

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2014 volumen 17 N.º 3

---

## ARTÍCULOS

**Complementariedad entre un Impuesto de Tasa Plana y Subsidios Monetarios para Mejorar la Distribución del Ingreso en Chile**

Cristián Mardones P.

**Sobre el Impacto Distributivo de Largo Plazo del Progreso Tecnológico Incorporado (sin Efecto Derrame) sobre los Países en Desarrollo**

Raúl Fuentes Z. / Javier Scavia D. / Juan Berríos P.

**Relación entre el Dólar, el Precio del Cobre y el IPSA en Distintas Escalas de Tiempo: Una Aproximación a través de *Wavelet***

Werner Kristjanpoller R. / Alejandro Sierra C.

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

**Estimación Reciente de la Demanda de Dinero en Chile**

Christian Ferrada K. / Mario Tagle E.

**El Efecto de Sorpresas en el Crecimiento de China sobre el Precio del Cobre**

Ercio Muñoz S.

## REVISIÓN DE LIBROS

***The South Sea Bubble* de John Carswell**

Elías Albagli I.

## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

**Catastro de publicaciones recientes**

**Resúmenes de artículos seleccionados**



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia de División Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

#### **EDITORES**

Elías Albagli (Banco Central de Chile)  
Rodrigo Caputo (Banco Central de Chile)  
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

#### **EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN**

Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)  
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)  
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR DE PUBLICACIONES**

Damián Romero (Banco Central de Chile)

#### **COMITÉ EDITORIAL**

Roberto Chang (Rutgers University)  
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)  
José De Gregorio (Universidad de Chile)  
Eduardo Engel (Yale University-Universidad de Chile)  
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)  
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)  
Felipe Morandé (Universidad Mayor)  
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)  
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)  
Francisco Rosende (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)  
Ernesto Talvi (Centro de Estudio de la Realidad Económica y Social)  
Rodrigo Valdés (Banco del Estado)  
Rodrigo Vergara (Banco Central de Chile)

#### **EDITOR ASISTENTE**

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

#### **SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN**

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

#### **REPRESENTANTE LEGAL**

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de esta se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

# ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2014 volumen 17 N.º 3

---

## ÍNDICE

<b>RESÚMENES DE TRABAJOS</b>	<b>2</b>
<b>RESÚMENES EN INGLÉS (ABSTRACTS)</b>	<b>3</b>
<b>ARTÍCULOS</b>	
<b>Complementariedad entre un Impuesto de Tasa Plana y Subsidios Monetarios para Mejorar la Distribución del Ingreso en Chile</b> Cristián Mardones P.	4
<b>Sobre el Impacto Distributivo de Largo Plazo del Progreso Tecnológico Incorporado (sin Efecto Derrame) sobre los Países en Desarrollo</b> Raúl Fuentes Z. / Javier Scavia D. / Juan Berríos P.	28
<b>Relación entre el Dólar, el Precio del Cobre y el IPSA en Distintas Escalas de Tiempo: Una Aproximación a través de <i>Wavelet</i></b> Werner Kristjanpoller R. / Alejandro Sierra C.	56
<b>NOTAS DE INVESTIGACIÓN</b>	
<b>Estimación Reciente de la Demanda de Dinero en Chile</b> Christian Ferrada K. / Mario Tagle E.	86
<b>El Efecto de Sorpresas en el Crecimiento de China sobre el Precio del Cobre</b> Ercio Muñoz S.	110
<b>REVISIÓN DE LIBROS</b>	
<b><i>The South Sea Bubble</i> de John Carswell</b> Elias Albagli I.	124
<b>REVISIÓN DE PUBLICACIONES</b>	
Catastro de publicaciones recientes	130
Resúmenes de artículos seleccionados	124



## RESÚMENES DE TRABAJOS

### COMPLEMENTARIEDAD ENTRE UN IMPUESTO DE TASA PLANA Y SUBSIDIOS MONETARIOS PARA MEJORAR LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE

Cristián Mardones P.

Este estudio analiza políticas redistributivas de Chile asociadas al establecimiento de un impuesto a la renta del tipo *flat tax*, y la ampliación del “ingreso ético familiar”, utilizando un modelo de equilibrio general computable dinámico combinado con microsimulaciones. Los resultados muestran que, bajo el escenario base proyectado al año 2020, el coeficiente de Gini caería solo en 0,018 puntos, mientras con un impuesto de tasa plana de 25% —que amplía el número de beneficiarios del ingreso ético familiar hasta el decil 2 y el monto transferido manteniendo el balance fiscal— reduciría en el corto plazo el coeficiente de Gini en 0,037 y el año 2020 en 0,059 puntos. Además, la pobreza se reduciría de forma muy importante, gracias a las transferencias condicionadas, que más que compensan la caída de los ingresos laborales generados por la reforma tributaria, al menos en los quintiles más pobres.

### SOBRE EL IMPACTO DISTRIBUTIVO DE LARGO PLAZO DEL PROGRESO TECNOLÓGICO INCORPORADO (SIN EFECTO DERRAME) SOBRE LOS PAÍSES EN DESARROLLO

Raúl Fuentes Z. / Javier Scavia D. / Juan Berríos P.

Este estudio aborda los efectos distributivos de largo plazo que tendría sobre una economía en desarrollo la sofisticación de su capacidad productiva —y el acortamiento de la brecha tecnológica con los países avanzados— basada en el progreso tecnológico incorporado al capital físico. Nuestra economía consta de tres sectores: el de producción de bienes finales; el de bienes intermedios y un sector que adopta tecnologías preexistentes con un cierto grado de ineficiencia. Suponemos perfecta movilidad del trabajo y del capital. A partir de esto, caracterizamos las decisiones óptimas de distribución de los recursos en el largo plazo. Contrariamente a lo sugerido por la literatura relacionada con la complementariedad del capital y las habilidades en presencia de cambios tecnológicos, nuestro modelo predice escenarios en los cuales, dadas ciertas condiciones estructurales de la economía, la desigualdad de ingresos se puede reducir.

### RELACIÓN ENTRE EL DÓLAR, EL PRECIO DEL COBRE Y EL IPSA EN DISTINTAS ESCALAS DE TIEMPO: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE WAVELET

Werner Kristjanpoller R. / Alejandro Sierra C.

En este estudio se analiza la relación de causalidad para diferentes plazos de tres variables relevantes de la economía chilena: el tipo de cambio peso dólar, el precio del cobre y el índice de precios selectivos de acciones, IPSA. Para ello se realiza una descomposición mediante la transformada de *wavelet* con filtro Daubechies y prueba de Granger no lineal. Se pudo comprobar que los resultados que se obtienen con las series completas son diferentes a cuando se descomponen en diferentes escalas de tiempo. En general, existe causalidad a la Granger bidireccional solo en el largo plazo, pero en el corto plazo los resultados dependen del par de variables analizadas.

## ABSTRACTS

### COMPLEMENTARITY BETWEEN FLAT TAX AND CONDITIONAL CASH TRANSFERS TO IMPROVE THE INCOME DISTRIBUTION IN CHILE

Cristián Mardones P.

This study analyzes redistributive policies in Chile associated with the establishment of a flat income tax, and the increase of conditional cash transfers using a computable general equilibrium model combined with microsimulations. The results show that the Gini coefficient under the baseline scenario projected to 2020 would fall by only 0.018 points, while it would be reduced by 0.037 in the short term and in 0.059 points to 2020 with a flat tax of 25% which increases the amount and number of beneficiaries of conditional cash transfers until decil 2 and maintains budget balance. Moreover, poverty would be significantly reduced as a consequence of transfer payments, which compensate the fall in labor income generated by the tax reform, at least in the poorest quintiles.

---

### ABOUT THE LONG-TERM DISTRIBUTIONAL IMPACT OF EMBODIED TECHNOLOGICAL PROGRESS (WITHOUT SPILLOVER EFFECTS) IN DEVELOPING COUNTRIES

Raúl Fuentes Z. / Javier Scavia D. / Juan Berríos P.

This paper addresses the distributional long-term effects on a developing economy of the sophistication of its productive capacity—and narrowing of the technology gap with the advanced countries—based on embodied technological progress. Our proposed economy consists of three sectors: one producing final goods; one producing intermediate goods and one that adopts existing technologies with a certain degree of inefficiency. We assume perfect mobility of labor and capital. From this, we characterize the optimal decisions for distributing resources in the long term. Contradicting the literature on the complementarity of capital and skills in the presence of technological change, our model predicts scenarios where, given certain structural conditions in the economy, income inequality can be reduced.

---

### RELATIONSHIP BETWEEN THE DOLLAR, THE PRICE OF COPPER AND THE IPSA IN DIFFERENT TIME SCALES: AN APPROACH THROUGH WAVELET

Werner Kristjanpoller R. / Alejandro Sierra C.

In this study the causality relation between three relevant variables of the Chilean economy is analyzed. These variables are: the exchange rate between the Chilean peso and the U.S. dollar, the price of copper and the Santiago Stock Exchange Index IPSA. To accomplish this, a decomposition by the wavelet transformed with Daubechies filter is realized and then a non linear Granger causality test is applied. We find that the results obtained from complete series are different from the ones obtained when the series were decomposed in different time scales. In general, there is bi-directional Granger causality only in the long term, but in the short term the results depend on the pair analyzed.

---



---

## COMPLEMENTARIEDAD ENTRE UN IMPUESTO DE TASA PLANA Y SUBSIDIOS MONETARIOS PARA MEJORAR LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN CHILE\*

Cristián Mardones P.\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

Entre los 34 países miembros de la OCDE, Chile tiene la más desigual distribución del ingreso: en la última década su coeficiente de Gini ha sido 0,52, el cual supera con mucho el promedio de la organización cuyo valor para este indicador de desigualdad es 0,31 (OCDE, 2013). A nivel mundial la situación no es mejor, ya que el Reporte de Desarrollo Humano 2013 del PNUD ubica a Chile en la posición 118 entre 136 países, de menos a más desiguales.

Aun cuando el rápido crecimiento económico del país en el período 1990-1996 dio cuenta de una reducción de la pobreza de 85%, esto no modificó la inequidad (Contreras, 2003). Según Bravo et al. (2001), las políticas de gasto social que consideraban subsidios en salud, educación y vivienda entre 1990 y 1998 constituyeron un instrumento para mejorar la equidad ya que en conjunto explicaron una caída de 0,06 puntos en el coeficiente de Gini y la disminución de la razón entre el quintil más rico y el más pobre de 20 a 11 veces. Las transferencias directas, según Agostini y Brown (2011), son responsables de 65% de la caída en las tasas de pobreza en los últimos 20 años. No obstante, es posible mostrar que estas transferencias tienen un efecto acotado sobre la distribución del ingreso, ya que si se agregan a los ingresos monetarios autónomos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) se observa una reducción de apenas 0,02 en el coeficiente de Gini.

Dado que los altos niveles de desigualdad se explican por el comportamiento del decil más rico, una alternativa que se ha evaluado, además de la política social, es la modificación al sistema tributario. Con un enfoque de equilibrio parcial, Engel et al. (1999) concluyen que cambiar drásticamente la estructura tributaria no afecta la distribución del ingreso en forma significativa, por lo que recomiendan utilizar impuestos eficientes en su recaudación como el IVA, reducir las tasas marginales del impuesto a la renta y utilizar el gasto social para la redistribución. Con un enfoque de equilibrio general, Mardones (2011) evalúa el impacto de un incremento de hasta 50% en la tasa efectiva de los impuestos directos del quintil más rico cuya recaudación se destina a financiar transferencias para el quintil más pobre, y obtiene solo una mejora marginal en la distribución del ingreso al caer el coeficiente de Gini en 0,02 puntos. En Chile, de acuerdo con Agostini et al. (2013), el impuesto a la renta es menos progresivo de lo que parece y existe espacio para que tenga un papel

---

\* El autor agradece a Fondecyt (Proyecto de Iniciación N° 11110007) por el financiamiento de esta investigación.

\*\* Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ingeniería, Universidad de Concepción. E-mail: crismardones@udec.cl

redistributivo relevante en la disminución de la desigualdad, especialmente al modificar la actual posibilidad de que el impuesto corporativo tribute a base de utilidades retiradas y no sobre base devengada.

De los estudios anteriores se desprende que para lograr mejoras sustanciales en los indicadores de desigualdad se requiere cambios más drásticos en la estructura impositiva y en el gasto social. Uno de los cambios propuestos más importantes con respecto al sistema tributario actual es la eliminación de la renta presunta, de tal modo que la tributación grave la renta devengada, y también eliminar la diferencia que existe entre las tasas de impuesto a la renta pagada por empresas y personas. Adicionalmente, las políticas redistributivas pueden fortalecerse ampliando el número de beneficiarios y los montos entregados. Por lo anterior, en el presente estudio se analiza la implementación de un sistema de impuesto a la renta basado en una tasa plana o *flat tax*<sup>1</sup> con un tramo exento, con el fin de simplificar el sistema tributario y elevar la recaudación, pero además, incrementar la política de gasto social a través de transferencias monetarias condicionadas.

La motivación para esta propuesta es que una tasa plana permitiría mejorar la equidad horizontal y cambiar factores que explican el bajo poder distributivo del impuesto a la renta en Chile. Dicha tasa permitiría ampliar la base tributaria, simplificar el cálculo de impuestos, eliminar exenciones y eliminar regímenes tributarios especiales como la renta presunta o la tributación a base de utilidades retiradas, lo cual reduciría la elusión y la evasión de impuestos. Además, al proponer un tramo exento sobre la tasa plana se le entregaría un poco de progresividad a la reforma.

Una revisión de las experiencias con *flat tax* que ya han adoptado 28 países en los últimos años (incluyendo 20 países de Europa del Este) puede ser consultada en Keen et al. (2008). Aunque existe alguna evidencia de que pasar de impuestos progresivos a planos puede empeorar la distribución del ingreso, favoreciendo a los más ricos y perjudicando a la clase media (Dunbar y Pogue, 1998), el impuesto de tasa plana tiene algunos efectos positivos sobre la eficiencia y el crecimiento económico (Stokey y Rebelo, 1995), reduce la evasión tributaria y genera ganancias acotadas en productividad (Gorodnichenko et al., 2009).

La política social de transferencias monetarias que conjuntamente se pretende evaluar es la llamada "ingreso ético familiar". La ley que crea esta política se promulgó el año 2012, y generó compromisos mutuos entre las familias en condición de extrema pobreza y el Estado, el cual se comprometió a realizar transferencias monetarias. Las familias que cumplan con los requisitos reciben un bono base que varía según el número de integrantes del grupo familiar y su grado de vulnerabilidad social. Adicionalmente, existe un bono de protección decreciente según períodos de tiempo. Existe también un bono de deberes si las familias con niños cumplen con controles de salud y asistencia escolar. Finalmente, existen bonos por logros educacionales relativos a rendimiento académico y para las mujeres jefas de hogar que se integran al mercado laboral. Este conjunto de incentivos es una política innovadora en el país que tiene por objetivo aliviar la pobreza en el corto plazo, incentivar la participación

---

<sup>1</sup> El término *flat tax* es usado en el sentido de un impuesto a la renta de tasa única (lineal o tasa plana), pero no es un impuesto sobre el consumo como el *flat tax* propuesto originalmente por Hall y Rabushka (1983, 1985), el cual nunca ha sido implementado en la práctica.



laboral para aumentar el ingreso familiar, y además, combatir las causas de la pobreza en el largo plazo para incrementar el capital humano a través de incentivos en salud y educación.

El análisis cuantitativo de la reforma tributaria propuesta utilizando un modelo de equilibrio general computable (CGE) es atractivo porque permite evaluar este tipo de políticas ex-ante. Además, la investigación de los eventuales efectos económicos de la implementación de políticas redistributivas es relevante para su perfeccionamiento y mejora su alcance. También, es necesario determinar si el aumento de las transferencias monetarias tendrá en conjunto efectos de equilibrio general relevantes, especialmente en el precio de los productos que conforman la canasta básica con la que se mide la pobreza. En este caso la ausencia de un enfoque de equilibrio general no permitiría cuantificar adecuadamente los efectos sobre la pobreza a nivel de hogares, porque la línea de la pobreza no es determinada endógenamente (Stifel y Thorbeck, 2003).

En años recientes, la combinación de un modelo CGE con un análisis distributivo a través de microsimulaciones ha tenido importantes implicaciones para evaluar reformas tributarias en países europeos (Peichl, 2009). Por ejemplo, Cororaton y Cockburn (2007) evalúan reformas comerciales compensadas con un incremento al impuesto a la renta en un marco CGE con microsimulaciones, y encuentran reducciones en la pobreza. Radulescu y Stimmelmayer (2010) analizan con un modelo dinámico de optimización intertemporal los efectos de corto y largo plazo de reformas al impuesto corporativo en Alemania ocurridos en el año 2008. Paulus y Peichl (2009) evalúan una reforma de un *flat tax* a las empresas y personas en Alemania con una combinación de CGE y microsimulaciones, demostrando que se obtienen claros beneficios de combinar ambas metodologías. Estos mismos autores señalan que, si bien los resultados de estos estudios se pueden aplicar a otros países desarrollados, se requiere estudios sobre países en desarrollo para tener una visión más completa de los resultados. Por lo anterior, este estudio, que es aplicado a un país en desarrollo como Chile, apunta a llenar en parte este vacío.

Específicamente, un modelo CGE se caracteriza por considerar la interdependencia de los mercados, mostrando la respuesta simultánea ante el ajuste en diversos mercados de bienes y factores. En un modelo CGE estándar existe solo un número reducido de grupos de agentes representativos, mientras el número de sectores productivos es generalmente mayor. Para complementar los resultados del modelo CGE se puede utilizar microsimulaciones<sup>2</sup>, las cuales, al utilizar datos sobre las características particulares de hogares o individuos levantados en encuestas de hogares, permiten capturar mayor heterogeneidad y detalle en los efectos sobre la distribución del ingreso en comparación con la perspectiva de los hogares representativos de un modelo CGE.

El modelo CGE utilizado en este trabajo incluye cinco hogares representativos, los cuales modifican sus decisiones de consumo de bienes y empleo al cambiar la tasa efectiva de impuesto a la renta que deben pagar y/o las transferencias que reciben, lo cual a su vez repercute nuevamente en sus niveles de ingreso, generándose un proceso iterativo hasta que se alcanza el nuevo equilibrio. Por lo anterior, el cambio final en los ingresos antes de impuestos, utilizados en las microsimulaciones considera los efectos tanto directos como indirectos de la reforma.

---

2 Un análisis del tema se encuentra en Bourguignon y Spadaro (2006).

Si bien es cierto que las políticas de transferencias directas podrían evaluarse en un marco de equilibrio parcial tal como en Bird y Manning (2008)<sup>3</sup>, al existir efectos de equilibrio general en los mercados de factores y precios de los productos, es más apropiado evaluar los cambios en el marco de un modelo CGE combinado con microsimulaciones. Este enfoque metodológico es similar al desarrollado por Arntz et al. (2008), quienes analizan reformas para recortar beneficios sociales en Alemania mediante una reducción del ingreso mínimo asistencial y de las transferencias con el objetivo de fomentar la participación laboral. Estos autores señalan que sumar microsimulaciones al análisis del modelo CGE, agrega a los resultados elementos relevantes principalmente relacionados al impacto en el mercado laboral.

En la presente investigación se profundiza en los efectos que una reforma significativa al sistema tributario generaría sobre los mercados y las variables macroeconómicas, así como las interconexiones del mercado laboral e ingresos familiares con el resto de la economía derivadas de los bonos y transferencias monetarias condicionadas, que constituyen los pilares del ingreso ético familiar. El atractivo de combinar un modelo CGE con microsimulaciones es que permite distinguir efectos indirectos en hogares no afectados directamente por el cambio en los impuestos o beneficiados por el ingreso ético familiar, pero que potencialmente podrían verse afectados de manera positiva o negativa con su implementación. Los resultados muestran que un impuesto con una tasa plana de 25% combinado con un incremento en el monto y en los hogares beneficiados del ingreso ético familiar tienen un impacto significativo en la reducción de la pobreza e indigencia, así como en el mejoramiento de la distribución del ingreso. La reducción del coeficiente de Gini al año 2020 bajo los cambios propuestos sería tres veces mayor a la reducción generada solo a partir del crecimiento económico con el esquema redistributivo actual.

## II. DESCRIPCIÓN DEL ESCENARIO BASE Y ELECCIÓN DE ESCENARIOS CONTRAFACTUALES

### 1. Impuesto a la renta

En Chile los ingresos tributarios totales representan 16,3% del PIB, de los cuales 39,7% proviene del impuesto a la renta (datos de 2009 a 2013). Al separar los ingresos del impuesto a la renta en diversas categorías, se concluye que 51,4% de la recaudación proviene del impuesto a la renta de primera categoría que es cargado sobre las empresas, 20,5% del impuesto de segunda categoría que es un impuesto progresivo por tramos, que es cargado al ingreso de los trabajadores dependientes, 23,1% del impuesto adicional que es cargado sobre las rentas de fuente chilena que son enviadas al extranjero, y 4,0% del impuesto específico sobre la actividad minera.

A pesar de que la principal fuente de recaudación del impuesto a la renta es el impuesto de primera categoría que tiene una tasa de 20% sobre la base imponible de las empresas, en Chile los sujetos de impuestos son las personas naturales, por lo cual el impuesto de primera categoría sirve de crédito para el impuesto global complementario que se debe pagar sobre

---

<sup>3</sup> Estos autores evalúan el impacto de un aumento del salario mínimo sobre los efectos en la pobreza con una encuesta de hogares para Indonesia, determinando que la mayoría de las familias pobres se ven perjudicadas en su consumo a través de precios más altos.



el total de las rentas, ya sea que provengan de Chile o del extranjero. Este impuesto se paga una vez al año y tiene una tasa progresiva por tramos que llega hasta 40% para ingresos superiores a 150 UTA<sup>4</sup> (las primeras 13,5 UTA están exentas). Las tasas del impuesto de segunda categoría (para las rentas provenientes del trabajo dependiente) tienen las mismas tasas que el impuesto global complementario, y son un crédito contra este último impuesto, para los trabajadores que poseen ingresos de más de un empleador o rentas del capital.

Además, el actual sistema tributario ofrece distintos mecanismos legales para rebajar la base imponible del impuesto de segunda categoría o del global complementario, según corresponda. Por ejemplo, existen incentivos al ahorro como el Ahorro Previsional Voluntario (APV); este instrumento es más ventajoso para rebajar la base impositiva de aquellas personas que se encuentran en los tramos más altos de las tasas impositivas. También, existe el beneficio 57 bis que entrega un crédito fiscal de 15% sobre el ahorro neto positivo del año. Este crédito no puede exceder la cantidad menor entre 30% de la renta imponible de la persona o 65 unidades tributarias anuales (UTA).

Según el Servicio de Impuestos Internos de Chile para el año 2013, la tasa efectiva de impuestos de los impuestos personales consolidados (que incluye a contribuyentes de segunda categoría y del impuesto global complementario) según tramo de ingreso, es la que se observa en el cuadro 1.

**Cuadro 1**

### Impuestos personales consolidados por tramos de renta, año 2013

Tramo de renta en UTA		N° de contribuyentes	Renta mensual promedio (\$)	Impuesto a la renta mensual (\$)	Tasa efectiva de impuesto la renta (%)
Desde	Hasta				
0,0	13,5	7.010.084	186.703	100	0,0538
13,5	30,0	1.236.892	783.039	12.224	1,5611
30,0	50,0	343.785	1.533.086	66.090	4,3109
50,0	70,0	140.409	2.366.133	167.638	7,0849
70,0	90,0	71.878	3.174.919	324.772	10,2293
90,0	120,0	54.405	4.146.264	601.452	14,5059
120,0	150,0	24.645	5.334.848	1.005.305	18,8441
150,0	o más	28.211	10.242.196	2.945.327	28,7568

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Servicio de Impuestos Internos.

4 UTA, unidad tributaria anual que equivale a \$518.376 a diciembre del 2014 (aproximadamente US\$865).

## 2. Transferencias monetarias e ingreso ético familiar

Según datos de la encuesta Casen, la participación de los subsidios monetarios sobre los ingresos autónomos representan 53,1% para el decil 1; 15,0% para el decil 2; 8,6% para el decil 3, y 5,4% para el decil 4, pero destaca que los deciles más ricos también se benefician con estas transferencias, con rangos que van desde 3,8% para el decil 5 hasta 0,1% para el decil 10.

La política de transferencias condicionadas llamada “ingreso ético familiar” (IEF) comenzó a operar el año 2012, pero al no existir datos sobre su impacto en los ingresos de los hogares se procedió a simular el monto por el ingreso ético familiar que le correspondería a cada hogar, en función del número de hijos menores de edad con el bono por asistencia escolar y por controles de salud, un bono por participación laboral de la mujer según su tramo de remuneración, un bono de protección familiar decreciente por tramo de ingreso, y un bono por desempeño escolar promedio según el rendimiento académico. Como la obtención del bono depende de la vulnerabilidad de la familia medida con el puntaje de la Ficha de Protección Social, información que no está disponible en la encuesta Casen, se asumió que todos los hogares pertenecientes al decil de ingreso más pobre tendrían acceso a este bono aunque en la práctica solo son beneficiados 170 mil hogares de extrema pobreza. Bajo todos estos supuestos el ingreso ético familiar representa en promedio el 59,8% de los ingresos autónomos del decil más pobre. El gasto para el Estado por este concepto representa un incremento de 26,4% del valor total de los subsidios monetarios que se generaban antes de la implementación del ingreso ético familiar.

## 3. Elección de escenarios contrafactuales

Para poder determinar escenarios relevantes de analizar posteriormente con el modelo de equilibrio general, se simuló la carga tributaria de cada individuo a partir de los ingresos proporcionados por la encuesta Casen y las tasas efectivas de impuesto a la renta por tramo de ingreso del Servicio de Impuestos Internos. También se simularon las transferencias monetarias con el nuevo esquema de incentivos generados por bonos del ingreso ético familiar, utilizando los datos de número de hijos menores de edad, condición laboral de la madre, número de integrantes del hogar y decil de ingreso, entre otros, para calcular el aporte de esta nueva política de transferencias a cada hogar.

A partir de esta simulación estática (sin modificar el comportamiento de los agentes) se pudo establecer cuál sería el potencial impacto sobre la distribución del ingreso de diversas reformas del tipo tasa plana y la ampliación del ingreso ético familiar. Además se determinó el impacto sobre la recaudación y el gasto fiscal de cada una de ellas. El objetivo de estas simulaciones fue escoger aquellas que efectivamente mejoran de forma no marginal la distribución del ingreso en Chile. A continuación, se explica los criterios utilizados para establecer las simulaciones que finalmente fueron seleccionadas para generar los escenarios contrafactuales con el modelo CGE.

Primero, se caracterizó la distribución del ingreso de los ingresos autónomos; luego se simuló cómo cambia el escenario anterior con la carga tributaria y las transferencias monetarias actuales, para posteriormente, incluir también el ingreso ético familiar al decil más pobre. Luego, se simularon cambios en el sistema tributario que incluyen una tasa plana de 20%, 25%



y 30% con un tramo exento anual de 3,32 UTA (US\$3.000) para darle algo de progresividad a la reforma, manteniendo el sistema de transferencias monetarias. Finalmente, se modificaron los escenarios de tasa plana señalados previamente, para incluir además el aporte del ingreso ético familiar al decil más pobre, a los dos deciles más pobres o a los tres deciles más pobres.

Los resultados de las simulaciones estáticas representados en el cuadro 2 reflejan que el coeficiente de Gini mejora en 0,04 puntos cuando los ingresos autónomos se ajustan por la carga tributaria y política de transferencias actuales. Si además se incorpora el ingreso ético familiar para el decil más pobre, la reducción total en el indicador llega a 0,049. Aunque el ingreso ético familiar en su forma actual afecta marginalmente la distribución del ingreso, permite incrementar los ingresos de las familias del primer decil en 39%, lo cual indudablemente, reduce el número de familias bajo la línea de la pobreza. Respecto de las eventuales reformas al sistema tributario, es posible apreciar que el cambio a una tasa plana de 20% deja prácticamente inalterado el coeficiente de Gini con respecto a la situación actual, por lo cual escenarios de reformas tributarias con tasa plana de 25% y 30% se vuelven más relevantes. Sin embargo, como se observa, bajo una tasa plana de 30% se generaría una recaudación muy superior a las transferencias que se pretende entregar, por lo cual se desecha simular una tasa plana de 30%, ya que solo incrementaría el superávit fiscal sin reinyectar parte de estos recursos a la economía (en una versión preliminar del trabajo se analizó una tasa plana de 30% con el modelo CGE, que finalmente no fue incluida).

Cuadro 2

### Simulaciones de reformas y su impacto sobre ingresos, distribución del ingreso, gasto y recaudación fiscal

Decil	Ingresos antes de imptos.	Ingresos después de imptos. y transf.		Ingresos dp. de imptos., transf. + IEF			Ingresos después de tasa plana			Tasa plana 20%			Tasa plana 25%			Tasa plana 30%		
		de imptos. y transf.	+ IEF decil 1	de tasa plana de 20%	de tasa plana de 25%	de tasa plana de 30%	+ IEF decil 1	+ IEF decil 1	+ IEF decil 1	+ IEF decil 1	+ IEF decil 2	+ IEF decil 2	+ IEF decil 2	+ IEF decil 2	+ IEF decil 3	+ IEF decil 3	+ IEF decil 3	
1*	\$92.892	53,11	112,9	53,11	53,11	53,11	112,9	112,9	112,9	105,92	105,92	105,92	105,92	105,92	105,92	105,92		
2*	\$231.459	14,96	14,96	14,96	14,96	14,94	14,96	14,96	14,94	37,9	37,9	37,88	37,9	37,9	37,88			
3*	\$328.093	8,62	8,62	8,63	8,6	8,48	8,63	8,6	8,48	8,63	8,6	8,48	24,99	24,96	24,85			
4*	\$414.490	5,38	5,38	5,38	5,25	4,91	5,38	5,25	4,91	5,38	5,25	4,91	5,38	5,25	4,91			
5*	\$502.231	3,7	3,7	3,64	3,14	2,26	3,64	3,14	2,26	3,64	3,14	2,26	3,64	3,14	2,26			
6*	\$613.169	2,53	2,53	2,47	1,55	0,14	2,47	1,55	0,14	2,47	1,55	0,14	2,47	1,55	0,14			
7*	\$762.152	1,19	1,19	0,67	-0,93	-3,04	0,67	-0,93	-3,04	0,67	-0,93	-3,04	0,67	-0,93	-3,04			
8*	\$980.304	-0,12	-0,12	-1,64	-4,17	-7,28	-1,64	-4,17	-7,28	-1,64	-4,17	-7,28	-1,64	-4,17	-7,28			
9*	\$1.379.805	-1,61	-1,61	-4,7	-8,33	-12,33	-4,7	-8,33	-12,33	-4,7	-8,33	-12,33	-4,7	-8,33	-12,33			
10*	\$3.511.747	-11,99	-11,99	-13,23	-17,97	-22,81	-13,23	-17,97	-22,81	-13,23	-17,97	-22,81	-13,23	-17,97	-22,81			
Coef. de Gini*	0,5342	-7,54	-9,15	-8,12	-9,92	-11,83	-9,73	-11,59	-13,53	-10,95	-12,8	-14,79	-11,98	-13,85	-15,84			
Recaudación**	0,00	2,76	2,74	3,38	5,09	7,09	3,36	5,05	7,03	3,34	5,02	6,98	3,31	4,98	6,92			
Transferencias**	0,00	2,71	3,4	2,74	2,83	2,92	3,44	3,54	3,66	4,12	4,24	4,38	4,85	4,99	5,15			

Fuente: Elaboración propia.

\* Variación porcentual respecto a columna "Ingresos antes de impuestos".

\*\* Porcentaje respecto del total de ingresos autónomos.

En consecuencia, para realizar las simulaciones con el modelo de equilibrio general computable se escogieron los escenarios de tasa plana con tasa de 25%, incluyendo la política social de ingreso ético familiar extendida hasta el decil 2 o el decil 3, ya que estos escenarios bajo un contexto de equilibrio parcial mejoran entre 0,019 y 0,047 puntos el coeficiente de Gini que se observa actualmente en Chile. Además, se generó otros dos escenarios que incrementan proporcionalmente el monto de las transferencias condicionadas a los beneficiarios con el objetivo de mantener constante el balance fiscal el primer año de la simulación.

Los escenarios previos no consideran los efectos de la evasión, pues para conocer su magnitud se requería evaluar un programa aleatorio de auditorías y fiscalizaciones que actualmente no existe, así como estimar una proyección de la evasión bajo los escenarios propuestos. Cuando se utilizan los ingresos autónomos de la encuesta Casen y se compara la tributación a partir de las tasas legales y tramos exentos respecto de las tasas efectivas, la diferencia en la recaudación tributaria bajo estas dos alternativas es de 2%. Sin embargo, lo más probable es que este resultado no represente la evasión de las personas de más altos ingresos, que no están representadas en la encuesta (el ingreso individual mensual más alto en la encuesta es de "solo" 25,4 millones de pesos). En consecuencia, ante falta de información sobre evasión, los resultados de los escenarios simulados deben interpretarse como una cota superior bajo perfecto cumplimiento tributario. Finalmente, es necesario aclarar que las tasas de impuestos del IVA, aranceles e impuestos específicos quedan inalteradas en las simulaciones efectuadas.

### III. METODOLOGÍA

Los modelos de equilibrio general computable recrean una economía en la que interactúan diversos agentes económicos cuyo comportamiento está basado en la optimización microeconómica. Estos agentes modifican sus decisiones de consumo y producción ante cambios en los precios relativos asociados a los productos, insumos y/o factores productivos, provocados a su vez por *shocks* exógenos (como un cambio en el sistema tributario).

En términos matemáticos, un modelo de equilibrio general computable es un sistema de ecuaciones lineales y no lineales que debe ser resuelto con algún algoritmo de optimización. Estas ecuaciones deben calibrarse para obtener un equilibrio inicial. Los valores para calibrar las variables y parámetros en este sistema de ecuaciones provienen de una Matriz de Contabilidad Social o SAM (Pyatt, 1988), mientras las elasticidades para calibrar parámetros de las funciones de comportamiento típicamente se extraen de la literatura. Las más relevantes para este estudio son las elasticidades de sustitución para las funciones CES de producción que provienen de Claro (2003), las elasticidades del sistema lineal extendido de demanda basado en Nguessa (2004) y las elasticidades de funciones para el comercio exterior provenientes de Jung y Thorbecke (2003). La calibración de todos estos datos permite encontrar una solución óptima en el año base, es decir, que el modelo replique los resultados de la SAM, con lo cual se asegura que se representa el verdadero comportamiento de la economía. Para la calibración de la dinámica temporal se asume una tasa de crecimiento de 5% en el escenario base.

En esta investigación se utiliza una SAM de la economía chilena elaborada por Gallardo y Mardones (2013) a partir de la información proporcionada por Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile, Matriz Insumo-Producto 2008, VI Encuesta de Presupuestos Familiares y la encuesta Casen 2009, entre otras fuentes de información (ver una versión agregada de la SAM



en el apéndice A). Esta matriz de contabilidad social considera una desagregación de cinco hogares representativos de los quintiles de ingreso, además de una segmentación del mercado laboral en seis categorías según nivel de calificación (calificado, semicalificado y no calificado) y género. Esta SAM incluye 34 sectores económicos (Agropecuario; Silvícola; Acuicultura; Pesca; Carbón; Petróleo y Gas; Cobre; Otra Minería; Industria de Alimentos; Industria Textil y Cuero; Industria de la Madera; Industria de la Celulosa; Industria de Combustibles; Industria Química; Industria de Minería No Metálica; Industria Metálica Básica; Industria Metalmeccánica; Industria de Muebles; Otras Industrias; Electricidad; Agua; Construcción; Comercio y Hoteles; Transporte de Pasajeros; Transporte; Telecomunicaciones; Servicios Financieros; Servicios; Administración Pública; Educación Pública; Educación Privada; Salud Pública; Salud Privada; Otros Servicios). Las diversas desagregaciones permiten mayor claridad de los efectos directos e indirectos de las políticas simuladas y también establecer los mecanismos de transmisión.

Para este estudio se utiliza un modelo CGE dinámico recursivo conocido como MAMS, documentado en Löfgren y Diaz-Bonilla (2009) y Löfgren et al. (2013). Este modelo ha sido desarrollado con financiamiento del Banco Mundial para el análisis de políticas en países en vías de desarrollo, incluyendo Chile<sup>5</sup>. A continuación se describe el modelo en términos sencillos.

El modelo está dividido en un módulo “intraperíodo” que define básicamente un modelo CGE estático, el cual a su vez está dividido en bloques de precios, producción y comercialización, instituciones (hogares, gobierno, resto del mundo), inversión, sistemas de restricciones y variables macroeconómicas. En un modelo de este tipo la producción de bienes (y servicios) se puede destinar a ventas internas o exportaciones, generando demanda por factores productivos y por bienes intermedios que son usados como insumos. Los bienes pueden producirse en el país o bien ser importados del resto del mundo. Las actividades productivas demandan trabajo y capital, mientras los hogares ofrecen estos factores productivos, determinándose sus precios en el mercado de factores. El pago a los factores productivos determina los niveles de ingreso para los hogares representativos, los que a su vez, de acuerdo con sus preferencias<sup>6</sup> y los precios de mercado, finalmente determinan las cantidades demandadas por estos bienes, ya sean nacionales o importados. Además, los hogares pagan impuestos y reciben transferencias del gobierno. El ahorro generado en el país por los hogares, el gobierno y el resto del mundo, se utiliza para realizar inversión (privada, pública y extranjera). El gobierno recauda tributos, con los cuales realiza gasto público en bienes y realiza transferencias. El sector externo permite el intercambio comercial y que se genere flujo de capitales. El equilibrio de este modelo ocurre cuando los precios permiten igualar las curvas de oferta y demanda en todos los mercados.

El módulo “intraperíodo”, corresponde a un conjunto de ecuaciones que actualizan la población, la productividad, el *stock* de factores, activos y deudas de los agentes económicos. El *stock* de capital de la economía está conformado por el capital del año anterior, más la inversión y menos la depreciación, mientras la mano de obra se incrementa según la tasa de crecimiento de la población que egresa de cada ciclo educacional.

---

5 Para una descripción del modelo y de los países donde ha sido aplicado, ver: <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTDECPROSPETS/0,,contentMDK:21403964~menuPK:476941~pagePK:64165401~piPK:64165026~theSitePK:476883,00.html>

6 Representadas por funciones de utilidad tipo Stone-Geary.

## IV. RESULTADOS

### 1. Impacto en modelo de equilibrio general computable

Antes de presentar los resultados del modelo CGE dinámico recursivo aplicado a la economía chilena bajo los escenarios de una reforma tributaria del tipo tasa plana en conjunto con el ingreso ético familiar, es necesario entender intuitivamente los mecanismos de transmisión subyacentes que originan los escenarios contrafactuales, lo cual facilita la comprensión de los resultados cuantitativos obtenidos. Primero, el cambio en la tasa efectiva de impuesto pagada por cada quintil de ingreso en conjunto con las transferencias recibidas por los quintiles más pobres modifican el ingreso disponible, reduciendo el ahorro y el consumo privado. La caída del ahorro disminuye la inversión, lo cual disminuye el *stock* de capital en cada período afectando los precios relativos de los factores de producción. A pesar de que el consumo privado total se reduce, existe un aumento en el consumo de los hogares más pobres que reciben las transferencias condicionadas. Finalmente, los diferentes patrones de consumo de los cinco hogares representativos también contribuyen a un cambio en la actividad sectorial y en los precios.

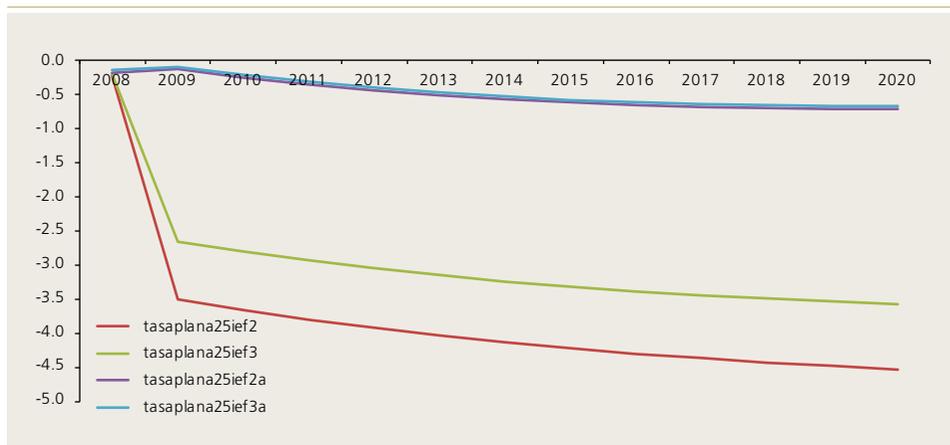
Los cuatro escenarios simulados corresponden a un impuesto de tasa plana de 25% ampliando el ingreso ético familiar hasta el decil 2 (*tasaplana25ief2*), un impuesto de tasa plana de 25% ampliando el ingreso ético familiar hasta el decil 2 (*tasaplana25ief2a*) e incrementando su monto en 2,46 veces con el objetivo de mantener inalterado el balance fiscal el año inicial de la implementación, un impuesto de tasa plana de 25% ampliando el ingreso ético familiar hasta el decil 3 (*tasaplana25ief3*), y un impuesto de tasa plana de 25% ampliando el ingreso ético familiar hasta el decil 3 (*tasaplana25ief3a*) e incrementando su monto en 1,64 veces con el objetivo de mantener inalterado el balance fiscal el año inicial de la implementación<sup>7</sup>. El análisis de los resultados se detalla a continuación.

En el gráfico 1 se presenta, para cada escenario contrafactual, la variación porcentual del PIB real (a precios de mercado) con respecto al escenario base. Se observa que el efecto negativo de las reformas no es transitorio y que se acentúa lentamente con el transcurso de los años. Al año 2020, la caída de la actividad económica respecto del escenario base es de 3,8% en el escenario *tasaplana25ief2* y 3,0% en *tasaplana25ief3*. La caída del PIB real no es tan pronunciada en los escenarios *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*, ya que incrementan el monto de las transferencias para mantener el balance fiscal inalterado el primer año, y en ambos casos la reducción es de 0,5% respecto del escenario base. Se puede concluir que el impacto es más negativo en el PIB si los recursos recaudados no son reinyectados a la economía a través de transferencias. Además, se observa que el incremento del monto del ingreso ético familiar es más eficaz para limitar la caída en el PIB que la ampliación en la cobertura, desde el decil 2 hasta el decil 3.

<sup>7</sup> El incremento del monto de las transferencias de cada escenario se estableció mediante ensayo y error hasta alcanzar el mismo balance fiscal del escenario base.

**Gráfico 1****Variación del PIB anual respecto del escenario base**

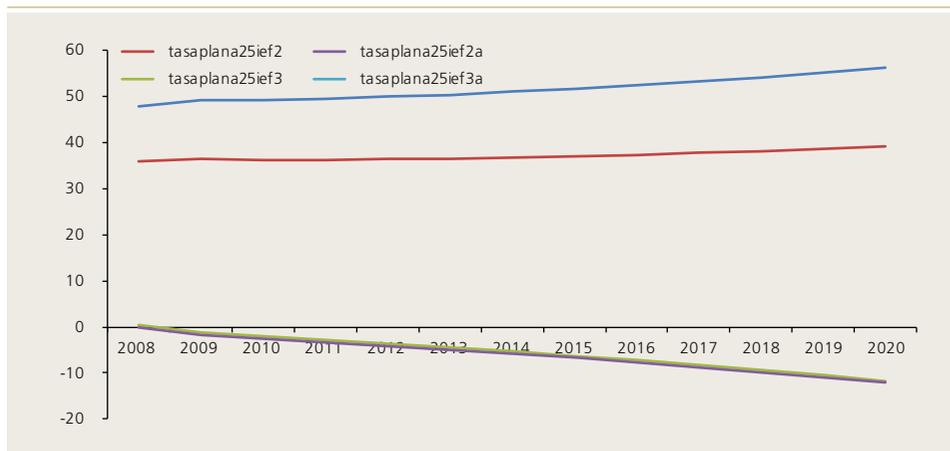
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 2****Variación del balance fiscal a PIB anual respecto al escenario base**

(porcentaje)



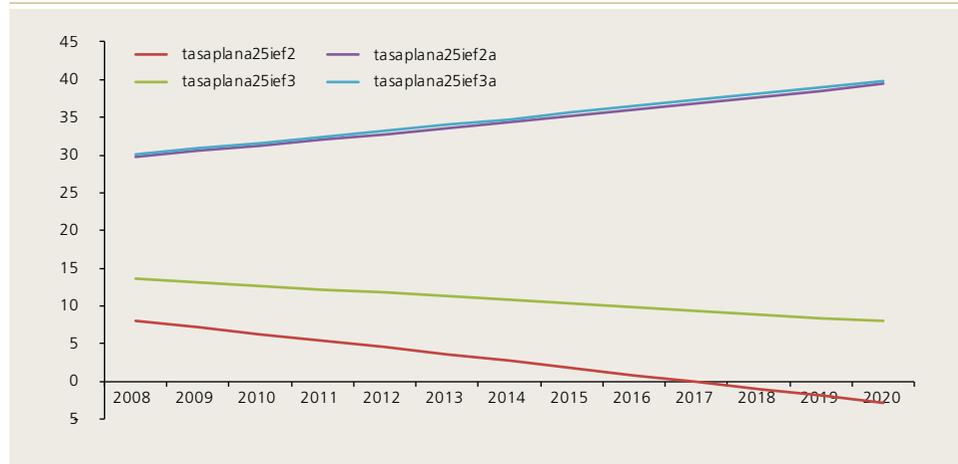
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 2 muestra que el cambio en el sistema tributario incrementa sustancialmente el balance fiscal con respecto al PIB en los escenarios tasaplana25ief2 y tasaplana25ief3. Sin embargo, también se observa que, aunque la política fiscal se diseñe de tal forma que no altere el balance fiscal en el corto plazo, como en los escenarios propuestos tasaplana25ief2a y tasaplana25ief3a, se generarían déficits fiscales en el largo plazo, aproximadamente 12% al año 2020 respecto al escenario base.

Gráfico 3

## Variación del gasto del gobierno respecto al escenario base

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 3 se observa que el gasto del gobierno (incluyendo transferencias) se eleva respecto del escenario base. Sin embargo, bajo el escenario *tasaplana25ief2* tiende a reducirse en el año 2017 porque la recaudación fiscal se ve negativamente afectada por la fuerte contracción de la economía. En el escenario *tasaplana25ief3* el gasto se va reduciendo de forma menos pronunciada porque la caída del PIB es levemente menor. Mientras en los escenarios *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*, el gasto se expande en todo el horizonte modelado, ya que la caída marginal del PIB no alcanza a contrarrestar los recursos recaudados y luego destinados al ingreso ético familiar.

Los ingresos antes de impuestos de los hogares dependen de las transferencias recibidas, su posesión de factores productivos y el precio de estos factores. A partir de los resultados del cuadro 3, se concluye que la política de tasa plana de 25% que genera superávit fiscal (*tasaplana25ief2* y *tasaplana25ief3*) afecta negativamente a los ingresos provenientes del trabajo y eleva los ingresos provenientes del capital, el que se ha vuelto más escaso por la caída de la inversión. Estos resultados se contraponen a una política de tasa plana con tasa de 25% que mantiene el balance fiscal el primer año de su implementación (*tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*), ya que como las caídas de la actividad económica y de la inversión no son tan pronunciadas, el factor capital no se vuelve tan escaso, y efectos indirectos provocan que los ingresos provenientes del capital se reduzcan más que los ingresos provenientes del trabajo. También se observa que en los dos primeros escenarios de tasa plana, la mano de obra femenina con mayor nivel de calificación tiende a ser la más perjudicada, y en los otros escenarios la mano de obra masculina es la más afectada, lo cual se explica porque cada escenario genera distintos efectos en los patrones de consumo y en la actividad sectorial.

**Cuadro 3****Variación del precio del pago a factores productivos respecto al escenario base (promedio año 2008 a 2020)**

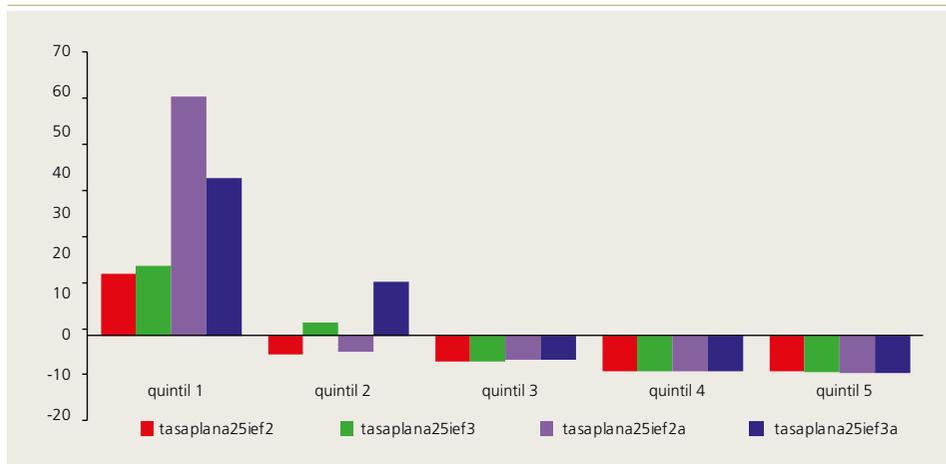
(porcentaje)

Factor	tasaplana25ief2	tasaplana25ief3	tasaplana25ief2a	tasaplana25ief3a
Capital	0,91	0,42	-1,02	-0,99
Mano de obra masculina no calificada	-1,7	-1,47	-0,72	-0,72
Mano de obra masculina semicalificada	-1,59	-1,39	-0,77	-0,76
Mano de obra masculina calificada	-1,95	-1,66	-0,76	-0,76
Mano de obra femenina no calificada	-1,75	-1,47	-0,59	-0,6
Mano de obra femenina semicalificada	-2,14	-1,75	-0,53	-0,53
Mano de obra femenina calificada	-2,33	-1,87	-0,41	-0,43

Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 4****Variación del consumo privado por quintil de ingreso respecto del escenario base**

(promedio años 2008 a 2020)



Fuente: Elaboración propia.

El cambio en la carga tributaria genera una caída en el ingreso disponible, lo cual repercute a la vez en el ahorro privado de los quintiles más ricos<sup>8</sup>. La mayor caída porcentual del ahorro la registran los hogares del quintil 4, ya que en términos de incremento relativo de la carga

<sup>8</sup> En Chile solo los hogares de los quintiles 4 y 5 tienen en promedio, ahorro positivo de acuerdo con la Encuesta de Presupuestos Familiares.

tributaria son los más afectados por la tasa plana con respecto al escenario base. De acuerdo con el horizonte de tiempo modelado (en promedio desde el año 2008 al año 2020), el quintil 4 reduce su ahorro entre 6,6% y 6,7%, mientras el quintil más rico reduce su ahorro entre 3,7% y 3,9%. Esta caída significativa del ahorro privado se traduce en una disminución de la inversión, la cual se reduce en 3,7% para los escenarios *tasaplana25ief2* y *tasaplana25ief3*, y en 3,6% para *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*. El impacto negativo sobre la inversión afecta al mercado de factores productivos, ya que el capital se vuelve más escaso.

El ingreso disponible aumenta para el quintil 1 y/o para el quintil 2 porque están recibiendo transferencias condicionadas, y disminuye para los otros quintiles, directamente por la reforma tributaria propuesta e indirectamente, por los efectos de equilibrio general sobre el pago a los factores productivos, lo cual se traduce en cambios heterogéneos sobre el consumo privado (gráfico 4).

#### CUADRO 4

### Variación % de actividad sectorial y precios respecto al escenario base

(promedio año 2008 a 2020)

Sector Económico	Actividad sectorial				Precios			
	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25	tasa plana 25
	_ief2	_ief3	_ief2a	_ief3a	_ief2	_ief3	_ief2a	_ief3a
Agropecuario	-1,6	-1	0,4	0,4	-0,6	-0,4	0,1	0,1
Silvícola	-0,5	-0,5	-0,2	-0,3	-0,5	-0,4	0	-0,1
Acuícola	-0,9	-0,2	2,2	2	-0,8	-0,6	0,1	0,1
Pesca	-1,8	-0,8	2,7	2,4	-0,5	-0,3	0,6	0,5
Carbón	1	0,8	0,2	0,1	-0,2	-0,1	0,2	0,2
Extr. de petróleo	0,9	0,6	-0,5	-0,4	0,6	0,5	0,2	0,2
Cobre	8,6	5,8	-2,5	-2,5	-1,4	-1	0,4	0,4
Resto de minería	-2,1	-1,5	0,6	0,5	-1,9	-1,2	0,9	0,8
Alimentos	-2,4	-1,7	0	0,2	-1,2	-0,8	0,3	0,3
Textil	-3,2	-2,7	-1,2	-1,2	-2,1	-1,8	-1	-0,9
Madera	-0,8	-0,5	0,4	0,3	-0,7	-0,4	0,9	0,8
Celulosa	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	-0,5	-0,2	0,5	0,5
Combustible	-0,6	-0,4	0	0	1,1	0,8	-0,1	-0,1
Química	-2	-1,5	-0,3	-0,2	-1,6	-1,2	0,1	0,2
No metálica	-0,9	-0,7	0	-0,1	-0,4	-0,2	0,6	0,5
Metálica básica	-0,4	-0,6	-1,4	-1,3	-1	-0,8	-0,2	-0,2
Metalmecánica	-0,9	-1,3	-2,7	-2,6	0	-0,3	-1,1	-1,1
Muebles	-1,8	-1,3	0,3	0,1	-3,1	-1,8	2,5	2,1
Resto de industria	-1,3	-1,3	-1,4	-1,4	-0,8	-0,7	-0,2	-0,4
Electricidad	0,3	0,4	0,8	0,7	2	1,6	0,4	0,3
Agua	-5,7	-4	1,4	1,3	-3,6	-2,4	1,4	1,4
Construcción	-2,8	-2,8	-2,7	-2,7	0,1	0,1	0	0
Comercio	-1,8	-1,5	-0,9	-0,8	-0,3	-0,2	0,1	0,1
Transp. de pasajeros	-1,9	-0,9	2,2	2,3	0,1	0,3	0,7	0,8
Transp. de carga	-0,7	-0,7	-0,9	-0,9	0,3	0,2	-0,2	-0,2
Telecomunicaciones	-2,5	-2,1	-1	-0,9	0,2	0,2	0,2	0,3
Servicios financieros	-3,4	-3,2	-2,7	-2,6	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2
Servicios	-2,9	-2,6	-1,6	-1,6	0,2	0,1	-0,1	0
Admin. pública	-0,7	-0,5	0,5	0,4	-0,2	-0,1	0,3	0,3
Educación pública	-1,3	-0,8	0,8	0,8	-1	-0,8	-0,1	-0,1
Educación privada	-3	-1,9	0,8	1,1	-0,9	-0,5	0,4	0,5
Salud pública	-1,1	-0,4	1,9	1,7	-0,7	-0,5	0	0
Salud privada	-5	-4	-1	-0,9	-1,1	-0,9	-0,3	-0,3
Otros servicios	-1,5	-1,4	-1,2	-1,2	-1	-0,8	0	-0,1

Fuente: Elaboración propia.



Como ya se ha señalado, los cuatro escenarios simulados de reforma tributaria afectan de forma heterogénea el ingreso disponible y el consumo de cada uno de los hogares representativos de los quintiles, lo cual modifica su demanda por los bienes (y servicios) que se ofrecen a los distintos sectores productivos de la economía. A la vez, en un marco de equilibrio general, las variaciones de los precios relativos de bienes, insumos y factores productivos afectan las decisiones de oferta. En el cuadro 4 se presentan las variaciones promedio tanto de la producción sectorial como de los precios, durante el horizonte de evaluación. En los resultados se destaca una caída generalizada en la producción y precios de la mayoría de los sectores económicos bajo los escenarios *tasaplana25ief2* y *tasaplana25ief3*. Estas caídas se explican por la menor demanda asociada a la baja en el ingreso disponible de los hogares más ricos; como excepción se puede mencionar la producción de cobre que es un bien destinado principalmente al mercado internacional. En los escenarios *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a* se observa una expansión de la actividad en sectores principalmente no transables cuyos bienes (y servicios) son consumidos en términos relativos de forma más intensiva por los quintiles más pobres. Sin embargo, los sectores enfocados a las exportaciones (ej. cobre) o que ofrecen bienes (y servicios) a los quintiles de mayor ingreso sufren una contracción importante (ej. construcción).

Los precios de los productos caen de forma generalizada en los escenarios *tasaplana25ief2* y *tasaplana25ief3*, especialmente aquellos asociados al sector textil (-2,1% y -1,8%) y muebles (-3,1% y -1,8%). Al contrario, se observa un incremento en los precios de muchos sectores en los escenarios *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*. Los aumentos más relevantes están en el sector muebles (2,5% y 2,1%) y agua (1,4% y 1,4%).

## 2. Impacto en modelo de microsimulaciones

Para el análisis del impacto de los escenarios simulados sobre la distribución del ingreso y la pobreza se requiere traspasar los resultados de los cambios en las variables agregadas del modelo CGE (la variación en los ingresos de los hogares representativos de los quintiles de ingreso) a los microdatos de la encuesta Casen. Este tipo de metodología se conoce como microsimulaciones y tiene la ventaja de evitar el uso de supuestos de agente representativo (Bourguignon y Spadaro, 2006).

La interacción específica del modelo CGE con el modelo de microsimulaciones se describe a continuación. Una vez que se implementa el impuesto a la renta del tipo tasa plana y las transferencias condicionadas en las cuatro simulaciones realizadas con el modelo CGE, este entrega los cambios porcentuales en los ingresos antes de impuestos de los cinco hogares representativos. Estos cambios relativos en los ingresos por quintil son traspasados a los datos individuales de ingresos autónomos de la encuesta Casen. Posteriormente, se aplica la tasa plana de 25% con el tramo exento, y se calcula el monto del ingreso ético familiar que le corresponde recibir a cada hogar, el cual se suma a los ingresos autónomos del hogar y a las transferencias monetarias recibidas actualmente.

Los efectos sobre la distribución del ingreso de las reformas del impuesto de tasa plana y la ampliación del ingreso ético familiar se evalúan mediante el cálculo del coeficiente de Gini utilizando los ingresos totales contrafactuales de cada hogar generados a partir de las microsimulaciones. El efecto sobre la pobreza se evalúa al comparar los ingresos contrafactuales de los hogares con respecto a la línea de pobreza ajustada por la variación de los

precios<sup>9</sup> de los bienes que la componen (sector agropecuario e industria de alimentos), es decir, se utiliza una línea de pobreza endogeneizada en cada escenario simulado.

En el cuadro 5 se presenta el coeficiente de Gini, el porcentaje de pobreza e indigencia del escenario base y los escenarios redistributivos simulados, considerando el impacto de corto plazo en el año de la reforma y el impacto en el largo plazo, definido como el año 2020. Los resultados del escenario base demuestran que en el largo plazo el crecimiento económico bajo el esquema distributivo actual de impuestos y transferencias no ayuda a mejorar sustancialmente el coeficiente de Gini de los ingresos autónomos, que cae en solamente 0,0177 puntos.

Los resultados reflejan que una tasa plana de 25% combinada con políticas sociales focalizadas en los deciles más pobres mejora la distribución del ingreso y ayuda a reducir la pobreza e indigencia. En particular, el escenario de una tasa plana de 25% que amplía el ingreso ético familiar hasta el decil 2 e incrementa los recursos destinados al ingreso ético familiar de tal forma de mantener el balance fiscal al año inicial de implementación (tasaplana25ief2a) es aquel que genera los mayores efectos en la reducción de la pobreza e indigencia, y permite obtener mejoras importantes en la distribución del ingreso, tanto en el corto como en el largo plazo, con una reducción del coeficiente de Gini en 0,0373 y 0,0589 puntos, respectivamente. El escenario que amplía el ingreso ético familiar hasta el decil 3 y el monto de estas transferencias condicionadas (tasaplana25ief3a), tiene un impacto levemente menor en los indicadores de pobreza y desigualdad, lo cual se explica simplemente porque los recursos no son suficientemente focalizados en los dos deciles de menores ingresos, pero no porque exista un cambio significativo en las variables macroeconómicas, sectoriales y de precios, respecto al escenario anterior. Los escenarios tasaplana25ief2 y tasaplana25ief3 tienen un impacto redistributivo menos relevante, ya que generan un exceso de recaudación que no se redistribuye a los agentes privados (simplemente eleva el superávit fiscal del gobierno) afectando más negativamente a la actividad económica, consumo, salarios e ingresos autónomos.

**Cuadro 5**

### Impacto de reformas sobre indicadores de pobreza y distribución del ingreso

Escenario		Gini del ingreso autónomo	Gini del ingreso después de impuestos y transferencias	Porcentaje	
				de pobreza	de indigencia
Base	Año inicial	0,5342	0,4851	15,11	3,74
	Año final	0,5165	0,4712	4,14	1,54
tasaplana25ief2	Año inicial	0,5342	0,4631	11,69	2,91
	Año final	0,5165	0,4305	3,14	1,35
tasaplana25ief3	Año inicial	0,5342	0,4517	10,81	2,83
	Año final	0,5165	0,4253	3,06	1,32
tasaplana25ief2a	Año inicial	0,5342	0,4478	6,52	1,88
	Año final	0,5165	0,4123	2,01	0,95
tasaplana25ief3a	Año inicial	0,5342	0,4380	7,71	2,27
	Año final	0,5165	0,4132	2,32	1,08

Fuente: Elaboración propia.

<sup>9</sup> Esta variación en el precio de los alimentos que componen la canasta con la cual se calcula la línea de pobreza e indigencia, se estima, a partir de la variación de los precios del sector agropecuario e industria de alimentos en el modelo CGE.



## V. CONCLUSIONES

El presente estudio analiza un cambio profundo al sistema tributario chileno al simular el reemplazo del impuesto a la renta actual por una tasa plana o *flat tax*. Esta reforma elimina exenciones y regímenes tributarios especiales, y amplía la base tributaria, lo cual permitiría mejorar la equidad horizontal. Con parte de la recaudación generada se evalúan los efectos de ampliar el monto y número de familias beneficiadas con una política de transferencias condicionadas llamada "ingreso ético familiar".

A partir de datos de encuestas de hogares y tasas efectivas de impuesto a la renta se define el escenario base y luego se plantea cuatro escenarios contrafactuales que tendrían el potencial de mejorar la distribución del ingreso en Chile. Luego, se simulan estos escenarios con un modelo de equilibrio general computable dinámico recursivo para determinar los efectos directos e indirectos en la actividad productiva, mercado laboral, ingresos y consumo, entre otras variables. Posteriormente, los resultados agregados del modelo de los ingresos de los cinco hogares representativos de los quintiles de ingreso se traspasan a microdatos de la encuesta Casen para determinar el impacto en la distribución del ingreso y en la pobreza.

A partir de las simulaciones se concluye que el efecto negativo sobre el PIB es acotado en la medida en que los recursos sean completamente reintroducidos al sistema económico mediante transferencias condicionadas. Con una tasa impositiva plana de 25% se financia completamente la política de ingreso ético familiar, y además, se incrementa de forma relevante el superávit fiscal, por lo cual es recomendable ampliar el número de familias beneficiadas y/o los montos de los subsidios propuestos.

El consumo privado, el ahorro y la inversión son las variables macroeconómicas más afectadas con el cambio tributario. El consumo de los hogares del quintil 1 se eleva por las transferencias, las cuales más que compensan la caída en los ingresos autónomos debido a los efectos negativos en el mercado laboral. El consumo del quintil 2 solo es mayor en los escenarios que amplían el ingreso ético familiar al decil 3, mientras el consumo del quintil 3, 4 y 5 se reduce por la tasa plana y por la caída de los ingresos autónomos.

La modificación del impuesto a la renta afecta más negativamente los ingresos de los hogares de los quintiles 3 y 4 por la reducción de los salarios. La caída de los ingresos autónomos del quintil 5 es menos intensa porque en los escenarios *tasaplana25ief2* y *tasaplana25ief3* el pago al capital se incrementa debido a que se vuelve más escaso luego de la caída de la inversión, mientras en los escenarios *tasaplana25ief2a* y *tasaplana25ief3a*, en los cuales se reduce el pago al capital, la caída en el pago a la mano de obra calificada no es tan significativa.

Los escenarios simulados con la tasa plana de 25% generan distintos efectos sobre la actividad sectorial. La magnitud del efecto depende de si se recaudan o no más recursos que los redistribuidos a través del ingreso ético familiar. Esto se explica por los cambios tanto en los ingresos disponibles como en los patrones de consumo de los hogares representativos de los quintiles de ingreso.

Los resultados reflejan que, bajo el escenario base, la distribución del ingreso medida por el coeficiente de Gini caería desde 0,4851 el año inicial hasta 0,4712 el año 2020, y la pobreza, de 15,1% a 3,7%. Así, se concluye que el crecimiento económico por sí solo no es suficientemente

efectivo para reducir la desigual distribución del ingreso en Chile. Alternativamente, bajo el escenario que simula una tasa plana de 25% combinado con un ingreso ético familiar hasta el decil 2 y con la ampliación del monto transferido, el coeficiente de Gini caería desde 0,4478 el año inicial hasta 0,4123 el año 2020, y la pobreza, desde 6,52% hasta 1,88%.

A partir de los resultados de este estudio, es posible concluir que hay espacio para mejoras no marginales en la distribución del ingreso en Chile si se modifica la actual estructura tributaria por un impuesto con tasa plana de 25% y los recursos recaudados son transferidos en su totalidad a los hogares de los dos deciles más pobres.



## REFERENCIAS

---

- Agostini, C. y P. Brown (2011). "Cash Transfers and Poverty Reduction in Chile". *Journal of Regional Science* 51(3): 604–25.
- Arntz, M., S. Boeters, N. Gürtzgen y S. Schubert (2008). "Analysing Welfare Reform in a Microsimulation-AGE Model: The Value of Disaggregation". *Economic Modelling* 25: 422–39.
- Bravo, D., D. Contreras e I. Millán (2001). "The Distributional Impact of Social Expenditure: Chile 1990-98". In *Chile: Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy*, volumen II. Washington, DC: Banco Mundial.
- Bird, K. y C. Manning (2008). "Minimum Wages and Poverty in a Developing Country: Simulations from Indonesia's Household Survey". *World Development* 36(5): 916–33.
- Bourguignon, F. y A. Spadaro (2006). "Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies". *Journal of Economic Inequality* 4: 77–106.
- Claro, S. (2003). "A Cross-Country Estimation of the Elasticity of Substitution between Labor and Capital in Manufacturing Industries". *Cuadernos de Economía* 40(120): 239–57.
- Contreras, D. (2003). "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-96". *The Journal of Development Studies* 39(3): 181–200.
- Cororaton, C.B. y J. Cockburn (2007) "Trade Reform and Poverty—Lessons from the Philippines: A CGE-Microsimulation Analysis". *Journal of Policy Modeling* 29: 141–63.
- Devarajan, S. y S. Robinson (2005). "The Influence of Computable General Equilibrium Models on Policy". En *Frontiers in Applied General Equilibrium Modeling*, editado por T.J. Kehoe, T.N. Srinivasan y J. Whalley. Cambridge, MA, EE.UU: Cambridge University Press.
- Dunbar, A. y T. Pogue (1998). "Estimating Flat Tax Incidence and Yield: A Sensitivity Analysis". *National Tax Journal* 51: 303–24.
- Engel E., A. Galetovic y C. Raddatz (1999). "Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic". *Journal of Development Economics* 59 (1): 155–92.
- Field, A. y U. Wongwatanasin (2007). "Tax Policies' Impact on Output, Trade and Income in Thailand". *Journal of Policy Modeling* 29(3): 361–80.
- Gallardo, A. y C. Mardones (2013). "Environmentally Extended Social Accounting Matrix for Chile". *Environment Development and Sustainability* 15: 1099–127.
- Ganuzo, E., S. Morley, S. Robinson y R.P. Vos (2005). "Are Export Promotion and Trade Liberalization Good for Latin America's Poor? A Comparative Macro-Micro CGE Analysis". *Development Policy Review* 23(3): 385–403.

- Gooroochurn, N. y C. Milner. (2005). "Assessing Indirect Tax Reform in a Tourism-Dependent Developing Country". *World Development* 33(7): 1183–200.
- Gorodnichenko, Y., J. Martinez-Vazquez y K. Sabirianova (2009). "Myth and Reality of Flat Tax Reform: Micro Estimates of Tax Evasion Response and Welfare Effects in Russia". *Journal of Political Economy* 117(3): 504–54.
- Hall, R. y A. Rabushka (1983). *Low Tax, Simple Tax, Flat Tax*. New York, NY, EE.UU: McGraw-Hill.
- Hall, R. y A. Rabushka (1985). *The Flat Tax*. Stanford, CA, EE.UU: Hoover Institution Press.
- Jung, H.S. y E. Thorbecke (2003) "The Impact of Public Education Expenditure on Human Capital, Growth, and Poverty in Tanzania and Zambia: A General Equilibrium Approach". *Journal of Policy Modeling* 25: 701–25.
- Keen M., Y. Kim y R. Varsano (2008). "The 'Flat Tax(es)': Principles and Experience". *International Tax and Public Finance* 15(6): 712–51.
- Löfgren, H. y C. Díaz-Bonilla (2009). "MAMS: An Economy-wide Model for Analysis of MDG Country Strategies — An application to Latin America and the Caribbean". En *Public Policies for Human Development. Feasible Financing Strategies for Achieving the MDGs in Latin America and the Caribbean*, editado por R. Vos, E. Ganuza, H. Löfgren, M. Sánchez y C. Díaz-Bonilla. Londres, R.U.: Palgrave.
- Löfgren, H., M. Ciciowiez, y C. Díaz-Bonilla (2013). "MAMS—A Computable General Equilibrium Model for Developing Country Strategy Analysis". En *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling*, editado por P.B. Dixon y D.W. Jorgenson. Países Bajos: North Holland.
- Mardones, C. (2010). "Reforma Tributaria en Chile: Una Aplicación de Equilibrio General Computable". *Estudios de Economía* 37(2): 243–84.
- Mardones, C. (2011). "Estrategia Robin Hood en Chile: Distribución e Incidencia". *El Trimestre Económico* 312: 781–812.
- Mun-Heng, T. y L. Qian (2005). "An Evaluation of the 1994 Tax Reform in China Using a General Equilibrium Model". *China Economic Review* 16(3): 246–70.
- Nguessa, J. (2004). "Estimating the Key Parameters of the Lesotho CGE Model". Presentado en la Conferencia Internacional "Input-Output and General Equilibrium: Data, Modeling, and Policy Analysis" en Bruselas, Bélgica, septiembre.
- OCDE (2013). *OECD Factbook 2013: Economic, Environmental and Social Statistics*.
- O’Ryan, R., C. de Miguel, S. Miller y M. Munasinghe (2005). "Computable General Equilibrium Model Analysis of Economy-wide Cross Effects of Social and Environmental Policies in Chile". *Ecological Economics* 54(4): 447–72.
- Paulus, A. y A. Peichl (2009). "Effects of Flat Tax Reforms in Western Europe". *Journal of Policy Modeling* 31(5): 620–36.
- Peichl A. (2009). "The Benefits and Problems of Linking Micro and Macro Models — Evidence from a Flat Tax Analysis". *Journal of Applied Economics* 12(2): 301–29.
- PNUD (2013). *2013 Human Development Report*.



Pyatt, G. (1988). "A SAM Approach to Modelling". *Journal of Policy Modelling*, 10(3): 327-352.

Radulescu, D. y M. Stimmelmayer (2010). "The Impact of the 2008 German Corporate Tax Reform: A Dynamic CGE Analysis". *Economic Modelling* 27(1): 454-67.

Stifel, D.C. y E. Thorbecke (2003). "A Dual-Dual CGE Model of an Archetype African Economy: Trade Reform, Migration and Poverty". *Journal of Policy Modeling* 25: 207-35.

Shoven, J.B. y J. Whalley (1972). "A General Equilibrium Calculation of the Effects of Differential Taxation of Income from Capital in the U.S." *Journal of Public Economics* 1(3-4): 281-321.

Stokey, N. y S. Rebelo (1995). "Growth Effects of Flat-rate Taxes". *Journal of Political Economy* 103: 519-50.

## APÉNDICE

### CUADRO A1

#### Nomenclatura de cuentas en la macro SAM

Cuentas	Significado
A	Actividades
C	Productos
L	Trabajo
K	Capital
E	Empresas
HH	Familias
Gob	Gobierno
ROW	Resto del Mundo
Tax-dir	Impuestos Directos
Tax-va	Impuesto al Valor Agregado
Tax-imp	Aranceles
Tax-act	Impuestos a Actividades
Tax-esp	Impuestos Específicos
Int-dom	Interés Doméstico
Int-row	Interés Internacional
Sav-E	Ahorro de Empresas
Sav-HH	Ahorro de Hogares
Sav-gob	Ahorro del Gobierno
Sav-row	Ahorro del Resto del Mundo
E-cap	Capital de Empresas
HH-cap	Capital de Hogares
Gob-cap	Capital del Gobierno
Row-cap	Capital del Resto del Mundo
Inv	Inversión
dstck	Variación de Inventarios

Fuente: Gallardo y Mardones (2013).



## CUADRO A2

Representación de la macro SAM para Chile  
(millones de pesos)

Macro SAM parte 1 de 2													
	A	C	L	K	E	HH	Gob	ROW	Tax-dir	Tax-va	Tax-imp	Tax-act	Tax-esp
A		189.444.981											
C	97.120.814					57.081.908	10.553.303	38.953.165					
L	34.133.031							-1.672					
K	49.359.305							1.609.977					
E				29.678.578									
HH			34.131.359	6.508.877	25.409.963	3.073.439	1.572.312	596.624					
Gob				1.249.902				1.241.338	5.882.866	7.386.977	572.764	1.444.854	951.002
ROW		37.102.495		8.939.399									
Tax-dir					4.673.899	1.208.967							
Tax-va	7.386.977												
Tax-imp		572.764											
Tax-act	1.444.854												
Tax-esp		951.002											
Int-dom								414.632					
Int-row						-21.944	-422.634						
Sav-E					-405.284								
Sav-HH						10.364.836							
Sav-gob							5.909.038						
Sav-row								2.134.002					
E-cap													
HH-cap													
Gob-cap													
Row-cap													
Inv													
dstck													

CUADRO A2 (continuación)

Macro SAM parte 2 de 2												
	Int-dom	Int-row	Sav-E	Sav-HH	Sav-gob	Sav-row	E-cap	HH-cap	Gob-cap	Row-cap	Inv	dstck
A												
C											23.178.540	1.183.511
L												
K												
E												
HH	414.632											
Gob												
ROW		-444.578										
Tax-dir												
Tax-va												
Tax-imp												
Tax-act												
Tax-esp												
Int-dom												
Int-row												
Sav-E												
Sav-HH												
Sav-gob												
Sav-row												
E-cap			-405.284								7.058.271	
HH-cap				10.364.836							-1.984.889	
Gob-cap					5.909.038		-8.775.194	3.040.125			-2.940.966	
Row-cap						2.134.002						
Inv							14.244.670	5.339.822	2.265.770	3.710.719		
dstck							1.183.511					

Fuente: Gallardo y Mardones (2013).



---

## SOBRE EL IMPACTO DISTRIBUTIVO DE LARGO PLAZO DEL PROGRESO TECNOLÓGICO INCORPORADO (SIN EFECTO DERRAME) SOBRE LOS PAÍSES EN DESARROLLO\*

Raúl Fuentes Z.\*\*

Javier Scavia D.\*\*\*

Juan Berríos G.\*\*\*

### I. INTRODUCCIÓN

En los países en vías de desarrollo, los avances tecnológicos se consiguen mediante la adopción (y/o adaptación) de nuevas tecnologías creadas y desarrolladas en los países más avanzados, especialmente las preexistentes. Los diversos factores internos que determinan el éxito con que los países en desarrollo son capaces de absorber y ocupar las tecnologías adoptadas o adaptadas, son esenciales para entender cómo dichos avances contribuyen al PIB. Si bien esta relación ha sido estudiada bajo el supuesto de que el progreso tecnológico no está incorporado al capital físico, pocos estudios han examinado este tema suponiendo que sí lo está, particularmente desde una óptica más teórica. Por otra parte, los mecanismos de propagación a través de los cuales la adopción de tecnología afecta otros importantes aspectos económicos que no son bien capturados por el PIB han sido poco documentados en la literatura del progreso tecnológico, particularmente desde la perspectiva del progreso tecnológico incorporado al capital físico (PTICF, de aquí en adelante). Este trabajo tiene como objetivo general el de contribuir a llenar estos vacíos.

Para el cumplimiento de tal objetivo, nos concentramos en estudiar los efectos distributivos de largo plazo que tendría sobre una economía en desarrollo la sofisticación de su capacidad productiva —y el acortamiento de la brecha tecnológica con los países avanzados— basada en el PTICF. En particular, analizamos la factibilidad teórica de lograr soluciones que podrían hacer compatible el crecimiento económico con menos desigualdad de ingresos. Estamos conscientes de que este objetivo podría ser visto como muy ambicioso por dos razones, una específica al tema aquí abordado y otra de naturaleza más bien general.

En primer lugar, el influyente trabajo de Jovanovic (1998) contiene una evaluación importante de la relación entre el progreso tecnológico incorporado y la desigualdad de ingresos. Haciendo abstracción de cualquier interpretación desarrollista, él argumentó que, desde una perspectiva

---

\* Los autores agradecen a Rodrigo Caputo, Gonzalo Castex, Paulo Cox, Oscar Orellana y a los participantes de la reunión anual de la Sociedad de Económica de Chile (Sechi 2013) -celebrada en Santiago- por sus útiles comentarios. Fuentes y Scavia agradecen el apoyo financiero de la Dirección General de Investigación y Postgrado de la Universidad Técnica Federico Santa María (Becas DGIP-281232 y DGIP-286287, respectivamente).

\*\* Autor principal: Departamento de Industrias, Economía y Negocios, Universidad Técnica Federico Santa María, E-mail: raul.fuentes@usm.cl

\*\*\* Universidad Técnica Federico Santa María. E-mails: javier.scavia@usm.cl; juan.berrios@alumnos.usm.cl

puramente teórica, los modelos de *vintage capital* son muy adecuados para explicar la disparidad de ingresos entre individuos o países. Dicho argumento se puede resumir de la siguiente manera: “si las máquinas son indivisibles, un modelo de generaciones de capital debería generar desigualdad de ingresos si las nuevas máquinas son siempre mejores que las viejas y si la sociedad no puede proporcionar a todos una nueva máquina todo el tiempo. Bajo el supuesto de que la calidad de la máquina y la habilidad son complementarias, dicha desigualdad persistirá indefinidamente”<sup>1</sup>. Esta conceptualización de la disparidad de ingresos ha llegado a cuestionar los mecanismos exógenos típicos asociados con su génesis, a saber, la política (fiscal) o las diferencias en las dotaciones iniciales de los individuos<sup>2</sup>. En cambio, la desigualdad de ingresos sería el resultado de diferentes decisiones de inversión llevadas a cabo en las economías.

En segundo lugar, y desde una óptica más general, nuestro trabajo podría interpretarse como un reto al argumento estándar que defiende la existencia de una significativa disyuntiva entre el crecimiento económico y la equidad, y el cual sostiene que estos dos objetivos son, a menudo, mutuamente excluyentes a la hora de diseñar políticas gubernamentales. Aunque no pretendemos con este trabajo refutar dicho argumento, creemos que, a la luz de los conocimientos actuales, de la evidencia empírica reciente y del actual estatus político en torno a esta materia<sup>3</sup>, nuestra modesta propuesta abre una nueva ventana hacia una revisión más profunda de esta compleja disyuntiva, sobre todo, a partir del enfoque de incorporación (*embodiment*) aquí propuesto<sup>4</sup>. Dos pilares sustentan nuestra hipótesis. Primero, la evidencia muestra que algunos países en desarrollo (sobre todo en Asia y América Latina) han estado realizando grandes esfuerzos en la implementación de Tecnologías de la Información y Comunicación (TIC) desde la década de 1990 para mejorar la conectividad.

Actualmente, los datos disponibles sugieren que la proporción en el PIB de productos importados de alta tecnología se ha incrementado en más de 50% desde mediados de la década de 1990 en los países de bajos ingresos, y en 70% en los países de ingresos medios<sup>5</sup>. Por lo tanto, es evidente que algunos países en desarrollo han estado tratando de adoptar nuevas tecnologías y que la tecnología que transmite esta adopción ha sido sofisticada y específica, es decir, incorporada al capital físico<sup>6</sup>. Boucekkine et al. (2006a) explican intuitivamente esta idea: “No tiene sentido separar la tecnología Pentium de su soporte físico (...) Cuando se aprovechaban las ventajas de la invención de las primeras herramientas eléctricas, solo bastaba con encender una luz, pero utilizando un computador esto es más complicado”<sup>7</sup>. Por otra parte, la importancia que ha tenido el PTICF en el crecimiento económico de los países ha

---

1 Traducido del inglés por los autores.

2 Modelos que asumen este tipo de enfoque exógeno de los fundamentos de la desigualdad de ingresos pueden ser vistos en García-Peñalosa y Turnovsky (2005), (2006), y Galor y Zeira (1993).

3 Nos referimos a que, a pesar de que la discusión de la disyuntiva entre eficiencia y equidad ha estado en el centro del debate económico durante décadas (ver, por ejemplo, Kuznets (1955)), los efectos distributivos del progreso económico son hoy temas de discusión permanentes y transversales en el ámbito político, lo que ofrece un impluso extra para seguir revisando esta disyuntiva desde nuevos ángulos.

4 Nos referimos al enfoque basado en el PTICF.

5 Ver *Global Economic Prospects*, capítulo 3: “Technology Diffusion in the Developing World”, Banco Mundial (2008).

6 En este contexto, la mayor parte de este esfuerzo se ha concentrado en el campo de las Tecnologías de la Información y Comunicación (TICs), lo que ha llevado a los países, especialmente en Asia y América Latina, a invertir fuertemente en equipos tales como ordenadores más potentes, equipos de telecomunicaciones más rápidos, robotización de las líneas de montaje, etc.

7 Traducido del inglés por los autores.



sido ampliamente estudiada en las últimas décadas, en particular en las economías avanzadas. Greenwood et al. (1997) encontraron que aproximadamente el 60% del crecimiento de la productividad de EE.UU. en la posguerra, puede atribuirse al cambio tecnológico incorporado. Sakellaris y Wilson (2004) encontraron evidencia empírica que sugiere que la contribución anual de los equipos tecnológicos al crecimiento de la productividad laboral en EE.UU. es de aproximadamente 1,67 puntos porcentuales, con estimaciones de crecimiento promedio de la productividad laboral en la industria manufacturera de EE.UU. en torno al 2,7%. Este hallazgo implica que las mejoras en los equipos representan una fracción muy grande del aumento de la productividad.

Más recientemente, la evidencia reportada por Ströbel (2013) muestra que, para 12 países de la OCDE incluidos en una muestra que cubre el período 1995-2007, hay un sesgo en el cambio tecnológico hacia los insumos de alta tecnología, y que la difusión de la tecnología incorporada representa una importante fuente de mejora de la productividad sectorial. Por el lado teórico, las obras de Krusell (1998), Benhabib y Hobijn (2002) y Boucekkine et al. (2003a, 2003b, 2005) son importantes para comprender las positivas implicancias del PTICF sobre la modernización del capital y, por ende, sobre el crecimiento económico (eficiencia) de largo plazo. Desafortunadamente, la extensión de estos esfuerzos de investigación hacia el mundo en vías de desarrollo ha sido escasa. Al respecto, Boucekkine et al. (2006a) sugieren que cuando el progreso tecnológico está incorporado al capital físico, deberían tomarse en cuenta las condiciones locales a la hora de diseñar políticas de adopción tecnológica, particularmente durante el corto plazo. En particular, dada la escasez de mano de obra calificada y las limitadas capacidades de absorción tecnológica existentes en los países en desarrollo, no sería óptimo que dichos países comprometieran masivos e inmediatos esfuerzos (laborales) de adopción cuando ocurre una aceleración tecnológica (exógena) en los países desarrollados.

En un trabajo reciente, Fuentes et al. (2014a), basados en una muestra de 27 países en desarrollo y asumiendo un rol proactivo de la calidad de las instituciones en la dinámica del factor de productividad total en presencia del PTICF, encuentran evidencia de que el mejoramiento o empeoramiento de dicha calidad, influencia la movilidad intersectorial del recurso humano calificado y, por ende, la desigualdad de ingresos de largo plazo. Específicamente, los autores sugieren que una mejora (un deterioro) de la calidad institucional disminuye (aumenta) dicha desigualdad. La falta de más conocimiento acerca del impacto del PTICF sobre el desarrollo económico de las economías del Sur hace pertinente entonces más esfuerzos de investigación sobre este tema.

En segundo lugar, Berg et al. (2012) desafiaron hace poco el punto de vista convencional argumentando que, en el largo plazo, la disyuntiva entre la eficiencia y la equidad podría no existir. De hecho, esta última, parece ser un elemento importante para promover y sostener el crecimiento. Mediante la identificación de cambios estructurales en el crecimiento económico de 140 países, estos autores encontraron evidencia de que, a largo plazo, el crecimiento sostenido se relaciona positivamente con un conjunto de características económicas y políticas, tales como: (1) una distribución más equitativa de los ingresos, la presencia de instituciones democráticas, (2) la apertura al comercio y a la inversión extranjera directa, y (3) una estructura de exportación o de producción que favorece las exportaciones de productos y servicios más sofisticadas. En este trabajo no pretendemos proveer un modelo que tome en cuenta todos estos hallazgos. Nuestra aproximación es bastante más estrecha y guarda relación con el tercer elemento encontrado por estos autores: creemos que la sofisticación productiva de la economía, modelada aquí a través del PTICF, es un ingrediente que podría ayudar a encontrar caminos de crecimiento con más equidad.

El modelo que proponemos en este artículo es una versión más estilizada del modelo de Boucekkine et al. (2006a). Hay tres sectores en la economía: i) el sector que produce bienes finales (consumo e inversión); ii) el sector que produce bienes intermedios (capital físico), y iii) el sector que adopta (o imita) tecnologías preexistentes. Suponemos que el trabajo es heterogéneo (trabajadores calificados y no calificados) y escaso. Entendemos que la categorización del trabajo entre calificado y no calificado (la cual puede metafóricamente sintetizarse en la distinción *ingeniero-obrero*) es una forma muy gruesa de capturar la heterogeneidad de las habilidades existentes en una economía. Sin embargo, en un contexto de países en desarrollo, el supuesto es defendible, ya que en estos países, dichas habilidades tienden a estar más polarizadas debido a la escasez de habilidades intermedias (como las de técnico superior, por ejemplo).

Suponemos perfecta movilidad sectorial del trabajo y del capital<sup>8</sup>. El nivel del progreso tecnológico que resulta del proceso de adopción es calculado endógenamente. Siguiendo la convención iniciada desde el trabajo de Nelson-Phelps (1966), mantenemos el supuesto de que la brecha tecnológica solo puede desaparecer asintóticamente. Además, inspirados en Fuentes et al. (2014a) y Fuentes et al. (2014b), suponemos un cierto grado de ineficiencia en la adopción, el cual se puede asociar con fenómenos tales como barreras administrativas hacia la adopción, abandono del nuevo capital creado, falta de capacidades y habilidades para el correcto manejo de dicho capital, fuga de capital humano calificado, y traslados continuos e innecesarios de capital de un lugar a otro, entre otros.

Por otra parte, suponemos que no existe una conexión entre el PTICF y el progreso tecnológico no incorporado (medido este último a través de cambios en la productividad total de factores TPF). En otras palabras, nuestro modelo no tiene externalidades. Por lo tanto, la solución del óptimo social es suficiente para nuestros propósitos. La ausencia de efectos de "derrame" desafía la visión optimista (y tal vez intuitiva) que se tiene sobre el alcance de la transferencia tecnológica en la economía. Al respecto, Boucekkine et al. (2006b) afirman que dicha ausencia "proyecta una sombra de duda sobre la utilidad de la adopción de tecnología en un entorno donde los recursos laborales son escasos y la absorción tecnológica es tenue"<sup>9</sup>. Sin embargo, la presencia o no de externalidades tecnológicas dentro de la economía sigue siendo un tema abierto al debate. Mientras algunos estudios apoyan la extensión de estos efectos hacia toda la economía, otros no<sup>10</sup>. Por lo tanto, ambos puntos de vista merecen atención desde un punto de vista teórico. Con este marco teórico, nos preguntamos por los efectos distributivos de largo plazo (y sus determinantes) ocasionados por las decisiones óptimas de consumo e inversión-específica<sup>11</sup> coherentes con la maximización del bienestar social. Más importante aún, nos preguntamos por la factibilidad de minimizar el potencial daño distributivo de dichas decisiones por medio de *shocks* institucionales y tecnológicos seleccionados.

La primera (y principal) contribución es la siguiente: contrariamente al actual consenso logrado a partir de modelos basados en la complementariedad entre el capital y las habilidades y en aquellos basados en el cambio tecnológico con sesgo hacia las habilidades, nuestro

---

8 Boucekkine et al. (2006a) suponen homogeneidad en el trabajo y ausencia de capital en el sector de adopción tecnológica.

9 Traducido del inglés por los autores.

10 Nos referimos, obviamente, a estudios de carácter empírico.

11 Se refiere a aquella inversión que contribuye a la acumulación de capital con progreso tecnológico incorporado.



modelo predice escenarios en los cuales, el PTICF podría hacer compatible la sofisticación de la capacidad productiva de la economía con menos desigualdad de ingresos en el largo plazo. El mecanismo endógeno clave que daría lugar a estos escenarios es la movilidad intersectorial (adopción-producción) del capital. Se argumentará más adelante que, para que dicho mecanismo contribuya a lograr tal compatibilidad se requiere un conocimiento profundo de los parámetros estructurales, que determinan las funciones de producción que operan en la economía, particularmente aquella que gobierna el proceso de adopción tecnológica.

Segundo, nuestro modelo también predice que la eficacia (*a priori* esperada) de la política institucional de aumentar la oferta relativa de trabajadores calificados, para reducir la desigualdad de ingresos de largo plazo, estaría también condicionada: por una parte, tal eficacia dependerá estructuralmente del valor del ratio entre las intensidades del trabajo calificado y el no calificado de cada sector y, por otra, del efecto (endógeno) de la política sobre la reasignación sectorial del capital.

Este hallazgo es interesante porque, de cumplirse la ineficacia de la política mencionada, los mecanismos subyacentes a dicho hallazgo podrían ser vistos como argumentos teóricos distintos (e indirectos) en favor del mencionado “cambio tecnológico con sesgo hacia las habilidades”<sup>12</sup>, según el cual dichos cambios hacen que la demanda por trabajo calificado supere la oferta del mismo, fenómeno que explicaría los aumentos en la desigualdad de ingresos observados en algunos países —tanto desarrollados como no desarrollados— en los cuales ha aumentado significativamente la oferta relativa de trabajo calificado durante las últimas décadas<sup>13</sup>. Al respecto, nos gustaría destacar en este punto el trabajo de Gallego (2012) el cual, basado en evidencia macroeconómica de series de tiempo y microeconómica sectorial para Chile entre los años 1960 y 2000, encuentra cierta evidencia de este fenómeno para el período 1980-1990. Sin embargo, ya que el modelo propuesto por el autor no incorpora explícitamente PTICF, la interpretación mencionada de nuestro resultado descansa en el espacio de la plausibilidad.

Tercero, simulaciones numéricas dan como resultado una relación monotónica entre el nivel de eficiencia en la adopción y la desigualdad de ingresos: mientras más alto es dicho nivel, más alta es la desigualdad. En pocas palabras, nos gustaría cristalizar el aporte de nuestro trabajo en el siguiente mensaje: la forma en la cual los países del Sur llevan a cabo sus procesos de adopción tecnológica y cómo estos procesos interactúan con el sector de bienes finales importa para mejorar los aspectos distributivos del crecimiento económico cuando dichos países están involucrados en sofisticar la capacidad productiva de sus economías a través del PTICF.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La sección II presenta el modelo. La sección III muestra la solución del estado estacionario y sus propiedades. La sección IV muestra una ilustración numérica, y la sección V comenta y concluye.

---

12 Los trabajos en inglés han acuñado la expresión *skill-biased technological change*.

13 En la sección 3.3, Hornstein et al. (2005), basados en modelos previos de Kiley (1999) y Acemoglu (1998, 2002, 2003), ofrecen un modelo en el cual, dependiendo de la relación completamente exógena entre la elasticidad de sustitución entre el trabajo calificado y no calificado y la elasticidad de sustitución entre el nivel de habilidades de cada tipo de trabajo, un aumento de la oferta relativa de trabajo calificado puede terminar en más desigualdad.

## II. EL MODELO

Nuestra economía consta de los siguientes tres sectores:

$$Y_t = A_t (\mu_{k,t} K_t)^\alpha L_{y,t}^\theta H_{y,t}^\psi \quad (1)$$

$$K_t = q_t I_t + (1 - \delta) K_{t-1} \quad (2)$$

$$q_t = (1 - \delta_{q,t}) \cdot q_{t-1} + d_t [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^\alpha L_{q,t}^\beta H_{q,t}^\gamma (q_t^o - q_t) \quad (3)$$

La ecuación (1) provee la función de producción en el sector de los bienes finales para cualquier tiempo  $t$ . Dicho bien puede ser utilizado para adquirir, ya sea, bienes de consumo  $C_t$ , o bienes de inversión  $I_t$ . La tecnología sigue una función de tipo Cobb-Douglas para el capital eficiente y el trabajo. Capital eficiente quiere decir que dicho capital tiene incorporado el más alto nivel tecnológico disponible en la economía. Se requiere una fracción  $\mu_{k,t}$  del capital total ( $K_t$ ) en este sector. Suponemos la existencia de capacidades heterogéneas que influyen en la productividad marginal de cada trabajador. Por lo tanto, se requieren  $L_{y,t}$  unidades de mano de obra no calificada y  $H_{y,t}$  unidades de mano de obra calificada. La oferta de trabajo se supone inelástica. Siguiendo la convención habitual, se asumen rendimientos constantes de escala en esta tecnología, lo que significa que las respectivas "elasticidades" en la producción satisfacen la ecuación  $\alpha + \theta + \psi = 1$ . Los parámetros  $\alpha$ ,  $\theta$  y  $\psi$  representan la elasticidad del producto con respecto al capital físico, la mano de obra no calificada y la mano de obra calificada, respectivamente. Además, se supone que en este sector el progreso tecnológico  $A_t$  no está incorporado, es decir, es independiente del ritmo de acumulación de capital.

La ecuación (2) provee la ley de movimiento del capital o la función de producción en el sector de bienes intermedios, la cual tiene exactamente la misma estructura que la ecuación propuesta por Boucekkine et al. (2006a).  $q_t$  representa el nivel actual de la tecnología local utilizada en la producción de dichos bienes, el cual se determina de manera endógena. Por lo tanto, los cambios en  $q$  capturan la inversión-específica en bienes de capital eficientes que dan lugar al progreso tecnológico de la economía local. Como es habitual, la acumulación de capital también se ve afectada por la tasa de depreciación  $0 < \delta_t < 1$ . Como es usual en este tipo de modelos, la tasa de crecimiento de  $q$  es igual a la tasa de disminución del precio relativo del capital. Más concretamente, dicho precio (instantáneo) es igual a  $1/q_t$ , es decir, en escenarios en los que  $q$  es una función creciente en el tiempo, los bienes de capital se vuelven más baratos con respecto a los bienes de consumo, lo que, a su vez, hace disminuir la tasa de crecimiento del consumo. Este efecto ha sido llamado *efecto obsolescencia* por Boucekkine et al. (2003).

La ecuación (3) provee la función de producción utilizada en la adopción (o imitación) de tecnología, la cual determina el nivel de tecnología disponible  $q_t$  en la economía en cada instante  $t$ . Ella es también una función de tipo Cobb-Douglas entre el capital y el trabajo. Dicha función requiere como insumos una fracción  $\mu_{k,t}$  del capital total,  $L_{q,t}$  unidades de obra no calificada y  $H_{q,t}$  unidades de mano de obra calificada. Al igual que en Fuentes et al. (2014b), se supone la presencia de ciertas ineficiencias en el proceso de adopción, las cuales son capturadas por medio del parámetro exógeno  $0 < \delta_{q,t} < 1$ .

Como se mencionó, las fuentes de tales ineficiencias pueden ser variadas: la falta de capacidades, la fuga de mano de obra calificada, el abandono del capital físico creado, la pérdida (olvido)



de conocimientos adquiridos durante el proceso de adopción, las incompetencias técnicas por falta de entrenamiento, entre otras. La introducción de este parámetro implica que  $q_t$  es una combinación cuasi-convexa de  $q_{t-1}$  y  $q^o$ <sup>14</sup>. Se asumen retornos constantes de escala en esta tecnología. Por lo tanto, la condición  $a + b + c = 1$  es válida para las respectivas intensidades de los factores presentes en la función de producción. Siguiendo la literatura, también se introduce la variable  $d_t > 0$  en nuestro modelo. Dicha variable captura cualquier *shock* potencial sobre lo que denominaremos, por simplicidad, la "productividad total de los factores del sector adoptivo". Como ejemplos, dicho *shock* puede representar una mejora en la productividad del trabajo o una reforma de la política comercial de apertura de la economía que facilita la transferencia de tecnología. Suponemos que esta variable sigue un camino totalmente exógeno sin una tendencia específica. La variable  $q_t^o$  representa la tecnología de punta existente y desarrollada en los países avanzados (el Norte), la cual es completamente exógena en nuestro modelo. En resumen, la ecuación (3) describe el proceso de convergencia tecnológica del Sur, y por lo tanto representa una reformulación (algo más complicada) del mecanismo descrito por Nelson y Phelps (1966).

Por otra parte, se supone que hay perfecta movilidad intersectorial tanto del capital como del trabajo. Ya que nuestro punto de focalización está puesto sobre las economías en desarrollo, asumimos que el conjunto de recursos laborales calificados y no calificados es limitado. Más precisamente, se supone que la oferta de cada tipo de trabajo está condicionada por las siguientes restricciones:

$$L_{q,t} + L_{y,t} = L_t \quad (4)$$

$$H_{q,t} + H_{y,t} = H_t \quad (5)$$

donde las cantidades totales de trabajo no calificado,  $L$ , y calificado,  $H$ , se determinan de forma exógena. Finalmente, la ecuación usual de cierre es la siguiente:

$$Y_t = C_t + I_t \quad (6)$$

Estudiaremos ahora el problema del planificador central correspondiente a esta economía.

## 1. El problema del planificador central

Se asume que todos los agentes tienen las mismas preferencias por el único bien de consumo que se produce en la economía. En consecuencia, resolveremos un problema habitual de crecimiento óptimo como el que sigue a continuación:

$$\max_{\{K_t, q_t, L_{q,t}, L_{y,t}, H_{q,t}, H_{y,t}, C_t, I_t, \mu_{k,t}\}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \quad (P1)$$

---

14 Definiendo  $\varepsilon = 1 / \left[ 1 + d_t \left[ (1 - \mu_{k,t}) K_t \right]^a L_{q,t}^b H_{q,t}^c \right]$ , la ecuación (3) puede ser reescrita como sigue:  
 $q_t = \varepsilon (1 - \delta_{q,t}) q_{t-1} + (1 - \varepsilon) q_t^o$ .

Esta maximización está sujeta a las restricciones (1) a (6), dados  $K_{t-1}$  y  $q_{t-1}$  y las limitaciones positivas correspondientes (particularmente  $0 < \mu_{k,t} < 1$ ). Como es usual,  $U(\cdot)$  es una función de utilidad y  $0 < \beta < 1$  es el factor convencional de descuento temporal. Para este caso, el conjunto  $\{\lambda_{q,t}, \lambda_{y,t}, \lambda_{k,t}, \omega_L, \omega_H\}$  representa los multiplicadores asociados a las respectivas restricciones del problema de maximización<sup>15</sup>. Como es habitual, usaremos de aquí en adelante los precios sombra de la mano de obra no calificada  $w_{L,t}$  y calificada  $w_{H,t}$  para medir la desigualdad salarial. Las condiciones de primer orden correspondientes a esta maximización se pueden caracterizar de la siguiente manera después de un tedioso pero sencillo trabajo algebraico<sup>16</sup>:

$$U'(C_t) = \lambda_{y,t} \tag{7}$$

$$\lambda_{k,t} = \frac{\lambda_{y,t}}{q_t} = \frac{U'(C_t)}{q_t} \tag{8}$$

$$\omega_{L,t} = \lambda_{q,t} d_t [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^\beta L_{q,t}^{b-1} H_{q,t}^c (q_t^o - q_t) = \lambda_{q,t} \frac{b(q_t - (1 - \delta_{q,t}) q_{t-1})}{L_{q,t}} \tag{9}$$

$$\omega_{L,t} = \lambda_{y,t} \theta A_t [\mu_{k,t} K_t]^\alpha L_{y,t}^{\theta-1} H_{y,t}^\psi \tag{10}$$

$$\omega_{H,t} = \lambda_{q,t} d_t [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^\beta L_{q,t}^b c H_{q,t}^{c-1} (q_t^o - q_t) = \lambda_{q,t} \frac{c(q_t - (1 - \delta_{q,t}) q_{t-1})}{H_{q,t}} \tag{11}$$

$$\omega_{H,t} = \lambda_{y,t} \psi A_t [\mu_{k,t} K_t]^\alpha L_{y,t}^{\theta} H_{y,t}^{\psi-1} \tag{12}$$

$$-\lambda_{q,t} d_t a [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^{a-1} K_t^b L_{q,t}^b H_{q,t}^c (q_t^o - q_t) + \lambda_{y,t} \alpha A_t [\mu_{k,t} K_t]^{\alpha-1} K_t^\theta L_{y,t}^\theta H_{y,t}^\psi = 0 \tag{13}$$

$$\lambda_{q,t} d_t a [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^{a-1} (1 - \mu_{k,t}) L_{q,t}^b H_{q,t}^c (q_t^o - q_t) - \lambda_{k,t} + \lambda_{y,t} \alpha A_t [\mu_{k,t} K_t]^{\alpha-1} \mu_{k,t} L_{y,t}^\theta H_{y,t}^\psi + \beta(1 - \delta) \lambda_{k,t+1} = 0 \tag{14}$$

$$-\lambda_{q,t} \left\{ 1 + d_t [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^a L_{q,t}^b H_{q,t}^c \right\} + \lambda_{k,t} l_t + \beta \cdot \lambda_{q,t+1} (1 - \delta_{q,t+1}) = 0 \tag{15}$$

Las ecuaciones (7) y (8) proveen las condiciones óptimas para el consumo y la inversión. Las ecuaciones (9) a (12) proveen las condiciones óptimas para  $L_{q,t}$ ,  $L_{y,t}$ ,  $H_{q,t}$  y  $H_{y,t}$  respectivamente. El supuesto de perfecta movilidad laboral entre sectores implica, por una parte, que la ecuación (9) es igual a la ecuación (10); por otra, que la ecuación (11) es igual a la ecuación (12).

15 Véase el apéndice.

16 Una prueba detallada de estas ecuaciones se puede obtener mediante solicitud.



De esto, es fácil comprobar que la ecuación que determina entonces la asignación sectorial de equilibrio entre los trabajadores más y menos educados es la siguiente:

$$\frac{\theta \cdot L_{q,t}}{b \cdot L_{y,t}} = \frac{\psi \cdot H_{q,t}}{c \cdot H_{y,t}} \quad (16)$$

Dividiendo ahora la ecuación (12) por la ecuación (10), el nivel de desigualdad de ingreso en nuestra economía viene dado por:

$$\Delta\omega_t = \frac{\omega_{H,t}}{\omega_{L,t}} = \frac{\psi L_{y,t}}{\theta H_{y,t}} \quad (17)$$

A partir de esta ecuación, notamos que la desigualdad de ingreso surge aquí como un resultado operacional de la maximización del bienestar social (vía consumo). Además, el lado derecho de esta ecuación captura (o anticipa) implícitamente el hecho de que los valores de los dos factores determinantes de dicha desigualdad en cada instante  $t$ ,  $L_{y,t}$  y  $H_{y,t}$ , están estrechamente relacionados con las decisiones sobre el tipo de bienes que la economía decide producir: bienes finales o intermedios. En otras palabras, como ha postulado Jovanovic (1998), las decisiones de inversión-específica pueden llegar a ser importantes generadores de desigualdad. En nuestro caso, si dichas decisiones involucran una mayor demanda relativa por mano de obra calificada en el sector tecnológico, con la consecuente mayor disminución relativa de dicha mano de obra en el sector de bienes finales, la desigualdad podría aumentar. Por otra parte, la ecuación (13), que describe la condición óptima para  $\mu_{k,t}$ , puede reformularse de una manera más simple. De hecho, introduciendo la ecuación (7) en la ecuación (10) e igualando la ecuación resultante con el lado derecho de la ecuación (9), el multiplicador  $\lambda_{q,t}$  (precio sombra de  $q_t$ ) se lee como sigue:

$$\lambda_{q,t} = U'(C_t) \frac{\theta L_{q,t}}{b L_{y,t}} \frac{A_t [\mu_{k,t} K_t]^\alpha L_{y,t}^\theta H_{y,t}^\psi}{d_t [(1-\mu_{k,t}) K_t]^\beta L_{q,t}^b H_{q,t}^c (q_t^o - q_t)} \quad (18)$$

Introduciendo ahora las ecuaciones (7) y (18) en la ecuación (13), la condición de equilibrio que determina la distribución de recursos se puede escribir de la siguiente manera<sup>17</sup>:

$$\frac{\mu_{k,t}}{1-\mu_{k,t}} = \frac{b\alpha L_{y,t}}{\theta a L_{q,t}} \quad (13')$$

La ecuación (14) proporciona la condición óptima para  $K_t$ . Introduciendo las ecuaciones (1), (7), (8) y (18) en dicha ecuación, esta condición se puede formular de una manera más apropiada como sigue:

$$\begin{aligned} \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} &= \frac{1}{\beta(1-\delta)} \frac{q_{t+1}}{q_t} \left[ 1 - q_t \alpha \frac{Y_t}{K_t} - a \frac{\theta}{b} q_t \frac{L_{q,t} Y_t}{L_{y,t} K_t} \right] \\ &= \frac{1}{\beta(1-\delta)} \frac{q_{t+1}}{q_t} [1 - q_t PMK_t (1 + \eta_t)] \end{aligned} \quad (14')$$

17 Nótese que, como es habitual, tal distribución depende exclusivamente de las respectivas intensidades de los factores productivos.

donde  $PMK_t = \alpha Y_t / K_t$  es el producto marginal del capital, y  $\eta_t = (\partial \theta / \alpha b) / (L_{q,t} / L_{y,t}) = \frac{(1 - \mu_{k,t})}{\mu_{k,t}} > 0$ ,  $\forall t$ .

Con la excepción del factor  $\eta$ , esta ecuación es similar a otras ecuaciones descritas en la literatura, particularmente en Boucekkine et al. (2006a). Sin embargo, dejamos claro que dicho factor surge como consecuencia de introducir capital físico y heterogeneidad en el trabajo dentro del sector de adopción propuesto por dichos autores. Dos efectos (o fuerzas) determinan entonces las trayectorias del consumo y del ahorro a través del tiempo. Definiendo  $PMKE_t = q_t PMK_t$  como el producto marginal *eficiente* del capital, es decir, aquel capital que incorpora el progreso tecnológico logrado en el proceso de adopción, vemos, por un lado, que mayores incentivos al ahorro provenientes de aumentos en este tipo de productividad (*la eficiente*) contribuyen a generar mayores tasas de crecimiento del consumo<sup>18</sup>. De aquí en adelante, denominaremos a esta fuerza como el *efecto del producto marginal eficiente del capital*. En contraste con los hallazgos de la literatura existente, observamos que este efecto es intensificado en nuestro modelo por el factor  $\eta > 0$ , lo que significa que el patrón consumo-ahorro también se ve afectado por la asignación sectorial del capital. Ya que  $\eta > 0$ , dicho factor contribuye a intensificar dicho efecto y, por ende, ayuda a incrementar la tasa de crecimiento del consumo. La otra fuerza presente en nuestro modelo es el *efecto obsolescencia* ya mencionado. Dicho efecto predice que los cambios en el progreso tecnológico incorporado al capital (valores cada vez más altos de  $q$ ) reducen progresivamente el precio relativo de los bienes de capital ( $1/q$ ). Esto provoca una disminución de la tasa de crecimiento del consumo, lo cual implica un incremento del bienestar social actual.

A priori, la presencia de  $\eta$  en nuestro modelo favorecería el predominio del primer efecto sobre el segundo, lo que debería llevar a los individuos a priorizar el consumo futuro por sobre el consumo presente. Dicho de otro modo, cuando el capital puede moverse libremente a través de los dos sectores productivos de la economía (lo cual se ve reflejado en la definición de  $\eta$ ), la maximización del bienestar vía consumo generaría un sesgo hacia la acumulación de capital eficiente, es decir, hacia la producción de bienes (finales) de inversión  $I$  con el más alto nivel tecnológico  $q$  alcanzable en la economía. Ya que los recursos laborales (particularmente los recursos laborales calificados) son escasos, esta condición pone entonces al planificador en una compleja disyuntiva a la hora de distribuir sectorialmente dichos recursos<sup>19</sup>. Los efectos que tiene la solución de esta disyuntiva sobre la desigualdad de ingresos es justamente el principal objetivo de este trabajo. Finalmente, la ecuación (15) representa la condición óptima para  $q_t$ . Introduciendo en ella las ecuaciones (2) y (8), dicha ecuación puede reformularse de la siguiente manera:

$$\frac{U'(C_t)}{q_t} \frac{K_t - (1 - \delta)K_{t-1}}{q_t} = \lambda_{q,t} \left( 1 + d_t [(1 - \mu_{k,t}) K_t]^a L_{q,t}^b H_{q,t}^c \right) - \beta (1 - \delta_{q,t+1}) \lambda_{q,t+1} \quad (15')$$

18 En otras palabras, se prefiere el consumo futuro por sobre el consumo presente. Obviamente, este patrón de preferencias requiere que  $PMKE_t (1 + \eta_t) < 0$ .

19 A priori, uno podría decir que, producto del sesgo mencionado, el costo de la maximización del bienestar social a través del consumo sería el retardo del cierre de la brecha tecnológica con el Norte. Esto debido a que, necesariamente, los recursos disponibles en la economía deberían ser asignados mayoritariamente hacia el sector de bienes finales.



Recordando que  $\lambda_{q,t}$  es el precio sombra de  $q_t$ , esta ecuación representa la igualdad entre el ingreso marginal (lado izquierdo) y el valor presente del coste marginal (a la derecha), en términos de bienestar, de un incremento marginal de  $q_t$ . El término intertemporal  $\delta_{q,t+1}$  proviene de la especificación hecha en el sector adoptivo. En la siguiente sección investigaremos las soluciones del estado estacionario.

### III. EL ESTADO ESTACIONARIO

De aquí en adelante, consideraremos una función de utilidad logarítmica. Las ecuaciones (1) a (6), (13'), (14'), (15') y (16) definen el siguiente sistema que describe la situación de largo plazo de la economía<sup>20</sup>:

$$Y = A[\mu_k K]^\alpha L_y^\theta H_y^\psi \quad (19)$$

$$\delta K = qI \quad (20)$$

$$\delta_q q = d[(1-\mu_k)K]^a L_q^b H_q^c (q^o - q) \quad (21)$$

$$L_y + L_q = L \quad (22)$$

$$H_y + H_q = H \quad (23)$$

$$Y = C + I \quad (24)$$

$$\frac{\mu_k}{1-\mu_k} = \frac{b\alpha L_y}{\theta a L_q} \quad (25)$$

$$\frac{\theta L_q}{b L_y} = \frac{\psi H_q}{c H_y} \quad (26)$$

$$1 - \beta(1-\delta) = \frac{qY}{K} \left( \alpha + \frac{a\theta L_q}{b L_y} \right) \quad (27)$$

$$\delta_q \frac{b}{a} \delta = \frac{qY L_q}{K L_y} \left[ 1 + d[(1-\mu_k)K]^a L_q^b H_q^c - \beta(1-\delta_q) \right] \quad (28)$$

El sistema anterior contiene 10 ecuaciones para las 10 incógnitas  $\{L_q, L_y, H_q, H_y, K, I, C, Y, q, \mu\}$ . Dos características son importante de resaltar de este sistema: es altamente no lineal (véase, por ejemplo, la ecuación (28)) y es no recursivo, por lo que es imposible reducir significativamente su dimensión. Sin embargo, definiendo

$$z_1 = \frac{\theta a}{b\alpha} \text{ y } z_2 = \frac{\psi a}{c\alpha}$$

20 Omitimos el símbolo barra típicamente utilizado en la parte superior de las variables endógenas para designar sus respectivos niveles de largo plazo con el propósito de simplificar la presentación de las ecuaciones.

la combinación de las ecuaciones (17), (25) y (26) da lugar a la siguiente expresión para el nivel de largo plazo de la desigualdad de ingresos:

$$\Delta w = \frac{c}{b} \frac{L}{H} \left[ \frac{(1-\mu_k) + z_2 \mu_k}{(1-\mu_k) + z_1 \mu_k} \right] \quad (29)$$

Esta última ecuación es muy importante porque pone de relieve que, en una economía inmersa en un proceso de sofisticación de su capacidad productiva a través del PTICF, la desigualdad de ingresos de largo plazo viene determinada por tres factores (o mecanismos) diferentes y visibles. En primer lugar, se observa que ciertos parámetros tecnológicos, tales como las elasticidades de los factores productivos, importan. Este no es un concepto nuevo en la literatura. De hecho, Bertola (1993) y García-Peñalosa y Turnovsky (2005) identifican esta dependencia en condiciones en las cuales dicho progreso no está incorporado al capital. Sin embargo, la naturaleza de esta relación es muy diferente en nuestro modelo. Mientras que estos autores encontraron que la participación del trabajo en la producción (de bienes finales) es un factor importante que determina la desigualdad de ingresos de largo plazo, nosotros encontramos que esta variable está fuertemente influida por el ratio entre las respectivas intensidades de los trabajadores calificados y no calificados que laboran en el sector tecnológico (o intermedio),  $c/b$ . Una importante pregunta surge a partir de este hallazgo: ¿se podría implementar un cambio en la estructura de la economía orientado a influir en la distribución del ingreso a través de una modificación de este ratio?

Intuitivamente, sabemos que la respuesta a esta pregunta es *no*, al menos en el estado actual del conocimiento. De hecho, es bien sabido que las elasticidades (como las preferencias) son muy difíciles de modificar por medio de políticas públicas o decisiones privadas específicas tomadas al interior de las empresas. Por otra parte, los trabajos teóricos y empíricos relacionados con la evolución de la participación de los factores productivos en el tiempo y su impacto en el funcionamiento de la economía se han centrado en el sector que produce bienes finales<sup>21</sup>. Por lo tanto, falta aún tener un mayor conocimiento sobre esta materia en el campo de la adopción tecnológica. Además, incluso en el caso de un escenario ideal en el que esta relación pudiera ser manipulada por medio de políticas, queda claro que una adopción eficiente requeriría de una mayor intensificación de la mano de obra calificada  $c$  que de la no calificada  $b$ . Por lo tanto, el ratio aludido será mayor que 1.

En consecuencia, hemos identificado una primera fuente "técnica" que actúa como un multiplicador de la desigualdad de ingresos en el largo plazo. El segundo factor que determina dicha desigualdad es la relación  $L/H$  (la cual es totalmente exógena en nuestro modelo). En países en vías de desarrollo, la cantidad de horas-hombre calificadas es muy reducida comparada con la cantidad de horas-hombre no calificadas. En términos generales, este factor refleja implícitamente entonces el argumento, según el cual, los avances tecnológicos serían la causa motriz del aumento de la desigualdad salarial en todo el mundo, ya que estos cambios exigen conocimientos especializados, lo que se traduce en un cambio rápido en la demanda de mano de obra calificada en relación con la mano de obra no calificada.

---

21 Guerreiro (2012) y Schneider (2011) analizan la participación del trabajo en la función de producción. Para la participación del capital, véase Jones (2003) y Ortega y Rodríguez (2006).

En palabras simples, la historia acerca del aumento de la desigualdad de ingresos no sería, principalmente, una historia relacionada con la política económica en sí, sino más bien un tema de oferta y demanda<sup>22</sup>. Bajo condiciones de *ceteris paribus*, nuestro modelo sugiere que sería óptimo aumentar el número de personas educadas en relación con las no educadas para hacer que la desigualdad disminuyera. A primera vista, esta primera reacción (el “efecto oferta”) podría parecer demasiado simple. Sin embargo, desde un punto de vista desarrollista, la sofisticación de la capacidad productiva de la economía podría requerir de un aumento tanto del número como de la calidad de personas capaces de gestionar una economía más sofisticada. Esta condición pone presión no solo sobre el frente educacional, sino sobre toda la esfera institucional del país, ya que se espera que dicha esfera contribuya fuerte y decididamente a la provisión de un entorno económico donde la mayoría de las personas puedan contar no solo con oportunidades de lograr niveles más altos de educación, sino también con plazas laborales donde ejercer las habilidades y capacidades recibidas.

El tercer factor que determina la desigualdad de ingresos de largo plazo es endógeno y tiene relación con la distribución sectorial ponderada del capital, a saber,

$$f(\mu_k) = \frac{(1-\mu_k) + z_2\mu_k}{(1-\mu_k) + z_1\mu_k} > 0$$

donde los factores de ponderación dependen de las elasticidades de la mano de obra tanto en la producción como en la adopción. Específicamente, este factor sugiere que cuando  $z_2 < z_1$ ,  $f(\mu_k) < 1$ . Entonces, este factor actúa como un reductor de la desigualdad en los ingresos de largo plazo. Por el contrario, cuando  $z_2 > z_1$ ,  $f(\mu_k) > 1$ ; entonces, dicho factor actúa como un amplificador de la desigualdad. Por lo tanto, vemos que la distribución de las intensidades del trabajo en la producción, en relación con las intensidades del trabajo en la adopción, también afecta la desigualdad de ingresos de largo plazo<sup>23</sup>. Pese a la escasa eficacia atribuible a la política económica a la hora de intentar modificar estos parámetros estructurales, es posible ofrecer la siguiente proposición para el caso particular en que  $z_1 = z_2$ :

**Proposición 1** Definiendo  $x = \frac{L}{H}$  y, si  $\frac{\psi}{\theta} = \frac{c}{b}$ ,

$$i) \Delta w = \frac{c}{b}x,$$

$$ii) \frac{\partial \Delta \omega}{\partial \xi} = \frac{c}{b} > 0,$$

$$iii) \frac{\partial \Delta \omega}{\partial L} = \frac{x}{H} > 0,$$

$$iv) \frac{\partial \Delta \omega}{\partial H} = -\frac{xL}{H^2} < 0,$$

**Prueba:** Dado que  $\psi/\theta = c/b$  implica que  $z_1 = z_2$ , la ecuación (29) muestra que  $\Delta w = (c/b)x$ . Por lo tanto, i) a iv) se derivan directa y fácilmente a partir de este resultado. † Q.E.D.

22 Ver, por ejemplo, Mankiw (2013).

23 Dada las definiciones de  $z_1$  y  $z_2$ , es claro que  $\psi/\theta < c/b$  cuando  $z_2 < z_1$  y  $\psi/\theta > c/b$  cuando  $z_2 > z_1$ .

En primer lugar, nos gustaría destacar que la condición  $z_1 = z_2$  no quiere decir que las tecnologías de producción y de adopción sean iguales. De hecho, la fracción de capital por sector permanece inalterada (y diferente) bajo esta condición. Solo la distribución de la participación del trabajo calificado versus el no calificado es igual en ambos sectores. En tal situación, la desigualdad de ingresos a largo plazo se vuelve totalmente exógena y dependiente principalmente del ratio  $L/H$ . En otras palabras, el progreso tecnológico incorporado juega un rol muy minoritario en la determinación del nivel de largo plazo de la desigualdad. Como era previsible, se observa que dicha desigualdad puede reducirse solo al aumentar el nivel (oferta) relativo (a) de las personas educadas,  $H$  (ítem *iv*).

Por otra parte, el último factor que influye en la desigualdad de ingresos a largo plazo y que está también relacionado con  $f(\mu_k)$  es el propio  $\mu_k$ , es decir, la fracción de capital en el sector de los bienes finales. Debido a su carácter endógeno, no tiene sentido realizar un análisis de estática comparativa respecto de esta variable. Sin embargo, se podría saber cómo y en qué medida la desigualdad de ingresos a largo plazo puede verse afectada por un *shock* exógeno que afecte la asignación sectorial del capital. Para partir, supongamos que la economía se enfrenta a un *shock* exógeno en la variable arbitraria “ $y$ ” la cual es diferente de  $L$  y  $H$ <sup>24</sup>. De acuerdo con la ecuación (29), y bajo condiciones de *ceteris paribus*,

$$\frac{\partial \Delta w}{\partial y} = \frac{c L a}{b H \alpha} \underbrace{\frac{1}{[(1-\mu_k) + z_1 \mu_k]^2}}_{\kappa_2 > 0} \underbrace{\left[ \frac{\psi}{c} - \frac{\theta}{b} \right]}_{\kappa_3} \frac{\partial \mu_k}{\partial y} = \kappa_2 \kappa_3 \frac{\partial \mu_k}{\partial y} \quad (30)$$

La ecuación (30) muestra que la distribución sectorial de las intensidades del trabajo también es importante en la determinación del *cambio* en el nivel de desigualdad de largo plazo. En particular, si  $\psi/\theta > c/b$ , esta condición actúa como un amplificador de desigualdad una vez que el *shock* ocurre. Por el contrario, si  $\psi/\theta < c/b$ , dicha condición actúa como un reductor de la misma. Por otra parte, la ecuación (30) también muestra que, una vez producido el *shock* el mecanismo endógeno clave responsable de la generación de los cambios en el nivel de largo plazo de la desigualdad se relaciona con la reasignación sectorial del *stock* de capital. Creemos que este hallazgo puede tener importantes implicaciones para la política económica. Si por alguna razón una sociedad prioriza el sector final (intermedio) aumentando (disminuyendo) el nivel de largo plazo del capital  $\partial \mu_k / \partial y > 0$  [ $\partial \mu_k / \partial y < 0$ ], el impacto de dicha política sobre la desigualdad dependerá de cómo los parámetros tecnológicos estructurales ( $\psi$ ,  $\theta$ ,  $c$ ,  $b$ ) hayan sido “fijados” en la economía. Desde una óptica puramente teórica, la predicción de Jovanovic (1998) —la cual dice que cuando las decisiones de inversión asumen que el progreso tecnológico está incorporado al capital físico, la desigualdad de ingresos durará indefinidamente—, tendría una validez más bien condicional según nuestro modelo. Por ejemplo, si  $\psi/\theta > c/b$  y  $\partial \mu_k / \partial y > 0$ , el nivel de desigualdad crecerá. Por el contrario, si  $\psi/\theta < c/b$  y  $\partial \mu_k / \partial y < 0$ , dicho nivel disminuirá<sup>25</sup>.

24 Hemos eliminado la posibilidad de que la economía se enfrente a un aumento del número de personas no calificadas por tratarse de un *shock* no deseable desde una óptica desarrollista. La variable “ $y$ ” puede representar entonces un *shock* independiente sobre las variables tecnológicas  $q^\circ$  y  $A$  o sobre la variable institucional  $d$ .

25 A partir de este ejemplo, otros regímenes (combinaciones) posibles pueden encontrarse fácilmente.

Supongamos ahora que la economía se enfrenta a un *shock* sobre la variable  $H$ . Siguiendo el mismo procedimiento anterior, se obtiene que:

$$\frac{\partial \Delta w}{\partial H} = \underbrace{-\frac{c L}{b H^2} \left[ \frac{(1-\mu_k) + z_2 \mu_k}{(1-\mu_k) + z_1 \mu_k} \right]}_{<0} + \underbrace{\frac{c L a}{b H \alpha} \frac{1}{[(1-\mu_k) + z_1 \mu_k]^2}}_{>0} \underbrace{\left[ \frac{\psi - \theta}{c - b} \right]}_{\text{ambiguo}} \frac{\partial \mu_k}{\partial H} \quad (31)$$

La ecuación (31) es importante porque ella pone en duda el argumento convencional según el cual una mayor oferta de personas educadas en relación con las personas no educadas debería reducir la desigualdad de ingresos. En similitud con el caso anterior, la ecuación (31) predice que dicha política tendría también una efectividad *condicionada* en el cumplimiento de este objetivo. De hecho, esto dependerá, en particular, de cómo la economía gestione el segundo término del lado derecho de la ecuación (31). Por ejemplo, si  $\partial \mu_k / \partial H > 0$  y  $\psi / \theta < c/b$ , una mayor oferta de personas capacitadas contribuirá a reducir el nivel de desigualdad de largo plazo. Por el contrario, si  $\partial \mu_k / \partial H > 0$  y  $\psi / \theta > c/b$ , un aumento de  $H$  contribuirá a aumentar dicho nivel.

En resumen, nuestro modelo sugiere que la sofisticación de la capacidad productiva de una economía comprometida con acortar la brecha tecnológica por medio del progreso tecnológico incorporado al capital podría, en principio, contribuir a reducir la desigualdad de largo plazo. Sin embargo, una seria implementación de una estrategia de este tipo requeriría un conocimiento profundo de las tecnologías de producción (de bienes finales) y adopción (tecnológica) presentes en la economía.

**Proposición 2** Si  $0 < \delta < [1 - \beta(1 - \delta)] / \theta$ , existe un único estado estacionario para nuestra economía. Una prueba detallada de esta proposición se ofrece en el apéndice.

#### IV. ILUSTRACIÓN NUMÉRICA

Con el propósito de extraer información cuantitativa del efecto del progreso tecnológico incorporado sobre la desigualdad de ingresos, ofrecemos en esta sección un ejercicio numérico conducido sobre el modelo descrito más arriba. Para este fin, calibramos la economía para datos de Chile entre el período 1960-2009<sup>26</sup>. El procedimiento para elegir los parámetros incluidos en nuestro modelo es como sigue. Primero, seleccionamos un primer conjunto de valores sobre la base de información a priori, es decir, valores que consideramos razonables dada la literatura disponible. La elasticidad del capital en la producción ( $\alpha$ ) se fija entonces en 0,50<sup>27</sup>. Teniendo en cuenta esta elección, un segundo conjunto de parámetros fue fijado considerando algunos momentos propios del estado estacionario. Ya que la elección de ( $\alpha$ ) implica que  $\theta + \psi = 0,5$ , la elasticidad del trabajo calificado en la producción  $\psi$  fue fijada en 0,265 para que la productividad marginal del capital fuese de

26 Nos hemos visto obligados a recurrir a fuentes que usaron distintos períodos de tiempo en sus respectivos análisis debido a la escasez de trabajos cuantitativos sobre la economía chilena relacionados con el nuestro.

27 Desafortunadamente, la literatura relacionada no ofrece un valor consensuado para este parámetro (incluso para períodos similares de tiempo): De Gregorio (2005) fija este valor en 0,4; Restrepo y Soto (2004) en 0,47; Fuentes et al. (2005) en 0,50, y Barro y Sala-i-Martin (2004), en 0,52.

18%, valor promedio sugerido por Restrepo y Soto (2004) para el período 1986-2002<sup>28</sup>. La tasa de depreciación del capital fue fijada en 10% y el factor de descuento temporal en 0,90 para que el consumo represente aproximadamente tres cuartos del producto (PIB) y el ratio capital/producto sea igual a 2,7<sup>29</sup>. Para un valor dado (y normalizado a 1) de  $H$ , el valor de  $L$  es fijado en 4 para que la proporción de mano de obra calificada represente aproximadamente un cuarto de la fuerza laboral total<sup>30</sup>. En consonancia con la ecuación (29), las elasticidades del trabajo calificado y no calificado en la adopción fueron fijadas en 0,72 y 0,08 respectivamente, para que el nivel de desigualdad de ingresos (medido a través del cociente entre los respectivos salarios) tenga un valor cercano a 5<sup>31</sup>. Finalmente, el resto de los parámetros (que son difíciles de calibrar por la falta de datos sectoriales comparados entre la producción de bienes finales y la adopción tecnológica), son elegidos arbitrariamente bajo los siguientes criterios: la variable institucional  $d$  (que puede ser vista como la productividad total de los factores en el sector de adopción) y la PTF se establecen en una relación de 1:2; eligiendo  $d$  igual 0,75,  $A$  se fija entonces en 1,5. A partir del valor establecido para la PTF, el nivel de la tecnología de vanguardia en el sector de bienes intermedios desarrollada en el Norte ( $q^\circ$ ) se fija en 4,6 para que la PTF represente un valor cercano al 34% de  $q^{\circ}$ <sup>32</sup>. Por último, la tasa de ineficiencia en la adopción se fija en 10%. El cuadro 1 ofrece un lista con los valores mencionados.

Para destacar la importancia de la ineficiencia en la adopción sobre la desigualdad de ingresos, consideramos otra calibración con un valor diferente para  $\delta_q$ . Concretamente, consideramos el caso donde dicho valor es tres veces el valor de referencia. Los resultados de las dos parametrizaciones se muestran en el cuadro 2.

Se pueden extraer varias lecciones a partir del cuadro 2. En términos generales, se observa que las economías con un mayor nivel de ineficiencia en la adopción (alto  $\delta_q$ ) muestran, por un lado, un comportamiento a largo plazo mucho más débil en variables agregadas como el capital y el producto; por otra, la desigualdad es mayor en dichas economías. En pocas palabras, un nivel más alto de tal ineficiencia se asocia con un menor crecimiento económico

28 Con esta elección, es claro que el parámetro  $\theta$  queda automáticamente fijado en 0,235.

29 El valor elegido para el ratio capital/producto representa la línea de tendencia seguida (constante) por esta variable entre 1986 y 2003 según Restrepo y Soto (2004). Por otra parte, el valor elegido para la tasa de descuento temporal podría, a priori, no corresponderse con los valores usualmente vistos en la literatura, en particular en aquella relacionada con el estudio de ciclos económicos reales en economías desarrolladas. En efecto, los valores más comúnmente usados en este tipo de estudios oscilan entre 0,95 y 0,98. Sin embargo, Frederick et al. (2002) realizan no solo un excelente análisis crítico sobre el significado de este parámetro, sino que además, ofrecen un espectro de los valores históricamente usados en las calibraciones de modelos publicados hasta aquí. Sorprendentemente, dicho espectro cubrió valores entre 0,58 y 1!

30 La encuesta Casen 2009 dice que 73% de la fuerza laboral tenía en ese año un nivel de educación menor o igual a la enseñanza media.

31 Se tomó como referencia la diferencia de ingresos entre el ingreso promedio ponderado entre uno al octavo quintil y el ingreso promedio ponderado entre el noveno y décimo quintil publicada por el INE, diferencia que se ha visto muy poco alterada durante varios decenios. Ver [www.ine.cl](http://www.ine.cl). Obviamente, un análisis más extremo de la desigualdad de ingresos debería considerar el ratio entre los ingresos recibidos por el primer y décimo quintiles. Sin embargo, un valor calibrado más alto de la desigualdad no altera significativamente los resultados cuantitativos del modelo.

32 Para fijar este valor se ha usado como proxy la relación entre el ratio producto/hora-trabajada (GDP/hour-worked) para Chile y EE.UU. Cálculos propios hechos a partir de estadísticas publicadas por la OCDE (ver [www.oecd.org/statistics](http://www.oecd.org/statistics)), el ratio para Chile en términos del ratio estadounidense (normalizado a 1) ha oscilado entre 0,25 y 0,35 en los últimos 10 años. Alternativamente, De Gregorio (2005) -fijando en 0,4 la elasticidad del capital ( $\alpha$ )- reporta un valor igual a 0,65 para el ratio entre las PTFs para Chile y Estados Unidos, lo que equivale a decir que la PTF de Chile sería solo 35% menor que la respectiva PTF de los Estados Unidos. Manteniendo el valor de  $A$  en 1,5, y usando el ratio mencionado como un proxy entre  $A$  y  $q^\circ$ , el valor para  $q^\circ$  sería igual a 2,7, valor que no altera de manera significativa los resultados obtenidos usando el valor calibrado siguiendo el primer criterio.



y una mayor desigualdad de ingresos. El cuadro A1 del apéndice complementa este hallazgo mostrando que el desempeño económico empeora monotónicamente a medida que se incrementa la ineficiencia en la adopción.

**Cuadro 1****Parámetros, símbolos y valores**

Parámetro	Símbolo	Porcentaje
Elasticidad del capital en la producción	$\alpha$	0,500
Elasticidad del trabajo no calificado en la producción	$\theta$	0,235
Elasticidad del trabajo calificado en la producción	$\psi$	0,265
Elasticidad del capital en la adopción	$a$	0,200
Elasticidad del trabajo no calificado en la adopción	$B$	0,080
Elasticidad del trabajo calificado en la adopción	$C$	0,720
Factor de productividad total (PTF)	$A$	1,500
Factor de productividad en la adopción	$D$	0,750
Nivel de trabajo no calificado	$L$	4
Nivel de trabajo calificado	$H$	1
Factor de descuento temporal	$\beta$	0,9
Tasa de depreciación del capital	$\delta$	0,1
Tasa de ineficiencia en la adopción	$\delta_q$	0,1
Nivel tecnológico externo	$q^\circ$	4,6

Fuente: Ver Sección IV.

**Cuadro 2****Efectos de largo plazo de las calibraciones**

	Modelo base	Cuando $\delta_q$ es alto $\delta_q = 0,3$
$Lq$	0,0854	0,1521
$Ly$	3,9156	3,8479
$Hq$	0,1483	0,2299
$Hy$	0,8517	0,7601
$\mu_k$	0,9750	0,9556
$q$	3,2112	2,448
$K$	287,447	159,177
$Y$	33,1654	23,6119
$\Delta w$	5,1829	5,7084

Fuente: Elaboración propia.

En términos más específicos, dicho cuadro muestra que tanto los esfuerzos laborales como la fracción del capital en la adopción son mucho más altos en las economías más débiles. Este fenómeno es una consecuencia directa de la ecuación (21):  $\delta_q q = d[(1 - \mu_k)K]^a L_q^b H_q^c (q^o - q)$ .

De hecho, el lado izquierdo de esta ecuación aumenta cuando  $\delta_q$  crece. Está claro entonces que bajo el supuesto de que  $d$  y  $q^o$  son constantes, y dado que las ganancias logradas a través de la reducción de la brecha ( $q - q^o$ ) no son lo suficientemente grandes como para balancear la ecuación, los recursos dedicados a la adopción deben aumentarse hasta corregir el desequilibrio creado por el aumento de  $\delta_q$ .

Por lo tanto, esta reasignación de recursos en favor del sector de bienes intermedios (en detrimento del sector de bienes finales) implica un aumento en la demanda por recursos (trabajo + capital) de parte de dicho sector. Como el recurso laboral es escaso, esto provoca finalmente un menor nivel de actividad en la economía. Es llamativo constatar que la mayor demanda por trabajo es liderada por aumentos en el número de trabajadores no calificados. Concretamente, mientras dicho número se incrementa en 76%, el número de trabajadores calificados aumenta en 60%. Es posible avanzar entonces la hipótesis de que en las economías en las cuales la ineficiencia en la adopción es alta, la escasez relativa de trabajadores calificados obliga a la economía a contratar mano de obra no lo suficientemente calificada en los procesos de adopción, lo que a la larga podría propagar aún más la ineficiencia al interior de este sector y, por extensión, hacia toda la economía.

Por otra parte, es particularmente interesante constatar que este tipo de ineficiencia tenga, además, efectos distributivos sobre la economía. Vemos que valores más altos de  $\delta_q$  conllevan una mayor desigualdad en el largo plazo. Hemos visto que, bajo el supuesto de que el recurso laboral (principalmente el calificado) es escaso, un aumento de dichos esfuerzos en el proceso de adopción viene necesariamente acompañado de una disminución del trabajo en la producción. Por lo tanto, de acuerdo con nuestra definición de desigualdad (ecuación (17)), el aumento de dicha variable es consecuencia de la disminución del número de trabajadores calificados  $H_y$  en este sector (aproximadamente 10,1%) la cual es mucho mayor que la correspondiente disminución del número de trabajadores no calificados  $L_y$  (aproximadamente 2,05%). Creemos que esta conexión entre la ineficiencia en la adopción y la desigualdad de ingresos representa un interesante hallazgo que debe ser explorado en el futuro y cuya comprensión requerirá, necesariamente, la endogeneización de  $\delta_q$ .

Finalmente, observamos que, pese a la mayor asignación de recursos hacia el sector tecnológico, aquellas economías con mayores niveles de ineficiencia en la adopción tienen menores niveles de progreso tecnológico incorporado (niveles más bajos de  $q$ ), lo cual encarece el precio relativo de los bienes de capital. Dicho de otro modo, el *efecto obsolescencia*, aunque igualmente presente, es menos intenso en dichas economías. Por el contrario, el *efecto del producto marginal del capital eficiente* es más alto en estas economías; debido principalmente, a que la mayor redistribución del capital hacia el sector intermedio aumenta el valor del factor  $\eta$  definido en la ecuación (14'). En resumen, los incentivos para producir bienes de inversión son más altos en aquellas economías cuyos procesos de adopción tecnológica son más ineficientes, pero los niveles de tecnología incorporada a dichos bienes son más bajos. Y, como consecuencia de estas decisiones, el nivel de desigualdad de largo plazo es más alto. Nuestro modelo sugiere entonces, que cuando el progreso tecnológico está incorporado al capital, los países en desarrollo deben prestar mucha atención al nivel de eficiencia de los procesos productivos orientados a acortar la brecha tecnológica, para así contribuir no solo a mejorar el desempeño de sus economías, sino también a disminuir los niveles de desigualdad.

Cuadro 3

**Efectos de largo plazo de incrementar en 2% el valor de *shocks* seleccionados**

	Modelo base	Shock			
		$q^o$	$A$	$d$	$H$
$Lq$	0,0854	0,0851	0,0851	0,085	0,085
$Ly$	3,9146	3,9159	3,9159	3,9153	3,9152
$Hq$	0,1483	0,148	0,1479	0,1473	0,1504
$Hy$	0,8517	0,8521	0,8521	0,8527	0,8696
$\mu_k$	0,9750	0,9751	0,9751	0,9752	0,9752
$q$	3,2112	3,2811	3,2168	3,2251	3,2227
$K$	287,477	300,164	300,164	290,097	292,693
$Y$	33,1654	33,8973	34,5753	33,3333	33,6555
$\Delta w$	5,1829	5,181	5,181	5,178	5,077

Fuente: Elaboración propia.

Para entender con mayor precisión los mecanismos específicos presentes en nuestro modelo, se describe a continuación los efectos cuantitativos a largo plazo, de los *shocks* sobre el modelo de referencia, los cuales representan los correspondientes análisis de estática comparativa. Para este fin, las variables exógenas  $q^o$ ,  $A$ ,  $d$  y  $H$  fueron incrementadas separadamente en 2%.

Las siguientes lecciones se pueden extraer a partir del cuadro 3. En primer lugar, se observa que tanto los recursos laborales como el capital son reasignados en favor del sector de bienes finales, independientemente del tipo de *shock*. En otras palabras, la adopción tecnológica se hace menos intensa en presencia de estos *shocks*. No obstante, se observa una mayor movilidad sectorial del trabajo que del capital. Esta mayor atención por el sector de bienes finales es coherente con el supuesto de un planificador central que se preocupa por maximizar el bienestar a través del consumo. Como consecuencia de esta decisión, la desigualdad de ingresos se reduce debido a que, tal como predice la ecuación (21), la fracción del capital en la producción  $\partial\mu_k/\partial y$  es positiva<sup>33</sup> para todos los *shocks* y  $\psi/c - \theta/b < 0$ . Sin embargo, los cambios en variables institucionales como  $d$  y  $H$  son más eficaces que los *shocks* tecnológicos  $q^o$  y  $A$  para reducir dicha desigualdad. Más aún, el ejercicio sugiere que aumentar la oferta de mano de obra calificada sería la política distributiva más eficaz. Resulta interesante notar que la maximización del bienestar mencionada (objetivo prioritario del planificador) no se logra descuidando del todo el sector de bienes de capital. En efecto, podemos concluir a partir del cuadro 3, que todos los *shocks* reducen el precio relativo  $1/q$  de dichos bienes, lo cual significa que la economía también incentiva la acumulación de capital *eficiente* a través de la producción de bienes intermedios con progreso tecnológico incorporado,  $ql$ .

33 Nos referimos a un shock sobre la variable  $q^o$ ,  $A$ ,  $H$ , o  $d$ .

En resumen, tanto el *efecto del producto marginal del capital eficiente* como el *efecto obsolescencia* ocurren en presencia de los *shocks* seleccionados. Sin embargo, el primero predomina sobre el segundo<sup>34</sup>. Y, como otro resultado de esta combinación de efectos, el producto ( $Y$ ) aumenta. Por lo tanto, esta ilustración numérica ofrece escenarios en los cuales el crecimiento económico es compatible con menos desigualdad. Por supuesto, el grado de compatibilidad, particularmente por el lado de la desigualdad, no es el mismo para cada *shock*. Los *shocks* tecnológicos  $q$  y  $A$  contribuyen al crecimiento económico, pero su impacto distributivo es poco significativo. El *shock* institucional  $d$  tiene menor impacto que los anteriores sobre el crecimiento, pero su efecto reductor sobre la desigualdad, aunque también limitado, es mayor. La razón por la cual estos tres *shocks* no impactan significativamente sobre la desigualdad puede hallarse mirando la ecuación (30) y los valores de la variable  $\mu_k$  listados en el cuadro 3. Por una parte, observamos que ninguno de los *shocks* mencionados es capaz de alterar significativamente la distribución sectorial del capital,  $\mu_k$ . En términos formales,  $\partial\mu_k/\partial y \rightarrow 0$ <sup>35</sup>. Por otra parte, los valores de  $\kappa_2 > 0$  y  $\kappa_3 > 0$  definidos en dicha ecuación no son lo suficientemente grandes para compensar estas pequeñas variaciones de la variable  $\mu_k$ , contribuyendo de esta forma a generar reducciones poco significativas en el nivel de desigualdad de largo plazo. Finalmente, la mayor eficacia de la política institucional  $H$  para reducir la desigualdad se explica por la combinación de los dos términos del lado derecho de la ecuación (31). Aunque el efecto de este *shock* sobre  $\mu_k$  es también poco significativo [ $\partial\mu_k/\partial H \rightarrow 0$ ], esta condición solo afecta al segundo término de dicho lado. Por lo tanto, la reducción (cercana a 2,04%) de la desigualdad es casi enteramente atribuible al primer término del lado derecho de esta ecuación.

## V. COMENTARIOS FINALES

En este trabajo nos hemos focalizado en estudiar las consecuencias distributivas de largo plazo que tendría sobre una economía en desarrollo, la implementación de procesos de adopción tecnológica (no del todo eficientes) orientados a sofisticar su capacidad productiva y a acortar la brecha tecnológica con los países avanzados por medio del progreso tecnológico incorporado al capital físico, PTICF. Para este fin, hemos introducido tres innovaciones al modelo de Boucekkine et al. (2006a): heterogeneidad en el trabajo, capital físico en el sector de adopción y un cierto nivel de ineficiencia en dicho sector. Se ha demostrado que la segunda innovación da lugar a lo que hemos denominado el *efecto del producto marginal del capital eficiente*, el cual otorga mayores incentivos a la producción de bienes finales que los existentes, en ausencia de dicha innovación. Por lo tanto, el *efecto obsolescencia* encontrado por Boucekkine et al. (2005) —el cual es inherente al cambio tecnológico incorporado e incentiva la producción de bienes intermedios— aparece relativamente disminuido en presencia de esta innovación.

La principal contribución de este trabajo se puede resumir como sigue. Para una economía como la descrita en el párrafo anterior, y en presencia de *shocks* ya sean tecnológicos o institucionales, nuestro modelo predice escenarios en los cuales es factible reducir la desigualdad de ingresos en el largo plazo. En particular, este hallazgo contradice la predicción de Jovanovic (1998), la cual establece que cuando las decisiones de inversión consideran

34 Como se ha mencionado, el primer efecto prioriza el sector de bienes finales, y el segundo el de bienes intermedios.

35 Numéricamente, estas variaciones son del orden de  $10^2\%$ .



que el progreso tecnológico esté incorporado al capital físico, dicha desigualdad persistirá indefinidamente. Por lo tanto, dicha predicción tendría una validez *condicional* de acuerdo con nuestros resultados.

Desde un punto de vista desarrollista, el hallazgo mencionado sería una noticia optimista. Sin embargo, dicho optimismo debe ser alimentado con el cumplimiento de las condiciones subyacentes a la factibilidad aludida. Al respecto, nuestro modelo sugiere, por una parte, que los parámetros estructurales —como la relación sectorial de distribución de las elasticidades del trabajo calificado versus el no calificado— importan. Si la diferencia entre los ratios de las intensidades del trabajo calificado sobre el no calificado en el sector de bienes finales y el adoptivo es menor (mayor) que 1, esta condición actuará como un reductor (amplificador) de desigualdad. Puesto esto en perspectiva, esta condición sugiere que urge realizar mucha investigación empírica sobre cómo los países en desarrollo han estado llevando a cabo sus procesos de adopción tecnológica, para saber con precisión cómo se ha estado utilizando el recurso trabajo en el sector mismo y en relación con el sector de bienes finales. Desafortunadamente, se observa una gran falta de conocimiento al respecto.

A la vez, el modelo ofrece un mecanismo endógeno clave que podría también impactar sobre la desigualdad de largo plazo. Se trata de la redistribución intersectorial del capital en presencia de *shocks*. Si el *shock* aumenta (reduce) la fracción de capital en el sector de bienes finales, la desigualdad aumentará (disminuirá). Por lo tanto, el resultado neto sobre la desigualdad dependerá de la combinación de estos dos factores.

Además de la contribución mencionada, nuestro modelo predice analíticamente que el aumento relativo del número de personas educadas en la economía podría no contribuir a la reducción de la desigualdad de largo plazo. Este hallazgo pone una señal de alerta sobre la eficacia habitual (y casi incuestionable) que se suele atribuir a dicha política en el logro de dicho objetivo, ya sea en el ámbito político o de reputadas instituciones económicas internacionales<sup>36</sup>. Hacemos hincapié en que no estamos abogando bajo ningún punto de vista por el abandono de esta política. Simplemente sostenemos que, de acuerdo con nuestro modelo, su eficacia sobre la reducción de la desigualdad requiere conocer con precisión, por una parte, los parámetros estructurales mencionados anteriormente y, por otra, su potencial efecto sobre la redistribución sectorial del capital, tal como predice la ecuación (31).

Desde el punto de vista numérico, nos gustaría destacar el hecho de que para todos los *shocks* seleccionados fue posible encontrar soluciones de largo plazo en las cuales el crecimiento económico es compatible con menos desigualdad. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que dicha compatibilidad es alta solo cuando la oferta relativa de trabajadores calificados ( $H$ ) es incrementada. Cuando la economía es enfrentada a un aumento, ya sea, en el progreso tecnológico externo ( $q^\circ$ ), en la productividad total de factores ( $A$ ), o en la “productividad total de factores del sector de adopción” ( $d$ ), los efectos son significativos sobre el crecimiento, pero débiles sobre la reducción de la desigualdad. El principal obstáculo que

---

36 Por ejemplo, el informe de la OCDE (2012) “Going for Growth” (capítulo 5), presenta un nuevo análisis empírico que demuestra que, a pesar de que los cambios tecnológicos y la globalización han tenido un papel en el aumento de la distribución de los salarios, las políticas de educación que aumentan las tasas de graduación de la educación secundaria y terciaria y que promueven la igualdad de acceso a la educación ayudan a reducir la desigualdad de ingresos.

enfrentan estos tres últimos *shocks* para impactar más decididamente sobre la desigualdad, es su incapacidad para alterar significativamente la distribución de largo plazo del capital eficiente (aquel que tiene incorporado el último nivel tecnológico disponible en la economía), ello pese al supuesto de perfecta movilidad sectorial del capital. Técnicamente, este resultado era esperable debido a que el modelo no contempla factores de riesgo sectoriales que puedan crear diferencias entre el producto marginal del capital de cada sector de la economía. Puesto que en la realidad sí existen tales factores, consideramos pertinente incorporar esta innovación y estudiar sus efectos distributivos en investigaciones futuras.

Por otra parte, los resultados numéricos también sugieren la existencia de una posible conexión entre el nivel de eficiencia del sector adoptivo y la desigualdad de ingresos. Hemos visto que mientras más ineficiente es dicho sector, más alta es la desigualdad de ingresos en el largo plazo. Este resultado viene a complementar nuestra urgente recomendación que enfatiza el potencial rol que la gestión adecuada de la adopción tecnológica podría tener sobre el desarrollo económico de nuestros países, sobre todo en la construcción de trayectorias de crecimiento con más equidad. Sugerimos que este tipo específico de ineficiencias se debe abordar con mucha seriedad en el Sur con el fin de contribuir a acelerar su carrera hacia la construcción de sociedades más inclusivas.

Resulta evidente que nuestro modelo necesita ser enriquecido en varias direcciones, con el fin de proporcionar un marco teórico más completo, que permita estudiar más finamente los efectos distributivos a los que los países del Sur se ven enfrentados al tratar simultáneamente de sofisticar sus capacidades productivas y acortar la brecha tecnológica con el Norte a través del PTICF. Aparte de los factores de riesgo sectorial mencionados, las siguientes extensiones están siendo analizadas en la actualidad. Primero, los aspectos institucionales deben ser mejor formulados, particularmente aquellos relacionados con el fomento de la adopción. Aunque aún vemos espacio para abordar esto desde la perspectiva de una economía cerrada, un marco natural para este tipo de análisis requerirá un modelo de economía abierta. En segundo lugar, planeamos heterogeneizar las preferencias de los agentes e incluir en ellas variables que vayan más allá del patrón convencional consumo-ocio. Además, la endogenización del factor de ineficiencia en la adopción y los potenciales efectos derrame del PTICF figuran también en nuestra agenda de investigación.



## REFERENCIAS

---

- Acemoglu, D. (1998). "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality". *Quarterly Journal of Economics* 113(4): 1055–90.
- Acemoglu, Daron (2002). "Directed Technical Change". *Review of Economic Studies* 69: 781–810.
- Acemoglu, D. (2003). "Labour- and Capital-Augmenting Technical Change". *Journal of the European Economic Association* 1(1): 1–37.
- Banco Mundial (2008). *Global Economic Prospects: Technology Diffusion in the Developing World*.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (2004). "Economic Growth". Cambridge, MA: MIT Press.
- Benhabib, J. y B. Hopenhayt (2002). "Another View of Investment: 40 Years Later". En: *Information and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*: Princeton University Press.
- Berg, A., J.D. Ostry, and J. Zettelmeyer (2012), "What Makes Growth Sustained?" *Journal of Development Economics*, Vol. 98(2), pp. 149–66.
- Bertola, G. (1993). "Factor Shares and Savings in Endogenous Growth". *American Economic Review* 83: 1184–98.
- Boucekkine, R., F. del Río y O. Licandro (2003a). "Embodied Technological Change, learning and the Productivity Slowdown". *Scandinavian Journal of Economics* 105: 87–98.
- Boucekkine, R. y D. de la Croix (2003b). "Information technologies, embodiment and growth", *Journal of Economic Dynamics and Control* 27, 2007-2034.
- Boucekkine, R., F. del Río y O. Licandro (2005). "Obsolescence and Modernization in the Growth Process". *Journal of Development Economics* 77: 153–71.
- Boucekkine, R., B. Martínez y C. Saglam (2006a). "The Development Problem under Embodiment". *Review of Development Economics* 10(2006): 42–58.
- Boucekkine, R., B. Martínez y C. Saglam (2006b). "Capital Maintenance v/s Technology Adoption under Embodied Technical Progress". *Berkeley Electronic Journals in Macroeconomics* 6, Article 7 (Contributions).
- De Gregorio, J. (2005). "Crecimiento Económico en Chile: Evidencia, Fuentes y Perspectivas". *Estudios Públicos* 98.
- Frederick, S., G. Loewenstein y T. O'Donoghue (2002). "Time Discounting and Time Preference: A Critical Review". *Journal of Economic Literature* 40(2): 351–401.
- Fuentes, J.R., M. Larraín y K. Schmidt-Hebbel (2005). "Sources of Growth and Behaviour of TFP in Chile". *Cuadernos de Economía* 43(127): 113–42.

Fuentes, R., T. Mishra, M. Parthi y J. Scavia (2014a). "On optimal long-term relationship between TFP, institutions, and income inequality under embodied technical progress". *Structural Change and Economic Dynamics* 31: 89–100.

Fuentes, R., T. Mishra, J. Scavia y M. Parthi (2014b). "Distributive Consequences of Foreign Direct Investment in Economic Development in a Small Open Economy". Versión corregida, SBE-E/2011/06 WP, Department of Economics, Swansea University.

Galor, O. y J. Zeira (1993). "Income Distribution and Macroeconomics". *Review of Economic Studies* 60: 35–52.

Gallego, F. (2012). "Skill Premium in Chile: Studying Skill Upgrading in the South". *World Development* 40: 594–609.

García-Peñalosa, C. y S. Turnovsky (2005). "Production Risk and the Functional Distribution of Income in a Developing Economy: Tradeoffs and Policy Responses". *Journal of Development Economics* 76: 175–208.

García-Peñalosa, C. y S. Turnovsky (2006). "Growth and Income Inequality: A Canonical Model". *Economic Theory* 28(1): 25–49.

Guerreiro, M. (2012). "The Labour Share of Income around the World: Evidence from a Panel Dataset". Development Economics and Public Development Economics and Public Policy Working. Paper Series WP No. 32/2012, Institute for Development Policy and Management, (IDPM).

Greenwood, J., Z. Hercowitz y P. Krusell (1997). "Long-run Implications of Investment-specific Technological Change". *American Economic Review* 87: 342–62.

Greenwood, J. y P. Krusell (2007). "Growth Accounting with Investment-specific Technological Progress: A Discussion of Two Approaches". *Journal of Monetary Economics* 54: 1300–10.

Jones, C. (2003). "Growth, Capital Shares, and a New Perspective on Production Functions". *Proceedings*, Federal Reserve Bank of San Francisco, issue Nov.

Jovanovic, B. (1998). "Vintage Capital and Income Inequality". *Review of Economic Dynamics* 1: 497–530.

Kiley, M.T. (1999). "The Supply of Skilled Labour and Skill-biased Technological Progress". *Economic Journal, Royal Economic Society* 109 (458): 708–24.

Krusell, P. (1998). "Investment-specific R&D and the Decline in the Relative Price of Capital". *Journal of Economic Growth* 3: 131–41.

Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *American Economic Review* 45: 1–28.

Hornstein, Andreas, P. Krusell and G. Violante (2005). "The Effects of Technical Change on Labor Market Inequalities". In Philippe Aghion & Steven Durlauf (ed.), *Handbook of Economic Growth*, edition 1, volume 1, chapter 20, pages 1275–1370. Elsevier.

Mankiw, G. (2013). "Defending the One Percent". *Journal of Economic Perspectives* 27(3): 21–34.

Nelson, R. y E. Phelps (1966). "Investment in Humans, Technology Diffusion and Economic Growth". *American Economic Review* 56: 69–75.



OCDE (2012). "Economic Policy Reforms: Going for Growth". Capítulo 5, pág 181.

Ortega, D. y Rodríguez, F. (2006). "Are Capital Shares Higher in Poor Countries? Evidence from industrial surveys". Wesleyan Economics Working Papers N°2006-023, Wesleyan University.

Restrepo, J.E. y C. Soto. (2004). "Regularidades Empíricas de la Economía Chilena". Documento de Trabajo N°301, Banco Central de Chile.

Sakellaris P. y D. Wilson, "Quantifying Embodied Technological Change". *Review of Economics Dynamics* 7(1): 1-26.

Schneider, D. (2011). "The Labour Share: A Review of Theory and Evidence," SFB 649 Discussion Papers SFB649DP2011-069, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlín, Alemania.

Ströbel T, (2013). "Embodied Technology Diffusion and Sectoral Productivity: Evidence for 12 OECD Countries". Ifo Working Paper Series N°156, Ifo Institute for Economic Research, Universidad de Munich.

## APÉNDICE

1. El Lagrangiano correspondiente al problema de maximización es el siguiente después de introducir la ecuación (1) en la ecuación (6):

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_{q,t} \left\{ (1 - \delta_{q,t}) q_{t-1} + d_t \left[ (1 - \mu_{k,t}) K_t \right]^a L_{q,t}^b H_{q,t}^c (q_t^o - q_t) - q_t \right\} \\ & + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \omega_{H,t} \left\{ H - H_{q,t} - H_{y,t} \right\} + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \omega_{L,t} \left\{ L - L_{q,t} - L_{y,t} \right\} \\ & + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_{y,t} \left\{ A (\mu_{k,t} K_t)^\alpha L_{y,t}^\theta H_{y,t}^\psi - C_t - I_t \right\} + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_{k,t} \left\{ q_t I_t + (1 - \delta) K_{t-1} - K_t \right\} \end{aligned}$$

2. Prueba de la proposición 2

Después de hacer sucesivas sustituciones, es posible reducir el sistema de 10 ecuaciones a una ecuación implícita para  $\mu_k \in (0, 1)$ :

Por simplicidad, definimos:

$$z_1 = \frac{\theta a}{b \alpha}, \quad z_2 = \frac{\psi a}{c \alpha}, \quad z_3 = \frac{1 - \beta(1 - \delta)}{\alpha}, \quad z_4 = \frac{\delta \theta}{1 - \beta(1 - \delta)}, \quad z_5(\mu_k) = \frac{\mu_k}{(1 - \mu_k)}$$

A partir de estas definiciones, las ecuaciones (19)-(28) son suficientes para demostrar que las siguientes variables endógenas pueden ser escritas como una función de  $\mu_k$ :

$$L_q(\mu_k) = \frac{L}{1 + z_1 z_5}, \quad L_y(\mu_k) = \frac{z_1 z_5 L}{1 + z_1 z_5}, \quad H_q(\mu_k) = \frac{H}{1 + z_2 z_5}, \quad H_y(\mu_k) = \frac{z_2 z_5 H}{1 + z_2 z_5}, \quad \frac{qY}{K}(\mu_k) = z_3 \mu_k,$$

$$q(\mu_k) = q^o \left[ 1 - \frac{(1 - \mu_k)}{z_4} \right], \quad K(\mu_k) = \frac{1}{\mu_k} \left( \frac{A [L_y(\mu_k)]^\theta [H_y(\mu_k)]^\psi q(\mu_k)}{z_3} \right)^{\frac{1}{1 - \alpha}}$$

Por medio de sucesivas sustituciones, es posible reducir el sistema de 10 ecuaciones a una función implícita de  $\mu_k \in (0, 1)$ :

$$G(\mu_k) = \frac{[1 - \beta(1 - \delta)]}{\theta} (1 - \mu_k) \left[ 1 + d \left[ (1 - \mu_k) K(\mu_k) \right]^a [L_q(\mu_k)]^b [H_q(\mu_k)]^c \right] - \delta = 0 \quad (32)$$

A partir de esta función, es relativamente simple demostrar que  $G(\mu_k)$  es una función decreciente y cóncava que satisface las siguientes condiciones:

$$\lim_{\mu_k \rightarrow 0} G(\mu_k) = \frac{[1 - \beta(1 - \delta)]}{\theta} - \delta > 0 \quad \text{si} \quad \delta < \frac{[1 - \beta(1 - \delta)]}{\theta} \quad (33)$$

$$\lim_{\mu_k \rightarrow 1} G(\mu_k) = -\delta < 0, \quad \text{si} \quad \delta > 0, \quad (34)$$



CUADRO A1

### Propiedades del estado estacionario cuando se incrementa la ineficiencia en la adopción

	Modelo base	Valores asignados a $\delta_q$							
		$\delta_q = 0,2$	$\delta_q = 0,3$	$\delta_q = 0,4$	$\delta_q = 0,5$	$\delta_q = 0,6$	$\delta_q = 0,7$	$\delta_q = 0,8$	$\delta_q = 0,9$
$Lq$	0,085	0,124	0,152	0,175	0,194	0,210	0,224	0,237	0,248
$Ly$	3,915	3,876	3,848	3,825	3,806	3,790	3,776	3,763	3,752
$Hq$	0,148	0,203	0,240	0,267	0,289	0,307	0,322	0,334	0,345
$Hy$	0,852	0,797	0,760	0,733	0,711	0,693	0,678	0,666	0,655
$\mu_k$	0,975	0,964	0,956	0,949	0,944	0,939	0,935	0,931	0,928
$q$	3,211	2,766	2,448	2,198	1,993	1,820	1,671	1,540	1,426
$K$	287,447	207,241	159,177	126,427	102,643	84,678	70,735	59,693	50,810
$Y$	33,165	27,444	23,612	20,739	18,463	16,599	15,038	13,708	12,561
$\Delta w$	5,183	5,486	5,708	5,887	6,036	6,165	6,276	6,375	6,463

Fuente: Elaboración propia.





---

## RELACIÓN ENTRE EL DÓLAR, EL PRECIO DEL COBRE Y EL IPSA EN DISTINTAS ESCALAS DE TIEMPO: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE WAVELET

Werner Kristjanpoller R.\*  
Alejandro Sierra C.\*

### I. INTRODUCCIÓN

El poder determinar la influencia del precio del cobre en el tipo de cambio y cómo estas dos variables afectan al mercado accionario chileno, es importante debido a sus repercusiones en la economía chilena. Más aún, el establecer si existe una dirección en la relación de estas variables genera la base para tomar decisiones y predecir su comportamiento. Pero habitualmente se realiza este análisis sin tener en cuenta la influencia de la frecuencia temporal, como por ejemplo cuál es el efecto o relación de corto plazo y cuál es el de largo plazo. Por ello, este estudio busca determinar la relación entre el tipo de cambio, el precio del cobre y el mercado accionario chileno a diferentes escalas de tiempo. De hecho, el hacer un análisis de causalidad con precios semanales y compararlo con el análisis con precios mensuales podría ser una forma simple de analizar diferentes plazos, pero en ese análisis mensual se está incorporando el efecto semanal, dado que no se desagregan las series. Por ello, bajo el análisis de descomposición, cada serie contiene solo el comportamiento de su plazo, quedando sin interferencia de los plazos menores y mayores que ella. Obviamente, estas interferencias implican que las conclusiones que se deducen de manera tradicional no son completamente válidas.

Para cumplir con este objetivo se aplicará *wavelet*, mediante el análisis multirresolución, lo que permitirá realizar la descomposición de las series de tiempo en diferentes escalas de tiempo. Al poder descomponer las series en diferentes escalas y aplicando causalidad a la Granger, se podrá determinar la dirección de la relación para diferentes plazos temporales, pudiéndose distinguir comportamiento de corto, mediano y largo plazo. El análisis con diferentes escalas temporales logra determinar verdaderas relaciones a diferentes horizontes, lo que es mejor que un análisis a nivel general, ya que este no puede percibir algunas relaciones temporales e incluso puede evidenciarlas erróneamente. Para mayor robustez de las conclusiones, se aplicará un modelo de causalidad a la Granger no lineal.

Existen diferentes estudios de aplicaciones de *wavelet* en mercados accionarios y de materias primas: Shik Lee (2004), Xiong et al. (2005), Fernández (2006), Graham et al. (2013), Lai et al. (2006), Tiwari et al. (2013), Sadorsky (2000) y Zhang y Wei (2010), entre otros.

---

\* Departamento de Industrias, Universidad Técnica Federico Santa María. E-mails: werner.kristjanpoller@usm.cl; alejandro.sierra@alumnos.usm.cl

Acerca de la importancia del cobre y su relación con el tipo de cambio peso dólar existen diversos estudios como los de De Gregorio et al. (2005), López y Palomeque (2011), Wu (2013), Spilimbergo (2002) y Le Roux y Els (2013).

Este artículo se compone de cinco secciones, donde la primera es la introducción. Posteriormente se revisan diferentes estudios relacionados con el tema de causalidad entre variables económicas, poniendo énfasis en el tipo de cambio, precios de materias primas y mercados accionarios. Luego se detalla la metodología y los datos que se analizarán. En la cuarta sección se analizan los resultados obtenidos al aplicar la metodología. Finalmente se concluye acerca de los principales resultados y evidencias obtenidas.

## II. REVISIÓN DE LITERATURA

Uno de los primeros estudios que utilizan la metodología *wavelet*, es Ramsey y Lampart (1997), quienes se enfocan en variables macroeconómicas, en particular, la tasa de interés, el ingreso, el consumo y los agregados monetarios. A diferencia de estudios anteriores, ellos lograron producir una descomposición ortogonal de algunas variables económicas en el tiempo, a seis diferentes escalas, confirmando que la descomposición tiempo-escala es muy importante para analizar las relaciones económicas, y que explica un número importante de anomalías observadas antes en la literatura. Posteriormente, siguiendo la misma línea de investigación, Chew (2001), analiza si los criterios para convertirse en miembros de la Unión Monetaria Europea (UEM) podrían cambiar las relaciones de dinero y los ingresos de futuros de los países potencialmente miembros. Usando *wavelet* llega a la conclusión de que el análisis de tiempo-escala proporciona considerables conocimientos sobre el dinero y los ingresos. Utiliza cinco escalas de tiempo diferentes para descomponer los datos, y analiza la velocidad de la volatilidad y el dinero para cada país en las distintas escalas de tiempo. Shik Lee (2004) investiga el comportamiento entre los mercados accionarios de Estados Unidos y Corea del Sur utilizando *wavelet*. Con datos sobre índices bursátiles diarios de ambos países, encuentra una fuerte evidencia por el precio, así como los efectos derivados de la volatilidad del mercado de valores desarrollado para el mercado emergente, pero no en la dirección inversa.

Lahura (2004) utiliza *wavelet* en el análisis de variables macroeconómicas, que están asociadas principalmente a política monetaria. En este estudio se utiliza *wavelet* como complemento de los métodos tradicionales para el análisis de series de tiempo no estacionarias y se aplican causalidades a la Granger. Se estudia la causalidad entre el dinero y el producto (planteando como hipótesis que el dinero causa al producto), y se concluye que esta no es única, sino que depende de la escala temporal que se esté analizando; específicamente, se muestra evidencia a favor de la hipótesis de que el dinero causa en el sentido a la Granger el producto real en ciertos horizontes de temporales. Otra idea de este estudio es proponer medidas alternativas para la medición de la brecha del producto y la inflación subyacente. A pesar de la gran potencialidad que tiene *wavelet*, no existe un análisis riguroso que muestre superioridad sobre los modelos VAR estructurales, por lo que se concluye que se necesita un análisis más riguroso, estadística y económicamente.

Posteriormente, Xiong et al. (2005) proponen un nuevo método para estimar el riesgo sistemático (Beta) del mercado de valores de China, utilizando *wavelet*, ya que con esto se



puede investigar el comportamiento de beta en diferentes escalas de tiempo. Los resultados empíricos muestran que las predicciones del CAPM son más relevantes a horizontes de corto plazo que de largo plazo.

Siguiendo la misma línea de estudio, Fernández (2006) formula un CAPM en descomposición de escala de tiempo, pero en una versión internacional, representando tanto riesgos de mercado como tipos de cambio. Además, deriva una fórmula analítica para el valor de escala de tiempo en una situación de riesgo y el VaR de la cartera. Para ello, Fernández (2006), analiza los índices bursátiles de siete economías emergentes que pertenecen a América Latina y Asia, en donde pudo concluir que los mercados de valores de los países que pertenecen a la muestra parecen estar más integrados con otros países emergentes que con los desarrollados. Dado que el valor en riesgo depende del horizonte temporal del inversor, en el corto plazo las pérdidas potenciales son mayores que en el largo plazo. En consecuencia, las posibilidades de diversificación considerando el factor escala de tiempo no serían las mismas para diferentes horizontes de inversión.

El caso de las materias primas también es un tema interesante de estudiar. Por ejemplo Graham et al. (2013) examinan las dependencias a corto y largo plazo de los retornos del S&P500 y del índice de materias primas estadounidenses S&PGSCI utilizando la metodología *wavelet*. Los resultados muestran que existe un débil comovimiento entre ambos índices, por lo que desde la perspectiva de la diversificación se pueden obtener ganancias tanto de corto como de largo plazo, pero con distinto riesgo relativo. Lai et al. (2006) enfocándose en el mercado de los metales no ferrosos (níquel, zinc, aluminio), aplica una metodología *wavelet* para estimar los VaR. Gallegati (2008) estudia la relación entre la rentabilidad del mercado de valores y la actividad económica utilizando *wavelet* para los índices de Dow Jones y el índice de producción industrial en los Estados Unidos. Los resultados muestran que los índices tienen comovimiento en el largo plazo.

Para el caso de Chile, De Gregorio et al. (2005) estudian qué variables determinan el precio del cobre y los términos de intercambio de la economía chilena, poniendo especial énfasis en el impacto de los tipos de cambio reales de los países industrializados. Primero plantean un modelo simple para el mercado de un producto genérico, para poder ver el rol del tipo de cambio en la estimación de su precio, encontrando que el precio real del producto depende positivamente del ingreso real y negativamente del tipo de cambio real, suponiendo una oferta inelástica para este. Los resultados obtenidos indican que, en el largo plazo, una depreciación real del dólar de 10% genera un aumento de 18% en el precio real del dólar y de 12% en los términos de intercambio. Por otro lado, un aumento del crecimiento mundial de 1% aumenta en 0,14% el precio real del cobre y en 0,24% los términos de intercambio.

López y Palomeque (2011) estudian el comportamiento del precio del cobre, determinando la contribución relativa de los factores que explican sus fluctuaciones. Concluyen que las fluctuaciones del dólar, la demanda global y las revisiones de las expectativas respecto de los precios futuros son los principales factores detrás de los movimientos del precio del cobre. Por su parte, los factores financieros, tales como la percepción de riesgo y las tasas, parecen tener un impacto significativo especialmente a corto plazo.

Engel y West (2004) evidencian la importancia de los modelos basados en la valorización en valor presente de los tipos de cambio, mostrando que los tipos de cambio contienen

información fundamental sobre el futuro. Wu (2013) examina los factores que afectan a los movimientos cambiarios del peso chileno, utilizando un modelo de corrección de error, y concluye que el precio del cobre es el determinante más importante del tipo de cambio del peso chileno en el largo plazo, y que otros factores que afectan al peso chileno —pero en el corto plazo— son las tasas de interés, la incertidumbre financiera, la posición de los derivados en fondos de pensiones locales, así como la flexibilización cuantitativa de la Reserva Federal.

Otro estudio que investiga el tipo de cambio chileno es Zwanzger (2009), que incluye en su análisis la tasa de interés de política monetaria, la oferta monetaria, la inflación y el precio del cobre. La evolución del precio del cobre explica una parte importante del tipo de cambio, pero en general, sus determinantes varían con el tiempo. Además, las variables que fueron incluidas en este estudio pueden perder su significancia cuando ocurren hechos inesperados en la economía, como un cambio en las condiciones económicas o en la política cambiaria dictado por el Banco Central. En el mismo contexto, Spilimbergo (2002), analiza la forma en que la economía chilena ha respondido al ciclo del cobre tanto en el largo como en el corto plazo. Para el caso del largo plazo, realiza un análisis estadístico, y para el corto plazo, utiliza un análisis gráfico, concluyendo que el precio del cobre cumple un papel importante en las fluctuaciones de corto plazo y probablemente influyen en el crecimiento a largo plazo de la economía chilena. En un período de auge de los precios del cobre aumentan los flujos de capital, creando una presión alcista sobre el tipo de cambio real, además de que la apreciación del peso chileno durante la primera parte del ciclo contribuye a reducir la inflación.

Le Roux y Els (2013) realizan una investigación en la misma línea, pero de forma más global, dado que en su análisis incluyen los principales países que exportan cobre (Australia, Canadá, Chile, China y Sudáfrica), utilizando análisis de correlación y de regresión. Los resultados arrojan que los cinco países analizados, salvo China, poseen una alta correlación entre su propio tipo de cambio y el precio internacional del cobre. En el trabajo de Fernández (2005), se menciona que el tipo de cambio pareciera estar altamente correlacionado con el precio del cobre, pero que este no presenta ningún patrón a través del tiempo. Zhang et al. (2013) estudian las causalidades entre los tipos de cambio (de Australia, Canadá y Chile) y los productos básicos (oro, petróleo y cobre), utilizando causalidad a la Granger. Los principales resultados de este estudio son que las causalidades en el período de estudio es en ambas direcciones, que es más fuerte en horizontes de corto plazo que de largo plazo. Chen et al. (2008) demuestran que los tipos de cambio tienen un poder altamente predictivo en los precios de los productos básicos. En el caso chileno, Gregoire y Letelier (1998) determinan en su análisis que el Índice General de Precios de Acciones (IGPA) de la Bolsa de Comercio de Santiago está positivamente correlacionado con el tipo de cambio nominal observado.

### III. METODOLOGÍA Y DATOS

#### 1. *Wavelet*

La base de la descomposición de *wavelet* es la transformada de Fourier y sus derivadas. *Wavelet* corrige el problema de resolución que Fourier tiene asociado a la pérdida de información al determinar la posición temporal y frecuencial a la vez, tal como lo plantea el principio de incertidumbre de Heisenberg (Doroslovacki, 1994).

El análisis mediante *wavelet* busca proporcionar una adecuada resolución temporal y resolución en frecuencias para cuando la serie se encuentre con altas y bajas frecuencias<sup>1</sup>. La principal diferencia entre la transformada de *wavelet* y la transformada de Fourier por ventanas es que la transformada de *wavelet* se calcula para cada componente espectral, y con respecto a esto cambia el ancho de la ventana, lo que la transformada de Fourier no calcula.

Las principales bondades de la transformada de *wavelet* es que se puede aplicar en series no estacionarias, entrega una buena aproximación de la serie original y permite localizar fenómenos específicos en el tiempo (Crowley, 2005).

La transformada de *wavelet* funciona a través de la *wavelet* madre, con la que se descompone la serie en diferentes componentes de frecuencia que conforman una familia de funciones que son traslaciones y dilataciones de una función madre  $\psi(t)$ , donde las primeras familias fueron creadas por Haar (1910). La dilatación y traslación matemáticamente se describe en la ecuación (1).

$$\psi_{\tau,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{|s|}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right) \quad (1)$$

donde  $\tau$  es la traslación y  $s$  es la dilatación.

En este estudio, se utiliza la transformada de *wavelet* discreta. Para este caso se utiliza la escala diádica, quedando la transformada de *wavelet* discreta según la ecuación (2).

$$C(j,k) = \sum_{n \in \mathbb{Z}} f(n) \psi_{j,k}(n) \quad (2)$$

donde  $s = 2^j$ ,  $\tau = k2^j$ ,  $j \in \mathbb{N}$ ,  $k \in \mathbb{Z}$  y  $\psi_{j,k}(n) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi(2^{-j}n - k)$ .

Con el análisis de multirresolución, es posible reconstruir la serie de tiempo original. Para este fin, se utilizan filtros con distintas frecuencias de corte para analizar la serie en diferentes escalas. La serie se pasa a través de filtros de paso alto para analizar los componentes de altas frecuencias, y se pasa a través de filtros de paso bajo para analizar los componentes de bajas frecuencias. Estas operaciones cambian la resolución de la serie, y la escala se cambia mediante operaciones de submuestreo e interpolación. Matemáticamente, el análisis de multirresolución es la obtención de aproximaciones sucesivas de una serie,  $\dots, A_j, A_{j-1}, A_{j-2}, \dots$ , tal que cada aproximación sea una mejor representación de la serie original; por lo tanto,  $A_{j-1}$  representa una mejor aproximación de la serie que  $A_j$ . La diferencia entre las diferentes aproximaciones sucesivas de una serie se denominan detalles según ecuación (3).

$$D_j \equiv A_{j-1} - A_j \quad (3)$$

En este estudio se utilizará la *wavelet* madre de Daubechies de mínima asimetría y longitud ocho MA(8)<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Para mayor detalle ver Mallat (1989) y Daubechies and Laboratories (1993).

<sup>2</sup> La aplicación de la función de Daubechies MA(8), porque es una mejor aproximación a filtros de pase de bandas ideales al permitir menor pérdida de información Hardle, Kerkyacharian, Picard, and Tsybakov (1998).

Granger (1969) desarrolló un enfoque relativamente simple para probar la causalidad de las series. Una variable  $Y_t$  se dice que causa de manera Granger a  $X_t$ , si  $X_t$  puede ser predicho usando valores del pasado de  $Y_t$ . Luego surgieron muchas extensiones de la prueba de causalidad a la Granger, especialmente en las relaciones multivariadas y no lineales. Por ejemplo, Trivez (1991) y Baek y Brock (1992) plantean la prueba de causalidad a la Granger para modelos multivariados y no lineales, donde este último se basa de la prueba BDS<sup>3</sup>. Existen diversos estudios que generalizan esta prueba, pero es en la investigación de Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) que se propone un nuevo modelo autorregresivo. Esta prueba es relativamente fácil de calcular, pero se basa en supuestos concretos sobre la forma funcional de la relación. Uno de los modelos propuestos trabaja sobre la base de la expansión de Taylor del modelo no lineal alrededor de un punto del espacio de la muestra.

Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) plantean que la forma funcional entre  $X_t$  e  $Y_t$  es desconocida, pero se supone que la posible relación causal entre  $X_t$  e  $Y_t$  se representa adecuadamente por la ecuación (4).

$$Y_t = f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}, \theta) + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $\theta$  es un vector paramétrico y  $\varepsilon_t: (0, \sigma^2)$ . En este contexto,  $X_t$  no es causada Granger por  $Y_t$  si se cumple que la ecuación (4) es igual a la ecuación (5).

$$Y_t = f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m}, \theta^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Esto significa que la media condicional de  $Y_t$  da los valores pasados de  $X_t$  e  $Y_t$  no es una función de los valores pasados de  $X_t$ . Para también incluir el caso de que  $Y_t$  es causada Granger por  $X_t$ , hay que asumir que existe una forma reducida de la relación entre las dos variables. Su forma exacta es desconocida, pero suponemos que se representa por el sistema de ecuaciones (6).

$$\begin{aligned} Y_t &= f(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_y}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n_y}, \theta_1) + \varepsilon_{1t} \\ X_t &= g(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_x}, X_{t-1}, \dots, X_{t-n_x}, \theta_2) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (6)$$

donde  $\theta_l, l=1,2$  son vectores paramétricos, y además se cumple que  $\varepsilon_{jt}: iid(0, \sigma^2)$  y  $E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2s}) = 0, \forall t \neq s$ . En este contexto,  $X_t$  no es causada Granger por  $Y_t$  si se cumple la ecuación (7).

$$f^*(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m_y}, \theta_1^*) \quad (7)$$

y análogamente,  $Y_t$  no es causada Granger por  $X_t$  si se cumple la ecuación (8).

$$g^*(X_{t-1}, \dots, X_{t-n_x}, \theta_2^*) \quad (8)$$

Entonces la hipótesis de no causalidad a la Granger se puede probar de la siguiente manera: Primero, linealizar  $f$  y  $g$  mediante aproximaciones polinomiales. Después de

---

3 El test BDS de Brock, Dechert y Scheinkman es un test asintótico que proporciona una herramienta no paramétrica para contrastar la hipótesis nula de series i.i.d (independientes e idénticamente distribuidas), con potencia, en teoría, sobre todas las alternativas restantes (lineales y no lineales, estocásticas y determinísticas).



combinar los términos y reparametrizar, la  $k$ -ésima aproximación de Taylor de  $f$  se obtiene la ecuación (9).

$$\begin{aligned}
Y_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^{m_y} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{n_y} \gamma_j X_{t-j} + \\
&\sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \beta_{j_1 j_2} Y_{t-j_1} Y_{t-j_2} + \sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \delta_{j_1 j_2} Y_{t-j_1} X_{t-j_2} + \\
&\sum_{j_1=1}^{n_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \gamma_{j_1 j_2} X_{t-j_1} X_{t-j_2} + \dots \\
&+ \sum_{j_1=1}^{m_y} \sum_{j_2=j_1}^{m_y} \dots \sum_{j_k=j_{k-1}}^{m_y} \beta_{j_1 \dots j_k} Y_{t-j_1} \dots Y_{t-j_k} + \dots \\
&+ \sum_{j_1=1}^{n_y} \sum_{j_2=j_1}^{n_y} \dots \sum_{j_k=j_{k-1}}^{n_y} \gamma_{j_1 \dots j_k} X_{t-j_1} \dots X_{t-j_k} + \varepsilon_{1t} \\
&= T_Y^k(Y, X) + \varepsilon_{1t}
\end{aligned}$$

donde  $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{1t} + f - T_Y^k(Y, X)$ , y  $n_y \leq k \wedge m_y \leq 0$  por conveniencia. La ecuación (9) contiene todas las combinaciones posibles de las variables rezagadas  $X_t$  e  $Y_t$  en orden  $k$ . Para  $X_t$  se puede definir una expresión similar. Entonces la prueba se lleva a cabo en el sistema

$$\begin{aligned}
Y_t &= T_Y^k(Y, X) + \varepsilon_{1t} \\
X_t &= T_X^k(Y, X) + \varepsilon_{2t}
\end{aligned} \tag{9}$$

donde  $T_X^k(Y, X)$  y  $\varepsilon_{2t}$  están definidos de la misma manera.

La información que se utiliza es el principal índice bursátil de Chile (IPSA), el precio real del cobre y el dólar<sup>4</sup>, desde el 24 de marzo de 2004 hasta el 8 de enero de 2014. Originalmente se tenía una base de datos con precios diarios; estos se llevaron a semanales, eligiendo el precio del día miércoles —para así quitar los efectos fin de semana—, y luego los precios se transformaron a rendimientos logarítmicos según la ecuación (11)<sup>5</sup>.

$$\ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \tag{10}$$

Como se puede apreciar en el cuadro 1, los estadísticos descriptivos de las variables en estudio que están representadas por los retornos logarítmicos, presentan una gran dispersión y promedios cercanos a cero.

4 El precio del cobre se dividió por el deflactor del IPC de Estados Unidos, para transformarlo en precio real. Todos los datos de precios fueron obtenidos del sitio web del Banco Central de Chile.

5 Los gráficos de los retornos logarítmicos se encuentran en el apéndice B.

Cuadro 1

Estadísticos descriptivos de las variables de estudio<sup>a</sup>

Parámetro	Dólar	Cobre	IPSA
Media	-0,0002	0,0017	0,0018
Mediana	-0,0005	0,0045	0,0056
Mínimo	-0,0899	-0,1824	-0,2153
Máximo	0,0749	0,1385	0,1016
Desviación estándar	0,0184	0,0413	0,0258
Asimetría	0,0588	-0,3601	-1,405
Curtosis	2,6721	1,8945	10,279

Fuente: Elaboración propia.

a. Las variables bajo la prueba Dickey-Fuller son estacionarias.

En el apéndice A se encuentran los gráficos de la evolución de las variables a estudiar, en donde se aprecia la gran alza del IPSA entre finales del 2008 y el término del año 2010, además de la gran caída que sufrió el dólar a partir del 2009. El cobre tuvo un precio bastante bajo a fines del año 2008, desde donde paulatinamente empezó a aumentar.

## IV. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Al aplicar la prueba tradicional de causalidad a la Granger a las series originales del cobre y del dólar, se puede apreciar (cuadro 2) que el cobre tiene causalidad sobre el tipo de cambio peso dólar, pero en el sentido inverso no se encuentra evidencia de causalidad<sup>6</sup>. Algunos autores sostienen que la prueba de causalidad a la Granger tradicional es ineficaz en el descubrimiento de ciertas relaciones causales, por lo que recomiendan utilizar pruebas no lineales de causalidad. Baek y Brock (1992), Bell et al. (1996), Diks y Panchenko (2005), Péguin-Feissolle et al. (2013), entre otros. Por lo tanto, se aplicarán las pruebas no lineales de causalidad estudiadas por Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999) y Péguin-Feissolle et al. (2013), con dos rezagos en las variables endógenas ( $m_y = 2$ ), tres rezagos para las variables exógenas ( $n_y = 3$ ) y para la expansión de Taylor se considera  $k = 3$ . La confiabilidad de la aplicación de estas pruebas se respalda por las simulaciones realizadas por Benhmad (2012). Aplicando el método general, Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999), descrito en la ecuación (9), se obtiene que para el precio del cobre y el tipo de cambio existe una causalidad bidireccional. Al realizar el análisis de causalidad en las series descompuestas en diferentes escalas de tiempo, se puede observar que en el más corto plazo (d1) no existe causalidad del cobre hacia el dólar, pero en el mediano y largo plazo sí existe. O sea, las fluctuaciones del precio del cobre no tienen una influencia inmediata, pero sí en el mediano y largo plazo. Nótese que nuevamente el método tradicional de causalidad no evidencia todas estas relaciones. Al analizar la relación del efecto se puede apreciar en el apéndice D3 que los coeficientes

6 La significancia estadística utilizada en este artículo es al 1%.



que acompañan al cobre son negativos, por ende una baja en el precio del cobre implica un aumento del tipo de cambio.

Con respecto a la causalidad del dólar hacia el cobre, la prueba general evidencia la existencia para todos los rangos de tiempo. La interpretación de esta causalidad es que el dólar sirve para predecir en parte el precio del cobre, lo cual puede deberse entre otras razones a la existencia de un mercado futuro del cobre, por lo cual hay cotizaciones de precios futuros del cobre que dan información para incorporar por el mercado al momento de intercambiar dólares y pesos. Este relación está en línea con lo que exponen Engel y West (2004). Al analizar los coeficientes, en este caso existen positivos y negativos, pero al solo tomar en cuenta los coeficientes significativos, se obtiene que la relación es negativa.

Cuadro 2

Pruebas de causalidad<sup>a</sup>

(valores p)

Causalidad a la Granger	Tiempos-bandas de frecuencia						
	Global	d1	d2	d3	d4	d5	a5
<b>Cobre-&gt;dólar</b>							
Tradicional	0,000	0,826	0,000	0,000	0,014	0,013	0,000
General	0,000	0,162	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Dólar-&gt;cobre</b>							
Tradicional	0,060	0,083	0,009	0,000	0,000	0,086	0,002
General	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Cobre-&gt;IPSA</b>							
Tradicional	0,255	0,838	0,253	0,001	0,025	0,000	0,003
General	0,061	0,412	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IPSA-&gt;cobre</b>							
Tradicional	0,006	0,003	0,168	0,666	0,225	0,024	0,011
General	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Dólar-&gt;IPSA</b>							
Tradicional	0,005	0,119	0,116	0,227	0,002	0,000	0,000
General	0,002	0,001	0,059	0,002	0,000	0,000	0,000
<b>IPSA-&gt;dólar</b>							
Tradicional	0,715	0,439	0,011	0,296	0,783	0,001	0,000
General	0,034	0,001	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

a.: Las pruebas utilizadas en esta tabla, corresponden a la metodología tradicional a la Granger y al método plantado por Péguin-Feissolle y Teräsvirta (1999), en donde se exponen los p-valores. Además se aplicó la metodología de *wavelet* con cinco descomposiciones, para analizar los efectos tanto del corto, mediano y largo plazo. Para este estudio se considera d1, d2, d3 y d4 como corto plazo, ya que su escala de tiempo es hasta cuatro semanas para d1, de cuatro a ocho semanas para d2, de ocho a 16 semanas para d3 y, para el caso de d4, de 16 a 32 semanas. En tanto, d5 es mediano plazo considerando de 32 a 64 semanas. Lo restante, a5, es largo plazo en este estudio, que va desde 64 hasta 512 semanas.

Del análisis del par cobre – IPSA se puede observar que en las series originales no existe causalidad del cobre sobre el IPSA, con el método tradicional ni con el general; mientras que del IPSA sobre el cobre hay evidencia según ambas pruebas. Al descomponer en diferentes escalas de tiempo, se puede observar que el cobre tiene mayor causalidad sobre el IPSA mientras mayor sea el horizonte de análisis. Por su parte, el IPSA tiene causalidad a la Granger sobre el cobre para todos los horizontes de tiempo, interpretándose que el IPSA tiene una capacidad de contener información de las proyecciones del precio del cobre, fenómeno similar que el del dólar sobre el cobre. Esto implica que los precios de las acciones del mercado chileno incorporan en su valorización las expectativas futuras del precio del cobre. En general, se puede observar que el efecto es positivo, o sea, que si el IPSA sube, existen probabilidades de que haya sido porque el precio del cobre futuro haya aumentado.

Analizando la relación entre el IPSA y el dólar, de manera global se puede apreciar que existen indicios de causalidad en dirección del dólar hacia el IPSA con los dos métodos, mientras que en el sentido contrario se rechaza la existencia de causalidad. Al aplicar *wavelet*, se aprecia que existe una causalidad en el más corto plazo  $d1$ , o sea, que existe impacto dentro del mes, luego hay un período de no causalidad (cuatro a ocho semanas), y posteriormente en el mediano y largo plazo sí hay causalidad. Para el caso de la causalidad del IPSA sobre el dólar, se puede apreciar que existe el mismo fenómeno desde el punto de vista temporal, una causalidad dentro del mes y luego con posterioridad a los dos meses hasta el largo plazo. Desde el punto de vista de la relación, para ambos casos, analizando los coeficientes, se puede concluir que en el mediano y largo plazo el efecto es positivo, mientras que en el plazo del mes el efecto es negativo.

## V. CONCLUSIONES

Las principales conclusiones de este estudio están asociadas a la causalidad de Granger en el tiempo de tres variables económicas fundamentales para la economía chilena: el precio del cobre, el tipo de cambio (peso/dólar) y el IPSA. Los resultados obtenidos muestran que existe discrepancia al realizar análisis de causalidad de las series sin incluir el factor temporal en ella, lo cual significa que si existe causalidad entre una variable y otra, no implica que esta causalidad exista en todos los plazos, o por el contrario, la no existencia de causalidad entre dos variables no implica que en todos los plazos no exista. También a nivel empírico se pudo constatar la incapacidad de método tradicional de Granger para determinar causalidades, ya que al aplicar el método general, que incorpora relaciones no lineales se obtuvieron resultados diferentes en algunos casos.

En particular, se determinó la existencia de causalidad a la Granger del cobre sobre el tipo de cambio para todos los plazos por sobre cuatro semanas, mientras que en la dirección inversa la causalidad es para todos los plazos, pudiéndose notar la información fundamental que contiene el tipo de cambio. Esta capacidad de predicción o de contener información relevante también fue evidenciada para el IPSA respecto al precio del cobre. Para cambios sobre los dos meses, el IPSA contiene información de las variaciones del tipo de cambio. El cobre no tiene causalidad sobre el IPSA en las series sin descomposición; al descomponerlas se evidencia causalidad de Granger en el mediano y el largo plazo. El tipo de cambio tiene influencia en el IPSA en mayor proporción para plazos más largos.



Desde el punto de vista de las implicancias económicas y decisiones que se pueden tomar dadas las relaciones evidenciadas, se encuentran las asociadas a variaciones del precio del cobre y del IPSA que anticipan variaciones en el tipo de cambio, las que traen consigo aumentos o disminuciones tanto en las importaciones como en las exportaciones; por lo que se pueden tomar decisiones para que no se deprima el sector afectado negativamente, ya sea importador o exportador. Estas variaciones proyectadas del tipo de cambio también impactan en las tasas de interés, en los precios de productos importados como el petróleo y en varios otros precios y, por ende, en la inflación.

## REFERENCIAS

- Baek, E. y W. Brock (1992). "A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model". *Iowa State University and University of Wisconsin at Madison. Working Paper*.
- Bell, D. Kay, J. y J. Malley (1996). "A Non-parametric Approach to Non-linear Causality Testing". *Economics Letters* 51(1): 7–18.
- Benhmad, F. "Modeling Nonlinear Granger Causality between the Oil Price and US Dollar: A Wavelet Based Approach". *Economic Modelling* 29(4): 1505–14.
- Chen, Y.C., Rogoff, K. y B. Rossi (2008). "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?" Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- Chew, C. (2001). "The Money and Income Relationship of European Countries by Time Scale Decomposition using Wavelets".
- Crowley, P. (2005). An Intuitive Guide to Wavelets for Economists. *Journal of Economic Surveys*.
- Daubechies, I. (1993). "Orthonormal Bases of Compactly Supported Wavelets". *SIAM Journal on Mathematical Analysis* 24(2): 499–519.
- 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.
- Diks, C. y V. Panchenko (2005). "A Note on the Hiemstra-Jones Test for Granger Non-causality". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(2): .
- Doroslovacki, M. (1994). "Discrete-time Signals and Uncertainty Relations Involving Ordinary Second Moments in Time and Frequency. Time-Frequency and Time-Scale Analysis. *Proceedings of the IEEE-SP International Symposium on*, pages 186–189, 1994. IEEE.
- Engel, C. y K.D. West (2004). "Exchange Rates and Fundamentals". Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- Fernández, V. (2005). "How Sensitive is Volatility to Exchange Rate Regimes? – The Case of Chile". *International Finance Review* 5: 65–97.
- Fernández, V. (2006). "The International CAPM and a Wavelet-based Decomposition of Value at Risk". NBER Working Paper N°12233.
- Gallegati, M. (2008). "Wavelet Analysis of Stock Returns and Aggregate Economic Activity". *Computational Statistics and Data Analysis* 52(6): 3061–74.
- Graham, M., J. Kiviaho y J. Nikkinen (2013). "500 Index and Commodity Prices' Short-term and Long-term Dependencies of the S&P 500 Index and Commodity Prices". *Quantitative Finance*, 13(April): 37–41.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*:424–438.
- Gregoire, J. y L. Letelier (1998). "Desempeño Económico Agregado y Mercado Accionario. Un Análisis Empírico para el Caso Chileno". *Cuadernos de Economía* 35(105): 183–203.
- Haar, A. (1910). "Zur Theorie der Orthogonalen Funktionensysteme, *Mathematische Annalen*. :331–371.



- Hardle, W., G. Kerkycharian, D. Picard y A. Tsybakov (1998). *Wavelets, Approximation and Statistical Applications*. Lecture Notes in Statistics.
- Lahura, E.W. (2004). La Relación Dinero-Producto, Brecha del Producto e Inflación Subyacente: Algunas Aplicaciones de las Funciones Wavelets. *Estudios Económicos* 11: 63–92.
- Lai, K.K., K. He, C. Xie y S. Chen (2006). "Market Risk for Nonferrous Metals: A Wavelet Based VaR Approach". *Sixth International Conference on Intelligent Systems Design and Applications* 1: 1179–84.
- Le Roux, C. y G. Els (2013). "The Co-movement between Copper Prices and the Exchange Rate of Five Major Commodity Currencies". *Journal of Economic and Financial Sciences* 6(3): 773–94.
- López, E. y L. Palomeque (2011). "Desalineamiento del Precio del Cobre: 2002-2009". *Revista de Análisis Económico* 26: 83–105.
- Mallat, S. (1989). "A Theory for Multiresolution Signal Decomposition: The Wavelet Representation". *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 11(7): 674–93.
- Péguin-Feissolle, A., B. Strikholm y T. Teräsvirta (2013). "Testing the Granger Noncausality Hypothesis in Stationary Nonlinear Models of Unknown Functional Form". *Communications in Statistics-Simulation and Computation* 42(5): 1063–87.
- Péguin-Feissolle, A. y T. Teräsvirta (1999). "A General Framework for Testing the Granger Noncausality Hypothesis". Working Paper Series in Economics and Finance N°343, Stockholm School of Economics.
- Ramsey, J.B. y C. Lampart (1997). "The Decomposition of Economic Relationships by Time Scale Using Wavelets". Working Paper N°97-08, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.
- Sadorsky, P. (2000). "The Empirical Relationship between Energy Futures Prices and Exchange Rates". *Energy Economics* 22(2): 253–66.
- Shik Lee, H. (2004). "International Transmission of Stock Market Movements: A Wavelet Analysis". *Applied Economics Letters* 11(3): 197-2014.
- Spilimbergo, A. (2002). "Copper and the Chilean Economy, 1960-98". *Journal of Policy Reform* 5(2): 115–26.
- Tiwari, A.K., A.B. Dar y N. Bhanja (2013). "Oil Price and Exchange Rates: A Wavelet-based Analysis for India". *Economic Modelling* 31: 414–22.
- Trivez, J. (1991). "Causalidad de Granger en Modelos Multivariantes de Series Temporales". *Estadística Española* 33(126): 165–81.
- Wu, Y. (2013). "What Explains Movements in the Peso/Dollar Exchange Rate? IMF Working Papers 13(171):1.
- Xiong, X., Z. Xiao-Tao, W. Zhang y L. Cui-Yu (2005). "Wavelet-based Beta Estimation of China Stock Market". *Machine Learning and Cybernetics, 2005. Proceedings of 2005 International Conference on*, pages 3501-3505 Vol. 6, 2005.
- Zhang, H.J., J.M. Dufour y J.W. Galbraith (2013). "Exchange Rates and Commodity Prices: Measuring Causality at Multiple Horizons". Technical Report.
- Zhang, Y.J. y Y.M. Wei (2010). "The Crude Oil Market and the Gold Market: Evidence for Cointegration, Causality and Price Discovery". *Resources Policy* 35(3): 168–77.
- Zwanzger, S. (2009). "Determinants of Exchange Rates: The Case of the Chilean Peso". PhD thesis, University of North Carolina at Wilmington.

# APÉNDICE A

## Gráficos A

### Evolución de series originales



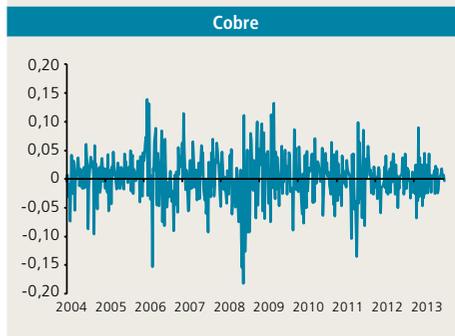
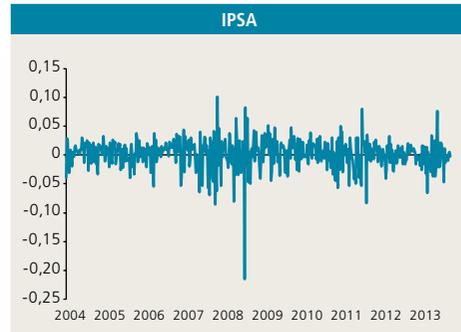
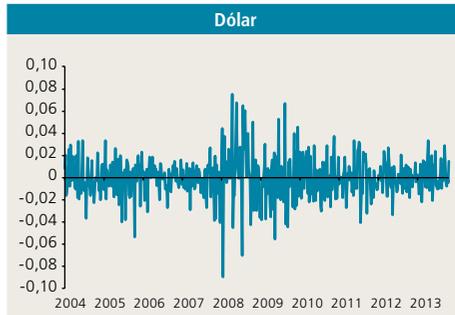
Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE B

### Gráficos B

#### Evolución de rentabilidades logarítmicas



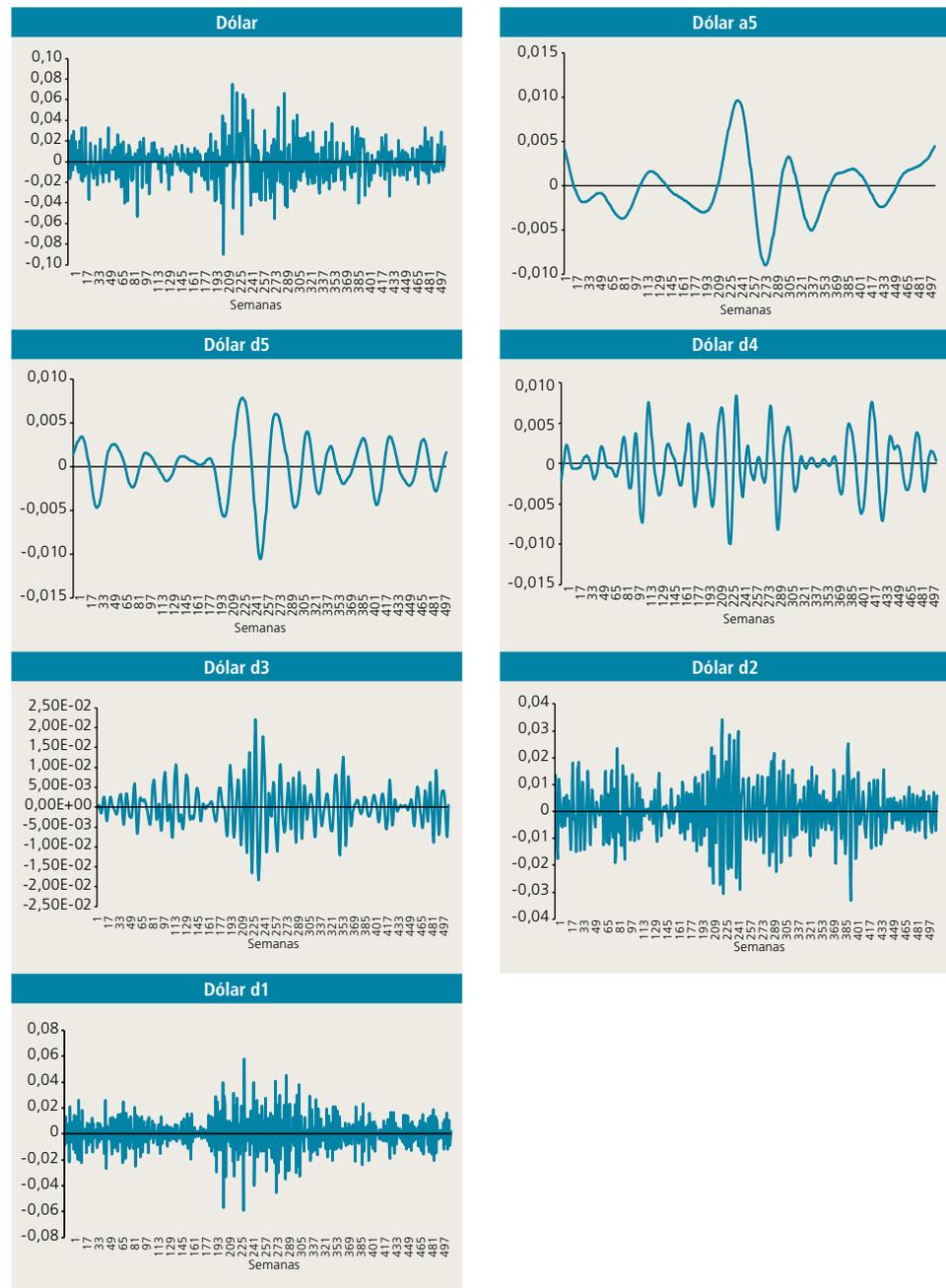
Fuente: Elaboración propia.

# APÉNDICE C1

## Gráficos C1

### Descomposiciones de wavelet de cada serie

$$\text{Dólar} = \text{Dólar}_{a5} + \text{Dólar}_{d5} + \text{Dólar}_{d4} + \text{Dólar}_{d3} + \text{Dólar}_{d2} + \text{Dólar}_{d1}$$



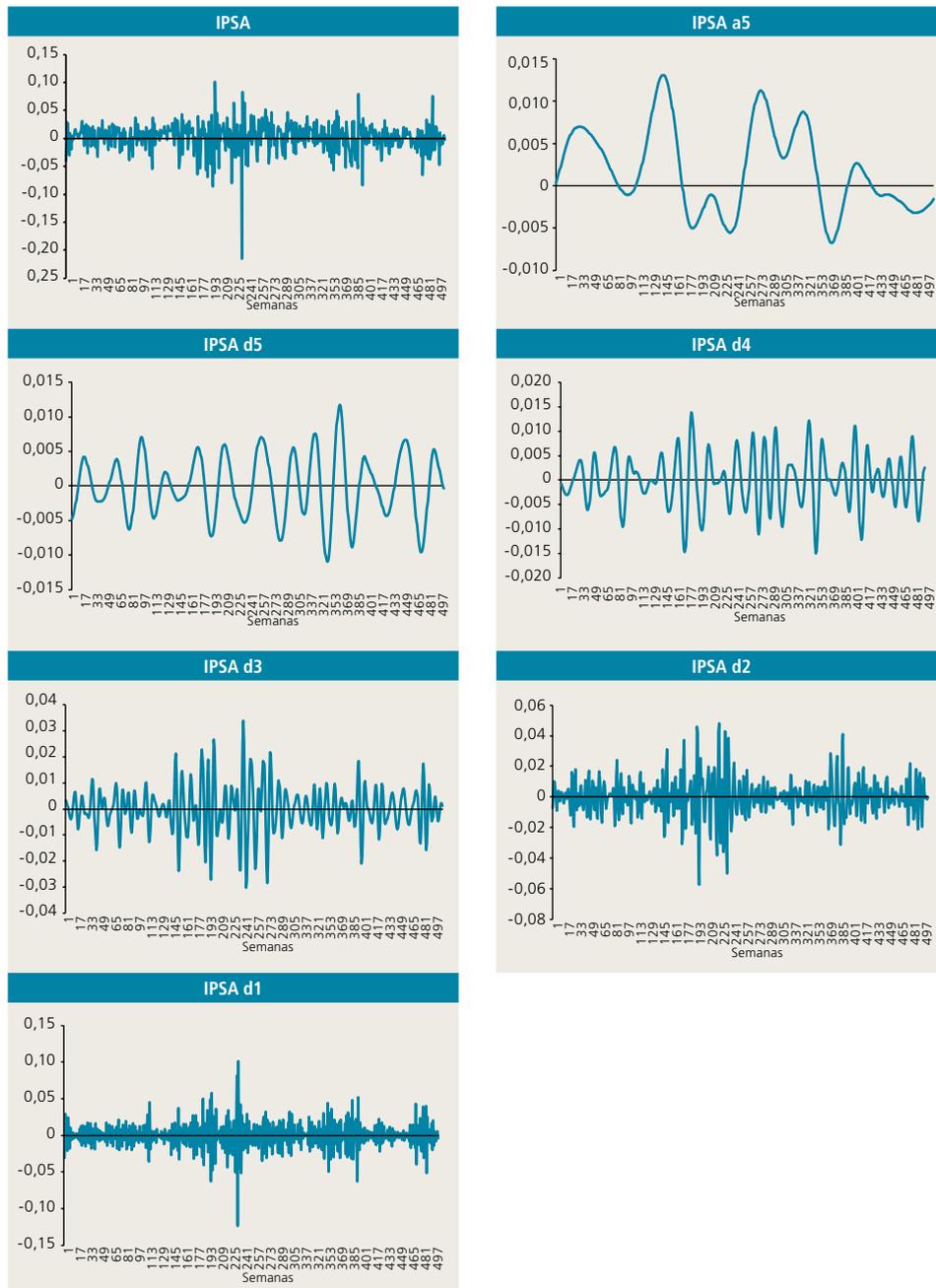
Fuente: Elaboración propia.

## APÉNDICE C2

### Gráficos C2

#### Descomposiciones de *wavelet* de cada serie

$$IPSA = IPSA_{a5} + IPSA_{d5} + IPSA_{d4} + IPSA_{d3} + IPSA_{d2} + IPSA_{d1}$$



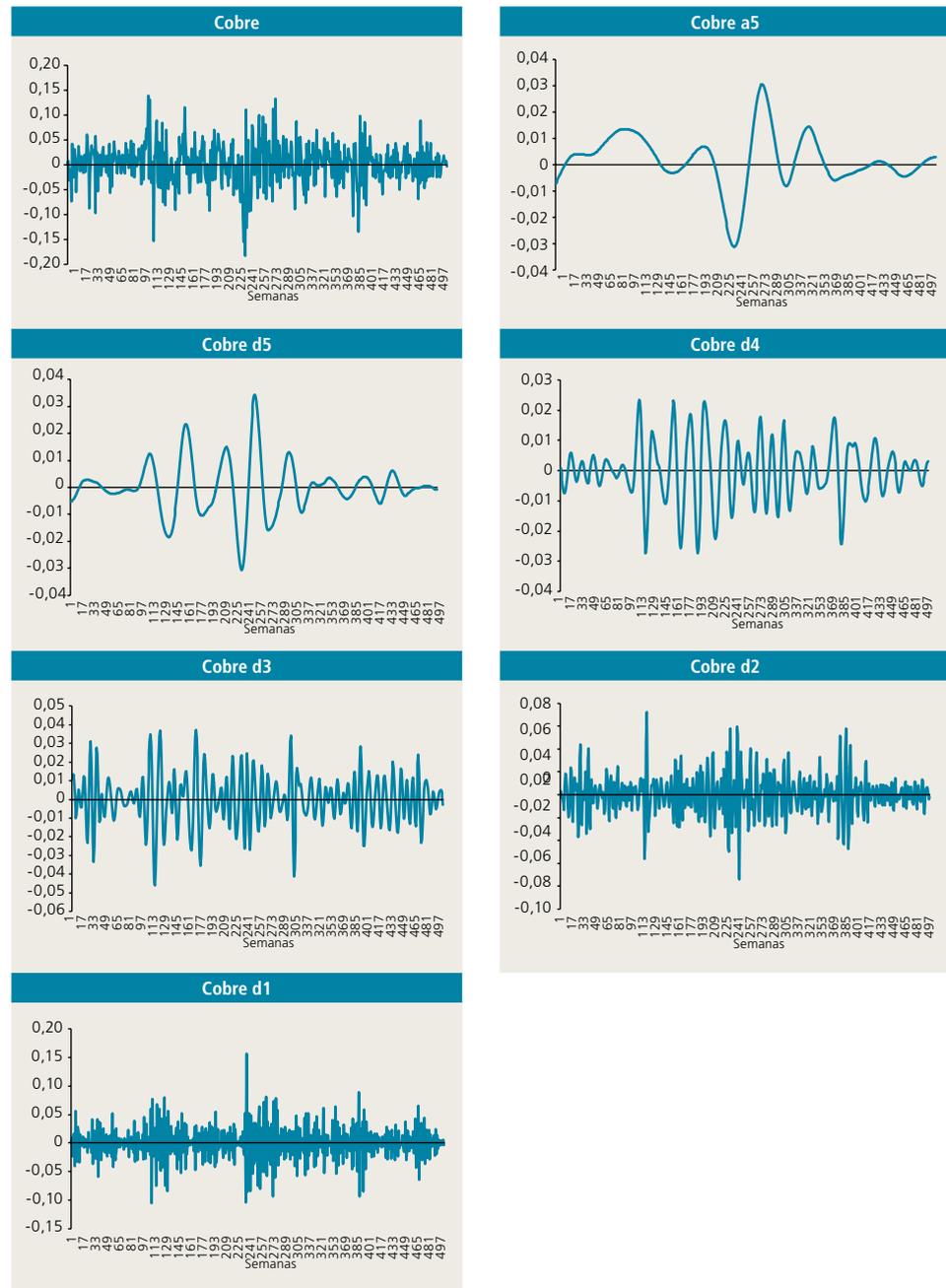
Fuente: Elaboración propia.

# APÉNDICE C3

## Gráficos C3

### Descomposiciones de wavelet de cada serie

$$\text{Cobre} = \text{Cobre}_{s5} + \text{Cobre}_{d5} + \text{Cobre}_{d4} + \text{Cobre}_{d3} + \text{Cobre}_{d2} + \text{Cobre}_{d1}$$



Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D1

CUADRO D1

### Modelos de causalidad tradicional y general

Ipsa->Dólar Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	-0,0010	0,2983	-0,000140	0,7387	0,0000	0,9270
Dólar(-1)	-0,1397	0,0033	-1,0641	0,0000	0,6021	0,0000
Dólar(-2)	-0,0990	0,0354	-0,6764	0,0000	-0,8523	0,0000
Ipsa(-1)	0,0123	0,7964	0,0966	0,0286	-0,1113	0,0338
Ipsa(-2)	0,0117	0,8002	0,0746	0,2077	0,0170	0,6831
Ipsa(-3)	-0,0482	0,2585	0,0362	0,3888	-0,0942	0,0702
Dólar(-1)^2	-0,5064	0,7015	2,0385	0,2945	-0,4656	0,8052
Dólar(-1)*Dólar(-2)	6,1926	0,0044	5,1919	0,1149	0,4507	0,8310
Dólar(-2)^2	2,1592	0,0988	1,1088	0,5780	0,3348	0,8474
Dólar(-1)*Ipsa(-1)	-1,5029	0,3973	-2,9591	0,1965	0,1853	0,9503
Dólar(-1)*Ipsa(-2)	0,1841	0,9235	-0,5291	0,8980	1,5436	0,5663
Dólar(-2)*Ipsa(-2)	1,7684	0,3078	0,5780	0,8376	3,3268	0,0955
Dólar(-1)*Ipsa(-3)	-0,6838	0,6907	-0,6212	0,8564	-1,0574	0,7323
Dólar(-2)*Ipsa(-3)	1,4087	0,4409	1,8790	0,4898	0,7044	0,7251
Ipsa(-1)^3	-3,3934	0,5819	-194,4225	0,0008	-4,4639	0,9653
Ipsa(-2)^3	-7,3011	0,5155	96,1803	0,0613	12,9371	0,6257
Ipsa(-3)^3	-5,9675	0,1913	18,7308	0,0673	42,0193	0,4942
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	26,5134	0,4011	-517,8594	0,0067	-183,1720	0,2918
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	-3,5112	0,9196	-368,2991	0,0131	82,7125	0,7433
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	11,7993	0,7181	-279,2719	0,1299	140,6338	0,1573
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	43,2728	0,1936	-141,8928	0,0976	99,3091	0,5951
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	67,7112	0,1818	-542,1003	0,0197	-180,7101	0,3739

CUADRO D1 (continuación)

Ipsa->Dólar Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,3023	0,0000	0,4243	0,0000	0,4754	0,0000	0,0021
Dólar(-1)	1,5643	0,0000	1,8997	0,0000	1,9792	0,0000	1,9940	0,0000
Dólar(-2)	-0,9693	0,0000	-0,9813	0,0000	-0,9991	0,0000	-0,9980	0,0000
Ipsa(-1)	-0,1365	0,0001	-0,2365	0,0000	-0,1433	0,0004	-0,3134	0,0000
Ipsa(-2)	0,2162	0,0001	0,4586	0,0000	0,2772	0,0005	0,6409	0,0000
Ipsa(-3)	-0,1402	0,0000	-0,2413	0,0000	-0,1354	0,0008	-0,3295	0,0000
Dólar(-1)^2	4,1780	0,0546	-18,1493	0,0003	-32,6056	0,0000	9,1420	0,4270
Dólar(-1)*Dólar(-2)	-10,4886	0,0097	33,7949	0,0005	65,4742	0,0000	-18,6756	0,4182
Dólar(-2)^2	6,9508	0,0021	-14,6452	0,0033	-32,5718	0,0000	9,3785	0,4183
Dólar(-1)*Ipsa(-1)	-8,8354	0,0392	22,6968	0,0029	-23,2090	0,0074	-63,6880	0,0000
Dólar(-1)*Ipsa(-2)	17,0983	0,0172	-64,8085	0,0000	42,6262	0,0150	134,6551	0,0000
Dólar(-2)*Ipsa(-2)	-5,1976	0,0399	24,5371	0,0000	5,0850	0,4158	-10,3997	0,4013
Dólar(-1)*Ipsa(-3)	-10,2613	0,0284	40,6050	0,0000	-21,5461	0,0308	-69,6412	0,0000
Dólar(-2)*Ipsa(-3)	3,9000	0,0717	-20,8499	0,0000	-3,8875	0,5290	8,4118	0,5021
Ipsa(-1)^3	3.182,7110	0,0000	-52.662,8000	0,0000	-54.290,0000	0,4538	301.508,9000	0,0211
Ipsa(-2)^3	-1.606,2620	0,0000	118,3795	0,9795	-10.488,7100	0,6590	-227.301,4000	0,1373
Ipsa(-3)^3	389,8159	0,0000	79,9208	0,9063	696,3797	0,8215	31.513,9000	0,0929
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-9.241,1790	0,0002	204.508,1000	0,0000	226.586,9000	0,4235	-965.328,8000	0,0314
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	3.423,8000	0,0256	-105.559,8000	0,0000	-133.528,5000	0,3420	161.438,4000	0,0028
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	7.624,0960	0,0002	-198.826,0000	0,0000	-228.265,7000	0,4144	828.990,4000	0,0674
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	506,2725	0,5322	-53.573,9500	0,0000	-73.757,0800	0,3050	-130.838,7000	0,0171
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-3.699,1220	0,1331	20.5827,4000	0,0000	272.921,6000	0,3264	-	-

Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D2

CUADRO D2

### Modelos de causalidad tradicional y general

Dólar->Ipsa Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0007	0,6238	0,0000	0,9340	-0,0001	0,7184
Ipsa(-1)	-0,0106	0,8355	-1,0319	0,0000	0,5578	0,0000
Ipsa(-2)	0,0055	0,9124	-0,6091	0,0000	-0,8072	0,0000
Dólar(-1)	-0,0821	0,4001	0,1925	0,0259	0,0610	0,5350
Dólar(-2)	-0,1158	0,1941	0,3425	0,0013	0,0510	0,5303
Dólar(-3)	-0,1163	0,2105	0,3882	0,0000	0,0057	0,9530
Ipsa(-1)^2	1,0785	0,3463	-1,7029	0,2358	0,4361	0,6940
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	2,4642	0,1838	1,7378	0,4647	-0,9645	0,4707
Ipsa(-2)^2	-0,2938	0,8011	3,0356	0,0481	0,8294	0,4167
Ipsa(-1)*Dólar(-1)	0,0847	0,9712	2,5982	0,4559	2,0720	0,6418
Ipsa(-1)*Dólar(-2)	2,3668	0,3124	2,5191	0,6443	-1,1121	0,7603
Ipsa(-2)*Dólar(-2)	-1,5768	0,5081	-2,0512	0,5567	-0,4468	0,8498
Ipsa(-1)*Dólar(-3)	-4,4667	0,0573	-0,0767	0,9868	4,8541	0,3302
Ipsa(-2)*Dólar(-3)	-2,9323	0,2104	-4,5456	0,1691	-2,6090	0,3314
Dólar(-1)^3	70,8481	0,0336	-253,7894	0,3306	-1.830,5040	0,0029
Dólar(-2)^3	-53,4001	0,1034	-120,8697	0,4614	-199,2504	0,1106
Dólar(-3)^3	119,4388	0,0038	-71,2322	0,3219	15,0121	0,9465
Dólar(-1)^2*Dólar(-2)	230,8387	0,0008	-895,7635	0,2742	3.019,0060	0,0027
Dólar(-1)^2*Dólar(-3)	-153,8629	0,0766	-748,9896	0,2102	-3.431,4220	0,0082
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	147,4421	0,0666	-540,9498	0,4163	-1.172,2620	0,0145
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	122,8928	0,1377	-322,5550	0,2857	-1.644,3570	0,0299
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	-274,6427	0,0492	-679,1215	0,3743	3.193,5310	0,0034

CUADRO D2 (continuación)

Dólar->Ipsa Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,9444	0,0000	0,3825	0,0000	0,2623	0,0000	0,0000
Ipsa(-1)	1,5449	0,0000	1,8843	0,0000	1,9644	0,0000	1,9947	0,0000
Ipsa(-2)	-0,9550	0,0000	-0,9915	0,0000	-0,9920	0,0000	-0,9991	0,0000
Dólar(-1)	-0,1824	0,0919	-0,2950	0,0146	-0,4795	0,0001	-1,0462	0,0000
Dólar(-2)	0,2023	0,2430	0,6335	0,0062	0,9341	0,0001	2,0515	0,0000
Dólar(-3)	-0,0971	0,3720	-0,4011	0,0010	-0,4647	0,0001	-1,0099	0,0000
Ipsa(-1)^2	-1,2584	0,4474	-7,9168	0,0133	-8,1487	0,0451	32,5114	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	3,0601	0,3207	15,7789	0,0116	16,5255	0,0403	-60,3977	0,0000
Ipsa(-2)^2	-1,4437	0,3930	-7,6604	0,0168	-8,3702	0,0383	27,9854	0,0001
Ipsa(-1)*Dólar(-1)	-21,3074	0,0106	14,0825	0,3747	-33,2217	0,0571	-12,8179	0,4023
Ipsa(-1)*Dólar(-2)	40,3755	0,0048	-36,4265	0,2371	67,4134	0,0534	12,4204	0,6976
Ipsa(-2)*Dólar(-2)	-11,7614	0,0218	8,7289	0,2897	-2,4036	0,8241	20,3909	0,0362
Ipsa(-1)*Dólar(-3)	-24,1819	0,0038	21,3077	0,2014	-28,6125	0,1384	-2,7159	0,8795
Ipsa(-2)*Dólar(-3)	9,0522	0,0431	-6,3343	0,4322	-3,5828	0,7436	-1,7473	0,0743
Dólar(-1)^3	3.532,4630	0,5302	62.102,2300	0,4363	1.113.672,0000	0,0051	265.894,4000	0,4125
Dólar(-2)^3	-1.449,6500	0,4587	-25.498,7800	0,5501	-38.608,9500	0,8036	-292.914,8000	0,4467
Dólar(-3)^3	106,1307	0,8273	7.817,1880	0,2023	2.489,1630	0,9003	27.397,2300	0,5709
Dólar(-1)^2*Dólar(-2)	-8.832,4350	0,6320	-231.726,2000	0,4358	-4.408.633,0000	0,0046	-872.597,7000	0,4354
Dólar(-1)^2*Dólar(-3)	2.977,9360	0,7938	101.377,6000	0,4851	2.177.427,0000	0,0052	85.379,2200	0,5324
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	7.603,1770	0,6309	220.320,5000	0,4405	4.388.461,0000	0,0043	865.677,6000	0,4456
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	1.271,3270	0,8419	22.283,7100	0,7631	1.081.947,0000	0,0065	-78.772,0400	0,5732
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	-4.361,5240	0,8216	-155.500,8000	0,5717	-4.316.651,0000	0,0052	-	-

Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D3

CUADRO D3

### Modelos de causalidad tradicional y general

Cobre->Dólar Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	-0,0010	0,2763	-0,0002	0,7195	0,0001	0,6458
Dólar(-1)	-0,1724	0,0001	-1,0687	0,0000	0,5872	0,0000
Dólar(-2)	-0,1097	0,0166	-0,6774	0,0000	-0,8352	0,0000
Cobre(-1)	-0,0828	0,0064	-0,0219	0,4395	-0,0367	0,3100
Cobre(-2)	-0,0594	0,0501	-0,0221	0,5569	-0,0355	0,2355
Cobre(-3)	-0,0088	0,7686	-0,0035	0,9034	0,0345	0,3340
Dólar(-1)^2	-0,0776	0,9485	0,0720	0,9636	-1,1161	0,5361
Dólar(-1)*Dólar(-2)	5,6079	0,0160	1,6274	0,5718	-1,1019	0,6057
Dólar(-2)^2	2,2872	0,0729	1,2472	0,4833	0,2751	0,8633
Dólar(-1)*Cobre(-1)	-1,4647	0,1042	-0,2252	0,8889	-5,2555	0,0165
Dólar(-1)*Cobre(-2)	0,0491	0,9640	-1,7629	0,4927	4,1401	0,0442
Dólar(-2)*Cobre(-2)	-0,6689	0,4424	-2,3558	0,1702	-0,7323	0,6319
Dólar(-1)*Cobre(-3)	-1,7721	0,0697	0,3331	0,8783	-5,0247	0,0343
Dólar(-2)*Cobre(-3)	0,8923	0,4047	1,0063	0,5588	2,4863	0,1284
Cobre(-1)^3	-1,7768	0,6194	19,0883	0,1069	75,9881	0,1167
Cobre(-2)^3	4,3135	0,1506	14,7119	0,1133	10,1540	0,3828
Cobre(-3)^3	-4,8579	0,1539	5,5662	0,2548	-12,0577	0,5742
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-7,4746	0,1545	70,1818	0,0421	-284,8406	0,0020
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	0,8779	0,8677	42,9396	0,0619	193,4552	0,1001
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	7,0577	0,1415	64,7001	0,0210	178,0520	0,0011
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	4,3692	0,3211	34,6015	0,0101	62,8328	0,3925
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-2,6171	0,5988	63,3812	0,0350	-315,8816	0,0035

CUADRO D3 (continuación)

Cobre->Dólar Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,5106	0,0000	0,4411	0,0000	0,0556	0,0000	0,0014
Dólar(-1)	1,5501	0,0000	1,8997	0,0000	1,9841	0,0000	1,9992	0,0000
Dólar(-2)	-0,9507	0,0000	-0,9841	0,0000	-1,0050	0,0000	-1,0017	0,0000
Cobre(-1)	0,0210	0,4255	-0,2077	0,0000	-0,1343	0,0000	-0,3164	0,0000
Cobre(-2)	-0,0695	0,1078	0,4054	0,0000	0,2724	0,0000	0,6362	0,0000
Cobre(-3)	0,0375	0,1596	-0,2169	0,0000	-0,1388	0,0000	-0,3206	0,0000
Dólar(-1)^2	7,3904	0,0039	-3,3640	0,6472	-50,1104	0,0001	-5,7184	0,1319
Dólar(-1)*Dólar(-2)	-15,8599	0,0007	13,2579	0,3562	102,3449	0,0001	12,9535	0,0876
Dólar(-2)^2	6,1646	0,0158	-11,1140	0,1299	-52,1137	0,0001	-7,1676	0,0593
Dólar(-1)*Cobre(-1)	-3,3054	0,3665	-11,5834	0,0016	-14,7920	0,0001	-	-
Dólar(-1)*Cobre(-2)	7,4633	0,2505	24,7911	0,0011	23,7725	0,0024	-	-
Dólar(-2)*Cobre(-2)	-0,1890	0,9281	-2,5972	0,4550	5,3942	0,1469	-	-
Dólar(-1)*Cobre(-3)	-3,3136	0,4221	-9,9602	0,0306	-8,9661	0,0759	-	-
Dólar(-2)*Cobre(-3)	-1,3990	0,4477	-2,7541	0,4095	-5,9258	0,1255	-	-
Cobre(-1)^3	151,6426	0,5622	3,949,1740	0,0167	-3,568,0710	0,5135	10,042,2900	0,0117
Cobre(-2)^3	77,5938	0,4738	-3,550,8390	0,0000	1,249,1850	0,5650	-11,661,3300	0,0121
Cobre(-3)^3	-24,9670	0,2889	532,5282	0,0000	-119,6829	0,6706	1,504,7550	0,0095
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-718,2243	0,4117	-14,109,7400	0,0239	13,714,8600	0,5189	-34,491,2200	0,0116
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	591,7823	0,2566	3,370,9330	0,2951	-5,463,2560	0,6035	4,471,1470	0,0079
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	718,5715	0,3466	14,299,7000	0,0175	-14,029,0300	0,5023	34,517,0900	0,0122
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	450,7121	0,1186	-259,4340	0,8804	-2,422,2920	0,6520	-43,81,3600	0,0098
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-1,230,6620	0,1704	-4,224,4640	0,4996	10,635,7700	0,6086	-	-

Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D4

CUADRO D4

### Modelos de causalidad tradicional y general

Dólar->Cobre	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0014	0,5233	0,0010	0,2524	-0,0005	0,3259
Cobre(-1)	-0,0089	0,8512	-1,0420	0,0000	0,6330	0,0000
Cobre(-2)	0,0658	0,1560	-0,6541	0,0000	-0,8416	0,0000
Dólar(-1)	0,2718	0,0803	0,0887	0,5117	-0,0638	0,6309
Dólar(-2)	-0,2195	0,1222	-0,1264	0,4413	0,0805	0,4604
Dólar(-3)	-0,1230	0,4120	-0,1673	0,2155	-0,0784	0,5463
Cobre(-1)^2	-0,8554	0,2035	-1,2075	0,0861	-0,7637	0,3890
Cobre(-1)*Cobre(-2)	-0,5360	0,5563	-2,6808	0,0147	-0,0605	0,9568
Cobre(-2)^2	0,4109	0,5118	-1,6972	0,0095	1,9001	0,0173
Cobre(-1)*Dólar(-1)	-7,3863	0,0002	-6,3296	0,0636	4,1824	0,3253
Cobre(-1)*Dólar(-2)	-0,7236	0,7246	0,2325	0,9641	-4,7741	0,1942
Cobre(-2)*Dólar(-2)	-1,1011	0,5730	10,7593	0,0039	-4,8722	0,0391
Cobre(-1)*Dólar(-3)	-2,0821	0,3608	1,4436	0,7376	3,0643	0,4963
Cobre(-2)*Dólar(-3)	-4,4453	0,0272	7,8404	0,0317	-1,9288	0,5252
Dólar(-1)^3	3,1895	0,9526	685,7584	0,0656	-49,9834	0,9529
Dólar(-2)^3	-19,9005	0,7062	295,6047	0,1686	-41,2116	0,8087
Dólar(-3)^3	-1,4096	0,9838	275,9112	0,0076	400,8554	0,1635
Dólar(-1)2*Dólar(-2)	-203,6216	0,0711	2.398,0160	0,0453	-2.357,8840	0,0842
Dólar(-1)2*Dólar(-3)	76,1430	0,6052	1.236,9430	0,1855	845,9110	0,6369
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	-500,3247	0,0001	1.941,1830	0,0378	1.487,8140	0,0213
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	3,9932	0,9769	52,1087	0,9156	571,3763	0,5702
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	108,6299	0,5897	1.251,0690	0,2894	-2.853,3220	0,0542

CUADRO D4 (continuación)

Dólar->Cobre Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0001	0,4821	0,0000	0,4055	0,0000	0,3515	0,0000	0,0546
Cobre(-1)	1,6176	0,0000	1,8901	0,0000	1,9859	0,0000	1,9986	0,0000
Cobre(-2)	-0,9673	0,0000	-0,9773	0,0000	-1,0022	0,0000	-1,0013	0,0000
Dólar(-1)	-0,3005	0,0719	-1,4432	0,0000	-0,1375	0,4351	-2,0725	0,0000
Dólar(-2)	0,1773	0,5054	2,6687	0,0000	0,2686	0,4417	4,1136	0,0000
Dólar(-3)	-0,1355	0,4189	-1,3083	0,0000	-0,1489	0,4004	-2,0458	0,0000
Cobre(-1)^2	-0,7700	0,5310	-1,1137	0,5744	16,7925	0,0000	77,9079	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)	3,4228	0,1382	3,8342	0,3242	-33,5473	0,0000	-146,9685	0,0000
Cobre(-2)^2	-3,0032	0,0159	-2,2159	0,2657	16,5916	0,0000	69,2179	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-1)	-11,8010	0,2447	-27,1454	0,0130	-23,3203	0,1632	63,7226	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-2)	16,7141	0,3252	57,3353	0,0105	114,1582	0,0005	115,2900	0,0001
Cobre(-2)*Dólar(-2)	-0,1167	0,9827	0,9459	0,9069	-64,0657	0,0000	-235,5103	0,0000
Cobre(-1)*Dólar(-3)	-13,0533	0,2108	-39,6900	0,0028	-87,8900	0,0000	-160,1772	0,0000
Cobre(-2)*Dólar(-3)	4,2755	0,3631	5,8619	0,4328	59,4862	0,0000	217,4186	0,0000
Dólar(-1)^3	-9.542,5030	0,2248	-209.573,6000	0,0815	704.084,5000	0,2366	-2.813.345,0000	0,0000
Dólar(-2)^3	4.201,6010	0,1547	103.094,0000	0,1028	1.766.284,0000	0,0000	3.056.136,0000	0,0000
Dólar(-3)^3	-769,5023	0,2957	-17.305,7300	0,0600	-228.754,4000	0,0000	-414.752,8000	0,0000
Dólar(-1)2*Dólar(-2)	35.619,9300	0,1663	736.702,6000	0,0994	-3.673.740,0000	0,1142	9.583.054,0000	0,0000
Dólar(-1)2*Dólar(-3)	-21.163,7600	0,1892	-249.309,8000	0,2513	3.793.806,0000	0,0011	-1.371.870,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-2)^2	-34.218,3500	0,1198	-681.169,0000	0,1116	3.670.052,0000	0,1111	-9.318.985,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-3)^2	-11.237,5900	0,2160	-32.377,5500	0,7693	2.918.143,0000	0,0000	1.279.471,0000	0,0000
Dólar(-1)*Dólar(-2)*Dólar(-3)	35.727,4100	0,1908	348.429,8000	0,3965	-8.950.519,0000	0,0001	-	-

Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D5

CUADRO D5

### Modelos de causalidad tradicional y general

Ipsa->Cobre Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0024	0,2950	0,0009	0,3339	-0,0005	0,3302
Cobre(-1)	-0,0037	0,9385	-1,0127	0,0000	0,6790	0,0000
Cobre(-2)	0,0509	0,2910	-0,6515	0,0000	-0,8271	0,0000
Ipsa(-1)	-0,1101	0,2996	-0,2507	0,0095	0,2388	0,0121
Ipsa(-2)	0,0873	0,4216	-0,3207	0,0128	-0,1963	0,0108
Ipsa(-3)	0,1157	0,2432	-0,2513	0,0073	0,3549	0,0002
Cobre(-1)^2	-1,4961	0,0375	-1,1230	0,1633	-0,2310	0,8068
Cobre(-1)*Cobre(-2)	1,2177	0,1968	-2,3477	0,0511	0,0172	0,9888
Cobre(-2)^2	0,6353	0,3604	-1,5933	0,0415	0,9454	0,2554
Cobre(-1)*Ipsa(-1)	3,3903	0,0512	-0,7519	0,7660	-3,5551	0,2478
Cobre(-1)*Ipsa(-2)	-1,1313	0,5503	-0,5046	0,8902	1,9973	0,5250
Cobre(-2)*Ipsa(-2)	-0,2888	0,8737	2,2299	0,3097	4,9361	0,0631
Cobre(-1)*Ipsa(-3)	0,5396	0,7524	-0,3760	0,8909	1,3484	0,6756
Cobre(-2)*Ipsa(-3)	2,0372	0,2272	0,6351	0,7784	0,2904	0,9074
Ipsa(-1)^3	19,1505	0,1667	61,3720	0,6223	-643,5398	0,0006
Ipsa(-2)^3	23,2763	0,3737	166,7801	0,1292	151,5658	0,0022
Ipsa(-3)^3	-7,4010	0,5662	29,0052	0,2507	-309,2804	0,0057
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-43,8055	0,5243	363,3540	0,3563	1.345,5810	0,0000
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	24,0192	0,7679	169,8894	0,5934	-1.999,7190	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	4,6405	0,9512	490,0281	0,1991	-887,8322	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	-11,4112	0,8817	-22,1013	0,9087	-1.305,4210	0,0002
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-30,0271	0,7877	235,3404	0,6348	1.616,8880	0,0000

CUADRO D5 (continuación)

Ipsa->Cobre Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,8845	0,0000	0,2782	0,0000	0,5742	0,0000	0,2122
Cobre(-1)	1,5403	0,0000	1,8966	0,0000	1,9799	0,0000	1,9948	0,0000
Cobre(-2)	-0,9576	0,0000	-0,9835	0,0000	-1,0014	0,0000	-0,9990	0,0000
Ipsa(-1)	0,2122	0,0000	0,2278	0,0619	0,4153	0,0017	1,4030	0,0000
Ipsa(-2)	-0,3298	0,0000	-0,4720	0,0424	-0,7999	0,0020	-2,8505	0,0000
Ipsa(-3)	0,1990	0,0000	0,2499	0,0417	0,4037	0,0021	1,4550	0,0000
Cobre(-1)^2	-0,6014	0,7274	-6,0533	0,0004	3,3758	0,0313	-16,0226	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)	2,1622	0,4914	15,0142	0,0000	-6,0341	0,0565	32,3112	0,0000
Cobre(-2)^2	-1,1031	0,5108	-8,7662	0,0000	2,6872	0,0970	-16,1787	0,0000
Cobre(-1)*Ipsa(-1)	3,0778	0,4161	12,0574	0,1386	-21,6370	0,0453	-9,6083	0,2407
Cobre(-1)*Ipsa(-2)	-6,9721	0,3140	-29,7364	0,0560	27,6815	0,1961	67,5894	0,0011
Cobre(-2)*Ipsa(-2)	1,9169	0,4372	9,2759	0,0331	8,9810	0,2688	-49,5869	0,0001
Cobre(-1)*Ipsa(-3)	4,3855	0,3148	20,8440	0,0138	-14,7260	0,2292	-59,7964	0,0001
Cobre(-2)*Ipsa(-3)	-1,7362	0,4561	-11,8517	0,0059	-1,0213	0,9006	50,8432	0,0001
Ipsa(-1)^3	624,2875	0,1649	146.809,8000	0,0000	-843.805,5000	0,0004	-666.722,8000	0,1330
Ipsa(-2)^3	-191,3046	0,3199	-15.489,9400	0,2754	34.812,7200	0,6559	562.700,7000	0,2756
Ipsa(-3)^3	30,6849	0,4608	2.167,8810	0,2983	-4.516,0660	0,6560	-89.285,1300	0,1583
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-2)	-2.311,5550	0,1233	-566.929,0000	0,0000	3.306.816,0000	0,0003	2.208.720,0000	0,1464
Ipsa(-1)^2*Ipsa(-3)	1.126,5810	0,2045	277.169,6000	0,0000	-1.636.119,0000	0,0004	-396.049,4000	0,0306
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)^2	2.214,0560	0,0916	556.984,5000	0,0000	-3.260.139,0000	0,0004	-1.954.444,0000	0,2024
Ipsa(-1)*Ipsa(-3)^2	516,2184	0,2948	134.202,1000	0,0001	-799.807,1000	0,0008	335.090,1000	0,0712
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)*Ipsa(-3)	-1.974,8830	0,1963	-534.548,5000	0,0000	3.202.069,0000	0,0005	-	-

Fuente: Elaboración propia.



## APÉNDICE D6

CUADRO D6

### Modelos de causalidad tradicional y general

Cobre->Ipsa Var.	Original		D1		D2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0008	0,5437	0,0001	0,7905	-0,0001	0,6891
Ipsa(-1)	-0,0283	0,5944	-1,0688	0,0000	0,5981	0,0000
Ipsa(-2)	0,0518	0,3240	-0,6128	0,0000	-0,8066	0,0000
Cobre(-1)	-0,0604	0,1765	-0,0969	0,0170	0,0777	0,0971
Cobre(-2)	0,0185	0,6719	-0,1147	0,0304	-0,0915	0,0207
Cobre(-3)	0,0280	0,5048	-0,0758	0,0638	0,1090	0,0180
Ipsa(-1)^2	-0,2902	0,7548	-1,9691	0,0618	-0,8547	0,5201
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	1,6385	0,4039	-0,3380	0,8775	-0,8838	0,6102
Ipsa(-2)^2	0,1195	0,9050	1,6712	0,2684	2,0059	0,0810
Ipsa(-1)*Cobre(-1)	2,4191	0,0289	1,4720	0,3511	-2,2303	0,3660
Ipsa(-1)*Cobre(-2)	2,1846	0,0740	0,0868	0,9737	2,5755	0,2896
Ipsa(-2)*Cobre(-2)	0,7404	0,4456	-2,5614	0,1372	-3,3090	0,0516
Ipsa(-1)*Cobre(-3)	-2,6382	0,0363	-0,1524	0,9435	-5,2418	0,0566
Ipsa(-2)*Cobre(-3)	-0,7610	0,4824	-0,5393	0,7480	3,0017	0,1428
Cobre(-1)^3	1,2329	0,0241	12,6514	0,4579	-217,4742	0,0006
Cobre(-2)^3	-6,4958	0,1505	-1,6909	0,8948	21,5811	0,1572
Cobre(-3)^3	3,3380	0,4802	-5,4491	0,4230	-42,7094	0,1246
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-3,3889	0,6816	14,8484	0,7619	827,9943	0,0000
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	-8,1028	0,2795	-4,3082	0,9011	-696,0567	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	2,2558	0,7711	6,1707	0,8717	-553,4152	0,0000
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	-3,1545	0,6431	-20,8920	0,3228	-380,6793	0,0001
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-11,4475	0,1888	-13,7002	0,7651	973,1477	0,0000

CUADRO D6 (continuación)

Cobre->Ipsa Var.	D3		D4		D5		A5	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
C	0,0000	0,8845	0,0000	0,7996	0,0000	0,8224	0,0000	0,0600
Ipsa(-1)	1,5403	0,0000	1,8837	0,0000	1,9672	0,0000	1,9863	0,0000
Ipsa(-2)	-0,9576	0,0000	-0,9850	0,0000	-0,9965	0,0000	-0,9904	0,0000
Cobre(-1)	0,2122	0,0000	0,1023	0,0176	0,1647	0,0000	0,3922	0,0000
Cobre(-2)	-0,3298	0,0000	-0,1818	0,0266	-0,3363	0,0000	-0,7643	0,0000
Cobre(-3)	0,1990	0,0000	0,0872	0,0429	0,1763	0,0000	0,3738	0,0000
Ipsa(-1)^2	-0,6014	0,7274	-3,7896	0,2346	-3,3568	0,3499	31,5419	0,0000
Ipsa(-1)*Ipsa(-2)	2,1622	0,4914	8,5283	0,1716	6,7395	0,3451	-59,9831	0,0000
Ipsa(-2)^2	-1,1031	0,5108	-4,4669	0,1621	-3,4520	0,3366	28,4484	0,0000
Ipsa(-1)*Cobre(-1)	3,0778	0,4161	-8,6341	0,0981	-5,7331	0,2966	-3,3256	0,4220
Ipsa(-1)*Cobre(-2)	-6,9721	0,3140	19,8495	0,0478	5,8149	0,6239	35,2496	0,0001
Ipsa(-2)*Cobre(-2)	1,9169	0,4372	-3,6217	0,1625	4,6636	0,2719	-30,6021	0,0000
Ipsa(-1)*Cobre(-3)	4,3855	0,3148	-11,5128	0,0344	-2,0184	0,7714	-28,6302	0,0000
Ipsa(-2)*Cobre(-3)	-1,7362	0,4561	3,1461	0,2149	-2,7732	0,4980	27,4255	0,0000
Cobre(-1)^3	624,2875	0,1649	5.199,1910	0,1349	-11.927,1200	0,2660	-25.286,6200	0,0012
Cobre(-2)^3	-191,3046	0,3199	3.107,7050	0,0416	-2.362,6500	0,5417	30.718,4300	0,0009
Cobre(-3)^3	30,6849	0,4608	-346,5543	0,1214	236,5594	0,6403	-3.323,6340	0,0039
Cobre(-1)^2*Cobre(-2)	-2.311,5550	0,1233	-22.251,1600	0,0909	48.695,5800	0,2464	86.304,3200	0,0013
Cobre(-1)^2*Cobre(-3)	1.126,5810	0,2045	15.455,9700	0,0225	-27.834,4000	0,1915	-8.281,4920	0,0112
Cobre(-1)*Cobre(-2)^2	2.214,0560	0,0916	21.704,3500	0,0858	-48.066,0900	0,2444	-89.281,0400	0,0011
Cobre(-1)*Cobre(-3)^2	516,2184	0,2948	9.391,9840	0,0082	-14.997,5900	0,1742	9.150.102,0000	0,0061
Cobre(-1)*Cobre(-2)*Cobre(-3)	-1.974,8830	0,1963	-32.251,0000	0,0137	56.245,1300	0,1841	-	-

Fuente: Elaboración propia.



---

## 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.

---

# ESTIMACIÓN RECIENTE DE LA DEMANDA DE DINERO EN CHILE\*

Christian Ferrada K.\*\*  
Mario Tagle E.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

La determinación apropiada de los parámetros que gobiernan la demanda de dinero es relevante en la conducción de la política monetaria puesto que su conocimiento podría tener implicancias sobre presiones inflacionarias en la economía. Aun cuando el entendimiento de los coeficientes de la ecuación de demanda de dinero es importante, estos se han caracterizado por ser poco estables debido a la naturaleza no estacionaria de las variables involucradas en su estimación. El objetivo de este trabajo es estimar la demanda de dinero en Chile con datos más recientes, ya que de acuerdo con nuestra revisión bibliográfica, este tema no ha sido analizado en profundidad con posterioridad al año 2002.

Estudios de demanda de dinero en Chile anteriores al 2002 y con datos desde 1978 muestran que la elasticidad de largo plazo entre dinero  $M1^1$  e ingreso varía desde 0,97 hasta 1,15.

---

\* Se agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Milcíades Contreras, Joaquín Vial y asistentes al Seminario Interno de Investigación y Política del Banco Central de Chile. También agradecemos los muy constructivos comentarios de los editores de las Notas de Investigación de Economía Chilena.

\*\* Gerencia de Gestión y Evaluación de Riesgo Financiero, Banco Central de Chile: E-mails: cferrada@bcentral.cl; mtagle@bcentral.cl

1 En los estudios revisados y en particular en este documento, se usa una definición común de dinero  $M1$ , que corresponde a la suma de circulante (billetes, monedas y cheques emitidos por el Banco Central en libre circulación, menos los saldos en caja del sistema financiero), depósitos en cuenta corriente del sector privado no financiero netos de canje y depósitos y ahorros a la vista del sector privado no financiero, distintos de cuentas corrientes, netos de canje. En la revisión literaria internacional, además de  $M1$ , algunos trabajos consideran las definiciones más amplias de dinero  $M2$  y  $M3$ . Estas definiciones siguen los delineamientos establecidos por el FMI y que detalla Arraño (2006). En el caso chileno,  $M2$  considera el  $M1$  más depósitos a plazo, depósitos de ahorro a plazo, cuotas de fondos mutuos con inversiones en instrumentos de deuda con duración de hasta un año y captaciones de cooperativas de ahorro y crédito, menos depósitos a plazo de los fondos mutuos mencionados y de las cooperativas de ahorro y crédito. El  $M3$  equivale a  $M2$  más depósitos en moneda extranjera, documentos del BCCh, bonos de Tesorería, letras de crédito hipotecario, cuotas del resto de los fondos mutuos y cuotas de las AFP en ahorro voluntario, menos lo que los fondos mutuos y AFP tienen invertido en los activos que componen este agregado.

En este trabajo confirmamos estos números y encontramos para el período más reciente de datos una elasticidad cercana a 2. Este resultado es mayor en comparación con las elasticidades reportadas previamente en la literatura chilena y se encuentra entre las más altas a nivel internacional, lo que se reporta en la próxima sección. En cuanto a los resultados más recientes, al considerar datos entre los trimestres 2000.I y 2014.II, un quiebre estructural el cuarto trimestre del 2009 y una estimación mediante un modelo de corrección de errores, se obtienen elasticidades respecto del Producto Interno Bruto (PIB) y la tasa de interés iguales a  $2,34 \pm 0,07$  y  $-0,12 \pm 0,02$ , respectivamente. Al restringir los datos a partir del trimestre 2010.I, es decir, con posterioridad al quiebre estructural del 2009, se obtienen elasticidades menores, iguales a  $1,89 \pm 0,23$  y  $-0,09 \pm 0,03$ , respectivamente.

Obtener una elasticidad entre dinero e ingreso por sobre 2 en el período después del año 2000, no deja de sorprender dada la evidencia empírica en Chile anterior a tal fecha y en otros países. Para dilucidar el crecimiento en la elasticidad entre dinero e ingreso se contempla como próxima agenda de investigación la determinación de los posibles factores que afectan dicho fenómeno, incluyendo, entre otros, el estímulo fiscal, las inyecciones de liquidez del Banco Central, las innovaciones financieras y la estabilidad del régimen macroeconómico.

La organización del documento es la siguiente: la sección II presenta una revisión bibliográfica de demanda de dinero en Chile e internacional; la sección III considera una modelación de la demanda de dinero que sirve de justificación para la especificación considerada en las estimaciones; la sección IV muestra los datos, evalúa la presencia de quiebres estructurales y contiene los resultados que incluyen dichos quiebres; finalmente, la sección V concluye.

## II. REVISIÓN DE ESTUDIOS PREVIOS SOBRE DEMANDA DE DINERO EN CHILE E INTERNACIONAL

Partimos la revisión de demanda de dinero con cinco estudios aplicados a la economía chilena, los que comprenden datos desde 1978 hasta el 2002. Con posterioridad a esta fecha, y hasta donde sabemos, no existen estudios enfocados en la estimación de la demanda de dinero en Chile.

Matte y Rojas (1987), usando datos trimestrales y desestacionalizados para Chile entre 1978.I y 1986.II y un modelo con variable dependiente rezagada muestran que la elasticidad entre dinero y PIB es 0,43 en el corto plazo y 1,06 en el largo plazo, y que la semielasticidad entre dinero y tasa de interés es -0,06 en el corto plazo y -0,14 en el largo plazo. En las estimaciones, los autores consideran una variable *dummy* que es igual a 1 a partir del segundo trimestre de 1983 y que se encuentra interactuada con la tasa de interés.

Por otro lado, Herrera y Vergara (1992) extienden la muestra de datos chilenos (que también consideran con frecuencia trimestral y desestacionalizados) hasta 1991.I y estiman un modelo con corrección de errores dada la naturaleza no estacionaria de las series individuales, encontrando que la elasticidad entre dinero y PIB es 0,38 en el corto plazo y 1,13 en el largo plazo, y que la semielasticidad entre dinero y tasa de interés es -0,03 en el corto plazo y -0,05 en el largo plazo. En un ejercicio de proyección fuera de muestra comparan el modelo de corrección de errores con el de Matte y Rojas (1987), obteniendo menores errores cuadráticos medios (ECM) con el modelo de Herrera y Vergara (1992) en horizontes de proyección desde ocho a 17 trimestres hacia adelante y menores ECM en el modelo de Matte y Rojas (1987) al proyectar desde uno hasta siete trimestres hacia adelante.



En un estudio similar, Arrau y De Gregorio (1993) usan datos trimestrales y no desestacionalizados para Chile entre 1975.I y 1989.IV, variables *dummy* estacionales y una *dummy* que es igual a 1 desde el tercer trimestre de 1984, y encuentran que la elasticidad de largo plazo entre dinero y consumo es 1,15, y entre dinero y tasa de interés es -1,32 (considerando en las estimaciones la tasa de interés  $i$  transformada como  $i/(1+i)$ ). A pesar de incluir un quiebre estructural, muestran que el modelo de demanda de dinero no cointegra, lo que remedian considerando un intercepto variable que estiman usando el filtro de Kalman y que asocian a innovaciones tecnológicas. Bajo este nuevo modelo, la elasticidad de largo plazo entre dinero y consumo es 1,05 y entre dinero y tasa de interés es -0,50.

Johnson y Morandé (2002) consideran *dummies* estacionales y datos trimestrales no desestacionalizados para Chile entre 1986.I y 2002.II, y obtienen una elasticidad entre dinero y PIB igual a 0,23 en el corto plazo y a 0,93 en el largo plazo; y una semielasticidad entre dinero y tasa de interés igual a -0,04 en el corto plazo y a -0,15 en el largo plazo. Haciendo uso de estimaciones recursivas que eliminan datos antiguos, muestran que estos coeficientes caen en el tiempo (la elasticidad ingreso cae hasta 0,2 y hasta 0,7 en el corto y el largo plazo, respectivamente, y la semielasticidad interés cae hasta -0,068 en el corto plazo y hasta -0,24 en el largo plazo).

Un estudio más reciente para Chile es el de Restrepo (2002), quien utiliza datos trimestrales y desestacionalizados para el período 1986.IV-2001.III, encontrando que la elasticidad entre dinero y PIB es 1,02, y entre dinero y tasa de interés (medida como el logaritmo de  $i/(1+i)$ ) es -0,19 en el largo plazo. Al separar la demanda de dinero entre empresas y personas, encuentra que las elasticidades para las empresas son levemente mayores.

Respecto a la evidencia internacional, Mankiw y Summers (1986) estiman para Estados Unidos, entre 1960 y 1984, una elasticidad entre dinero M2 y PIB igual a 0,64. Un resultado similar encuentran Goldfeld y Sichel (1990) para la elasticidad entre dinero M1 y PIB entre 1952 y 1979, con un valor igual a 0,68. Para Europa, Fair (1987) considera datos entre 1958 y 1986 y documenta elasticidades ingreso bajas para Francia (0,13), Reino Unido (0,21), Japón (0,84) e Italia (0,93), e intermedias para Alemania y Canadá (1,18 en ambos casos). Lütkepohl et al. (1999) obtienen una elasticidad ingreso de largo plazo para Alemania igual a 1,12. Coenen y Vega (2001) utilizan datos agregados de la Eurozona, evidenciando una elasticidad ingreso de 1,13. Bahmani y Kutan (2010) estiman la demanda de dinero en países europeos en desarrollo con datos desde 1995 hasta el 2006 y un modelo de corrección de errores, encontrando una elasticidad dinero M2 a PIB de largo plazo baja para Polonia (igual a 0,35), Hungría (0,78) y República Checa (0,90); intermedia para Armenia (1,11), y elevada para Rusia (1,82) y Bulgaria (3,98). Otro estudio que documenta una elasticidad ingreso alta es Carrera (2012), quien encuentra una elasticidad igual a 3,27 en Brasil utilizando datos entre 1948 y 2003 y considerando un panel de 15 países de América Latina. La elasticidad ingreso reportada para Chile por dicho autor es de 1,07. Cabe destacar que en países donde se encuentra una elasticidad superior a 2 no se elabora una explicación para dicho resultado.

### III. ELECCIÓN DE UNA ESPECIFICACIÓN PARA LA DEMANDA DE DINERO

La especificación de la demanda de dinero se justifica en la optimización de un agente representativo que maximiza su consumo y que demanda dinero por motivos transaccionales. En general, distintos modelos implican que el logaritmo del dinero depende positivamente del

logaritmo del consumo (o del ingreso) y negativamente de la tasa de interés. Dependiendo de los supuestos utilizados, se derivan tres posibles especificaciones. En la primera, la tasa de interés se mide como el logaritmo de  $i/(1+i)$ ; en la segunda, como  $i/(1+i)$  de forma lineal, y en la tercera, se considera además, como variable explicativa el logaritmo del dinero rezagado en un período.

Definiendo el dinero real como  $m$ , el consumo como  $c$  y la tasa de interés como  $i$ , la primera especificación satisface la siguiente relación:

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \log \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (1)$$

En la segunda especificación, la tasa de interés se considera de forma lineal:

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (2)$$

Por último, suponiendo costos de ajuste se desprende una tercera especificación que satisface la condición:

$$\log m_t = \alpha' + \varphi \log m_{t-1} + \beta' \log c_t + \gamma' \log \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (3)$$

La derivación de estas tres especificaciones se detalla en el apéndice A y se basa en los análisis y aplicaciones empíricas de Tobin (1956), Corbo (1980), Feenstra (1986), Matte y Rojas (1987), y Arrau y De Gregorio (1993).

Es posible transformar las elasticidades de largo plazo entre dinero y consumo (o ingreso) y entre dinero y tasa de interés de la ecuación (3) para que sean análogas a las de las ecuaciones (1) y (2) mediante las siguientes condiciones:

$$\alpha = \frac{\alpha'}{1-\varphi}$$

$$\beta = \frac{\beta'}{1-\varphi}$$

$$\gamma = \frac{\gamma'}{1-\varphi}$$

#### IV. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE DINERO

Las estimaciones se realizan con datos trimestrales y mensuales considerando las siguientes variables: dinero M1 real<sup>2</sup>, deflactado a pesos del 2008 usando el IPC promedio de cada trimestre, PIB real, consumo real y tasa de interés de captación entre 30 y 89 días. El dinero trimestral se calcula como el promedio entre los valores correspondientes a los tres meses

---

2 Ver definiciones en nota 1.



que componen cada trimestre. La fuente de datos es la base SIE7E del Banco Central de Chile, de donde también se obtienen los datos de dinero, PIB y consumo desestacionalizados que se utilizan en ejercicios de robustez de las estimaciones. El apéndice C muestra que las estimaciones con datos desestacionalizados o no desestacionalizados arrojan resultados muy similares. En este trabajo se reportan estimaciones basadas principalmente en datos sin desestacionalizar, por simplicidad y porque al realizar proyecciones hacia adelante, es más directo utilizar datos sin desestacionalizar.

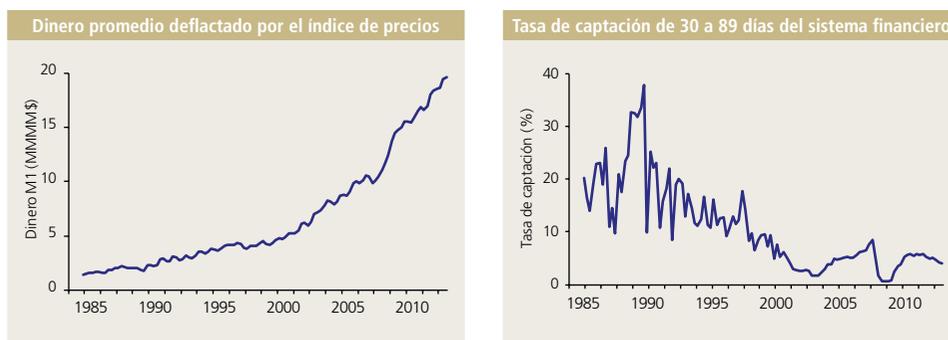
La evolución de las series trimestrales del dinero real y de la tasa de interés de captación, desde principios de 1986, se presenta en el gráfico 1, mientras el gráfico 2 muestra el PIB real y el consumo real. Las series de dinero, producto y consumo muestran un marcado crecimiento, mientras la tasa de interés fue alta y variable en las décadas de los ochenta y noventa, alcanzando valores menores y más estables a partir del año 2000. En ejercicios de robustez reportados en el apéndice C se utilizan series mensuales, las que presentan un patrón similar al que muestran los gráficos 1 y 2.

Las estimaciones de demanda de dinero se calculan con datos, a contar de 1986, distinguiendo estimaciones adicionales que comienzan en el 2000, esto último para documentar un período donde —según nuestro conocimiento— no existe evidencia empírica en Chile de estimaciones enfocadas en la demanda de dinero, y porque en años recientes la economía chilena se ha destacado por mostrar estabilidad en sus agregados macroeconómicos, entre los cuales están una tasa de interés y tasa de inflación menos volátiles y un crecimiento económico sostenido (con la sola excepción de la crisis financiera del 2009). En esta línea, cabe notar, que la tasa de interés se nominalizó en agosto del 2001, lo que ayudó a que esta fuera menos volátil en comparación con una tasa indexada a la inflación. Esta idea la refuerzan Fuentes et al. (2003) quienes mencionan que “la tasa de política no responde uno a uno a la variación rezagada del IPC mensual (la variación contemporánea de la UF) sino que, actúa de acuerdo con la proyección de inflación a un horizonte de 12 a 24 meses”.

### Gráfico 1

## Dinero promedio deflactado por el índice de precios y tasa de captación de 30 a 89 días del sistema financiero

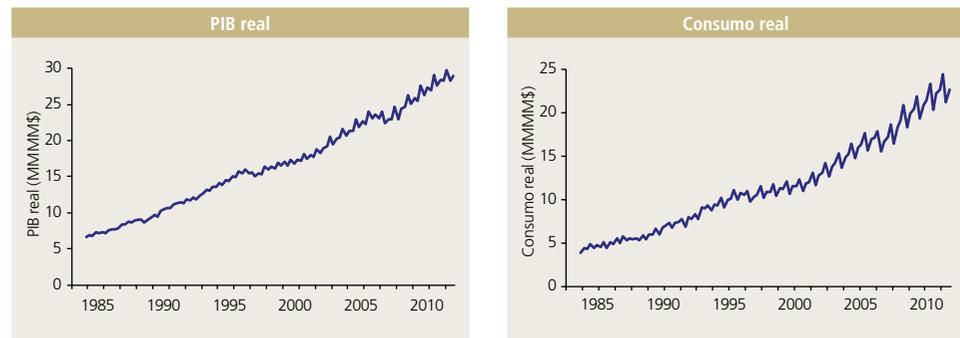
(datos trimestrales)



Fuente: Banco Central de Chile.

**Gráfico 2****PIB real y consumo real**

(datos trimestrales)



Fuente: Banco Central de Chile.

Antes de presentar las estimaciones de la ecuación de demanda de dinero, se muestra la naturaleza estacionaria de las series individuales sin desestacionalizar, mediante tests de raíz unitaria a base de datos trimestrales a partir del año 2000 (cuadro 1). Se reportan los estadísticos de Dickey y Fuller (1981) con un rezago (DF) y con más rezagos (ADF). Los ADF consideran cuatro rezagos para las series originales en el caso de las variables de dinero y PIB y tres rezagos para las variables de tasa de interés. Lo anterior se justifica en que los criterios de información de Akaike, de Schwartz y de Hannan-Quinn tienen menores valores al considerar este número de rezagos. De la misma forma, se calcula el estadístico ADF considerando cuatro rezagos para el error de la especificación dada por la ecuación (1) y tres rezagos para la especificación dada por la ecuación (2). Cabe señalar que los valores críticos del test de raíz unitaria de los errores estimados de los modelos son distintos a los reportados por Dickey y Fuller (1981). Según MacKinnon (1990), los valores críticos apropiados son mayores. Los valores críticos para los tests de raíz unitaria de Dickey-Fuller para series individuales y de MacKinnon para errores estimados se presentan en el cuadro 1 en filas distintas. Como ejercicio de robustez, se utiliza el test KPSS de Kwiatkowski et al. (1992), el cual posee mayor poder que el test de Dickey y Fuller (1981). Los resultados del test KPSS con un rezago y AKPSS aumentado con 4 rezagos se reportan en el cuadro 2.

Se comprueba que, en general, las series son integradas de orden 1, y que además el modelo que combina las series mediante las especificaciones de las ecuaciones (1) y (2) sí cointegra. Por lo tanto, se cumplen las condiciones necesarias para la representación de corrección de errores de Granger (Engle y Granger, 1987). Estos resultados son muy similares al considerar datos mensuales.

Respecto de la estabilidad del modelo de demanda de dinero, este presenta un quiebre estructural el cuarto trimestre del 2009, el cual se observa en el gráfico 3 a través de los tests de suma de errores acumulados CUSUM recursivo y maxF. Estos dos tests se aplican al modelo representado por la ecuación (1), notando que los resultados también se recuperan para especificaciones alternativas, como por ejemplo, las que resume la ecuación (2) y por el modelo de corrección de errores presentado más adelante en la ecuación (6).

**Cuadro 1****Tests de raíz unitaria sobre las series individuales y sobre el error del modelo de regresión lineal dado por las ecuaciones (1) y (2)**

Variables	Sin tendencia		Con tendencia	
	DF	ADF	DF	ADF
log(m)	-0,31	-0,35	-2,70	-4,14
log(PIB)	-0,79	-0,62	-6,92	-3,33
log(i/(1+i))	-2,05	-3,24	-1,97	-3,19
i/(1+i)	-2,44	-2,71	-2,35	-2,65
$\Delta$ log(m)	-6,26	-2,91	-6,20	-2,88
$\Delta$ log(PIB)	-20,00	-2,46	-19,82	-2,44
$\Delta$ log(i/(1+i))	-5,15	-4,13	-5,13	-4,12
$\Delta$ i/(1+i)	-8,36	-4,10	-8,33	-4,10
Error modelo especificación (1)	-8,54	-2,57	-8,70	-2,50
Error modelo especificación (2)	-8,91	-1,58	-9,14	-2,04
Valores críticos al 5% series	-2,92	-2,92	-3,49	-3,49
Valores críticos al 5% errores	-3,34	-4,71	-3,78	-4,98

Fuente: Elaboración propia.

Nota: DF: Estadístico del test de Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información) para las variables de dinero y PIB y para el error de los modelos dados por las especificaciones (1) y (2) y con tres rezagos para la tasa de interés. Los valores críticos para los tests de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1981) para series individuales y de MacKinnon (1990) para errores estimados se presentan en filas distintas.

**Cuadro 2****Tests de KPSS sobre las series individuales y sobre el error del modelo de regresión lineal dado por las ecuaciones (1) y (2)**

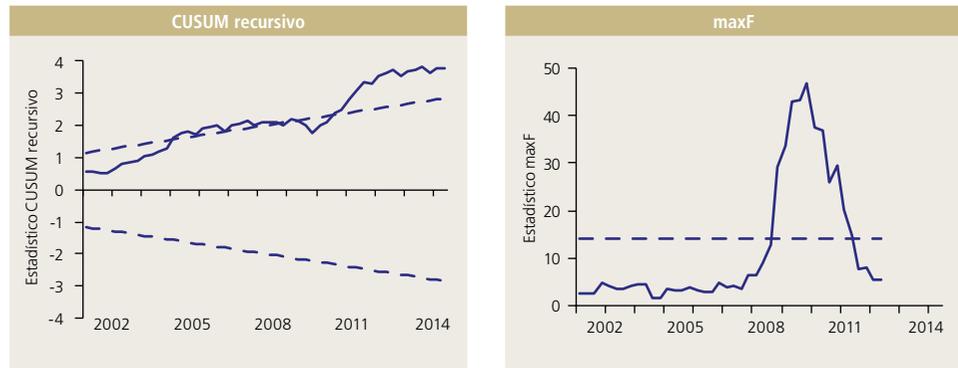
Variables	Sin tendencia		Con tendencia	
	KPSS	AKPSS	KPSS	AKPSS
log(m)	2,93	1,25	0,17	0,10
log(PIB)	2,93	1,25	0,19	0,10
log(i/(1+i))	0,18	0,09	0,15	0,08
i/(1+i)	0,22	0,11	0,19	0,10
$\Delta$ log(m)	0,04	0,06	0,04	0,06
$\Delta$ log(PIB)	0,05	0,05	0,05	0,05
$\Delta$ log(i/(1+i))	0,07	0,06	0,05	0,04
$\Delta$ i/(1+i)	0,11	0,09	0,07	0,06
Error modelo especificación (1)	0,22	0,17	0,14	0,11
Error modelo especificación (2)	0,28	0,22	0,16	0,14
Valores críticos al 5%	0,46	0,46	0,15	0,15

Fuente: Elaboración propia.

Nota: KPSS: Estadístico del test de Kwiatkowski et al. (1992), AKPSS: KPSS aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información) para las variables de dinero y PIB y para el error de los modelos dados por las especificaciones (1) y (2) y con tres rezagos para la tasa de interés. En el test de Kwiatkowski et al. (1992) la hipótesis nula corresponde a una serie estacionaria.

Gráfico 3

**Estadísticos CUSUM recursivo y maxF para el logaritmo de la demanda de dinero como función de los logaritmos del PIB y de  $i/(1+i)$**



Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las estimaciones empíricas de la demanda de dinero, y dado que las series individuales no son estacionarias pero el modelo dado por la ecuación (1) sí cointegra, se estima un modelo con corrección de errores. Esta metodología se puede estimar alternativamente a través de dos formas que son equivalentes. En una primera, se considera una ecuación de corto plazo y otra de largo plazo, asociada a las ecuaciones (4) y (5), respectivamente, y en una segunda, se estima una ecuación única dada por la ecuación (6).

$$\log(m_t) = \alpha + \beta \log(PIB_t) + \gamma \log(i_t / (1+i_t)) + u_t \tag{4}$$

$$\Delta \log(m_t) = \phi_{0,1} \Delta \log(PIB_t) + \phi_{0,2} \Delta \log(i_t / (1+i_t)) - \varphi \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\begin{aligned} \log(m_t) = & \delta + \theta \log(m_{t-1}) + \phi_{0,1} \log(PIB_t) + \phi_{0,2} \log(i_t / (1+i_t)) \\ & + \phi_{1,1} \log(PIB_{t-1}) + \phi_{1,2} \log(i_{t-1} / (1+i_{t-1})) + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{6}$$

Las siguientes restricciones sobre los parámetros hacen que ambas alternativas sean equivalentes entre sí y permiten obtener elasticidades análogas a las de la metodología de regresión lineal descrita en la ecuación (1):

$$\varphi = 1 - \theta$$

$$\alpha = \delta / (1 - \theta)$$

$$\beta = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}) / (1 - \theta)$$

$$\gamma = (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}) / (1 - \theta)$$



Considerando un VAR cointegrado para el dinero, el PIB y la tasa de interés, el test de traza de Johansen (1991) arroja la existencia de una relación de cointegración. Por tanto, nos enfocamos en un modelo de demanda de dinero con una sola ecuación, que supone que tanto el PIB como la tasa de interés son variables débilmente exógenas. Aplicaciones similares se encuentran en Lütkepohl et al. (1999) y en Coenen y Vega (2001), quienes documentan la exogeneidad débil del ingreso y de la tasa de interés respecto al dinero en Alemania y en la Eurozona, respectivamente.

Las elasticidades respecto del PIB y la tasa de interés del modelo de corrección de errores, y que han sido transformadas para ser análogas a la especificación dada por la ecuación (1) se muestran en el cuadro 3 (los coeficientes originales se presentan en el apéndice B). En el cuadro, cada período posee dos filas de datos, donde se presentan los coeficientes con su error estándar y una serie de tests estadísticos (por ejemplo, en la primera fila de la quinta columna se muestra el  $R^2$  y en la segunda fila de la misma columna, el test h de Durbin (1970)). El universo de datos desde 2000.I hasta 2014.II considera un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009. Ejercicios donde este quiebre se interactúa con el PIB o con la tasa de interés arrojan coeficientes asociados a estas interacciones que no son significativos. Alternativamente, se estimó el modelo con las interacciones en vez de la variable *dummy* de quiebre, obteniéndose ajustes con menor ECM en comparación con el modelo base que posee el quiebre sin interacciones.

Cuadro 3

### Demanda de dinero estimada mediante corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

Período	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-1,505	0,959	-0,249	0,987	-6,300	7,659
	(0,649)	(0,082)	(0,067)	5,164	-2,269	
2000.I a 2014.II	-14,612	2,342	-0,121	0,998	-6,858	2,260
	(0,659)	(0,066)	(0,016)	1,083	-2,803	
2000.I a 2009.IV	-14,647	2,343	-0,126	0,994	-5,975	3,033
	(0,633)	(0,065)	(0,018)	0,014	-2,132	
2010.I a 2014.II	-9,728	1,885	-0,085	0,989	-4,770	0,210
	(2,415)	(0,232)	(0,030)	0,822	-2,085	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Estadístico del test de Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

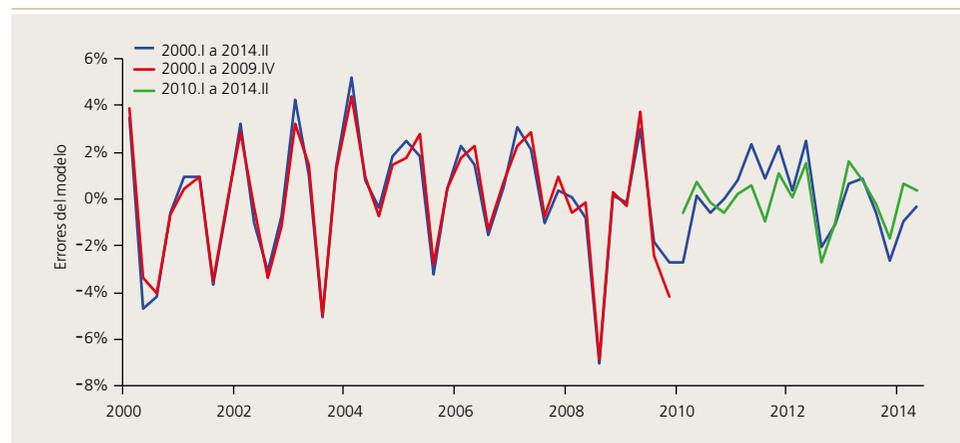
Las primeras estimaciones corresponden al período considerado por Restrepo (2002), quien documentó elasticidades ingreso y tasa de interés iguales a  $1,02 \pm 0,04$  y  $-0,19 \pm -0,03$ , respectivamente. Al aplicar nuestra metodología, obtenemos elasticidades similares, iguales a  $0,96 \pm 0,08$  y  $-0,25 \pm 0,07$ , respectivamente. En la ventana de datos entre 2000.I y 2014.II, las elasticidades respecto al PIB y a la tasa de interés son iguales a  $2,34 \pm 0,07$  y  $-0,12 \pm 0,02$ , respectivamente. Estas elasticidades son parecidas a las obtenidas al considerar datos entre 2000.I y 2009.IV hasta el quiebre estructural del 2009, pero disminuyen al considerar la ventana de datos más reciente entre 2010.I y 2014.II. Como un ejercicio de robustez, utilizamos la metodología de Restrepo (2002) en los datos entre 2000.I y 2014.II, y obtenemos elasticidades respecto del PIB y la tasa de interés iguales a  $2,39 \pm 0,06$  y  $-0,10 \pm 0,02$ , respectivamente, las cuales son muy similares a las reportadas en el cuadro 3 para la misma ventana de datos, pero bajo nuestra metodología de corrección de errores. Cabe destacar que Restrepo (2002) considera una metodología de corrección de errores igual a la nuestra, pero adicionalmente usa dos rezagos y dos adelantos de la primera diferencia de la variable de ingreso, la que en nuestras estimaciones no reporta mejores resultados. Se desprende que el aumento de la elasticidad entre dinero y PIB desde valores cercanos a 1 antes del 2000 a valores cercanos a 2 después de ese año, se explica principalmente por el cambio en la muestra estadística más que por cambios metodológicos en la estimación.

Los errores de estimación se exhiben en el gráfico 4 como porcentaje del error sobre la demanda de dinero observada a partir del 2000. Los errores del modelo con la ventana de datos desde el trimestre 2000.I poseen un ajuste muy similar al de las estimaciones antes y después del 2009. Sin embargo, a base de los resultados del cuadro 3, en el período desde 2000.I se rechaza con mayor probabilidad la presencia de autocorrelación serial, de no estacionariedad y de variables omitidas o no linealidades.

**Gráfico 4**

### Errores del modelo con corrección de errores

(donde el logaritmo del dinero está explicado por los logaritmos del PIB y de  $i/(1+i)$ )



Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, los errores de proyección se analizan a partir del ECM y de su descomposición en media, varianza y covarianza (Theil, 1971). Esta descomposición es la siguiente:

$$ECM = \sum_{t=1}^T \frac{1}{T} (m_t - \hat{m}_t)^2 = (\bar{m} - \bar{\hat{m}})^2 + (s_m - s_{\hat{m}})^2 + 2(1-r)s_m s_{\hat{m}} \quad (7)$$

donde  $\bar{m}$  y  $\bar{\hat{m}}$  son las medias del dinero real observado y predicho, respectivamente;  $s_m$  y  $s_{\hat{m}}$  son las desviaciones estándares del dinero real observado y predicho, respectivamente;  $r$  es la correlación entre el dinero observado y predicho, y  $T$  es el número de datos en la muestra. El primer término de la derecha mide la desviación entre las medias (que mide la presencia de un error sistemático positivo o negativo), el segundo, la desviación entre varianzas (si esta es alta, entonces la variabilidad de la serie observada es considerablemente mayor que la de la serie estimada) y el tercero, los errores no sistemáticos (idealmente, se espera que este último término sea lo mayor posible).

Los estadísticos de ajuste dentro de la muestra se exponen en el cuadro 4 usando los logaritmos del PIB y de  $i/(1+i)$  como variables explicativas. Según estos resultados, la metodología con menor ECM corresponde a la ventana de datos restringida entre 2000.I y 2009.IV. Al descomponer el ECM, la mayor proporción de errores no sistemáticos se obtiene entre los trimestres 2010.I y 2014.IV. Que la raíz del ECM sea 204 significa que, en promedio, el ajuste se equivoca en esa magnitud (considerando que el promedio es cuadrático), lo que equivale aproximadamente a un error del 1,1% según la métrica dada por:

$$\sqrt{\sum_{t=1}^T \frac{1}{T} \left( \frac{m_t - \hat{m}_t}{m_t} \right)^2} \quad (8)$$

donde la notación considera que  $m_t$  es el dinero en términos reales observado en el trimestre  $t$ , y  $\hat{m}_t$  corresponde al dinero real estimado por el modelo.

**Cuadro 4**

### Descomposición del error cuadrático medio, dentro de la muestra de estimación, donde la demanda de dinero se explica por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

Período	Raíz del ECM	Descomposición del ECM		
		Media	Varianza	Resto
2000.I a 2014.II	216 (2,4%)	0,0%	0,8%	99,1%
2000.I a 2009.IV	198 (2,6%)	0,0%	3,5%	96,4%
2010.I a 2014.II	204 (1,1%)	0,0%	0,2%	99,8%

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009. El número entre paréntesis corresponde a la raíz del ECM relativo calculado a partir de la ecuación (8).

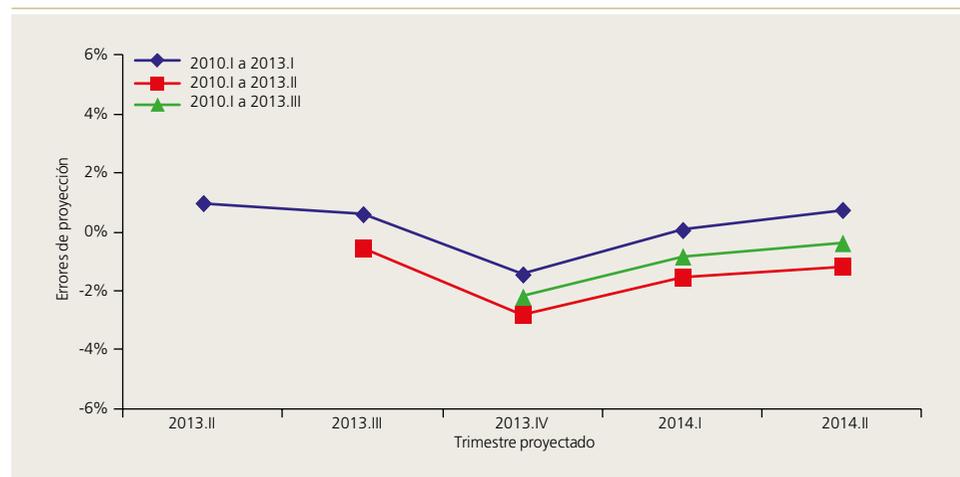
Con el objetivo de validar la especificación donde el dinero se relaciona con los logaritmos del PIB y de la tasa  $i/(1+i)$  se analizan cuatro opciones. La primera, donde se considera la tasa de interés mediante la transformación  $i/(1+i)$  pero sin logaritmo; la segunda, con el logaritmo del consumo en vez del PIB; la tercera, con datos mensuales, y la cuarta, con datos desestacionalizados. Estos resultados se muestran en el apéndice C.

Las estimaciones con la tasa de interés  $i/(1+i)$  incorporada dentro del modelo de forma lineal son muy similares a las reportadas en el cuadro 3, aunque la existencia de variables omitidas o no linealidades es más difícil de rechazar, especialmente después del 2000. Utilizar consumo como variable de escala conlleva una menor elasticidad para el consumo y una mayor elasticidad para la tasa de interés, menores  $R^2$  y una menor probabilidad de rechazo de variables omitidas o no linealidades. Considerar datos mensuales o trimestrales desestacionalizados resulta en coeficientes muy similares a los obtenidos mediante la estimación base.

Otro ejercicio para determinar la calidad del modelo consiste en analizar su ajuste proyectando el dinero hacia adelante (gráfico 5). Para ello, se realizan tres ejercicios que varían en cuanto a la ventana de datos considerados. El primero usa datos muestrales para el período 2010.I-2013.I y cada nuevo ejercicio utiliza un dato adicional. Las muestras consideradas en los tres ejercicios se especifican en la leyenda del gráfico 5. Cada proyección utiliza como insumos las variables exógenas observadas en el trimestre de proyección y en el trimestre anterior, y la variable endógena previamente proyectada en el trimestre anterior, salvo para la primera proyección, donde se utiliza el dinero observado en el trimestre anterior. Este procedimiento sigue muy de cerca lo realizado por Herrera y Vergara (1992). Como es de esperar, las estimaciones con un mayor número de datos tienen menores errores de proyección.

**Gráfico 5**

### Ajuste fuera de muestra, medido como el error de proyección, en términos porcentuales



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La leyenda corresponde a las distintas ventanas de datos considerados para la estimación de las elasticidades.



Notamos además, que estos errores están distribuidos en torno a cero, lo que implica que en estas proyecciones no se manifiestan presiones inflacionarias positivas o negativas sistemáticas.

## V. CONCLUSIONES

Las estimaciones de demanda de dinero en Chile anteriores al año 2000, reportan una elasticidad entre dinero e ingreso en torno a 1. En este documento reafirmamos dichos resultados y extendemos el análisis con posterioridad al 2000, documentando una elasticidad ingreso en torno a 2. La calidad del ajuste mejora al considerar un quiebre estructural a fines del 2009, justificado por medio de los tests CUSUM recursivos y maxF. Además, la descomposición del ECM muestra que los errores se asocian principalmente a factores no sistemáticos y no a desviaciones entre datos observados y predichos en medias o varianzas. Las proyecciones fuera de muestra generan errores de proyección menores que 3% al proyectar hacia adelante, aunque cabe destacar, que la muestra de datos utilizada en estos ejercicios es pequeña.

Obtener una elasticidad entre dinero e ingreso por sobre 2, en el período posterior al año 2000, no deja de sorprender dada la evidencia empírica en Chile anterior a tal fecha y en otros países. Esto, sumado al hecho de que en la ecuación de demanda de dinero el PIB es exógeno, implica que el conocimiento de la demanda de dinero podría utilizarse para analizar la existencia de presiones inflacionarias. Próximos pasos de investigación incluyen profundizar en el por qué la elasticidad entre dinero y PIB se encuentra en torno a 2, en períodos más recientes. Para ello, se proponen como determinantes de dicho fenómeno el estímulo fiscal, las inyecciones de liquidez, las innovaciones financieras y la estabilidad del régimen macroeconómico.

## REFERENCIAS

---

Arraño, E. (2006). "Agregados Monetarios: Nuevas Definiciones". Estudios Económicos Estadísticos N° 53, Banco Central de Chile.

Arrau, P. y J. De Gregorio (1993). "Financial Innovation and Money Demand: Application to Chile and Mexico". *Review of Economics and Statistics* 75(3): 524–30.

Bahmani, S. y A. Kutan (2010). "How Stable is the Demand for Money in Emerging Economies?" *Applied Economics* 42(26): 3307–18.

Carrera, C. (2012). "Long-run Money Demand in Latin American Countries: A Nonstationary Panel Data Approach". Documento de Trabajo N°2012-016, Banco Central de Reserva del Perú.

Coenen, G. y J. Vega (2001). "The Demand for M3 in the Euro Area". *Journal of Applied Econometrics* 16(6): 727–48.

Corbo, V. (1980). "Expectativas de Inflación y Demanda por Dinero en una Economía con una Tasa de Inflación Intermedia: Chile en los Sesenta". *Cuadernos de Economía* 17(50): 143–54.

Dickey, D. y W. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica* 49(4): 1057–72.

Durbin, J. (1970). "Testing for Serial Correlation in Least-squares Regressions when Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables". *Econometrica* 38(3): 410–21.

Engle, R. y C. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica* 55(2): 251–76.

Fair, R. (1987). "International Evidence on the Demand for Money". *Review of Economics and Statistics* 69(3): 473–80.

Feenstra, R. (1986). "Functional Equivalence between Liquidity Costs and the Utility of Money". *Journal of Monetary Economics* 17(2): 271–91.

Fuentes, J.R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel y M. Tapia (2003). "La Nominalización de la Política Monetaria en Chile: Una Evaluación". *Cuadernos de Economía* 6(2): 5–27.

Goldfeld, S. y D. Sichel (1990). "The Demand for Money". *Handbook of Monetary Economics* 1(1): 299–356.

Herrera, L.O. y R. Vergara (1992). "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria". *Cuadernos de Economía* 29(86): 1–34.



Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica* 59(6): 1551–80.

Johnson, C. y F. Morandé (2002). "Subestimación de la Demanda por Dinero: ¿Cambio Estructural? Un Ejercicio Exploratorio". *Economía Chilena* 5(2): 57–63.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?". *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159–78.

Lütkepohl, H., T. Teräsvirta y J. Wolters (1999). "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function". *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 511–25.

Mankiw, N. y L. Summers (1986). "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies". *Journal of Money, Credit and Banking* 18(4): 415–29.

Matte, R. y P. Rojas (1987). "Evolución Reciente del Mercado Financiero y una Estimación de la Demanda por Dinero en Chile". Serie de Estudios Económicos N°33, Banco Central de Chile.

MacKinnon, J. (1990). "Critical Values for Cointegration Tests". Working Papers 1227, Queen's University, Department of Economics.

Restrepo, J.E. (2002). "Demanda de Dinero para Transacciones en Chile". *Economía Chilena* 5(3): 95–104.

Theil, H. (1971). *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam, Países Bajos: North-Holland.

Tobin, J. (1956). "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics* 38(3): 241–47.

## APÉNDICE A

### DERIVACIÓN DE LAS ESPECIFICACIONES DE DEMANDA DE DINERO

Primero se deriva la formulación donde tanto la demanda de dinero como la tasa de interés transformada como  $i/(1+i)$  se expresan de forma logarítmica. Para ello, se considera un agente representativo que resuelve el siguiente problema:

$$\max_{c_t, m_t} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \delta^{t-s} u(c_t, m_t)$$

sujeito a:

$$b_t + c_t = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{M_{t-1} - M_t}{P_t} \quad (9)$$

donde  $\delta$  es el factor de descuento,  $u$  es una función de utilidad creciente y cóncava,  $c$  es consumo,  $m$  son saldos reales de dinero,  $b$  es la posición real de bonos,  $r$  es la tasa de retorno real de los bonos,  $y$  es el ingreso real del trabajo,  $M$  son los saldos de dinero nominales y  $P$  es el nivel de precios. Definiendo la tasa de inflación como  $\pi$ , la ecuación (9) se reformula como:

$$b_t + c_t = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{m_{t-1} - m_t}{1+\pi_t} \quad (10)$$

Las condiciones de primer orden respecto de  $c$ ,  $m$  y  $b$  (siendo  $\lambda$  el multiplicador de Lagrange del problema) son:

$$\delta^t u_c(c_t, m_t) = \lambda_t \quad (11)$$

$$\delta^t u_m(c_t, m_t) = \lambda_t - \frac{\lambda_{t+1}}{1+\pi_{t+1}} \quad (12)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1}(1+r_t) \quad (13)$$

Combinando estas tres expresiones y usando la ecuación de Fisher  $i_t = (1+r_t)(1+E_t\pi_{t+1})$ , donde  $\pi$  es la tasa de inflación y  $E_t$  corresponde a la esperanza condicional a la información que se tiene en la fecha  $t$ , se obtiene que:

$$\delta^t u_m(c_t, m_t) = \delta^t u_c(c_t, m_t) - \frac{\delta^t u_c(c_t, m_t)}{(1+\pi_{t+1})(1+r_t)}$$

$$u_m(c_t, m_t) = u_c(c_t, m_t) \left( 1 - \frac{1}{1+i_t} \right)$$

$$u_m(c_t, m_t) = u_c(c_t, m_t) \frac{i_t}{1+i_t}$$

Suponiendo una función de utilidad con elasticidad de sustitución constante con parámetros asociados a la elasticidad de sustitución  $\rho_1$  y  $\rho_2$  y con importancia relativa de los determinantes de utilidad  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  :

$$u(c_t, m_t) = \gamma_1 c_t^{\rho_1} + \gamma_2 m_t^{\rho_2}$$

se obtiene que:

$$\frac{\gamma_2 \rho_2 m_t^{\rho_2-1}}{\gamma_1 \rho_1 c_t^{\rho_1-1}} = \frac{i_t}{1+i_t}$$

que es análogo a:

$$\log(\gamma_2 \rho_2) + (\rho_2 - 1) \log m_t = \log(\gamma_1 \rho_1) + (\rho_1 - 1) \log c_t + \log \frac{i_t}{1+i_t} \quad (14)$$

Las ecuaciones (1) y (14) son iguales, de lo que resulta que:

$$\alpha = \frac{\log\left(\frac{\gamma_1 \rho_1}{\gamma_2 \rho_2}\right)}{\rho_2 - 1}$$

$$\beta = \frac{\rho_1 - 1}{\rho_2 - 1}$$

$$\gamma = \frac{1}{\rho_2 - 1}$$

Otros supuestos asociados al modelamiento dan como resultado distintas especificaciones de demanda de dinero. En el caso que la función de utilidad dependa solo del consumo (pero no del dinero) y existan costos de transacción modelados bajo una especificación particular detallada a continuación, se desprende una demanda de dinero que se relaciona linealmente con la tasa de interés (desarrollo que sigue la exposición desplegada por Arrau y De Gregorio, 1993). En este caso, el agente representativo resuelve:

$$\max_{c_t} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{t-s} u(c_t)$$

sujeto a:

$$b_t + c_t + h\left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t\right) = b_{t-1}(1+r_{t-1}) + y_t + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} - m_t$$

donde los costos de transacción  $h$  aumentan con el consumo  $c$  y disminuyen con los saldos reales  $m$  y con el estado de las artes en la tecnología para realizar transacciones  $\theta$ . El parámetro  $\phi$  se encuentra entre 0 y 1 y mide el grado de economías de escala en las transacciones.

Las condiciones de primer orden respecto a  $c$ ,  $m$  y  $b$  son:

$$\beta^t u_c(c_t) = \lambda_t \tag{15}$$

$$-\lambda_t + \frac{\lambda_{t+1}}{1 + \pi_{t+1}} = \lambda_t h_m \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) \tag{16}$$

$$\lambda_t = \lambda_{t+1} (1 + r_t) \tag{17}$$

A partir de esta expresión se obtiene:

$$1 - \frac{1}{(1 + \pi_{t+1})(1 + r_t)} = -h_m \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right)$$

$$h_m \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = -\frac{i_t}{1 + i_t} \tag{18}$$

En el caso particular en que los costos de transacción siguen la siguiente expresión, se desprende que la tasa de interés afecta la demanda de dinero a través de una semielasticidad, donde  $K$  es una constante positiva y grande que asegura que la función  $h$  satisface que  $h > 0$  y donde  $-\tau$  es la semielasticidad entre el dinero y la tasa de interés.

$$h \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = K \theta_t - \frac{1}{\tau} \left[ \frac{m_t}{c_t^\phi} \log \left( \frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) - \frac{m_t}{c_t^\phi} \right] \tag{19}$$

Para documentar lo anterior, reemplazamos la ecuación (19) en la ecuación (18):

$$h_m \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = -\frac{1}{\tau} \left[ \log \left( \frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) + \frac{m_t}{c_t^\phi} \frac{c_t^\phi \theta_t}{m_t} \frac{1}{\theta_t} - 1 \right] = -\frac{i_t}{1 + i_t}$$

$$\log \left( \frac{m_t}{c_t^\phi \theta_t} \right) = \tau \frac{i_t}{1 + i_t}$$

$$\log m_t = \log \theta_t + \phi \log c_t + \tau \frac{i_t}{1 + i_t}$$

Un caso particular donde la tasa de interés se relaciona mediante una elasticidad con la demanda de dinero (es decir, logaritmo de saldos reales versus logaritmo de la tasa de interés medida por  $i/(1+i)$ ) se obtiene a partir de costos de transacción que satisfacen una expresión de la siguiente forma:

$$h \left( \frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t \right) = \theta_t \left[ K - \frac{m_t^{1-1/\rho}}{c_t^\phi} \right]$$



En este caso, la condición de primer orden respecto a  $m$  es:

$$h_m\left(\frac{m_t}{c_t^\phi}, \theta_t\right) = -\theta_t \frac{m_t^{-1/\rho}}{c_t^\phi} = -\frac{i_t}{1+i_t}$$

$$\log(\theta_t) - \frac{1}{\rho} \log(m_t) + \frac{\phi}{\rho} \log(c_t) = \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$$

$$\log m_t = \alpha + \beta \log c_t + \gamma \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right)$$

donde  $\alpha = \rho \log(\theta_t)$ ,  $\beta = \phi$  y  $\gamma = -\rho$ .

Por último, existe la posibilidad de que la demanda de dinero dependa de la demanda de dinero del período anterior, lo que se motiva al considerar costos de ajuste. Esta modelación la desarrollan, por ejemplo, Corbo (1980) y Matte y Rojas (1987), quienes asumen que la demanda de dinero realizada en el período anterior tiene relevancia en la determinación de la demanda de dinero contemporánea, pero que el cambio en la demanda de dinero se ajusta en una fracción  $\mu$  del cambio experimentado entre la demanda de dinero de largo plazo  $m_t^*$  y el dinero del período anterior. La demanda de dinero de largo plazo por su parte se supone que es explicada por el consumo y por la tasa de interés. En la siguiente derivación, se impone que  $m_t^*$  se relaciona con el consumo y con la tasa de interés según la formulación descrita en la ecuación (1):

$$\log m_t - \log m_{t-1} = \mu(\log m_t^* - \log m_{t-1})$$

$$\log m_t = \mu \log m_t^* + (1 - \mu) \log m_{t-1}$$

$$\log m_t = \alpha \mu + \beta \mu \log c_t + \gamma \mu \log\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) + \phi \log m_{t-1}$$

## APÉNDICE B

### ESTIMACIONES DETALLADAS DEL MODELO CON CORRECCIÓN DE ERRORES

CUADRO B1

**Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de  $i/(1+i)$**

Periodo	$\delta$	$\theta$	$\phi_{0,1}$	$\phi_{0,2}$	$\phi_{1,1}$	$\phi_{1,2}$	$R^2$		F RESET
							D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-0,734	0,512	0,694	-0,144	-0,226	0,023	0,987	-6,300	7,659
	(0,459)	(0,125)	(0,190)	(0,022)	(0,231)	(0,027)	5,164	-2,269	
2000.I a 2014.II	-5,338	0,677	0,234	-0,030	0,584	-0,016	0,998	-6,858	2,260
	(1,086)	(0,065)	(0,120)	(0,013)	(0,125)	(0,014)	1,083	-2,803	
2000.I a 2009.IV	-7,679	0,476	0,372	-0,041	0,857	-0,025	0,994	-5,975	3,033
	(1,392)	(0,092)	(0,156)	(0,016)	(0,177)	(0,019)	0,014	-2,132	
2010.I a 2014.II	-3,499	0,640	0,234	-0,032	0,444	0,002	0,989	-4,770	0,210
	(1,183)	(0,094)	(0,126)	(0,015)	(0,108)	(0,014)	0,822	-2,085	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos a base de menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.



## APÉNDICE C1

### EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

#### CUADRO C1

**Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por el logaritmo del PIB y por  $i/(1+i)$**

Período	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$		F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-0,945	0,980	-1,758	0,989	-6,246	3,222
	(0,636)	(0,063)	(0,382)	7,019	-3,036	
2000.I a 2014.II	-13,835	2,319	-3,765	0,998	-7,666	1,753
	(0,555)	(0,056)	(0,415)	0,104	-2,485	
2000.I a 2009.IV	-14,144	2,349	-3,513	0,994	-6,781	1,453
	(0,561)	(0,056)	(0,433)	0,005	-2,333	
2010.I a 2014.II	-6,732	1,630	-2,736	0,988	-5,263	0,039
	(2,480)	(0,244)	(0,972)	1,971	-2,281	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

## APÉNDICE C2

### EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

CUADRO C2

**Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del consumo y de  $i/(1+i)$**

Período	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	0,791 (0,959)	0,726 (0,129)	-0,361 (0,114)	0,984 7,678	-5,957 -2,385	7,259
2000.I a 2014.II	-9,169 (1,604)	1,831 (0,167)	-0,251 (0,072)	0,997 0,649	-8,061 -3,264	1,255
2000.I a 2009.IV	-9,209 (1,552)	1,832 (0,164)	-0,250 (0,077)	0,993 1,258	-6,836 -2,782	2,427
2010.I a 2014.II	-2,278 (8,997)	1,134 (0,878)	-0,313 (0,307)	0,985 0,883	-4,922 -1,344	0,074

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

## APÉNDICE C3

### EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

#### CUADRO C3

#### Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

(datos mensuales)

Período	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-1,598	0,973	-0,235	0,990	-11,444	5,690
	(0,414)	(0,050)	(0,035)	4,954	-1,593	
2000.I a 2014.II	-14,712	2,353	-0,112	0,998	-14,473	2,141
	(0,779)	(0,078)	(0,015)	1,908	-6,780	
2000.I a 2009.IV	-14,803	2,359	-0,123	0,994	-11,524	1,175
	(0,991)	(0,101)	(0,023)	0,592	-6,111	
2010.I a 2014.II	-9,423	1,863	-0,050	0,977	-10,121	0,823
	(1,794)	(0,172)	(0,018)	7,168	-3,311	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.

## APÉNDICE C4

### EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

#### CUADRO C4

#### Demanda de dinero basada en un modelo de corrección de errores y explicada por los logaritmos del PIB y de $i/(1+i)$

(datos desestacionalizados)

Período	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$R^2$	DF	F RESET
				D	ADF	
1986.IV a 2001.III	-2,699	1,107	-0,137	0,993	-7,769	1,378
	(0,399)	(0,048)	(0,037)	0,095	-3,370	
2000.I a 2014.II	-14,566	2,335	-0,128	0,998	-8,186	6,713
	(0,638)	(0,065)	(0,019)	0,557	-2,894	
2000.I a 2009.IV	-14,727	2,352	-0,121	0,996	-6,290	7,415
	(0,596)	(0,061)	(0,018)	0,157	-2,012	
2010.I a 2014.II	-9,185	1,839	-0,060	0,994	-3,367	2,599
	(1,239)	(0,119)	(0,015)	0,271	-2,634	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: D: h de Durbin (1970) DF: Dickey y Fuller (1981). ADF: DF aumentado con cuatro rezagos (elegidos en base a menores criterios de información). F RESET: test RESET de variables omitidas. Los valores críticos al 5% de significancia de estos cuatro tests son 6,64, -4,51, -4,15 y 2,13, respectivamente. Error estándar entre paréntesis. La estimación con datos entre 2000.I y 2014.II incluye un quiebre estructural en el cuarto trimestre del 2009.



---

## EL EFECTO DE SORPRESAS EN EL CRECIMIENTO DE CHINA SOBRE EL PRECIO DEL COBRE

Ercio Muñoz S.\*

### I. INTRODUCCIÓN

El rol de China en el comercio global ha recibido gran atención durante la última década. En particular, esta economía ha sido señalada como uno de los principales motores del precio de las materias primas en este período (Cheung y Morin, 2007; FMI, 2006, 2008; Jenkins, 2011; Park y Zhai, 2007; Streifel, 2006; Unctad, 2005). En el caso del cobre, China ha emergido como el mayor demandante del mundo con una participación en torno a 43% del total de consumo de cobre refinado durante el año 2013<sup>1</sup>. Considerando esto, este trabajo tiene como objetivo cuantificar la magnitud del efecto que tienen los cambios en las perspectivas de crecimiento en dicha economía sobre el precio del cobre.

Este trabajo sigue la línea propuesta por Kilian y Hicks (2012) aplicada al mercado global del crudo, la cual explota el hecho de que los errores ponderados de proyección del PIB pueden ser tratados como *shocks* de demanda exógenos para dicho mercado. De esta manera, se estudia el impacto de las sorpresas de crecimiento usando una medida de errores ponderados en el crecimiento proyectado por *Consensus Economics* sobre el mercado global del cobre<sup>2</sup>. La contribución a la literatura empírica sobre la relación entre la actividad económica y el precio de las materias primas, en particular del cobre, es que se cuantifica el impacto del crecimiento del PIB de China usando datos en frecuencia mensual. De esta manera, se puede evaluar empíricamente la hipótesis que atribuye el reciente superciclo a la urbanización e industrialización china (Cuddington y Jerrett, 2008) y obtener posibles escenarios frente a la posible desaceleración que muestra dicha economía en la actualidad. Además, se realiza una estimación mediante un modelo VAR propuesto por Roache (2012), y se compara el efecto de China con el impacto proveniente de otras economías como Estados Unidos, la Eurozona y Japón.

Los principales resultados son: que el precio real del cobre responde de forma positiva y estadísticamente significativa a las sorpresas de crecimiento de China, obteniéndose una respuesta de 1,1% frente a una revisión en el crecimiento anual de 0,1%. Al comparar con otras

---

\* Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. Email: em1098@georgetown.edu

1 Según las estadísticas del Copper Research Unit (reportes privados), UK (2014).

2 La relación entre las innovaciones del producto interno bruto o actividad real y el precio de las materias primas se discute en, por ejemplo, Barsky y Kilian (2002); Borensztein y Reinhart (1994); De Gregorio et al. (2005); Frankel y Rose (2009); López et al. (2009), y López y Riquelme (2010).

economías avanzadas, solo Estados Unidos presenta un impacto significativo de 0,9% frente a una revisión de 0,1%. Además, no se obtienen respuestas estadísticamente significativas al estimar un modelo VAR usando series de producción industrial.

Esta nota continúa de la siguiente forma. La sección II describe los datos utilizados en la estimación y una descripción metodológica. La sección III contiene los resultados empíricos y, para terminar, la sección IV entrega un resumen y comentarios finales.

## II. DATOS Y METODOLOGÍA

Se utilizan datos en frecuencia mensual de proyecciones de crecimiento del PIB de *Consensus Economics* para el período que comprende entre septiembre del 2002 y marzo del 2014. Un *shock* exógeno de crecimiento se define, entonces, como el cambio en un mes con respecto al anterior de la proyección para el año en curso o siguiente<sup>3</sup>:

$$S_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1} \quad (1)$$

donde  $P_{i,t}$  es la proyección del crecimiento anual del año actual o siguiente del país  $i$  en el mes  $t$ . Al igual que en Kilian y Hicks (2012), se considera el año en curso como no conocido desde enero a septiembre, y en octubre de cada año se usa la proyección para el siguiente año. Los *shocks* de cada país se ponderan usando la fracción que representa cada uno respecto del mundo a paridad de poder de compra. Esto ayuda a capturar la creciente importancia de China en la economía mundial.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_i w_{i,t} S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $\Delta p_t$  es la diferencia del logaritmo del precio real del cobre, usando el precio promedio mensual transado en la Bolsa de Metales de Londres obtenido desde Bloomberg, y deflactado por el IPC de Estados Unidos obtenido desde la base de datos de la Reserva Federal de St. Louis;  $\beta_i$  corresponde a la respuesta del precio real del cobre a una revisión de 1% en el crecimiento del PIB según se definió en (1) y  $w_{i,t}$  es la fracción de la economía  $i$  respecto del mundo corrigiendo según la paridad de poder de compra (PPC) obtenido del informe Perspectivas de la Economía del FMI de octubre del 2013 e interpolado linealmente para pasar

---

<sup>3</sup> Cabe señalar que parte del cambio en la proyección, además de incorporar nueva información, podría corresponder a una corrección de una proyección ineficiente en el período previo. En el apéndice A se reporta el test de eficiencia de Mincer y Zarnowitz (1969), en el cual no se encuentra evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de eficiencia en ninguna de las cuatro economías. A pesar de esto, se encuentra autocorrelación serial (apéndice B), en línea con los trabajos previos de Ager et al. (2009); Isiklar et al. (2006) y Pistelli (2012), resultado que podría implicar una sobreestimación de la respuesta del precio del cobre a las revisiones del crecimiento.



desde frecuencia anual a mensual<sup>4</sup>. Se consideran las cuatro economías que presentan una mayor ponderación a PPC: Estados Unidos, la Eurozona, Japón y China. La inferencia estadística se realiza usando errores estándares robustos a heterocedasticidad corregidos según White.

El análisis econométrico se basa principalmente en el trabajo de Kilian y Hicks (2012) que estudia el impacto de las revisiones en las proyecciones del *Economist Intelligence Unit* sobre el precio del petróleo. Ejercicios similares han sido realizados en los trabajos de Andersen et al. (2007) y Faust et al. (2003), que estudian la respuesta de los precios financieros a noticias macroeconómicas de Estados Unidos, y Kilian y Vega (2008) que usan medidas de alta frecuencia de noticias macroeconómicas estadounidenses para analizar la respuesta del precio del petróleo a estas.

Un problema de la estimación individual presentada en la ecuación (2) puede ser el contagio que existe del crecimiento de una economía sobre otras economías. El cuadro 1 presenta las correlaciones cruzadas entre las revisiones de crecimiento de las economías consideradas, calculadas según la ecuación (1). Para controlar por esto se estima el impacto de las revisiones sobre el precio real incorporando todas las revisiones en una sola ecuación, de la siguiente forma:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i w_{i,t} S_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde  $i$  se refiere a Estados Unidos, la Eurozona, Japón y China.

**Cuadro 1**

### Coefficientes de correlación\*

	EE.UU.	Eurozona	Japón	China
Estados Unidos (EE.UU.)	1			
Eurozona**	0,4	1		
Japón	0,4	0,5	1	
China	0,3	0,4	0,3	1

Fuente: Estimación del autor sobre la base de *Consensus Economics*.

\*Correlación entre las revisiones de crecimiento entre octubre 2002 y marzo 2014.

<sup>4</sup> Se usa el valor original de la serie anual en el último mes de cada año, mientras que para los meses entre enero y noviembre se asignan valores mediante una interpolación lineal con el fin de obtener una serie sin saltos.

Como referencia, se estima un modelo VAR de forma reducida con una identificación de *shocks* de forma recursiva basada en Kilian (2009) y adaptada por Roache (2012). El modelo incluye siete variables endógenas en frecuencia mensual desde marzo de 1996 hasta diciembre del 2013: producción mundial de cobre ( $Q_w$ ), producción industrial mundial excluyendo el país  $i$  ( $X_{RoW}$ ), producción industrial del país  $i$  ( $X_i$ ) que puede ser China, Estados Unidos, Japón o la Eurozona, consumo aparente de cobre de la economía  $i$  ( $C_i$ ), la tasa de interés de corto plazo de Estados Unidos ( $R$ ), el tipo de cambio real multilateral de Estados Unidos (REER), y el precio real del cobre deflactado por el IPC de Estados Unidos ( $PIP^{US}$ ). El vector de variables endógenas  $Z$  es:

$$Z'_t = \left[ \Delta \ln(Q_{w,t}) \Delta \ln(X_{RoW,t}) \Delta \ln(X_{i,t}) \Delta \ln(C_{i,t}) \Delta R_t \Delta \ln(REER_t) \Delta \ln\left(\frac{P_t}{P_t^{US}}\right) \right] \quad (4)$$

Según se discute en Roache (2012), el ordenamiento recursivo provee suficientes restricciones sobre las relaciones contemporáneas entre las variables para identificar exactamente los *shocks* estructurales desde los residuos de la forma reducida. Los *shocks* de interés identificados son: un *shock* de actividad del país  $i$ ; un *shock* de actividad del agregado excluyendo el país  $i$ ; y un *shock* de demanda de cobre específico del país  $i$ .

Las restricciones para la identificación de los *shocks* descritos son las siguientes: un cambio en la curva de demanda no afecta la oferta durante el mismo mes (esto implica una curva de oferta vertical en el muy corto plazo); la actividad del resto del mundo no se ve afectada contemporáneamente por un *shock* de actividad en China, y esta responde con un rezago al tipo de cambio real de Estados Unidos y a los *shocks* del precio real del cobre; los *shocks* de actividad agregada pueden impactar el consumo aparente de cobre, pero la causalidad no corre en sentido inverso en el mismo mes; Finalmente, el tipo de cambio real de Estados Unidos no responde contemporáneamente a los *shocks* al precio del cobre<sup>5</sup>.

Por último, el cuadro 2 presenta las principales estadísticas descriptivas de la muestra utilizada en este estudio para la estimación de la ecuación (2), la ecuación (3) y el modelo VAR.

<sup>5</sup> Alternativamente, se estimó usando funciones de impulso respuesta generalizadas que son invariantes al orden (Pesaran y Shin, 1997) y manteniendo el orden de las variables sin incluir consumo aparente de cobre. Se obtuvieron resultados cualitativamente similares, no reportados aquí por razones de espacio.

**Cuadro 2****Estadísticas descriptivas**

(porcentaje)

	Media	Desviación estándar	Min.	Máx.	Fuente*
Revisión de proyección del PIB de EE.UU.	0,0	0,2	-1,4	0,5	CE
Revisión de proyección del PIB de Eurozona	-0,1	0,2	-0,8	0,4	CE
Revisión de proyección del PIB de Japón	0,0	0,4	-2,1	1,0	CE
Revisión de proyección del PIB de China	0,0	0,2	-0,7	0,8	CE
Participación de EE.UU. en PIB mundial a PPC	21	2	18	23	WEO
Participación de Eurozona en PIB mundial a PPC	15	2	13	18	WEO
Participación de Japón en PIB mundial a PPC	6	1	5	7	WEO
Participación de China en PIB mundial a PPC	12	3	8	16	WEO
Tasa de variación de precio real del cobre	0,3	6,8	-34,2	22,8	BB
Tasa de variación producción mundial de cobre	0,3	3,3	-7,0	9,1	BB
Tasa de variación de paridad multilateral de EE.UU.	0,0	1,2	-3,3	6,4	BB
Variación de tasa de interés real de EE.UU.	0,0	0,1	-0,5	0,2	BB
Tasa de variación producción industrial (PI) de EE.UU.	0,2	0,7	-4,3	2,1	BB
Tasa de variación PI de Eurozona	0,1	1,0	-4,3	2,2	BB
Tasa de variación PI de Japón	0,0	2,2	-18,0	6,6	BB
Tasa de variación PI de China	1,0	2,5	-13,7	9,5	BB
Tasa de variación consumo aparente de EE.UU.	-0,3	12,0	-32,3	38,5	BB
Tasa de variación consumo aparente de Eurozona**	-0,4	17,6	-57,8	48,1	BB
Tasa de variación consumo aparente de Japón	-0,1	16,4	-60,1	66,1	BB
Tasa de variación consumo aparente de China	1,1	12,7	-53,5	37,0	BB
Tasa de variación PI Mundial (PIM)	0,3	0,8	-3,3	5,8	BB
Tasa de variación PIM excluyendo EE.UU.	0,3	1,0	-4,0	8,4	BB
Tasa de variación PIM excluyendo Eurozona	0,3	0,8	-3,1	7,1	BB
Tasa de variación PIM excluyendo Japón	0,3	0,8	-3,0	6,3	BB
Tasa de variación PIM excluyendo China	0,2	0,8	-4,1	6,2	BB

Fuentes: Bloomberg, FMI y *Consensus Economics*.\*CE corresponde a los reportes mensuales de *Consensus Economics* con proyecciones para un conjunto amplio de países; WEO corresponde al informe *Perspectivas de la Economía Mundial* de octubre del 2013; BB se refiere a Bloomberg.

\*\*La Eurozona considera Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Países Bajos, Eslovaquia y España.

**III. RESULTADOS EMPÍRICOS**

Las sorpresas en el crecimiento definidas en (1) no consideran la creciente participación de China en el producto mundial ni la menor participación de otras economías avanzadas como Estados Unidos, la Eurozona y Japón (cuadro 3). Considerando esto, tal como se mencionó en la sección anterior se ponderan las sorpresas según la ecuación (2).

**Cuadro 3****Participación en la economía mundial a PPC**

(porcentaje)

	2000	2005	2010	2015*
Estados Unidos	24,0	22,7	19,9	19,0
Eurozona	18,1	16,3	14,3	12,5
Japón	7,6	6,7	5,8	5,2
China	7,0	9,3	13,4	16,5

Fuente: FMI, octubre del 2013.

\* El año 2015 es la proyección del Fondo Monetario Internacional.

**Cuadro 4****Consumo de cobre**

(porcentaje del consumo total)

	2000	2005	2010	2012
Estados Unidos	19	13	14	8
Eurozona*	23	19	19	12
Japón	9	8	8	5
China	13	22	21	42

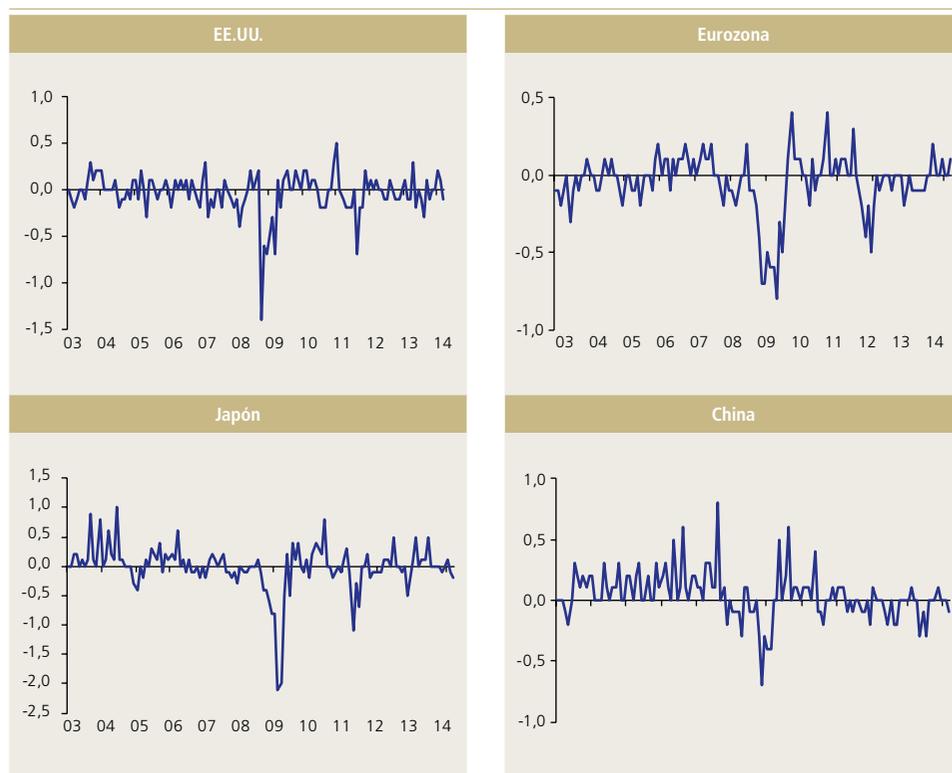
Fuente: *Copper Research Unit*, 2013.

\* La Eurozona considera Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Países Bajos, Eslovaquia y España.

Por otro lado, el aumento en la importancia de China en términos del PIB mundial ha ido acompañado de un aumento más que proporcional en su consumo de cobre, tal como recoge el cuadro 4. Por ejemplo, a pesar de representar solo 14,7% del PIB mundial proyectado al año 2012, China consumió 42% del cobre mundial.

El gráfico 1 resume las sorpresas en crecimiento de las cuatro economías analizadas. Destacan las persistentes sorpresas positivas en China, durante el período previo a la crisis *subprime* y las sorpresas negativas generalizadas del período 2008-2009.

El cuadro 5 recoge la estimación de la ecuación (2) reescalando el coeficiente que recoge el impacto de una revisión de 1% al crecimiento, para analizar una revisión de 0,1% que corresponde a un nivel más cercano al promedio de las revisiones mensuales. El impacto de las revisiones en la Eurozona y Japón no resulta estadísticamente significativo, mientras que, las respuestas a revisiones en Estados Unidos y China son de aproximadamente 0,9 y 1,1%, respectivamente.

**Gráfico 1**
**Sorpresas en crecimiento proyectado por *Consensus Economics***

 Fuente: Elaboración en propia sobre la base de *Consensus Economics*.

**Cuadro 5**
**Respuesta a una revisión de 0,1% en el crecimiento anual**

Economías	a) Ecuación (2)		b) Ecuación (3)		c) Ecuación (3) excl. Eurozona y Japón	
Estados Unidos	1,1%	( $t=2,34$ )**	1,0%	( $t=2,19$ )**	0,9%	( $t=1,97$ )**
Eurozona	0,6%	( $t=1,18$ )	0,1%	( $t=0,34$ )	-	-
Japón	0,1%	( $t=0,78$ )	-0,2%	( $t=-1,22$ )	-	-
China	1,6%	( $t=2,07$ )**	1,1%	( $t=1,71$ )*	1,1%	( $t=1,66$ )*

Fuente: Estimación del autor.

\* Significancia estadística al 10%.

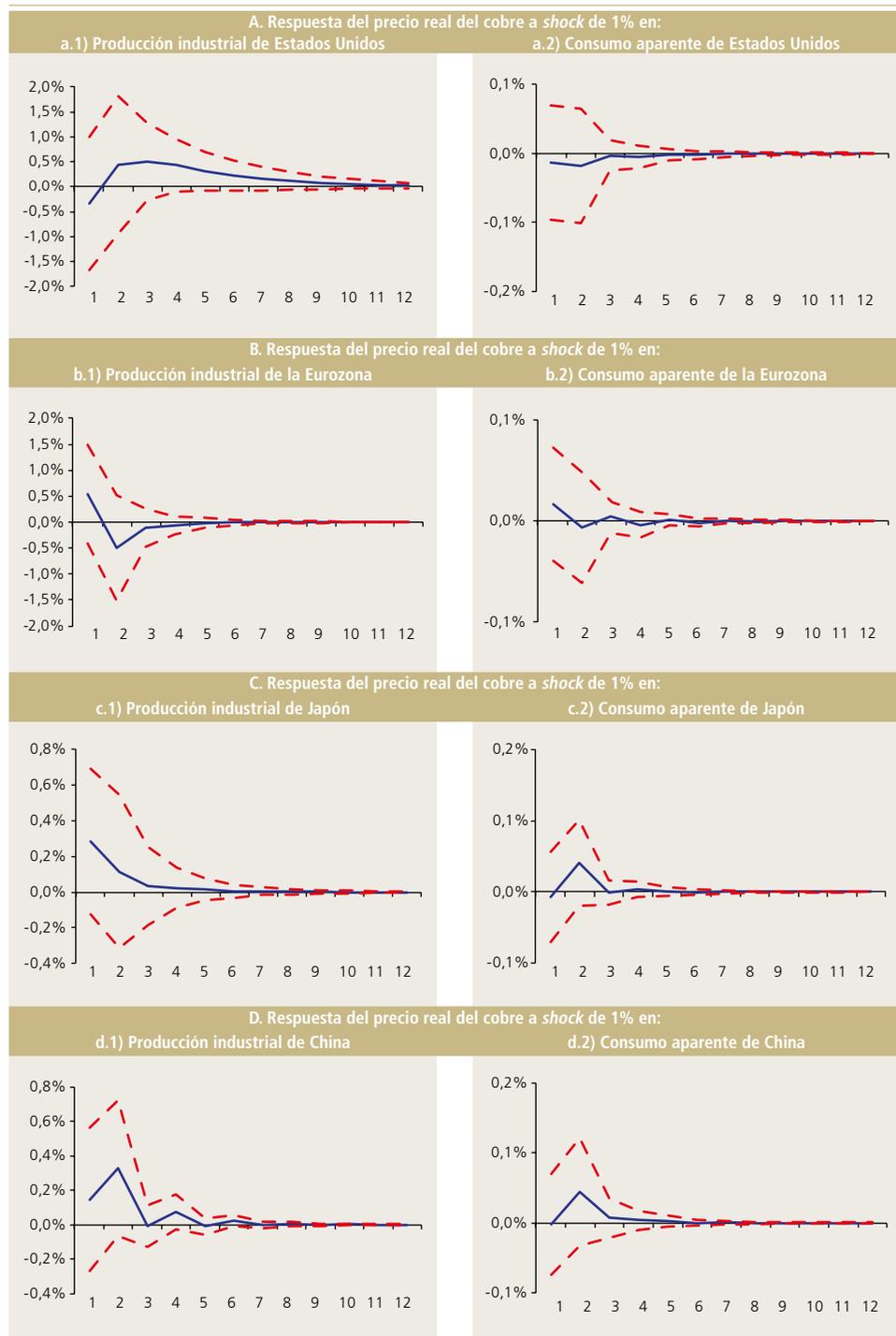
\*\* Significancia estadística al 5%.

En paréntesis se reportan los estadísticos t usando errores estándar robustos según White.

Ecuación (2) se refiere a la estimación por país y ecuación (3) a la estimación de una ecuación con las 4 economías.

Gráfico 2

Funciones de impulso respuesta en el modelo VAR



Fuente: Estimaciones del autor.



El gráfico 2 presenta la estimación referencial usando el modelo VAR<sup>6</sup>. El primer hecho es que se encuentra una respuesta menor frente a un *shock* de 1% en China comparado con Estados Unidos, en línea con Roache (2012)<sup>7</sup>. No obstante, no se encuentran respuestas estadísticamente significativas a estos *shocks* de crecimiento en la producción industrial o en la demanda específica de cobre para ninguna de las economías estudiadas<sup>8</sup>.

#### IV. RESUMEN Y COMENTARIOS FINALES

Este trabajo estima el impacto de las sorpresas en el crecimiento chino sobre el precio real del cobre usando las revisiones en la proyección promedio reportada por *Consensus Economics* para el año en curso. Con datos mensuales, desde octubre del 2002 a marzo del 2014, se construye una serie ponderando según paridad de poder de compra de las revisiones en proyecciones de crecimiento del año y se estima el impacto de estas sobre el precio real del cobre transado en la Bolsa de Metales de Londres, deflactado por el índice de precios del consumidor de Estados Unidos.

Los principales resultados del análisis sugieren que:

1. El precio real del cobre responde de forma positiva y estadísticamente significativa a las sorpresas de crecimiento de China. Un cambio en el crecimiento anual del PIB de China de 0,1% tiene un impacto de aproximadamente 1,1% en el precio del cobre.
2. Al comparar con otras economías avanzadas tales como Estados Unidos, la Eurozona y Japón, se encuentra un impacto que no es estadísticamente significativo en los casos de la Eurozona y Japón. Para Estados Unidos, se estima que una revisión de 0,1% en el crecimiento tiene un impacto de aproximadamente 0,9% en el precio real del cobre.
3. Por último, la estimación mediante un modelo VAR (Roache, 2012) utilizando la producción industrial no entrega resultados estadísticamente significativos para ninguna de las cuatro economías consideradas.

---

<sup>6</sup> En el apéndice C se presentan las respuestas del precio del cobre a la producción industrial mundial y a la producción industrial mundial excluyendo cada una de las cuatro economías analizadas.

<sup>7</sup> La respuesta acumulada a un *shock* de 1% en la tasa mensual de crecimiento de la producción industrial en un año es de 0,5% para China y de 1,1% para Estados Unidos, ambas no son estadísticamente significativas y son menores que las reportadas en Roache (2012).

<sup>8</sup> El resultado se mantiene si se estima el modelo VAR excluyendo la variable consumo aparente de cobre y también si se usa un impulso respuesta generalizado, el cual no depende del ordenamiento de las variables.

## REFERENCIAS

---

Ager, P., M. Kappler y S. Osterloh (2009). "The Accuracy and Efficiency of the Consensus Forecasts: A Further Application and Extension of the Pooled Approach". *International Journal of Forecasting* 25(1): 167–81.

Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y C. Vega, C. (2007). "Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets". *Journal of International Economics* 73: 251–77.

Barsky, R.B. y L. Kilian (2002). "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative". *NBER Macroeconomics Annual* 2001, Volumen 16.

Borensztein, E. y C. Reinhart (1994). "The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices". *IMF Staff Papers* 41(2): 236–61.

Cheung, C. y S. Morin (2007). "The Impact of Emerging Asia on Commodity Prices". Bank of Canada Working Paper N°55.

Cuddington, J.T. y D. Jerrett (2008). "Super Cycles in Real Metals Prices?". *IMF Staff Papers* 55(4): 541–65.

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.

Faust, J., J.H. Rogers, S.B. Wang y J.H. Wright (2003). "The High Frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements". *Journal of Monetary Economics* 54: 1051–68.

Fondo Monetario Internacional (2006). *Perspectivas de la Economía Mundial*, septiembre.

Fondo Monetario Internacional (2008). *Perspectivas de la Economía Mundial*, abril.

Frankel, J.A. y A.K. Rose (2009). "Determinants of Agricultural and Mineral Commodity Prices". HKS Faculty Research Working Paper Series RWP10-038, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.

Isiklar, G., K. Lahiri y P. Loungani (2006). "How Quickly do Forecasters Incorporate News? Evidence from Cross-country Surveys". *Journal of Applied Econometrics* 21: 703–25.

Jenkins, R. (2011). "The 'China Effect' on Commodity Prices and Latin American Export Earnings". *Cepal Review* (103): 73–87.



Kilian, L. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market". *American Economic Review* 99(3): 1053–69.

Kilian, L. y B. Hicks (2012). "Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 2003–2008?" *Journal of Forecasting*. Volume 32, Issue 5: 385–395

Kilian, L. y C. Vega (2008). "Do Energy Prices Respond to U.S. Macroeconomic News? A Test of the Hypothesis of Predetermined Energy Prices". International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve System N°957.

López, E., F. Meneses y V. Riquelme (2009). "Elasticidades de Precios de Productos Básicos Relevantes para la Economía Chilena". *Economía Chilena* 12(3): 103–16.

López, E. y V. Riquelme (2010). "Auge, Colapso y Recuperación de los Precios de Materias Primas entre 2002 y 2010: ¿Qué hay detrás?" *Economía Chilena* 13(2): 129–45.

Mincer, J. y V. Zarnowitz (1969). "The Evaluation of Economic Forecasts." En *Economic Forecasts and Expectations*, editado por J. Mincer. Nueva York, NY: National Bureau of Economic Research.

Park, C. y F. Zhai (2007). "Asia's Imprint on Global Commodity Markets". *Minerals and Energy - Raw Materials Report* 22(1): 18–47.

Pesaran, H. y Y. Shin (1997). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economic Letters* 58(1): 17–29.

Pistelli, A. (2012). "Análisis de Sesgos y Eficiencia en Proyecciones de Consensus Forecasts". *Economía Chilena* 15(1): 98–104.

Roache, S.K. (2012). "China's Impact on World Commodity Markets". IMF Working Paper N°12/115.

Streifel, S. (2006). "Impact of China and India on Global Commodity Markets Focus on Metals and Minerals and Petroleum". Mimeo, Development Prospects Group, Banco Mundial.

United Nations Conference on Trade and Development, Unctad. (2005). *Trade and Development Report*.

## APÉNDICE A

### CUADRO A1

#### Test de eficiencia en las proyecciones de Mincer y Zarnowitz (1969)\*

Economías	Estados Unidos	Eurozona	Japón	China
Estadístico $F$	1,552	2,129	0,723	1,195
Grados de libertad	(2,136)	(2,136)	(2,136)	(2,136)
Probabilidad	0,216	0,123	0,487	0,306

Fuente: Estimación del autor con datos de *Consensus Economics*.

\*Se estima la siguiente regresión:  $P_t^o - P_{t-1}^o = \alpha + \beta P_{t-1}^o + \mu_t$ , donde  $P_t^o$  es el crecimiento en el período  $t$  según se definió en la ecuación (1). Se reporta el test de Wald sobre la hipótesis nula de eficiencia, la cual implica que  $\alpha = 0$  y  $\beta = 0$ . Entre paréntesis se reportan los errores estándares robustos según el estimador de Newey-West.



## APÉNDICE B

CUADRO B1

### Autocorrelación serial de revisión en proyecciones de crecimiento

Economías	Estados Unidos	Eurozona	Japón	China
Constante	-0,006 (0,004)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,002 (0,002)
Revisión del período anterior	0,316*** (0,082)	0,677*** (0,062)	0,500*** (0,075)	0,334*** (0,081)
$R^2$	0,10	0,47	0,25	0,11

Fuente: Estimación del autor con datos de *Consensus Economics*.

\*\*\* Significativo al 1%. Error estándar entre paréntesis.

## APÉNDICE C

### Gráficos C1

#### Función impulso respuesta del modelo VAR a un *shock* en producción industrial mundial



Fuente: Estimaciones del autor.



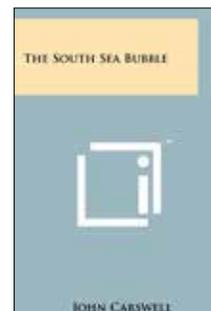
## REVISIÓN DE LIBROS

---

### COMENTARIO AL LIBRO "THE SOUTH SEA BUBBLE"

de John Carswell

Primera edición: 1959. The Cresset Press, Londres.



Elías Albagli\*

La burbuja del South Sea Company (SSC) es un episodio clásico en la historia de crisis financieras. Contextualizada a principios del siglo XVIII, la compañía emerge como una solución al problema de la deuda británica acumulada en sucesivas guerras con Francia, y la reciente campaña militar en España por la guerra de sucesión.

En septiembre de 1711, el SSC recibió la aprobación real para comenzar sus operaciones, las cuales se dividían en una parte comercial y una parte financiera. La primera consistía en el derecho al monopolio del comercio de bienes y esclavos con las colonias españolas de América del sur. La parte financiera se basaba en el intercambio de deuda de la corona por acciones de la empresa. Los ingresos de la compañía consistían, por lo tanto, en sus utilidades del comercio, así como el pago del intereses por parte de la corona en aquellos bonos que hubiesen sido cambiados por acciones. Dichos ingresos serían pagados como dividendos a los nuevos accionistas que hubieran cambiado sus bonos.

En principio, el arreglo tenía el potencial de generar beneficios tanto para la corona, como para los tenedores de bonos. Como parte del arreglo, la corona comenzaría a pagar menores intereses por las anualidades existentes a la compañía. Por el lado de los acreedores, si bien recibirían menores intereses si cambiaban sus bonos por acciones del SSC, sus dividendos crecerían en la medida que la parte comercial del negocio prosperase.

Como de costumbre, el diablo estuvo en los detalles. El SSC tuvo que ofrecer al gobierno a principios de 1720 incentivos adicionales para adjudicarse la consolidación exclusiva de la deuda (su principal rival era el Banco de Inglaterra). Como referencia, el monto total de la deuda a consolidar era de £31,5 millones. El SSC ofreció pagar al gobierno de forma adicional un monto de £7,5 millones en los primeros dos años, un pago anual de £40.000, además de rebajar la tasa de interés cobrada por la deuda a solo 4% (las obligaciones previas estaban pactadas a tasas considerablemente mayores). Para llevar a cabo dichas operaciones, la compañía podía emitir como máximo 31.500 acciones. Pero el verdadero número de acciones a emitir, así como el precio al cual serían intercambiadas por bonos, no estaba especificado. Por ejemplo, si la empresa cambiaba la totalidad de las acciones a los valores de mercado de £126 con que cerró el año 1719, el intercambio de la deuda podía dejar un excedente de casi £8 millones, suficiente para pagar el "soborno" a la corona y dejar algo de utilidades extras.

---

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

Los términos específicos del intercambio fueron ambiguos no por casualidad o falta de visión, sino por los incentivos que tenían los directores de la compañía y los miembros del gobierno y del parlamento involucrados en la transacción. Si el precio de conversión era más alto, la empresa podría emitir menos acciones y dejar mayores utilidades para los directores y su “círculo de amigos”. Como documenta Carswell, este círculo involucraba al ministro del tesoro, el ministro de finanzas, el embajador inglés en España, varios miembros del parlamento, y según especula el autor, hasta el mismo rey Jorge I —gobernador (honorario) de la compañía— y su hijo el príncipe de Gales. Dicho círculo de amigos recibió desde el comienzo lo que en finanzas modernas se entendería como *call options*: ganancias por cada libra en que el precio superase cierta meta (por supuesto, estas opciones eran regaladas, no vendidas al círculo de amistades). El propósito de esta campaña de sobornos era precisamente alinear los incentivos con legisladores e inversionistas, de manera que todos ganaran en la medida en que el precio de la acción subiera. Incluso para los tenedores de bonos, la subida de precio era atractiva: siempre que la conversión se realizara por debajo del precio de mercado, los acreedores podían intercambiar sus bonos y realizar una utilidad inmediata.

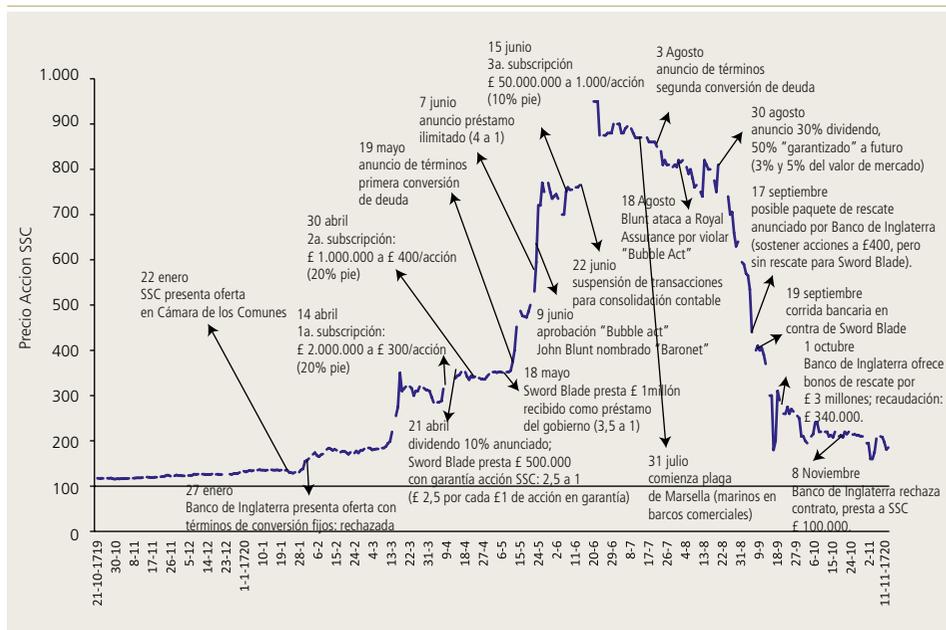
John Blunt, el director y artífice máximo del negocio financiero de la compañía, utilizó también otros métodos para impulsar el precio de la acción previo a la conversión por bonos. Para facilitar la compra, el SSC solo requería un modesto pie (entre 10 y 20%) para vender acciones. Esto hacía más fácil la especulación, ya que muchos compradores esperaban revender a otros especuladores antes del pago de la siguiente cuota. Otra medida utilizada fue el otorgamiento de préstamos por medio del *Sword Blade Company* (SBC), el banco asociado al SSC. El SBC prestaba en múltiplos de entre tres y cuatro veces el precio de la acción, por cada acción del SSC que un inversionista depositara en dicho banco. Además de aumentar la demanda por acciones (ya que no se otorgaban préstamos con otra garantía que no fuera la acción del SSC), la medida también limitaba la oferta, ya que el SBC retiraba del mercado las acciones dejadas en garantía. Por ejemplo, a un precio de la acción de £300, solo hacía falta pagar £30 por acción, dinero que podía ser financiado por un préstamo de SBC por hasta £900. Por último, y para evitar alimentar la compra de acciones de otras compañías con el dinero del SBC, John Blunt consiguió por medio de su círculo de amistades parlamentarias la aprobación el *Bubble Act*, que exigía certificación real para cada empresa que quisiera cotizar en bolsa.

¿Cuál era el valor fundamental de la acción del SSC? El comercio con las colonias del sur fue un desastre desde un comienzo. Ninguno de los ejecutivos del SSC tenía experiencia ni interés alguno en la parte real del negocio, la cual es considerada por Carswell y otros historiadores como una pantalla para el ángulo financiero de SSC. Esto dejaba como ingreso casi exclusivo el pago de intereses de la deuda de la corona. Pero, dadas las rebajas de tasas y el regalo de £7,5 millones al gobierno para adjudicarse la consolidación, el valor de mercado de los flujos futuros netos de la compañía era menor que el valor inicial de la deuda a consolidar. En otras palabras, justificar un valor de la acción de incluso £100 requería una visión no poco optimista del lado comercial de la compañía en el largo plazo.

¿A qué niveles llegó el precio de la acción? La figura siguiente muestra el precio de la acción del SSC, recaudada en frecuencia diaria por Frehen, Goetzmann, y Rouwenhorst (2009), junto con cronología de los eventos (elaboración propia a base de los acontecimientos descritos por Carswell). La figura sugiere la manipulación maestra de Blunt. Para mejorar aún más el precio que logró la primera suscripción el 21 de abril, la compañía anunció un dividendo de 10% (del valor libro de £100 por acción), y de forma simultánea ofreció el primer préstamo a cambio de garantía de sus propias acciones (intermediado por el SBC), el cual fue seguido de un préstamo mayor aun en mayo 18, justo antes de anunciar los términos de la primera conversión de bonos.

## La burbuja del South Sea Company

### Hechos destacados



Fuente: Elaboración del autor.

Durante este período, el precio saltó de £300 a poco más de £800, lo que corresponde sin duda a uno de los episodios de ganancias bursátiles mas espectaculares en la historia de las finanzas (el SSC representaba poco más de la mitad de la capitalización bursátil de Inglaterra en la época). La acción del SSC logró su apogeo en poco menos de £1.000 durante julio de 1720. De ahí en adelante el colapso fue rápido y brutal. En agosto vencieron las primeras cuotas de la primera subscripción de acciones efectuada en abril (que habían sido compradas con 80% a crédito). Para financiar su pago, es probable que muchos especuladores se hayan visto forzados a vender parte de sus acciones de la compañía. Otro hecho interesante ocurrido durante ese mes fue que Blunt acusó a la compañía *Royal Exchange Assurance* de violar el *Bubble Act*, lo que hizo caer el precio de estas acciones. Aunque Carswell no le da mayor importancia a este último evento, otros autores argumentan que los inversionistas afectados por la caída de la acción de *Assurance* también se vieron obligados a vender acciones del SSC para hacer frente a sus deudas.

Pero probablemente el episodio más significativo según Carswell fue simplemente el anuncio del 30 de agosto de 1720. Sin ningún apego a la realidad, Blunt anunció un dividendo de 30% sobre el valor libro de la acción para ese año, y un dividendo *garantizado* de 50% en el futuro. Probablemente debe de haberle parecido ridículo al mercado que una compañía que solo había tenido pérdidas en su comercio pudiera garantizar semejantes ganancias a futuro. Mucho peor aún, dichos dividendos correspondían ¡solo a un 3 y un 5% como fracción

del precio corriente de la acción! Inmediatamente a continuación, el precio de la acción se desplomó, y la ruina para la compañía y los accionistas fue total e irremediable, a pesar de los vanos esfuerzos del Banco de Inglaterra por rescatar la situación.

El libro de Carswell tiene dos méritos principales. Primero, impresiona su conocimiento de la historia y los motivos de cada uno de los personajes involucrados, así como su agudo análisis de cómo la situación política dio pie a la farsa y estafa en gran escala del SSC. Segundo, su estilo narrativo novelesco es extremadamente efectivo, pues logra absorber al lector en una historia apasionante, algo difícil de lograr en un tema financiero de complejidad no menor. La combinación de estos elementos hace del libro de Carswell una lectura altamente recomendable.



## REFERENCIAS

---



Frehen, R.G.P., W.N. Goetzmann, y K.G. Rouwenhorst (2013). "New Evidence on the First Financial Bubble". *Journal of Financial Economics* 108(3): 585–607.





## REVISIÓN DE PUBLICACIONES

---

DICIEMBRE 2014

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

---

Cashin P., K. Mohaddes y M. Raissi (2014). "Fair Weather or Foul? The Macroeconomic Effects of El Niño". Cambridge Working Papers in Economics N°1418.

Chávez, R. y C. García (2014). "Ciclo Económico y Reforma Tributaria en Fases: Experiencia de la Economía Chilena". Documento de Investigación N°299, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Correa, J., C. Ferrada, P. Gutiérrez y F. Parro (2014). "Effects of Fiscal Policy on Private Consumption: Evidence from Structural-Balance Fiscal Rule Deviations". *Applied Economics Letters* 21(10-12): 776–81.

Elbadawi, I., K. Schmidt-Hebbel y R. Soto (2014). "Why Do Countries Have Fiscal Rules?". Documento de Trabajo N°452, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Ffrench-Davis, R. y R. Heresi (2014). "La Economía Chilena frente a la Crisis Financiera: Respuestas Contracíclicas y Desafíos Pendientes". Documento de Trabajo N°393, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

\*Fuentes, F. y C. García (2014). "Ciclo Económico y Minería del Cobre en Chile". Documento de Investigación N°301, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Guarin, A., A. González, D. Skandails y D. Sánchez (2014). "An Early Warning Model for Predicting Credit Booms Using Macroeconomic Aggregates". *Ensayos sobre Política Económica* 32(73): 77–86.

Jean, S., N. Mulder y M. Ramos (2014). "A General Equilibrium, Ex-post Evaluation of the EU-Chile Free Trade Agreement". *Economic Modelling* 41(0): 33–45.

Klemm, A. (2014). "Fiscal Policy in Latin America over the Cycle". IMF Working Papers N°14/59.

Messina, J. y L. Gambett (2014). "Evolving Wage Cyclicity in Latin America". Policy Research Working Paper Series N°6978, Banco Mundial.

---

**Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL**

---

Bonilla, A. (2014). "External Vulnerabilities and Economic Integration: Is the Union of South American Nations a Promising Project?" *Journal of Economic Development* 39(2): 97–131.

Camacho, M. y G. Pérez-Quiroz (2014). "Commodity Prices and the Business Cycle in Latin America: Living and Dying by Commodities?" *Emerging Markets Finance and Trade* 50(2): 110–37.

Duran, I. y M. Ryan (2014). "Spillover Effects from Inward FDI on the Exporting Decisions of Chilean Manufacturing Plants". *Journal of Industry, Competition and Trade* 14(3): 393–414.

Hales, A. y A. Mollick (2014). "The Impact of ADR Activity on Stock Market Liquidity: Evidence from Latin America". *Quarterly Review of Economics and Finance* 54(3): 417–27.

Hegerty, S. (2014). "Interest-Rate Volatility and Volatility Transmission in Nine Latin American Countries". *Applied Financial Economics* 24(13-15): 927–37.

\*McQuoid, A. y L. Rubini (2014). "Trade Costs and Markups". Documento de Trabajo N°454, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

---

**Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA**

---

Aslan, C. y D. Duarte (2014). "How Do Countries Measure, Manage, and Monitor Fiscal Risks Generated by Public-Private Partnerships? Chile, Peru, South Africa, Turkey". Policy Research Working Paper Series N°7041, Banco Mundial.

Jiang, L. y Y. Zhu (2014). "Effects of Foreign Institutional Ownership on Foreign Bank Lending: Some Evidence for Emerging Markets". *International Review of Finance* 14(2): 263–93.

\*Kast, F. y D. Pomeranz (2014). "Saving More to Borrow Less: Experimental Evidence from Access to Formal Savings Accounts in Chile". NBER Working Paper N°20239.

Opazo, L., C. Raddatz y S. Schmukler (2014). "Institutional Investors and Long-term Investment: Evidence from Chile". Policy Research Working Paper Series N°6922, Banco Mundial.

---

**Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

---

Basso, L. y H. Silva (2014). "Efficiency and Substitutability of Transit Subsidies and Other Urban Transport Policies". *American Economic Journal: Economic Policy* 6(4): 1–33.

\*Edwards, S. y A. García (2014). "Constitutional Rights and Education: An International Comparative Study". NBER Working Paper N°20475.

Dutz, M., S. O'Connell y J. Troncoso (2014). "Public and Private Investments in Innovation Capabilities: Structural Transformation in the Chilean Wine Industry". Policy Research Working Paper Series N°6983, Banco Mundial.



Ffrench-Davis, R. (2014). "Neoestructuralismo y Macroeconomía para el Desarrollo". Documento de Trabajo N°391, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Ffrench-Davis, R., (2014). "Is Chile a Model for Economic Development?" Documento de Trabajo N°392, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Hausmann, R., C. Hidalgo, D. Stock y M.A. Yildirim (2014). "Implied Comparative Advantage". John F. Kennedy School of Government, Harvard University Working Paper Series N°RWP14-003.

Nishida, M., A. Petrin y S. Polanec (2014). "Exploring Reallocation's Apparent Weak Contribution to Growth". *Journal of Productivity Analysis* 42(2): 187–210.

Saravia, A., C. Machicado y F. Rioja (2014) "Productivity, Structural Change and Latin American Development". *Review of Development Economics* 18(3): 610–24.

---

#### Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

---

Anaya, K. y M. Pollitt (2014). "Does Weather Have an Impact on Electricity Distribution Efficiency? Evidence from South America". *Cambridge Working Papers in Economics* N°1424.

Cáceres, J. y E. Giolito (2014). "The Impact of Age of Entry on Academic Progression". Documento de Investigación N°304, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Carneiro, P., E. Galasso y R. Ginja (2014). "Tackling Social Exclusion: Evidence from Chile". *CEPR Discussion Papers* N°9950.

Comerio, M. (2014). "Disaster Recovery and Community Renewal: Housing Approaches". *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research* 16(2): 51–68.

Engel, E. y A. Galetovic (2014). "Urban Transport: Can Public-Private Partnerships Work ?" *Policy Research Working Paper Series* N°6873, Banco Mundial.

Espinosa, J., J. Friedman y C. Yévenes (2014). "Adverse Shocks and Economic Insecurity: Evidence from Chile and Mexico". *Review of Income and Wealth* 60(0): S141–58.

Fink, C., C. Helmers y C. Ponce (2014). "Trademarks Squatters: Theory and Evidence from Chile". Documento de Investigación N°305, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

\*Grau, N., D. Hojman, C. Labra y A. Mizala (2014). "Destructive Creation: School Turnover and Educational Attainment". Documento de Trabajo N°396, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Neudorfer, P. y J. Dresdner (2014). "Does Religious Affiliation Affect Migration?" *Papers in Regional Science* 93(3): 577–94.

Pardo, C. y W. Schott (2014). "Health Insurance Selection in Chile: A Cross-sectional and Panel Analysis". *Health Policy and Planning* 29(3): 302–12.

Raveau, S., Z. Guo, J. Muñoz y N. Wilson (2014). "A Behavioural Comparison of Route Choice on Metro Networks: Time, Transfers, Crowding, Topology and Socio-demographics". *Transportation Research: Part A: Policy and Practice* 66(0): 185–95.

Ross, L. y D. Pelletiere (2014). "Chile's New Rental Housing Subsidy and Its Relevance to U.S. Housing Choice Voucher Program Reform," *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research* 16(2): 179–91.

Sánchez, A. (2014). "Policies for Making the Chilean Labour Market More Inclusive". OECD Economics Department Working Paper N°1117.

Vale, L., S. Shamsuddin, G. Shomon, A. Gray y K. Bertumen (2014). "What Affordable Housing Should Afford: Housing for Resilient Cities". *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research* 16(2): 21–49.

## RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

---

### Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

---

\*Fuentes, F. y C. García (2014). "Ciclo Económico y Minería del Cobre en Chile". Documento de Investigación N°301, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

El presente artículo endogeniza la oferta de cobre, incorporando la demanda por insumos el sector minero correspondiente a otros bienes de la economía, en específico bienes intermedios, y a energía, en un modelo macroeconómico estándar de equilibrio general (DSGE) para una muestra 2003-2013. La estimación del modelo revela que un aumento de 1% del precio del cobre causa un aumento de 0,16% en el PIB en cinco años. La principal contribución del estudio es mostrar que si se considera al sector minero integrado al resto de la economía, en vez de suponer que es un enclave, como usualmente se hace, los efectos del precio del cobre sobre la economía chilena por lo menos se duplican.

\*McQuoid, A. y L. Rubini (2014). "Trade Costs and Markups". Documento de Trabajo N°454, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

We explore the effects of trade costs on markups by building a new model consistent with three stylized facts: exporters charge higher markups, markups increase when starting to export, and domestic and foreign sales are negatively correlated, which suggests decreasing returns. We calibrate the model to Chilean data, and simulate reductions in trade costs. Most markups increase along the intensive margin, and unambiguously decline along the extensive margin. This follows from prices adjusting less than marginal costs, which increase with output but decline as trade costs fall, resulting in pro-competitive effects on new exporters, but anti-competitive effects for incumbent exporters.

---

### Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

---

\*Kast, F. y D. Pomeranz (2014). "Saving More to Borrow Less: Experimental Evidence from Access to Formal Savings Accounts in Chile". NBER Working Paper N°20239.

Poverty is often characterized not only by low and unstable income, but also by heavy debt burdens. We find that reducing barriers to saving through access to free savings accounts decreases participants' short-term debt by about 20%. In addition, participants who experience an economic shock have less need to reduce consumption, and subjective well-being improves significantly. Precautionary savings and credit therefore act as substitutes in providing self-insurance, and participants prefer borrowing less when a free formal savings account is available. Take-up patterns suggest that requests by others for participants to share their resources may be a key obstacle to saving.



---

**Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO**

---

\*Edwards, S. y A. García (2014). "Constitutional Rights and Education: An International Comparative Study". NBER Working Paper N°20475.

We investigate whether the inclusion of social rights in political constitutions affects social performance. More specifically, we analyze whether including the right to education in the constitution has been related to better "educational outcomes." We rely on data for 61 countries that participated in the 2012 PISA tests. Our results are strong and robust to the estimation technique: we find that there is no evidence that including the right to education in the constitution has been associated with higher test scores. The quality of education depends on socioeconomic, structural, and policy variables, such as expenditure per student, the teacher-pupil ratio, and families' background. When these covariates are excluded, the relation between the strength of constitutional educational rights and the quality of education is negative and statistically significant. These results are important for emerging countries that are discussing the adoption of new constitutions, such as Thailand and Chile.

---

**Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS**

---

\*Grau, N., D. Hojman, C. Labra y A. Mizala (2014). "Destructive Creation: School Turnover and Educational Attainment". Documento de Trabajo N°396, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

In this paper we analyze the effect of school entry and exit in the Chilean market oriented educational system. During the period 1994-2012 nearly 2,150 schools closed (more than 2,800 if pre-K and kindergarten centers are included): nearly one-fifth of the current stock of schools. Close to 3,800 new schools entered the school system, mostly voucher private schools. Given this significant school turnover we estimate the potential "productivity gains" associated to market's creative destruction dynamics by studying its impact on standardized achievement tests. We find that, at the municipality level, school turnover predicts only minor changes in school performance after controlling for parents socioeconomic status. Finally, we estimate the potential educational costs of this dynamics, trying to identify the causal effect of school closure on grade repetition and high school dropout rates. Using a large panel of individual student data that contains academic achievement and socio-demographic controls, we identify a causal effect of school closures on grade retention and school dropouts. School exit is associated with a 50 per cent increase in the probability of grade repetition (2.5 percentage points) and a 79 per cent increase the probability school dropout in tenth grade (1.1 percentage points).



# 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 la publicación Cuentas Nacionales de Chile).
- Aplicación de la Ley 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley 600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual. (Desde la edición 2012 solo en versión digital).
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 19.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. (Desde la edición de julio del 2013 solo en versión digital).
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- 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. 1981-2008. 2009. (Edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law 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 de Chile: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. (Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital).
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2003.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2008.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. (Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 50.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 733.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Noviembre 2011.
- 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°s 50 al 107.
- 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 Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. (Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital).
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013 solo en versión digital).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. (Edición en español y en inglés).
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. (Disponible solo en versión digital).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. (Edición en español e inglés. Disponible solo en versión digital).
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario. (Edición en español. (Desde el 2013, disponible solo en versión digital).
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. (Edición en español disponible solo en versión digital).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- 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).
- Investigación al Día. 2012. (Edición trimestral en español disponible solo en versión digital).
- Invertiendo 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. (Edición en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006 (Disponible solo en versión digital).
- 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. (Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. (Edición 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.
- Publicaciones Académicas. (Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible solo en versión digital).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. (Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. (Edición en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. (Desde la edición 2012, solo en versión digital).

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:  
Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.

---

# 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](mailto:bcch@bcentral.cl)

Teléfono: (56) 22670 2888

Los precios incluyen costos de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

---

### Macroeconomic and Financial Stability: Challenges For Monetary Policy

Sofía Bauducco, Lawrence Christiano, Claudio Raddatz, eds.

The interaction between policy making and research has never been closer, with policy drawing on research and research being driven by policy experience. This volume epitomizes the link at its best and represents the best of the crop of recent thinking on monetary policy, financial stability, economic growth and the links between them.

Hyun Song Shin, BIS

Tapa dura, 502 pp. Ch\$ 15.000, US\$40.

---

### Capital Mobility and Monetary Policy

Miguel Fuentes D., Claudio E. Raddatz, Carmen E. Reinhart, eds.

Monetary theory is just beginning to wake up from a long slumber in which financial issues were largely ignored. This is worrisome because these issues are in a state of flux, and new crises cannot be discounted. Fortunately, this timely book comes to the rescue by focusing on empirical, theoretical and policy issues that involve capital flows and credit markets. The authors are well-seasoned researchers, and spare no resources in bringing the reader to the cutting edge of the field. I enthusiastically recommend this book to all interested parties, especially policymakers.

Guillermo Calvo, Professor of Economics, International and Public Affairs, Columbia University

Tapa dura, 432 pp. Ch\$15.000, US\$40.

---

### Fiscal Policy and Macroeconomic Performance

Luis Felipe Céspedes, Jordi Galí, eds.

"Can fiscal policy get us quickly out of Great Recessions like the one we just had? Should we aggressively use fiscal stimuli or be prudent? How and how quickly do we reduce large deficits? What are the long run costs of large debts? These are some of the fundamental questions that this volume discusses with breath of coverage and depth of analysis. A first rate group of contributors deliver an essential reading for those interested in the fundamental theoretical and empirical issues in public finance".

Alberto Alesina, Harvard University

Tapa dura, 466 pp. Ch\$ 15.000, US\$40.

#### INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores el trabajo con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Debe incluir, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos del autor. Los trabajos se deben enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o por vía electrónica a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl). También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista.

#### INVITACIÓN A ENVIAR RESÚMENES DE TRABAJOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar títulos y resúmenes de trabajos sobre la economía chilena para ser publicados en la sección de resúmenes. Deberán estar digitalizados y en español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras).

Es necesario incluir, además, los datos del autor y una copia del trabajo. Estos se deben enviar a Editor de Revisión de Publicaciones, Revista ECONOMÍA CHILENA, Agustinas 1180, Santiago, Chile o por vía electrónica a [rec@bcentral.cl](mailto:rec@bcentral.cl).

#### SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 (US\$50\*) por año (3 números), \$4.000 (US\$20\*) por número.

(\*) Incluye despacho por vía aérea.

**CORRECTOR:** DIONISIO VIO U.

**DIAGRAMACIÓN:** MARU MAZZINI

**IMPRESIÓN:** QUADGRAPHICS CHILE S.A.

<http://www.bcentral.cl/estudios/revista-economia/>



BANCO CENTRAL  
DE CHILE

**ECONOMÍA CHILENA** Diciembre 2014 volumen 17 N.º3