cercana a 20 pb de premio, bajo un ciclo de alzas continuas de la tasa de política de, por ejemplo, 25 pb, y de una expansión dinámica de la actividad, el premio se situaría en torno a 40 pb. Por otro lado, en un ciclo de bajas de la tasa de política monetaria de 25 pb por vez y una actividad expandiéndose a un menor ritmo, el premio de mercado se ubicaría a niveles en torno a 20 pb. Finalmente, si suponemos un escenario en que la Reserva Federal mantiene estable la tasa de política y la actividad se expande a una tasa equivalente al promedio de la muestra, esto es, 3% anual, el premio se acercaría a 30 pb.

V. Comentarios Finales

La tasa *Libo* a tres meses puede ser utilizada en la elaboración de proyecciones de la tasa *Fed funds*; sin embargo, se debe prestar especial atención al premio existente entre ambas tasas. Este premio incluye el riesgo de crédito, un premio por plazo y un componente asociado a las expectativas de tasa de política. Respecto de este último punto, la evidencia muestra que el nivel del premio depende de manera importante de la fase del ciclo de política monetaria, siendo menor en las fases de reducción que en las de aumento de la tasa de referencia. Así, el premio promedio de los últimos años se ubica en torno a 30 puntos base, variando entre cerca de 15 pb en períodos de reducción de la tasa de instancia y en torno a 50 pb en períodos de aumento de esta tasa.

Otras características a destacar del premio entre ambas tasas, son la tendencia decreciente y la menor volatilidad registrada en los últimos años, lo que respondería a la menor incertidumbre asociada a las decisiones del Comité de Política Monetaria de la Reserva Federal.

Las estimaciones realizadas muestran que la etapa del ciclo económico y la dosis de la política monetaria son significativas para explicar la evolución del premio de mercado, existiendo, además, una relación positiva entre ambas variables y el premio de mercado. Durante un ciclo de alzas continuas de la tasa de política en un marco de expansión dinámico de la actividad, el premio se situaría en torno a 40 pb. En un ciclo de bajas de la tasa de política monetaria de 25 pb por vez y con la actividad expandiéndose a un menor ritmo, el premio de mercado se ubicaría a niveles en torno a 20 pb. Finalmente, en un escenario en que la Reserva Federal mantiene estable la tasa de política y la actividad se expande a una tasa equivalente al promedio de la muestra, esto es, 3% anual, el premio se acercaría a 30 puntos base.

Referencias

Carlson, J., B. Craig y W. Melick (2005). "Recovering Market Expectations of FOMC Rate Changes with Options on Federal Funds Futures." Working Paper N°05-07, Federal Reserve Bank of Cleveland.

González, H. (2006). "Ciclos de Política Monetaria." Mimeo, Banco Central de Chile.

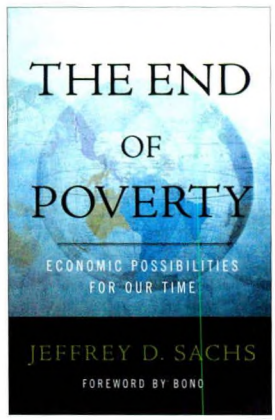
Gürkaynak, R.S., B. Sack y E. Swanson. (2002). "Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations." Working Paper N°2002-40. Board of Governors of the Federal Reserve System.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "THE END OF POVERTY"

de Jeffrey Sachs*
The Penguin Press, 2005

*Francisco A. Gallego Y.***



Tal como escribe Lucas (1988) al referirse al crecimiento económico "...La diversidad entre países en su medida de ingreso per cápita es literalmente demasiado grande para creerla (...) las consecuencias sobre el bienestar humano son simplemente asombrosas. Cuando uno empieza a pensar en ellas, es difícil pensar en otra cosa...", se podría describir este libro como la historia de un economista que una vez que piensa sobre las causas de la pobreza y de la miseria del mundo, nunca más puede pensar en otra cosa. En este sentido, el libro es, al menos en parte, una autobiografía del Jeffrey Sachs asesor de países que comenzó en Bolivia a mediados de los ochenta y continuó con los países actualmente más pobres, pasando por Rusia, Polonia e India, entre otros. Es un libro muy bien escrito, que no solo transmite ideas, sino que sobre todo describe la aventura personal e intelectual de un economista académico —uno de los más brillantes de su generación— que se convierte en asesor de políticas, recogiendo la visión política y valórica del autor sobre el deber ser del mundo actual.

De esta manera, el autor presenta un esquema conceptual para entender las causas del subdesarrollo y la pobreza, un diagnóstico de los problemas de una serie de países y una propuesta para superar la escasez en los países más pobres del mundo. Asimismo, a lo largo del libro mezcla argumentos normativos y positivos sobre el tema.

Estos comentarios, sin embargo, se centrarán en los méritos *técnicos* —desde el punto de vista de la economía— de los argumentos presentados por el autor, en términos tanto del marco conceptual como de los diagnósticos y propuestas de solución, tratando de hacer referencia a una serie de trabajos empíricos recientes. En este sentido, este comentario pretende ser un análisis estrictamente positivo, más que un análisis normativo. No se centrará en las simplificaciones que hace el autor para transmitir de modo sencillo sus argumentos a lectores que no conocen todos los detalles, sutilezas y supuestos de su análisis, ni se interesan en ellos.

La economía empírica y el método científico

Comenzaré clarificando a qué se refiere un análisis *técnico* de los argumentos del libro. La economía, en mi opinión, es una ciencia social que, como tal, avanza en el conocimiento, básicamente al generar predicciones verificables que se contrastan con la realidad. Las predicciones, en general, parten de un modelo analítico (simple o sofisticado) en el que se estudia el comportamiento de los agentes desde un

* *Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias de Borja Larraín y Felipe Larraín, así como la ayuda en la redacción de María Teresa Ferrer. Conservo el monopolio de las opiniones y errores de este artículo.*

** *Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mail: fgallego@puc.cl.*

punto de vista racional. La contribución fundamental de la modelación se relaciona con entender el rol de los incentivos que enfrentan los agentes. No existe teoría económica sin identificar mecanismos por los que los agentes respondan a incentivos, esa es *la* contribución fundamental del economista al entendimiento de la realidad. Pero el economista empírico científico no se queda ahí, sino que avanza y trata de contrastar las predicciones teóricas con la realidad de un modo serio. Esta idea explica por qué los métodos empíricos son tan importantes para los economistas aplicados. Los contrastes empíricos no solo permiten estudiar si las predicciones son correctas en un sentido estadístico, sino que, además, ayudan a entender cuán importantes son (lo que en el lenguaje de la profesión es preguntarse si son económicamente relevantes). Así, el economista empírico como científico no es un predicador, ni un ideólogo, ni alguien que aplica un conjunto de creencias de modo mecánico, sino alguien que intenta avanzar en el conocimiento del mundo aplicando el método científico.

Por tanto, estos comentarios intentan evaluar técnicamente algunos argumentos del libro, en términos de analizar si los planteamientos de Sachs son científicos en el sentido de tener o no evidencia que respalde las predicciones de un modelo analítico donde los incentivos de los agentes al momento de elegir son importantes.[1]

El libro

El libro se organiza en 18 capítulos que se pueden dividir en cuatro partes. Los primeros dos capítulos presentan la motivación del libro. Los capítulos 3 y 4 presentan el esquema conceptual que Sachs tiene en mente tanto para entender las causas del desarrollo de largo plazo de los países, como para diagnosticar sus problemas específicos (lo que él llama *clinical economics*). Luego, los capítulos 5 a 10 presentan la experiencia de Sachs como asesor de políticas (u observador ilustrado) en Bolivia, Polonia, Rusia, India, China y África. En los capítulos 11 a 18, Jeffrey Sachs presenta un conjunto de sugerencias de políticas para superar la miseria en el mundo.

En mi opinión, la parte mejor lograda del libro es la descripción de las experiencias de cada país. Es interesante notar las sutilezas de la economía política que Sachs menciona y que de alguna manera ayudan a entender mejor, por ejemplo, por qué las reformas fueron implementadas con mucho más éxito en Polonia y China que en Rusia. Además, Sachs identifica certeramente si los programas fueron exitosos o fallaron porque afectaron de manera correcta o incorrecta los incentivos de agentes claves en la operación de cualquier economía. Creo que tanto en la segunda (el marco conceptual) como en la cuarta parte (las propuestas) del libro, el autor mezcla en exceso argumentos normativos con otros positivos, a la vez que, desde un punto de vista técnico, algunos de los argumentos no son válidos. En particular, una propuesta central de Sachs es la transferencia de recursos desde el mundo desarrollado al mundo en desarrollo en la forma de ayuda externa. Estas propuestas han sido objeto de discusión amplia en círculos académicos.[2]

Parte importante de las ideas concretas a implementar con la ayuda externa corresponde a un conjunto de propuestas para superar la miseria cuya implementación no se basa en modelos económicos —en el sentido de argumentar sobre la base de cómo cambian los incentivos de los agentes claves— sino en argumentos "ingenieriles", o sea basados en argumentos tecnológicos. Lo anterior no significa que sean necesariamente soluciones incorrectas, sino que frente a ellas un análisis económico detallado no tiene mucho que aportar.

El resto de estos comentarios se centrará en las razones subyacentes que tiene Sachs para estar a favor de una mayor ayuda en el desarrollo de largo plazo, o sea los elementos subyacentes al marco conceptual de Sachs para entender los determinantes del desarrollo de largo plazo de los países.

El marco conceptual: ¿Por qué hay países ricos y países pobres?

El pensamiento de Sachs ha evolucionado hasta proponer que factores tales como la geografía y las

[1] *Ciertamente, en muchas situaciones no existen datos disponibles, o los métodos econométricos no permiten estimar efectos causales de un tipo de política sobre los resultados deseados. Esto no significa que las políticas no se deban implementar, sino que el economista como científico no tiene mucho que decir de modo definitorio.*

[2] *La respuesta más crítica a este punto es la planteada por Easterly (2006).*

condiciones de salud cumplen un rol fundamental en el desarrollo de los países y de las condiciones materiales de las personas. En este sentido, la pregunta es qué relevancia ha tenido este argumento en la investigación empírica reciente. Sachs menciona una serie de estudios (propios y de terceros) cuya evidencia apoya sus postulados. Sin embargo, existen otros trabajos recientes que cuestionan la idea de que tanto la geografía como las condiciones de salud afecten de un modo determinante el desarrollo económico de largo plazo de los países. A continuación se discuten, teórica y empíricamente, algunos resultados recientes.

Geografía: Quizás el trabajo más conocido es Acemoglu, Johnson y Robinson (2001) —en particular las tablas 6 y 7 de la sección 6—, el que muestra que, una vez que se controla por el desarrollo institucional, las condiciones geográficas y de salud no afectan el crecimiento a largo plazo de los países. Resultado muy similares aparecen en Rodrik, Subramanian y Trebbi (2004), donde el efecto de factores geográficos (como distancia al ecuador y condiciones climáticas) no afectan directamente el ingreso per-capita (aunque tienen un efecto indirecto a través del desarrollo institucional de los países).

Asimismo, en un trabajo reciente, Nunn y Puga (2007) presentan evidencia de que, en el contexto de la exportación de esclavos desde África que ocurrió en el pasado, la existencia de malas condiciones geográficas tiene un efecto positivo neto en el desarrollo de largo plazo porque permitieron que los habitantes de esas regiones pudieran evadir las cacerías de esclavos.

De modo muy interesante, estos autores muestran cómo la geografía no es buena o mala *per se*, sino que depende del contexto institucional general en que las economías se desarrollan. De hecho es posible proveer cierta evidencia empirica para sustentar este argumento, como se muestra en el gráfico 1 a continuación. Ambos paneles muestran correlaciones de variables geográficas (latitud y una variable dicotómica que mide si un país no tiene acceso al mar) con medidas de desarrollo (la densidad poblacional en 1500 y el ingreso per cápita en 1995). Los resultados muestran que las variables geográficas cambian de signo en ambos períodos (además de que los estimadores son insignificantes estadísticamente en el primer período), sugiriendo que ellas no son buenas o malas para el desarrollo *per se*.

Salud: En relación a la influencia causal de la salud en el desarrollo de largo plazo, Acemoglu y Johnson (2006) presentan evidencia de que si bien una serie de intervenciones globales desarrolladas en la primera mitad del siglo XX tuvieron un efecto significativo en las condiciones de salud de los países, estas condiciones *no* parecen tener un efecto significativo en el desarrollo de largo plazo de los países. Así mismo, Weil (2005), usando una metodología completamente diferente, encuentra que la mejoría en las condiciones de salud parece afectar positivamente el ingreso de largo plazo, pero su efecto no parece ser *económicamente relevante* para explicar las diferencias entre países en ingreso per capita. Por ejemplo, Weil reporta que eliminar diferencias de salud entre países reduce la razón de los ingresos de los países ubicados en los percentiles 90 y 10 de 20.5 a 17.9. En este sentido, un argumento central de la tesis de Sachs para explicar el subdesarrollo no tiene sustento empírico y, por tanto, plantea ciertas dudas sobre el diagnóstico y las recomendaciones de política que el autor plantea.

El argumento anterior no implica que las recomendaciones sugeridas por Sachs con respecto a implementar iniciativas que mejoren las condiciones de salud de las personas no estén justificadas (de hecho, Acemoglu y Johnson sugieren que intervenciones globales son especialmente exitosas en mejorar las condiciones de salud de las personas, así mismo Becker, Philipson y Soares (2005) identifican efectos de primer orden de las condiciones de salud en el bienestar de las personas). Más bien, esta discusión apunta a que no hay evidencia contundente que apoye la noción que esa mejora en las condiciones de salud vaya a aumentar el desarrollo de los países o a garantizar la superación de la pobreza en el mundo.

Muchos lectores se preguntarán: pero, ¿cómo es posible que una mejora en las condiciones de salud no implique una mejora en el desarrollo o una baja permanente en la pobreza? Ciertamente es posible cuando se considera que los determinantes del ingreso de un país o de una familia no solo dependen de las condiciones de salud de las personas (o, más en general, de su capital humano), sino también

de las oportunidades laborales a su alcance.[3] Por tanto, buenas condiciones de salud en entornos donde no existen buenas oportunidades de empleo o no hay la posibilidad de apropiarse del retorno del capital humano propio podrían no tener un efecto significativo en el ingreso de largo plazo.[4]

Lo anterior se puede entender en un contexto en que el proceso de desarrollo depende de una serie de factores que interactúan (y se complementan) entre sí, y que son los que determinan el desarrollo de largo plazo de los países. Sachs reconoce este argumento en diferentes partes del libro, a veces implícita y en otras explícitamente. Pero, a la hora de las recomendaciones, parece poner un énfasis excesivo en unos pocos factores. ¿Por qué? Porque, en esencia, él tiene en mente un modelo de trampas de pobreza en que, por una serie de factores, algunos países o personas no pueden acumular suficiente capital (de diferentes tipos) y, de ese modo, perpetúan las situaciones de escasez. Estos modelos son muy interesantes y siguen desarrollándose dentro de la ciencia económica.[5] Pero nuevamente cabe preguntarse si estos mecanismos son relevantes estadística y, sobre todo, económicamente. Aquí la respuesta no es tan clara. Por ejemplo, tomemos el trabajo de Dasgupta y Ray (1986), uno de los modelos más populares de trampas de pobreza en la literatura de desarrollo económico, y especialmente relevante para el argumento de Sachs porque enfatiza el rol de las condiciones de salud. El modelo analítico de este estudio sugiere una interacción biunívoca entre salud e ingreso. Las personas necesitan un nivel mínimo de salud para poder generar ingreso y, a la vez, necesitan gastar parte de su ingreso para mejorar sus condiciones de salud. Entonces, la trampa de pobreza en este contexto aparece porque las personas tienen demasiado mala salud para poder trabajar y generar ingresos y, por ello, son pobres y sus condiciones de salud no mejoran.

Pero, ¿es relevante este mecanismo? Conceptualmente, existiría trampa de pobreza en este caso solo si el producto de la elasticidad ingreso de la salud por la elasticidad salud del ingreso fuese mayor que 1. Sin embargo, las estimaciones empíricas disponibles sugieren que ambas elasticidades son menores que 1 y, por tanto, la relevancia económica de este modelo es cuestionable.[6]

¿Qué queda por hacer, entonces? La investigación económica, en mi opinión, está recién comenzando a dar respuestas empíricas sólidas respecto de los determinantes de largo plazo del desarrollo de los países. El mundo pobre hoy, en particular África al sur del Sahara, sigue siendo una paradoja y un urgente recordatorio no solo para los países ricos, sino también para los académicos interesados en aplicar científicamente la economía para entender las causas fundamentales del subdesarrollo. En esta línea, cabe mencionar dos corrientes de investigación reciente. Nunn (2006 y 2007) estudia los efectos del comercio de esclavos en el desarrollo de largo plazo de África. Este autor desarrolla un modelo teórico en que la extracción inicial de recursos por parte de los colonizadores de África reduce el retorno de las actividades productivas y hace que los agentes se trasladen a actividades poco productivas que empujan la economía a un equilibrio de subdesarrollo. Este equilibrio persiste en el tiempo, aun luego de que los colonizadores dejan las colonias. El mecanismo central del modelo es la instauración de instituciones extractivas que afectan los *incentivos* de los agentes en términos de qué actividades realizar.

Nunn (2006) presenta evidencia empírica de la existencia de un efecto causal negativo del número de esclavos exportados desde cada país sobre su desarrollo de largo plazo. Más aún, Nunn demuestra que el mecanismo a través del cual la esclavitud afectó el desarrollo se relaciona con la fraccionalización étnica y la mala calidad de las instituciones. La racionalidad de este argumento es que la exportación de esclavos afectó fuertemente la solidez de las sociedades de origen. Por ejemplo, la exportación de esclavos generó sociedades étnicamente más

[3] *Si bien existe bastante consenso en que las intervenciones de salud mejoran los resultados laborales a nivel individual (ver, por ejemplo, Thomas et al., 2004), Acemoglu y Johnson argumentan que existen efectos de equilibrio general que no permiten garantizar un aumento del ingreso a nivel agregado.*

[4] *Se puede usar el ejemplo de Cuba en este caso. Según muchos indicadores, los cubanos tienen condiciones de salud y educación muy favorables, pero este mayor capital humano no se traduce en mayores ingresos personales y desarrollo de largo plazo para la isla por la ausencia de otras condiciones elementales , como respeto de los derechos de propiedad, existencia de un sistema de precios que asigne los recursos de modo eficiente, etc.*

[5] *Ver Azariadis y Stachurski (2006) para una revisión.*

[6] *Ver, por ejemplo, Strauss y Thomas (1995).*

fragmentadas porque, por lo general, quienes vendían los esclavos eran miembros de otros grupos étnicos.

Una segunda línea de investigación reciente que puede ilustrar respecto de las causas del bajísimo nivel de desarrollo en África está en Bates, Coastworth y Williason (2006). La pregunta fundamental aquí es qué puede aprender África del período post independencia de América Latina. En cierto sentido, los autores argumentan que el período posterior a la independencia (digamos los primeros 50 ó 70 años) de muchos países latinoamericanos tiene grandes similitudes con el desempeño de los países africanos desde la independencia (que en muchos casos aún no llega a 50 años). Bates et al. (2006) argumentan que el desempeño económico y político de América Latina al comienzo se parece al de los países de África. Por tanto, los autores argumentan que es posible que el desempeño reciente de África simplemente se deba a un período de colapso post-imperial, para entrar en una etapa de estabilidad política. Quizás sea un argumento demasiado optimista. Quizás se pueda responder que las hambrunas y desastres humanitarios que ha sufrido África post-independencia no tienen comparación con lo observado en América Latina en el período inmediatamente posterior a la independencia (con la excepción de una hambruna en Brasil en 1876-1879). Quizás se pueda argumentar que sin duda el mundo de 1810-1820 es muy diferente al mundo de 1860 en una serie de dimensiones. El tiempo dirá si tienen la razón.

Comentarios menores

A continuación comentaré brevemente dos argumentos presentes en el libro y que han sido analizados en estudios recientes.

El primero es un argumento informal del autor en cuanto a que los planteamientos de De Soto (2000) sobre la importancia de los derechos de propiedad en el desarrollo son débiles y no tienen soporte empírico. Una línea de investigación reciente ha demostrado lo contrario usando experimentos naturales relacionados con la propiedad de la vivienda de personas pobres. Esta argumenta que la existencia de derechos de propiedad tiene efectos de primer orden en una serie de dimensiones importantes para explicar el desarrollo: decisiones de inversión, participación en la fuerza laboral, decisiones de fertilidad y percepciones sobre el sistema económico, entre otros. Field (2005a, 2005b y 2006) y Field y Torero (2006) estudian los efectos de los programas de entrega de títulos de propiedad en Perú durante el gobierno de Fujimori. Di Tella, Galiani y Schargrodsky (2007) y Galiani y Schargrodsky (2007) usan datos de Buenos Aires. Es importante mencionar que estos estudios no encuentran efectos sobre el acceso al crédito, al contrario de lo que cabría esperar, lo que a la vez muestra que no existen panaceas en temas de desarrollo. Una explicación institucional para este fenómeno es que, en la ausencia de sistemas judiciales desarrollados en estos países, es difícil esperar que aumente el acceso al crédito de modo significativo incluso si existen títulos de propiedad pero inseguridad en el cobro de créditos.

El segundo argumento de Sachs es que África siempre ha estado en un nivel inferior de desarrollo, dada su situación geográfica y climática. Este planteamiento es factualmente incorrecto. Nunn (2007) muestra que algunas partes de África antes de la colonización habían logrado un equilibrio de producción alta que desaparece por la extracción de los colonizadores. Los datos presentados en Maddison (2003) y en Acemoglu, Johnson y Robinson (2002) confirman esta idea.

Conclusiones

La lectura de este libro es un ejercicio muy interesante desde diferentes puntos de vista. Llama la atención la aventura intelectual, técnica y humana de Jeffrey Sachs como asesor de políticas de países en desarrollo. Desde ese punto de vista estamos en presencia de un gran libro. Yo he preferido, sin embargo, comentar el libro desde un punto de vista técnico, tratando de aportar en particular en la presentación de evidencia empírica reciente sobre las causas fundamentales del desarrollo de largo plazo de los países. En esta dimensión, en mi opinión, no está claro que el marco conceptual que subyace al análisis de Sachs garantice que su propuesta de aumentar la ayuda a los países en desarrollo invirtiendo en una serie de propuestas (muchas de ellas orientadas a mejorar las condiciones de salud de las personas) aseguren el fin de la pobreza en el mundo. Esto no obsta reconocer muchas de las virtudes del libro y, sobre todo, agradecer la invitación

que el autor extiende al mundo desarrollado a no quedar indiferentes frente a la tragedia humana que significa el subdesarrollo en el mundo de hoy.

Referencias

Acemoglu, D. y S. Johnson (2006). "Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth." Mimeo, Massachussets Institute of Technology.

Acemoglu, D., S. Johnson y J. Robinson (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation." *American Economic Review* 91(5): 1369-401.

Acemoglu, D., S. Johnson y J.A. Robinson (2002). "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution." *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1231–94.

Azariadis, C. y Stachurski (2004). "Poverty Traps." En *Handbook of Economic Growth*, editado por S. Durlauf y P. Aghion: Elsevier Publishers.

Bates, R., J. Coastworth y J. Williamson (2006). "Lost Decades: Lessons from Post-Independence Latin America for Today's Africa." Mimeo, Harvard University.

Becker, G.S., T.J. Philipson y R.R. Soares (2005). "The Quantity and Quality of Life and the Evolution of World Inequality." *American Economic Review* 95(1): 277-91.

Dasgupta, P. y D. Ray (1986). "Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment: Theory." The Economic Journal 96(384): 1011-34.

De Soto, H. (2000). *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. Nueva York, N.Y., EE.UU.: Basic Books.

Di Tella, R., S. Galiani y E. Schargrodsky (2007). "The Formation of Beliefs: Evidence from the Allocation of Land Titles to Squatters." *Quarterly Journal of Economics* 122(1): .

Easterly, W. (2006). "The Big Push Déjà Vu. A Review of Jeffrey Sachs, The End of Poverty: Economic Possibilities for Our Time." *Journal of Economic Literature* 44(1): 96-105.

Field, E. (2005a). "Fertility Responses to Land Titling: The Roles of Ownership Security and the Distribution of Household Assets." Mimeo, Harvard University.

Field, E. (2005b). "Property Rights and Investment in Urban Slums." *Journal of the European Economic Association* 3(2-3): 279-90.

Field, E. (2006a). "Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru." Mimeo, Harvard University.

Field, E. y M. Torero (2006). "Do Property Titles Increase Credit Access among the Urban Poor? Evidence from a Nationwide Titling Program in Peru." Mimeo, Harvard University.

Galiani, S. y E. Schargrodsky (2007). "Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling." Mimeo, Universidad de San Andrés.

Lucas, R. (1988) "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics* 22(julio): 3 –42.

Maddison, A. (2003). *The World Economy: Historical Statistics*. París, Francia: Organisation for Economic Cooperation and Development.

Nunn, N. (2006). "The Long-Term Effects of Africa's Slave Trades." Mimeo, University of British Columbia.

Nunn, N. (2007). "Historical Legacies: A Model Linking Africa's Past to its Current Underdevelopment." *Journal of Development Economics* 83(1): 157– 75.

Nunn, N. y D. Puga (2007). "Ruggedness: The Blessing of Bad Geography in Africa." Mimeo, University of British Columbia.

Rodrik, D., A. Subramanian y F. Trebbi (2004). "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development." *Journal of Economic Growth* 9(2): 131-65.

Strauss, J. y D. Thomas (1995). "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions." En *Handbook of Development Economics, vol 3*, editado por J. Behrman y T.N. Srinivasan. Amsterdam: North Holland.

Thomas, D. et al. (2004). "Causal Effect of Health on Labor Market Outcomes: Evidence from a Random Assignment Iron Supplementation Intervention." Mimeo, UCLA.

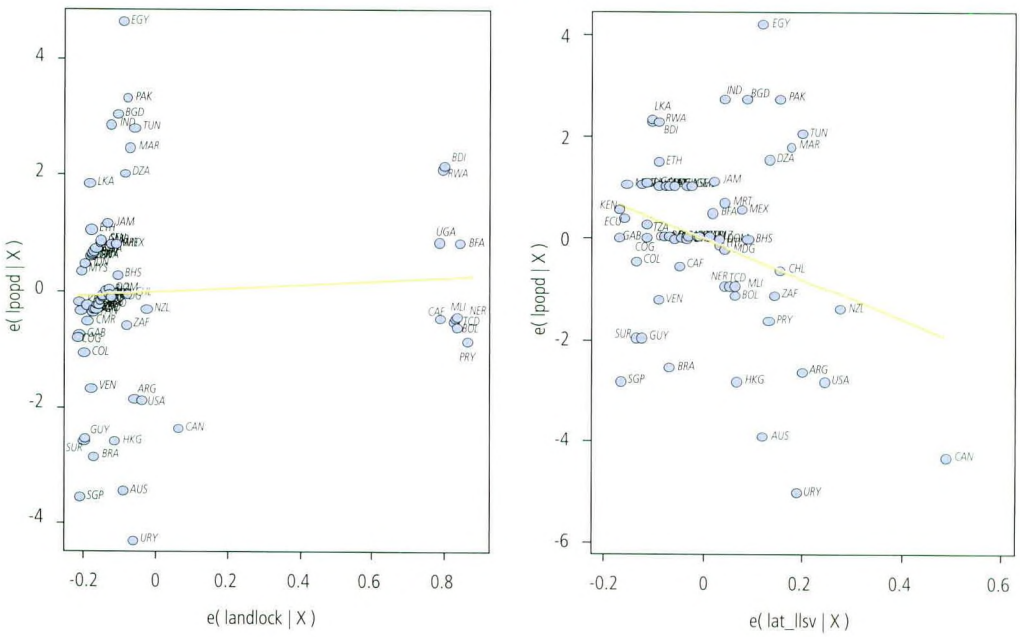
Weil, D.N. (2005). "Accounting for the Effect of Health on Growth." Mimeo, Brown University.

APÉNDICE

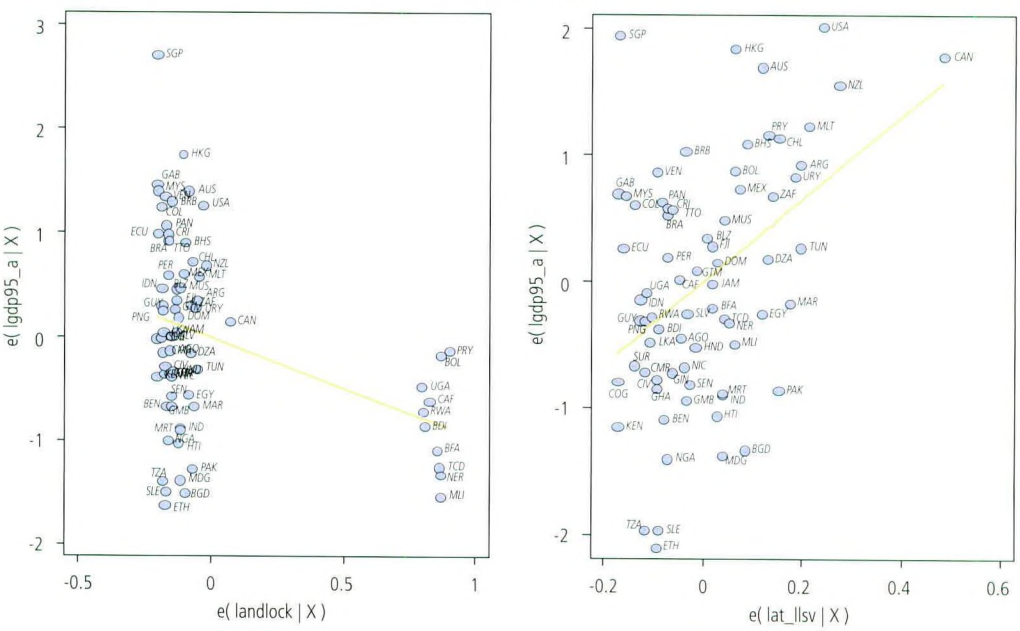
GRÁFICO A1

Geografía y Desarrollo

Panel A: Año 1500



Panel B: Año 1995

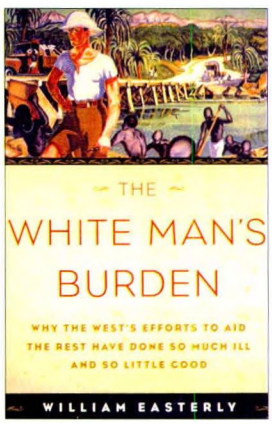


Fuente: Acemoglu, Johnson y Robinson (2001 y 2002).

COMENTARIO AL LIBRO "THE WHITE MAN'S BURDEN"

de William Easterly
The Penguin Press, 2006

J. Rodrigo Fuentes S.[*]



Un tema recurrente en la agenda de los gobiernos de economías avanzadas, organismos internacionales y sociedades modernas es cómo erradicar el hambre y las enfermedades que azotan a los países con pobreza extrema. Sin duda, este es uno de los desafíos más importantes que enfrenta hoy la humanidad y que Bill Easterly presenta como una de las grandes tragedias, una tragedia de la cual la gente en Occidente está muy consciente. No obstante, este libro hace un esfuerzo por enfocar la discusión en una segunda tragedia menos conocida: las economías occidentales han gastado 2.3 billones de dólares en los últimos cincuenta años —sin conseguir avances— en la lucha por disminuir la pobreza que sean comparables con ese gasto. Mientras el "hombre blanco" (léase la sociedad de los países de Occidente más otros países desarrollados como Japón) no sea capaz de entender por qué la ayuda humanitaria no lleva el alivio esperado a los países pobres, difícilmente podrá avanzar en la solución de la primera tragedia.

Objetivos e incentivos

Para motivar la discusión de cómo funciona el sistema de ayuda a los países pobres, Easterly plantea en sus primeras páginas un rompecabezas como el siguiente: ¿Cómo se explica que millones de niños de pobreza extrema no reciban medicinas o tratamientos que cuestan centavos, cuando hay grandes organizaciones que recaudan millones de dólares para sacarlos de tan aflictiva situación, mientras al mismo tiempo miles de niños acomodados en todo el mundo reciben el último libro de la colección de *Harry Potter* en la puerta de su casa a horas de haber sido impreso? Si bien la analogía entre ambas situaciones puede molestar a muchos lectores que piensan que se está haciendo una comparación injusta para resolver problemas muy distintos, me parece que el autor coloca sobre la palestra un punto esencial para solucionar el problema, esto es, la distinción entre los planificadores (*planners*) y los buscadores de oportunidades (*searchers*). Los que están a cargo de solucionar el problema de distribución de la ayuda humanitaria pertenecen al primer grupo; los encargados de la distribución del último libro de *Harry Potter* pertenecen al segundo.

Los planificadores siempre se plantean grandes objetivos —o, en palabras del autor, objetivos utópicos— del orden de cómo eliminar el hambre en el mundo o erradicar las enfermedades que causan miles de muertes diarias en África. En función de eso, gastan grandes cantidades de recursos motivados con la idea de que esos países se encuentran en una trampa de pobreza y que solamente un "gran empujón" (*big push*) puede ayudarlos a superar la situación. Por otro lado, los buscadores se plantean pequeños objetivos concretos que buscan la forma de alcanzarlos utilizando un criterio de eficiencia. Pero ¿qué hace que unos logren su cometido y otros no? La respuesta que propone Easterly en su libro es principalmente el no tener que rendir cuentas (*accountability*) y la falta de retroalimentación de sus acciones que experimentan los del primer grupo. Por el contrario, los buscadores reciben permanente

[*] *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.*

retroalimentación desde sus clientes, tienen que estar atentos para saber si el servicio que proveen es el deseado por quienes lo reciben y deben dar cuenta en caso de fracasar en el logro del objetivo. El principal problema de los planificadores es que ellos no reciben retroalimentación y tampoco dan cuenta del fracaso de haber gastado millones de dólares sin estar seguros de que llegaron adonde iban destinados, porque tampoco se realizan buenas evaluaciones de los resultados de su esfuerzo.

Esta diferencia en el éxito obtenido por *planners* y *searchers* se explica por un problema de falta de incentivos que recompensen el logro de objetivos y castiguen el desvío de recursos. Al leer este libro me vino a la memoria la excelente obra de Steven E. Landsburg "The Armchair Economist", que comienza con la siguiente frase: "La gente responde a incentivos. El resto es comentario". Landsburg va mostrando con ejemplos de la vida cotidiana cómo una y otra vez los incentivos explican la conducta humana. En ese espíritu, Easterly, en un libro muy bien escrito, presenta numerosos ejemplos de cómo grandes planes han fracasado y derriba mitos arraigados acerca de la forma que debería utilizar el "hombre blanco" para ayudar a resolver la tragedia de la pobreza en muchos lugares del mundo. Más aún cuando esta posición es la de un economista que formó parte de los grandes planes de organismos internacionales y que tuvo la oportunidad de visitar y conocer de cerca la realidad de los países a los cuales se desea ayudar.

Documentación del problema

A lo largo del libro este economista ilustra su punto en una mezcla muy bien lograda de anécdotas del mundo real y serios estudios académicos que prueban diferentes hipótesis, como, por ejemplo, que la ayuda no ha favorecido el crecimiento de aquellos países que la reciben o que la ayuda no lleva a mejores gobiernos. Esto lo enlaza muy bien con una de las políticas fuertemente asentadas en los organismos internacionales, que consiste en canalizar la ayuda a través de los gobiernos. De esta forma, la ayuda va a parar a malos gobiernos, porque los planificadores no buscan la forma de pasar por el lado de los gobiernos y llegar directamente a las personas que lo necesitan. Así, muchos recursos son malgastados, y terminan alimentando la corrupción más que a los niños hambrientos. La ayuda o los gobiernos de Occidente no deberían tener como objetivo cambiar los malos gobiernos por buenos gobiernos, porque esto no es factible de alcanzar, sino simplemente asegurarse de que esta ayuda llegue a quienes la necesiten.

De la misma forma que la ayuda no puede cambiar a los gobiernos, el autor plantea que los mercados no pueden ser planeados, es decir, ataca a otro de los mitos: que Occidente puede transformar a las economías pobres. Pero el deseo de especializarse y comerciar con otras personas es parte inherente de la humanidad, lo que conduce a que los mercados nazcan espontáneamente y se adapten al sistema institucional que existe en cada país. Los mercados no pueden ser construidos desde afuera, ellos nacen desde abajo hacia arriba, sin planificación alguna. La existencia de ellos es clave para el funcionamiento de las economías, porque allí opera el tener que rendir cuenta y la retroalimentación.

¿Cuál es la solución?

Siendo consecuente con la visión planteada de la diferencia entre planificadores y buscadores, el libro no ofrece un Gran Plan para mejorar la efectividad de la ayuda extranjera, ya que el único Gran Plan es que hay que discontinuar los Grandes Planes. En ese plano —a mi parecer—, el libro es convincente en cuanto a que la actual solución aplicada por los gobiernos de Occidente y los organismos internacionales no ha servido de mucho y que efectivamente es una tragedia que tantos recursos gastados hayan hecho tan poco por solucionar los problemas propuestos.

La parte de las propuestas de cómo terminar con esta ineficiencia es menos clara. A partir de casos concretos en que la ayuda ha sido efectiva, el lector puede tener una idea acerca de qué políticas funcionan en la práctica, y de que estas no pueden ser impuestas porque deben nacer de los propios interesados en resolver sus problemas. No obstante, queda la sensación de que todavía hay mucho por hacer y que cuesta saber por dónde empezar. Easterly incluye un capítulo completo de ejemplos de economías en que operaron buscadores de oportunidades que implementaron soluciones apropiadas a sus economías, sin mayor ayuda de Occidente. Presenta los casos emblemáticos de los países asiáticos, partiendo por Singapur y Hong

Kong, siguiendo por Japón, China, India y Turquía. En América Latina ilustra el caso de Chile, como un país que progresó sin los grandes planes de Occidente. Incluso en África es posible citar el caso de Botswana, el país con la mayor tasa de crecimiento en el mundo durante las últimas cuatro décadas. Si bien este último ha basado su crecimiento en la explotación de un recurso natural (diamantes), lo que lo hace diferente de otros países ricos en recursos naturales, es que los buscadores locales encontraron la fórmula de sacar buen partido a esta bendición llamada recursos naturales. En lugar de nacionalizarlos, como hacen hoy en día muchos países, el gobierno de Botswana se asoció con capitales privados para explotar el recurso y usar las rentas obtenidas de forma eficiente, fortaleciendo sus instituciones e invirtiendo en educación e infraestructura.

Como dije antes, la fuerza del libro radica en las recomendaciones de lo que no se debe hacer, más que en acciones concretas que se pueden tomar para mejorar la efectividad de la ayuda de Occidente. En su capítulo final, Bill Easterly esboza algunas recomendaciones para mejorar la efectividad de la ayuda, pero como él deja entrever una y otra vez, está muy consciente de que no sabe cómo implementar muchas de estas soluciones. En primer lugar, plantea que es necesario dejar de soñar con objetivos utópicos; en lugar de planear pensando en solucionar grandes cosas, recomienda intentar facilitar el desarrollo a través de pequeñas reformas que gatillen el ingenio de los buscadores para solucionar sus propios problemas. Esto no significa dejar de entregar antibióticos o alimentos en las comunidades de extrema pobreza, sino intentar llegar a quienes los necesitan y generar los incentivos para que los buscadores en estas comunidades puedan actuar. Burócratas internacionales llevando ayuda a través de burócratas gubernamentales ha demostrado ser un camino improductivo.

Luego, una vez más a través del uso de ejemplos, muestra cómo la libertad de elegir, el dar cuenta y la retroalimentación, mecanismos que son propios de mercados libres, pueden ayudar a resolver muchos problemas. Realizar evaluaciones científicas de los procesos de ayuda, es clave para mejorar la efectividad de la ayuda prestada por las agencias internacionales. Estas deben transformarse en buscadores de oportunidades para llegar a su objetivo de aliviar la carga que significa la extrema pobreza, con lo cual no existe una única receta de cómo debe hacerse llegar la ayuda, es decir, no se necesitan grandes planes. Pero, como el autor reconoce, estas recomendaciones son muy generales y difíciles de implementar en la práctica, porque implica transformar la forma de trabajar de organismos internacionales o de personas específicas que no tienen incentivos para cambiar.

En resumen, este es un libro que cumple con el objetivo de llamar la atención del lector hacia la segunda tragedia y en explicar por qué existe. Su análisis es impecable y se presenta en forma clara y sin tecnicismos, matizado con explicaciones intuitivas de trabajos académicos publicados. Donde aún queda mucho por hacer, como el mismo autor reconoce, es en el campo de cómo mejorar lo que actualmente hay. Pero sin duda este trabajo de Bill Easterly es un paso importante en la dirección correcta al destacar los puntos débiles y las posibles soluciones.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2007

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del Journal of Economic Literature (JEL), y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

Alonso, G., P. Esguerra, L.A. Flórez y F. Hamann (2006). "Política Monetaria y Cambiaria y Estabilidad del Tipo de Cambio en Algunos Países Emergentes: Hungría, Chile, China, Perú y Brasil." Borradores de Economía N° 426, Banco de la República, Colombia.

Clements, B., C. Faircloth y M. Verhoeven (2007). "Public Expenditure in Latin America: Trends and Key Policy Issues." IMF Working Paper N° 07/21.

* De Mello, L. y D. Moccero (2007). "Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The Cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico." OECD Economics Department Working Paper N° 545.

Heenan, G., M. Peter y S. Roger (2006). "Implementing Inflation Targeting: Institutional Arrangements, Target Design, and Communications." IMF Working Paper N° 06/278.

Vega, M. (2006). "Skewed Policy Responses and IT in Latin America." Computing in Economics and Finance Series, N° 61.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* David, A. (2007). "Controls on Capital Inflows and External Shocks." World Bank Policy Research Working Paper N° 4176.

* Sakho, Y.S. (2006). "Contagion and Firms' Internationalization in Latin America: Evidence from Mexico, Brazil, and Chile." World Bank Policy Research Working Paper N° 4076.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Hunter, D. (2006). "The Evolution of Stock Market Integration in the Post-liberalization Period - A look at Latin America." *Journal of International Money and Finance* 25(5): 795-826.

* Ochoa, M. (2006). "An Interpretation of an Affine Term Structure Model for Chile."

Estudios de Economía 33(2): 155-84.

Olavarrieta, S. y P. Zutta (2007). "Determinantes de la Estructura de Financiación: Evidencia Empírica para Chile." *El Trimestre Económico* Vol. LXXIV(1): 161-93.

Rozinka, E. y W. Tapia (2007). "Survey of Investment Choice by Pension Fund Members." Documento de Trabajo N° 7, OECD Papers on Insurance and Private Pensions.

Schmukler, S., J.C. Gozzi y A. de la Torre (2007). "Capital Market Development: Whither Latin America ?" World Bank Policy Research Working Paper N° 4156.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

* Agostini, C. y P.H. Brown (2007). "Spatial Inequality in Chile." Documento de Trabajo N° 178. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

* Benavente, J.M., J. De Gregorio y M. Núñez (2006). "Rates of Return for Industrial R&D in Chile." Documento de Trabajo N° 220, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Díaz, J., R. Lüders y G. Wagner (2007). "Economía Chilena 1810-2000. Producto Total y Sectorial. Una Nueva Mirada." Documento de Trabajo N° 315, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Fuentes, R. y R. Chumacero (2006). "Economic Growth in Latin America: Structural Breaks or Fundamentals." *Estudios de Economía* 33(2): 141-54.

Goyal, R. y R. Sahay (2007). "Volatility and Growth in Latin America: An Episodic Approach." IMF Working Paper N° 06/287.

Herzer, D. y F. Nowak-Lehmann (2006). "Is there a Long-run Relationship Between Exports and Imports in Chile?" *Journal Applied Economics Letters* 13(15): 981-86.

Ruiz-Tagle, M.T. (2006). "Why do Manufacturing Plants Invest in Environmental Management?" Environmental Economy and Policy Research Working Paper N° 20, University of Cambridge.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Agostini, C. y G. Palmucci (2007). "Capitalización Heterogénea de un Bien Semipúblico: El Metro de Santiago." Documento de Trabajo N° 175. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Agostini, C. y G. Palmucci (2007). "Anticipated Capitalization of the Santiago Metro System on Housing Prices." Documento de Trabajo N° 176. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

* Benavente, J.M. y E. Melo (2006). "Determinantes Socioeconómicos de la Criminalidad en Chile durante los Noventa." Documento de Trabajo N° 223, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

* Benavente, J.M. y J.L. Contreras (2006). "Margen de Utilidad y Distribución de las Rentas: La Industria Manufacturera Chilena Durante los Noventas." Documento de Trabajo N° 219, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Benavente, J.M., A. Galetovic y R. Sanhueza (2006). "Fogape: An Economic Análisis."

Documento de Trabajo N° 222, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Contreras, D. y R. Herrera (2007). "Refuerzo Escolar para Niños Pobres: ¿Funciona?" *El Trimestre Económico* Vol. LXXIV(1): 123-59.

* Cowan, K. (2007). "¿Estabilidad del Empleo o del Ingreso? Un Análisis del Sistema de Protección Contra el Desempleo en Chile." *Estudios Públicos* N° 105.

Fernández, R. (2006). "¿GES o no GES? Esa es la Cuestión." *Revista Española de Economía de la Salud* 5(6): 361-68.

Gómez-Lobo, A., J. Peña-Torres y P. Barría (2007). "ITQ's in Chile: Measuring the Economic Benefits of Reform." Documento de Trabajo N° 179. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Mancero, X. y E. Saavedra (2007). "Un Modelo de Entrada y Competencia en Telecomunicaciones." Documento de Trabajo N° 171. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Murillo, M.V. y C. Le Foulon (2006). "Crisis and Policymaking in Latin America: The Case of Chile's 1998-99 Electricity Crisis." *World Development* 34(9): 1580-596.

Perticara, M. (2007). "Women Employment Transitions and Fertility." Documento de Trabajo N° 172. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

* Petrin, A. y J. Sivadasan (2006). "Job Security Does Affect Economic Efficiency: Theory, A New Statistic, and Evidence from Chile." NBER Working Paper N° 12757.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

De Mello, L. y D. Moccero (2007). "Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The Cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico." OECD Economics Department Working Paper N° 545.

In 1999, new monetary policy regimes were adopted in Brazil, Chile, Colombia and Mexico, combining inflation targeting with floating exchange rates. These regime changes have been accompanied by lower volatility in the monetary stance in Brazil, Colombia and Mexico, despite higher inflation volatility in Brazil and Colombia. This paper estimates a conventional New Keynesian model for these four countries and shows that: i) the post-1999 regime has been associated with greater responsiveness by the monetary authority to changes in expected inflation in Brazil and Chile, while in Colombia and Mexico monetary policy has become less counter-cyclical, ii) lower interest-rate volatility in the post-1999 period owes more to a benign economic environment than to a change in the policy setting, and iii) the change in the monetary regime has not yet resulted in a reduction in output volatility in these countries.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

David, A. (2007). "Controls on Capital Inflows and External Shocks." World Bank Policy Research Working Paper N° 4176.

The author attempts to analyze whether price-based controls on capital inflows are successful in insulating economies against external shocks. He presents results from vector auto regressive (VAR) models that indicate that Chile and Colombia, countries that adopted controls on capital inflows, seem to have been relatively well insulated against external disturbances. Subsequently, he uses the auto regressive distributed lag (ARDL) approach to co-integration to isolate the effects of the capital controls on the pass-through of external disturbances to domestic interest rates in those economies. The author concludes that there is evidence that the capital controls allowed for greater policy autonomy.

Sakho, Y.S. (2006). "Contagion and Firms' Internationalization in Latin America: Evidence from Mexico, Brazil, and Chile." World Bank Policy Research Working Paper N° 4076.

The author investigates whether contagion matters when emerging market firms cross-list their stocks in a developed capital market. She develops a rational expectations model where financial markets are segmented along emerging markets' borders and contagion spreads from one emerging market to another through the actions of international investors rebalancing their portfolio using stocks cross-listed in the developed market. The author finds that contagion is a cost of internationalization as cross-listed stocks are more affected by contagion than pure domestic stocks. Furthermore, a welfare analysis of international cross-listing versus financial autarky suggests that the benefits of internationalization in terms of less information asymmetry and better market efficiency offset the costs of contagion. Her model is able to explain some transmission of the 1998 Brazilian crisis to Mexico and Chile.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Ochoa, M. (2006). "An Interpretation of an Affine Term Structure Model for Chile." *Estudios de Economía* 33(2): 155-84.

This paper attempts to provide an economic interpretation of the factors that drive the movements of interest rates of bonds of different maturities in a continuous-time no-arbitrage term structure model for Chile. The dynamics of yields in the model are explained by two latent factors, namely the instantaneous short rate and its time-varying central tendency. The model estimates suggest that the short end of the yield curve is mainly driven by changes in first latent factor, while long-term interest rates are mainly explained by the second latent factor. Consequently, when examining movements in the term structure, one should think of at least two forces that hit the economy: temporary shocks that change short-term and medium-term interest rates by much larger amounts than long-term interest rates, causing changes in the slope of the yield curve; and long-lived innovations which have persistent effects on the level of the yield curve.

Código JEL: O / *DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO*

Agostini, C. y P.H. Brown (2007). "Spatial Inequality in Chile." Documento de Trabajo Nº 178. Departamento de Economía, Universidad ILADES-Georgetown.

Despite success in reducing poverty over the last twenty years, inequality in Chile has remained virtually unchanged, making Chile one of the least equal countries in the world. High levels of inequality have been shown to hamper further reductions in poverty as well as economic growth and local inequality has been shown to affect such outcomes as violence and health. The study of inequality at the local level is thus crucial for understanding the economic well-being of a country. Local measures of inequality have been difficult to obtain, but recent theoretical advances have enabled the combination of survey and census data to obtain estimators of inequality that are robust at disaggregated geographic levels. In this paper, we employ this methodology to produce consistent estimators of inequality for every county in Chile. We find a great deal of variation in inequality, with county-level Gini coefficients ranging from 0.41 to 0.63.

Benavente, J.M., J. De Gregorio y M. Núñez (2006). "Rates of Return for Industrial R&D in Chile." Documento de Trabajo Nº 220, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Using a panel data of innovative Chilean firms, we obtain a private return for R&D expenditure close to 30% during the nineties. Despite the fact of being almost twice the return obtained for physical capital - 17 %, results show that R&D expenditure causes contemporaneous negative impacts over firms' profits suggesting that a learning process is in place. Nevertheless, after two years, the net effect is positive and may explain why private participation in research activities is still very low in Chile.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Benavente, J.M. y E. Melo (2006). "Determinantes Socioeconómicos de la Criminalidad en Chile durante los Noventa." Documento de Trabajo Nº 223, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Este trabajo entrega contundente evidencia de que la criminalidad en Chile presenta una alta persistencia. No obstante lo anterior, existe un conjunto de variables socio económicas que explican la evolución de la mayoría de los crímenes de connotación pública en Chile durante la década de los noventa. Los resultados muestran que la tasa de desempleo está positivamente correlacionada con el nivel de crimen como así también el nivel de ingreso de las personas. Por otra parte, la tasa de escolaridad está negativamente asociada al nivel de crímenes exceptuando el caso de las denuncias por drogas. Los resultados encontrados muestran que las variables mencionadas tienen un impacto mayor en las denuncias en drogas aunque con el signo opuesto respecto a los demás tipos de crímenes.

Benavente, J.M. y J.L. Contreras (2006). "Margen de Utilidad y Distribución de las Rentas: La Industria Manufacturera Chilena Durante los Noventas." Documento de Trabajo Nº 219, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

En este trabajo se estima en forma conjunta el markup y la distribución de la renta a cada uno de los factores productivos en la industria manufacturera chilena durante los noventa. Mediante el uso de Método de Momentos Generalizado se encuentra que la mano de obra se lleva un 21% de las rentas, mientras que los proveedores de insumos un 16 %. Lo restante queda en manos de los dueños del capital. Adicionalmente,

se muestra que la falta de consideración sobre la existencia de imperfecciones en el Mercado de insumos genera sesgos importantes en las estimaciones del markup, aspecto ignorado en la literatura previa.

Cowan, K. (2007). "¿Estabilidad del Empleo o del Ingreso? Un Análisis del Sistema de Protección Contra el Desempleo en Chile." *Estudios Públicos* Nº 105.

En Chile un 70% de los trabajadores tiene miedo a perder su fuente de trabajo. Este temor está bien fundado si se considera que en Chile uno de cada cuatro puestos de trabajo se destruye o se crea cada año. A diferencia de los países desarrollados, sin embargo, la ausencia de una red de protección social lleva a que muchos de estos cambios de empleo se traduzcan en fuertes caídas en el ingreso familiar. ¿Cómo evitar este costo? La solución más común en países en desarrollo son las indemnizaciones por años de servicio. Esta política otorga un seguro al trabajador formal, pero le resta flexibilidad a la empresa para enfrentar cambios en la demanda y productividad, lo que a la larga se traduce en menos empleos y salarios más bajos. Este trabajo analiza el sistema de indemnizaciones existente en Chile a la luz de datos recientes de rotación laboral, así como los efectos sobre el ingreso de los hogares que puede significar esta alta rotación. A la luz de este análisis se proponen una serie de cambios al mecanismo de indemnizaciones y al sistema de seguro de desempleo.

Petrin, A. y J. Sivadasan (2006). "Job Security Does Affect Economic Efficiency: Theory, A New Statistic, and Evidence from Chile." NBER Working Paper Nº 12757.

The extensive empirical macro- and micro-level evidence on the impact of job security provisions is largely inconclusive. We argue that the weak evidence is a consequence of the weak power of statistics used, which is suggested by a dynamic theory of plant-level labor demand that we develop. This model speaks clearly on one issue: firing costs drive a wedge between the marginal revenue product of labor and its marginal cost. We examine changes in this gap as our test statistic. It is easy to compute and has a welfare interpretation. We use census data of Chilean manufacturing firms for the years 1979-1996 to look for real effects induced by two significant increases in the costs of dismissing employees. Similar to previous findings in other data, the traditional labor demand statistics provide little evidence of a negative impact from increases in firing costs. While we find no evidence that gaps increase for inputs that are not directly affected by firing costs, we find large and statistically significant increases in the mean and variance of the within-firm gap between the marginal revenue product of labor and the wage for both blue and white collar workers.

BANCO CENTRAL
DE CHILE

PUBLICACIONES

Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.

Anuario de Cuentas Nacionales. (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por Cuentas Nacionales de Chile: 1996-2005).

Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.

Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600. 1984.

Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual.

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes I al XI.

Banco Central de Chile. 1995.

Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.

Boletín Mensual. Publicación mensual.

Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.

Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.

Catálogo de Publicaciones Académicas 1991-2004. Noviembre 2005.

Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.

Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2002. 2003 (edición en español y en inglés).

Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18,840. 2002.

Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.

Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.

Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.

Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.

Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.

Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.

Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.

Cuentas Nacionales de Chile: 1996-2005. Publicación anual.

Cuentas Nacionales de Chile: Compilación de Referencia 2003.

Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.

Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (edición bilingüe).

Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.

Documentos de Política Económica. N^{os} 1 al 18.

Documentos de Trabajo. N^{os} 1 al 411.

Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Economía para Todos. Octubre 2004.

Economic and Financial Report. (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.

Estudios Económicos Estadísticos. N^{os} 50 al 54.

Estudios Monetarios. I al XII.

Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.

Evolución de la Economía y Perspectivas. (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir del 2000).

Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.

Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.

General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.

Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2006. (ediciones en español y en inglés).

Guía de Estilo en Inglés. 2001

Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).

Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (ediciones en español y en inglés).

Indicadores Económicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral (ediciones en español y en inglés).

Indicadores Macroeconómicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.

Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.

Informativo Diario. Publicación diaria.

Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (ediciones en español y en inglés).

Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral. (ediciones en español y en inglés).

Informe Económico de Chile. (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).

Informe Económico y Financiero. (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).

Invirtiendo en Chile. 1991.

La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.

La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007.

Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.

Legislación Económica y Financiera. 2006 (versión digital disponible en sitio web).

Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2006.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.

Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.

Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.

Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.

Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (ediciones en español y en inglés).

Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.

Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.

Principales Exportaciones y Países de Destino. (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).

Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.

Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.

Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.

Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. (Publicación renominada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).

Series Monetarias. 1979.

Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (ediciones en español y en inglés).

Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile
Morandé 115 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica **http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.** Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico **bcch@bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC-391 Diciembre 2006
Convergence and Long Run Uncertainty
Pablo Pincheira

DTBC-390 Diciembre 2006
The Quest for Price Stability in Central America and the Dominican Republic
Luis Jácome y Eric Parrado

DTBC-389 Diciembre 2006
¿Son Siempre las Universidades la Mejor Opción para un Título Profesional? Evidencia Chilena
Patricio Meller y David Rappoport

DTBC-388 Diciembre 2006
Distribution of Assets, Debt, and Income of Chilean Households
Paulo Cox, Eric Parrado y Jaime Ruiz-Tagle

DTBC-387 Diciembre 2006
Financial Integration without the Volatility
Ricardo Caballero y Kevin Cowan

DTBC-386 Diciembre 2006
La Información Contenida en los Movimientos de las Tasas Forward en Chile
Mauricio Larraín y Fernando Parro

DTBC-385 Diciembre 2006
Spreads Soberanos y Efecto Contagio
Álvaro García y Valentina Paredes

DTBC-384 Diciembre 2006
Actividad Especulativa y Precio del Cobre
Patricio Jaramillo y Jorge Selaive

DTBC-383 Diciembre 2006
Paths of Development, Specialization, and Natural Resources Abundance
Roberto Álvarez y Rodrigo Fuentes

DTBC-382 Diciembre 2006
Forecasting Canadian Time Series With the New-Keynesian Model
Ali Dib, Mohamed Gammoudi y Kevin Moran

DTBC-381 Diciembre 2006
An Estimated Stochastic General Equilibrium Model with Partial Dollarization: A Bayesian Approach
Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

DTBC-380 Diciembre 2006
Interpreting an Affine Term Structure Model for Chile
Marcelo Ochoa

DTBC-379 Noviembre 2006
Speculative Currency Attacks: Role of Inconsistent Macroeconomic Policies and Real Exchange Rate Overvaluation
Alfredo Pistelli

DTBC-378 Noviembre 2006
Conditional Evaluation of Exchange Rate Predictive Ability in Long Run Regressions
Pablo Pincheira

DTBC-377 Noviembre 2006
Economic Growth in Latin America: From the Disappointment of the Twentieth Century to the Challenges of the Twenty-First
José De Gregorio

DTBC-376 Noviembre 2006
Shrinkage Based Tests of the Martingale Difference Hypothesis
Pablo Pincheira

DTBC-375 Octubre 2006
Real Dollarization, Financial Dollarization, and Monetary Policy
Alain Ize y Eric Parrado

DTBC-375 Octubre 2006
Real Dollarization, Financial Dollarization, and Monetary Policy
Alain Ize y Eric Parrado

DTBC-374 Agosto 2006
Trade Liberalization, Price Distortions, and Resource Reallocation
Roberto Álvarez y Matías Braun

DTBC-373 Agosto 2006
Openness Can be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities
Roberto Chang, Linda Kaltani y Norman Loayza

DTBC-372 Agosto 2006
Market Reforms and Efficiency Gains in Chile
Raphael Bergoeing, Andrés Hernando y Andrea Repetto

DTBC-371 Agosto 2006
Sovereign Debt in the Americas: New Data and Stylized Facts
Kevin Cowan, Eduardo Levy-Yeyati, Ugo Panizza y Federico Sturzenegger

DTBC-370 Agosto 2006
Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia
Jorge E. Restrepo y Hernán Rincón

DTBC-369 Julio 2006
Bank Ownership and Lending Behavior
Alejandro Micco y Ugo Panizza

DTBC-368 Julio 2006
Inflation Targeting in Dollarized Economies
Leonardo Leiderman, Rodolfo Maino y Eric Parrado

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional

BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:
http://www.bcentral.cl/books/serie.htm
bcch@bcentral.cl
Teléfono: (562) 670-2888
Fax: (562) 670-2231

Los precios incluyen costos de transporte y están suietos a cambio sin aviso previo.

MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING
Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"What is it about these hardy little Southern Hemisphere central banks? Congratulations to the Central Bank of Chile for once again pushing forward the frontiers of practical policy knowledge—this time on one of the more successful tools to enter the policymakers' toolkits in recent decades: inflation targeting. This is state of the science."
Alan Bollard, presidente, Banco de la Reserva de Nueva Zelanda
Tapa dura, 440 pp. Ch$15.000, US$40.

EXTERNAL VULNERABILITIES AND PREVENTIVE POLICIES
Ricardo J. Caballero, César Calderón y Luis Felipe Céspedes, eds.
"Emerging markets have experienced substantial fluctuations in external capital flows in the past few years. This volume contains a rich set of studies on the important issues of how countries develop vulnerabilities to these fluctuations and what policies they can adopt to minimize their adverse effects. It should be of great interest to policy makers in emerging market countries, academics, as well as private sector economists."
Raghuram G. Rajan, Economic Counselor and Director of Research, International Monetary Fund
Tapa dura, 440 pp. Ch$15.000, US$40.

GENERAL EQUILIBRIUM MODELS FOR THE CHILEAN ECONOMY
Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
"This book contains a rich set of applied general equilibrium studies that address a number of important Chilean policy issues. The book is of value to both academics and policymakers in Chile and elsewhere. The general equilibrium methods developed and applied in these studies can be used to assess quantitatively the consequences of innovative economic polices that are under consideration, or warrant consideration."
Edward C. Prescott, Arizona State University
Premio Nobel en Ciencias Económicas
Tapa dura, 440 pp. Ch$15.000, US$40.

LABOR MARKETS AND INSTITUTIONS
Jorge Enrique Restrepo y Andrea Tokman R., eds.
"Much progress has been made in recent years in the understanding of the effects of labor market policies and institutions. Careful data analysis has allowed a welcome move from priors to facts, and the unbundling of otherwise vague notions about labor market «flexibility» or «rigidity». The trend is well illustrated by this book, which contains a remarkable collection of research papers, addressing labor market issues from several important angles."
Martin Rama, Lead Economist, The World Bank
Tapa dura, 436 pp. Ch$15.000, US$40.