



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 12 - Nº2 / AGOSTO 2009

ARTÍCULOS

**Estabilidad Financiera, Política Monetaria
y Banca Central: Una Introducción**

Rodrigo Alfaro A. / Rodrigo Cifuentes S.

**Riesgo Financiero y Política Monetaria:
Una Aplicación para Chile**

Dale Gray / Carlos García T.

Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L.

Riesgo Financiero de los Hogares

Marcelo Fuenzalida C. / Jaime Ruiz-Tagle V.

**Efectos Derrame en los Mercados
de Valores del Continente Americano**

Francis X. Diebold / Kamil Yilmaz

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Paridad Cubierta de Tasas de Interés de Largo Plazo en Chile

Nicolás Álvarez H. / Luis Opazo R.

**Modelo de Corto Plazo
para Proyectar el Empleo de la Construcción**

Ari Aisen / Ingrid Jones J.

**Fluctuaciones Macroeconómicas
y Comportamiento de las Empresas en Chile**

Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L. / Darío Zúñiga G.

REVISIÓN DE LIBROS

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

El objetivo de *ECONOMÍA CHILENA* es ayudar a la divulgación de resultados de investigación, preferentemente aquella realizada en el Banco Central de Chile 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, finanzas internacionales y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia División de 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

Luis Felipe Céspedes (*Banco Central de Chile*)

Miguel Fuentes (*Banco Central de Chile*)

EDITOR INVITADO

Rodrigo Alfaro (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Pablo Pincheira (*Banco Central de Chile*)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Mauricio Calani (*Banco Central de Chile*)

COMITÉ EDITORIAL

Patricio Arrau (*GERENS*)

Carlos Budnevich (*Budnevich & Asociados*)

Agustín Carstens (*Secretario de Hacienda y Crédito Público de México*)

José De Gregorio (*Banco Central de Chile*)

Sebastián Edwards (*U. of California at Los Angeles*)

Eduardo Engel (*Yale University*)

Nicolás Eyzaguirre (*Fondo Monetario Internacional*)

Ricardo Ffrench-Davis (*Universidad de Chile*)

Juan Andrés Fontaine (*Fontaine, Ihnen y Asociados*)

Guillermo Le Fort (*Le Fort Economía y Finanzas*)

Felipe Morandé (*Universidad de Chile*)

Andrew Powell (*Universidad Torcuato Di Tella*)

Renzo Rossini (*Banco Central de la Reserva del Perú*)

José Darío Uribe (*Banco de la República de Colombia*)

Andrés Velasco (*Ministerio de Hacienda*)

EDITORA ASISTENTE

Mariana García (*Banco Central de Chile*)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (*Banco Central de Chile*)

REPRESENTANTE LEGAL

Juan Esteban Laval (*Banco Central de Chile*)

El contenido de la revista *ECONOMÍA CHILENA*, así como los análisis y conclusiones que de este 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 está indexada en *Social Science Citation Index*, *Social SciSearch* y *Journal Citation Report/Social Sciences Edition*. Es una publicación ISI desde 2008



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 12 - Nº2 / AGOSTO 2009

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos	3
Resúmenes en inglés (Abstracts)	4
Artículos	
<i>Estabilidad Financiera, Política Monetaria y Banca Central: Una Introducción</i> Rodrigo Alfaro A. / Rodrigo Cifuentes S.	5
<i>Riesgo Financiero y Política Monetaria: Una Aplicación para Chile</i> Dale Gray / Carlos García T. Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L.	11
<i>Riesgo Financiero de los Hogares</i> Marcelo Fuenzalida C. / Jaime Ruiz-Tagle V.	35
<i>Efectos Derrame en los Mercados de Valores del Continente Americano</i> Francis X. Diebold / Kamil Yilmaz	55
Notas de Investigación	
<i>Paridad Cubierta de Tasas de Interés de Largo Plazo en Chile</i> Nicolás Álvarez H. / Luis Opazo R.	67
<i>Modelo de Corto Plazo para Proyectar el Empleo de la Construcción</i> Ari Aisen / Ingrid Jones J.	77
<i>Fluctuaciones Macroeconómicas y Comportamiento de las Empresas en Chile</i> Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L. / Darío Zúñiga G.	83
Revisión de Libros	
<i>Animal Spirits</i> de George A. Akerlof y Robert J. Shiller Joseph Ramos Q.	97
<i>The Myth of the Rational Market: A History of Risk, Reward, and Delusion on Wall Street</i> de Justin Fox Augusto Castillo R.	101
Revisión de Publicaciones	
Catastro de publicaciones recientes	105
Resúmenes de artículos seleccionados	107

RESÚMENES DE TRABAJOS

ESTABILIDAD FINANCIERA, POLÍTICA MONETARIA Y BANCA CENTRAL: UNA INTRODUCCIÓN

Rodrigo Alfaro A. / Rodrigo Cifuentes S.

Este trabajo muestra un resumen integrado de los trabajos presentados en la duodécima Conferencia Anual del Banco Central de Chile “Estabilidad Financiera, Política Monetaria y Banco Central”, realizada en noviembre de 2008 y por aparecer compilados en un libro de próxima publicación. Los trabajos, que incluyen aspectos tanto teóricos como empíricos, aportan elementos para el manejo de la estabilidad financiera en un contexto de integración financiera global.

RIESGO FINANCIERO Y POLÍTICA MONETARIA: UNA APLICACIÓN PARA CHILE

Dale Gray / Carlos García T. / Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L.

Este estudio construye un modelo para la vulnerabilidad del sector financiero y lo integra a un marco macroeconómico de uso común en el análisis de política monetaria. La principal interrogante que se espera responder con el modelo integrado es si los bancos centrales deberían o no incluir en forma explícita el indicador de estabilidad financiera en la función de reacción de la tasa de interés de política monetaria. Los resultados indican que, en general, la inclusión de la distancia a la insolvencia (dtD) de la banca en la función de reacción del banco central reduce tanto la inflación como la volatilidad del producto. Además, los resultados son robustos a distintas calibraciones del modelo. En efecto, es más eficiente incluir la variable dtD en la función de reacción cuando el coeficiente de traspaso del tipo de cambio es mayor y cuando la vulnerabilidad financiera tiene un mayor efecto en el tipo de cambio y en el PIB (o, a la inversa, un mayor efecto del PIB en el patrimonio bancario, que aquí denominamos endogeneidad).

VULNERABILIDAD FINANCIERA DE LOS HOGARES

Marcelo Fuenzalida C. / Jaime Ruiz-Tagle V.

La vulnerabilidad financiera de los hogares determina el riesgo de no pago de sus deudas. La estabilidad financiera podría verse afectada por el comportamiento de los hogares bajo condiciones macroeconómicas difíciles. La vulnerabilidad financiera de los hogares depende de su nivel de endeudamiento y de la fragilidad de sus fuentes de ingreso y su capacidad de cumplir sus obligaciones financieras. La principal fuente de incertidumbre proviene de la generación de ingreso laboral, esencialmente determinada por el desempleo. La heterogeneidad del endeudamiento y de la incertidumbre en materia de ingreso exige un análisis microeconómico. Este artículo utiliza un análisis de sobrevivencia con datos de panel para estimar la probabilidad de los individuos de perder el empleo. Utilizando métodos semiparamétricos, se encuentra heterogeneidad significativa en el impacto del desempleo agregado a nivel de individuos. Se realizan simulaciones de Monte Carlo para el estrés financiero de los hogares y luego para estimar la deuda agregada en riesgo en escenarios de alto desempleo. Dado que la mayor parte de la deuda corresponde a quienes cuyo ingreso es menos vulnerable, se concluye que un alto nivel de desempleo no tiene efectos significativos sobre la estabilidad financiera.

EFFECTOS DERRAME EN LOS MERCADOS DE VALORES DEL CONTINENTE AMERICANO

Francis X. Diebold / Kamil Yilmaz

Utilizando un método reciente para medir los efectos derrame (spillovers) en los mercados financieros, ofrecemos un análisis empírico de los derrames de retornos y volatilidades en cinco mercados de valores del continente americano: Argentina, Brasil, Chile, México y EE.UU. Los resultados indican que los efectos derrame, tanto de los retornos como de las volatilidades, varían ampliamente. Sin embargo, los primeros tienden a evolucionar en forma gradual, mientras que los segundos muestran claros estallidos que suelen corresponder en gran medida a acontecimientos económicos.

ABSTRACTS

FINANCIAL STABILITY, MONETARY POLICY AND CENTRAL BANKING: AN OVERVIEW

Rodrigo Alfaro A. / Rodrigo Cifuentes S.

This overview presents an integrated summary of the works presented at the twelfth annual conference of the Central Bank of Chile, Financial Stability, Monetary Policy and Central Banking, held in November 2008 and to be compiled into a forthcoming book. The works, that include both theoretical and empirical aspects, contribute elements for financial stability management within the context of global financial integration.

INCORPORATING FINANCIAL SECTOR RISK INTO MONETARY POLICY MODELS: APPLICATION TO CHILE

Dale Gray / Carlos García T. / Leonardo Luna B. / Jorge E. Restrepo L.

This paper builds a model of financial sector vulnerability and integrates it into a macroeconomic framework, typically used for monetary policy analysis. The main question to be answered with the integrated model is whether or not the central bank should include explicitly the financial stability indicator in its monetary policy (interest rate) reaction function. It is found in general, that including distance-to-default (dtd) of the banking system in the central bank reaction function reduces both inflation and output volatility. Moreover, the results are robust to different model calibrations. Indeed, it is more efficient to include dtd in the reaction function with higher coefficient of exchange rate pass through, and with a larger impact of financial vulnerability on the exchange rate, as well as on GDP (or the reverse, there is more effect of GDP on bank's equity—i.e., what we call endogeneity).

HOUSEHOLDS' FINANCIAL VULNERABILITY

Marcelo Fuenzalida C. / Jaime Ruiz-Tagle V.

Households' financial vulnerability determines households' default risk. Financial stability could be affected by households' behavior under stressful macroeconomic conditions. Households' financial vulnerability depends on their indebtedness levels and on the fragility of their income sources to be able to fulfill their obligations. The main source of households' uncertainty comes from labor income generation, which is critically determined by unemployment. Heterogeneity of indebtedness levels and of income uncertainty calls for microeconomic analysis. This paper uses panel data survival analysis to estimate the probability of job loss at the individual level. Using semi-parametric methods, a significant heterogeneity is found for the impact of aggregate unemployment among individuals. Monte Carlo simulations are run to assess households financial stress and then to estimate aggregate debt at risk under high unemployment rate scenarios. Since the majority of debt is held by those with lower levels of income vulnerability, it is found that financial stability is not significantly affected by high unemployment levels.

EQUITY MARKET SPILLOVERS IN THE AMERICAS

Francis X. Diebold / Kamil Yilmaz

Using a recently-developed measure of financial market spillovers, we provide an empirical analysis of return and volatility spillovers among five equity markets in the Americas: Argentina, Brazil, Chile, Mexico and the U.S. The results indicate that both return and volatility spillovers vary widely. Return spillovers, however, tend to evolve gradually, whereas volatility spillovers display clear bursts that often correspond closely to economic events.

ESTABILIDAD FINANCIERA, POLÍTICA MONETARIA Y BANCA CENTRAL: UNA INTRODUCCIÓN

Rodrigo Alfaro A.*
Rodrigo Cifuentes S.**

I. INTRODUCCIÓN

El avance de los sistemas financieros en las últimas décadas ha tenido un especial impacto en el desarrollo de contratos de transferencia de riesgo entre inversionistas. Estos últimos, apoyados en complejos contratos financieros, han podido aumentar la frontera de posibilidades de inversión, generando complejas interconexiones. Esto ha sido acompañado de un aumento significativo del grado de integración financiera global, lo que ha facilitado la propagación y expansión de los *shocks* financieros.

La crisis financiera por la que atravesamos es una muestra de dicha sensibilidad. Iniciada en febrero del 2007 con el anuncio de *Freddie Mac*¹ de su intención de reducir el riesgo del portafolio de hipotecas a través de cesar la compra de créditos riesgosos. A lo cual se agrega en abril la declaración de bancarrota de una de las compañías líderes en el mercado de hipotecas *subprime*. Ambos eventos daban cuenta del fin del auge inmobiliario en la economía americana y posteriormente también revelaron la fragilidad financiera de este mercado. Durante el año, otras compañías estadounidenses relacionadas con el sector inmobiliario se declararon en bancarrota. En Europa, entretanto, se registraban problemas similares en algunos intermediarios financieros. En septiembre se autorizó la provisión adicional de liquidez para *Northern Rock* por parte del Banco de Inglaterra, dando cuenta de la existencia de una burbuja inmobiliaria en los países desarrollados.

La propagación de esta crisis hipotecaria a otras entidades financieras fue impulsada por el uso de

paquetes securitizados, los que podían ser sacados de balance, generando una aparente reducción de su riesgo de crédito. Estos paquetes fueron extremadamente atractivos para otros inversionistas dado que, por un lado, las agencias clasificadoras les asignaban bajos niveles de riesgo mientras que, por otro lado, existía un bajo costo de financiamiento gracias al extenso período de política monetaria expansiva. De este modo, la crisis hipotecaria se potenció como una crisis financiera global y los instrumentos financieros asociados a dichas hipotecas pasaron a ser activos tóxicos, los que, debido a la complejidad de su estructura, fueron difíciles de valorar ante la caída del precio del activo subyacente.

Durante el 2008 se produjeron cierres de intermediarios financieros ligados al sector hipotecario, que afectaron también a instituciones financieras con posible impacto sistémico. Esto motivó a la Reserva Federal (Fed) y al Tesoro de EE.UU. a tomar medidas extraordinarias, como fueron las facilidades crediticias para la adquisición de Bear Stearns por parte de JP Morgan y el aumento de las líneas de crédito para *Fannie Mae* y *Freddie Mac*. Adicionalmente, la Fed amplió la lista de colaterales aceptados para la extensión de liquidez. A mediados de septiembre, un nuevo evento financiero movió todos los indicadores de fragilidad, y el banco de inversión *Lehman Brothers* se declaraba en bancarrota. Esto generó una crisis de confianza que casi secó el mercado interbancario, debido a que no existía certeza sobre la liquidez y solvencia de las contrapartes involucradas. Posteriormente a esta quiebra, la Fed proporcionó amplios fondos a la aseguradora *American International Group* (AIG)

* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile.
E-mail: ralfaro@bcentral.cl

** Gerente de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile.
E-mail: rcifuent@bcentral.cl

¹ Las agencias de créditos hipotecarios Federal National Mortgage Association y Federal Home Loan Mortgage Corporation son conocidas como *Fannie Mae* y *Freddie Mac*, respectivamente.

para garantizar su funcionamiento. Dado el número de interconexiones de AIG, un eventual colapso de la aseguradora habría provocado un problema de liquidez sistémico. Tras dicho evento, tanto la Reserva Federal como el Tesoro norteamericano generaron un plan de recuperación de la banca, medida que ha sido replicada en otras economías industrializadas.

A raíz de esta crisis, se abrió el debate respecto de las políticas macro-prudenciales y del rol que cumplen las autoridades monetarias e internacionales. Preguntas sobre la implementación de estas políticas implican entender cuáles son los indicadores de alerta temprana, sobre qué información se basan y cuáles son sus propiedades. Del mismo modo, la medición de la importancia sistémica de una institución financiera permite escoger entre distintas acciones de política. La comprensión de estos elementos permite mejorar el marco de supervisión de las instituciones financieras para poder hacer frente a una crisis con prontitud y eficiencia.

La duodécima Conferencia Anual del Banco Central de Chile “Estabilidad Financiera, Política Monetaria y Banca Central”, realizada en Santiago el 6 y 7 de noviembre de 2008, fue una instancia propicia para poner en discusión los indicadores de alerta temprana teniendo como fondo la crisis financiera. En esta conferencia no sólo se presentó material teórico y empírico que apoyaba tanto el análisis de riesgo por parte de instituciones como el efecto de las interconexiones de los mercados financieros, sino que se dio la oportunidad de contextualizar estas herramientas en la coyuntura de la crisis financiera, generando de paso, una crítica sobre las posibles debilidades de la regulación vigente. Este artículo resume los principales temas tratados en la conferencia.

II. ANÁLISIS DE RIESGO

Desde el punto de vista de una institución financiera —y en particular de un banco— existe un complejo balance entre la toma de riesgos, derivada de las múltiples alternativas de inversión, y la adecuada provisión de capital que asegure a los depositantes o contrapartes que se cuenta con respaldo suficiente para afrontar los compromisos levantados. En el caso de los bancos, los organismos reguladores han

reconocido que el mayor riesgo del giro bancario corresponde también al más antiguo de todos, que es el riesgo de crédito. Este se deriva de la cesación de pagos de la contraparte acreedora. También como parte del negocio de manejo de portafolio, los bancos se encuentran afectados por el riesgo de mercado, el cual corresponde al deterioro de una posición en una unidad de cuenta, como acciones, monedas o tasas de interés. Junto al riesgo operacional, derivado del ejercicio del negocio bancario, estos riesgos han sido considerados en la regulación a través del primer pilar del acuerdo de Basilea II. Este se refiere a un requerimiento mínimo de capital para los bancos que considera los riesgos medidos a través de métodos estandarizados, o utilizando mediciones de riesgos internas.

1. Riesgo de Crédito

El análisis del riesgo de crédito requiere de una estructura estadística de análisis. En lo que se refiere a probabilidad de incumplimiento, destaca el trabajo de Merton (1974) quien supone que la firma tiene activos riesgosos, por lo que su valor bursátil corresponde al valor de una opción de compra cuyo precio de ejercicio es el monto de la deuda de la institución valorado a la tasa libre de riesgo. De esta forma, el modelo permite extraer el valor de mercado de los activos y su volatilidad (Duffie y Wang, 2004). Alternativamente, Crouhy, Galai y Mark (2000) utilizan el lema de Ito para relacionar la volatilidad de los activos con la volatilidad del valor de mercado de la firma, formando un sistema de ecuaciones no lineales que permite obtener el valor de mercado de los activos y su volatilidad.² Un estadístico relevante en este análisis es la Distancia a la Insolvencia (DI), entendida como el número de desviaciones estándares a las que el valor del activo se encuentra por sobre el valor de la deuda. Bajo el modelo de Merton (1974) se encuentra también la probabilidad de no pago medida bajo la distribución normal hasta el negativo de la DI.

² Byström (2007) presenta una simplificación de la DI en la que: (1) el factor de tendencia es pequeño y (2) la probabilidad de no pago es cercana a cero. Bajo estos supuestos, la DI queda definida por el grado de apalancamiento de la firma y la volatilidad de su valor bursátil, lo que permite obtenerla directamente de información de balance y de bolsa sin necesidad de resolver el sistema de ecuaciones.

Debido a que el modelo se basa en valoración de opciones, se le ha denominado Análisis de Derechos Contingentes (CCA, por su sigla en inglés) y ha resultado ser exitoso a nivel de instituciones individuales (Duffie y Wang, 2004). Por otra parte la naturaleza de la valoración de opciones hace que la probabilidad de no pago derivada de la DI sea calculada bajo el supuesto de riesgo neutral.³

Por otra parte, KMV (2001) modifica la DI para que la probabilidad de no pago obtenida del modelo se asemeje a la distribución histórica del incumplimiento. Para ello, utilizan el cociente de Sharpe que permite corregir el efecto de tendencia y emplea funciones de probabilidad más generales que la normal. Estas medidas son comercializadas por Moody's KMV bajo el nombre de Frecuencias Esperadas de No Pago (EDF por su sigla en inglés). Estas medidas han sido exitosas en la predicción de insolvencia de las firmas y también presentan capacidad predictiva en variables reales (Gilchrist, Yankov y Zakrajsek, 2008).

En la conferencia, Dale Gray, Robert Merton y Zvi Bodie discuten cómo extender el CCA para distintos sectores de la economía, como son: corporativo, financiero, hogares y soberano (gobierno y autoridades monetarias). Los autores establecen cuáles son las transferencias de riesgos relevantes y desarrollan a partir de ellas un procedimiento para el desarrollo de pruebas de tensión macroeconómicas que afecten la estabilidad financiera medida a través de la solvencia del sistema bancario. Gray y Malone (2008) desarrollan el modelo de CCA revisando los casos de Tailandia durante la crisis asiática y de Brasil durante el 2002. Blavy y Souto (2009) utilizan EDF de bancos para establecer un modelo macro-financiero para el sistema bancario mexicano. Los autores encuentran una fuerte relación entre la tasa de interés doméstica y las EDF, las cuales además activan la alerta temprana de situaciones de inestabilidad financiera. Para el caso de Chile, Dale Gray, Carlos García, Leonardo Luna y Jorge Restrepo presentan un modelo macroeconómico dinámico pequeño que incluye la medida de distancia a la insolvencia del sistema bancario. Los autores confirman que la presencia de elementos dinámicos no lineales determina trayectorias de shocks más extensas que los modelos tradicionales tipo VAR.⁴ Adicionalmente, exploran las consecuencias en volatilidad del producto y de la inflación cuando

la regla de Taylor considera el riesgo del sistema a través de un desalinamiento de la distancia a la insolvencia. Mediante simulaciones, se concluye que la consideración de este factor en la política monetaria reduce la volatilidad del producto y de la inflación.

Un camino más estructurado presentan Marcelo Fuenzalida y Jaime Ruiz-Tagle, quienes estudian el riesgo de los hogares utilizando la Encuesta de Protección Social (EPS) y la Encuesta Financiera de Hogares (EFH). La EPS contiene las historias laborales de cada individuo del hogar que pertenece a la fuerza laboral. Con dicha información, los autores proponen un modelo de duración del desempleo para caracterizar la principal fuente de ingreso del hogar: la remuneración laboral. Los resultados muestran que, a mayor nivel de educación, menor la probabilidad de perder el empleo. Por otra parte, la EFH es una iniciativa del Banco Central de Chile que se basa en la Encuesta Financiera de Familias realizada por el Banco de España (Bover, 2004). El propósito de la EFH es caracterizar la deuda de los hogares chilenos, por lo que su diseño muestral presenta un sobremuestreo de los hogares de los quintiles con mayores ingresos y su cuestionario es altamente detallado en lo que se refiere a deudas. Sobre la base de los resultados del modelo de duración de empleo obtenido con EPS, los autores aplican ejercicios de tensión a los hogares encuestados en la EFH 2007 y consideran hogares en riesgo a aquellos que presentan un cociente de carga financiera sobre ingreso superior a 75% y cuyo nivel de gasto se ubica 20% por sobre el ingreso total del hogar. Bajo este concepto, el 9.5% de los hogares encuestados se encuentra en dicha situación, con 16% de la deuda total. Los ejercicios de tensión realizados muestran que un aumento de la tasa de desempleo genera un aumento menos que proporcional de la deuda total en riesgo.

³ Debido a que la tasa de libre de riesgo es menor que el retorno del activo entonces esta probabilidad debe ser ajustada para reflejar esta mayor distancia a la insolvencia. Zurita (2007) utiliza esta metodología para predecir quiebras de empresas nacionales. El autor encuentra que el CCA entrega probabilidades de quiebra mucho más altas que las observadas empíricamente.

⁴ Similares resultados obtienen Alfaro, Calvo y Oda (2008) quienes consideran la dinámica de agregados bancarios en un VAR no lineal. Misina y Tessier (2008) consideran que un elemento fundamental en los modelos a ser usados en pruebas de tensión es su componente no lineal que permite capturar de mejor forma la dinámica de eventos extremos.

2. Interconexiones

Un segundo elemento en el análisis de riesgo está formado por las interconexiones entre las distintas instituciones involucradas. Esto puede ser explicado por componentes tanto financieros como reales. En el primer grupo consignamos los efectos de derrame generados entre mercados financieros los que han dado origen a la literatura de contagio ampliamente desarrollada en las anteriores crisis financieras, las cuales tuvieron su origen en mercados en desarrollo y se distribuyeron a otras economías emergentes. La medición estadística de contagio se ha desarrollado a partir del trabajo de King y Wadhvani (1990) quienes exploraron las implicancias estadísticas de medir el traspaso de volatilidad entre mercados bursátiles. En esta línea, el artículo de Forbes y Rigobon (2002) introduce el concepto de contagio como un efecto por sobre la dinámica propia de los mercados financieros.

En la conferencia, Francis Diebold y Kamil Yilmaz utilizan la descomposición de varianza de un modelo VAR para capturar los efectos de derrame que se observaron en los mercados bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, México y EE.UU. Los autores identifican a través de este índice los principales eventos de turbulencia ocurridos desde 1994 al 2008. Sus resultados muestran que la actual crisis financiera presenta efectos similares a los observados en la crisis asiática o en la mejicana. Beirne y otros (2008) presentan evidencia estadística que los efectos de derrame se incrementan durante períodos de turbulencia financiera. Esto sería coherente con la evidencia empírica que durante estos períodos se observan efectos de derrame de economías desarrolladas hacia algunas economías emergentes. Es posible que dichas economías sean precisamente las que tienen menos fortalezas financieras, por lo que además evidencian mayores niveles de volatilidad.

En términos de análisis de contagio en redes, Prasanna Gai y Sujit Kapadia proponen un modelo de redes en el que es posible separar la probabilidad de contagio en una red de su potencial impacto en el sistema. Los autores discuten en este contexto la observación de Cifuentes, Ferrucci y Shin (2005) de que un mayor grado de conectividad en una red le da a esta una mayor capacidad para absorber el *shock*, pero a la vez,

más canales por los cuales este se puede transmitir. Esto, en algunos casos, genera un daño en el sistema mayor que en un caso de menor conectividad. Por otra parte, David Aikman, Piergiorgio Alessandri, Bruno Eklund, Prasanna Gai, Sujit Kapadia, Elizabeth Martin, Nada Mora, Gabriel Sterne y Matthew Willison presentan el proyecto RAMSI que agrega a un modelo de contagio por riesgo de crédito y valoración, riesgo de liquidez de financiamiento. En particular, proponen un criterio para incorporar diversa información de balance de instituciones financieras y de mercado para determinar el acceso de los intermediarios a financiamiento de mercado. El modelo representa un avance importante en el instrumental disponible para ejercicios de tensión al sistema financiero.⁵

En lo que se refiere a riesgo de crédito agregado de una cartera de activos riesgosos, es importante considerar las dependencias entre acreedores. En esta línea, el trabajo de Vasicek (1987) presenta una solución sencilla que permite obtener, bajo un portafolio atomizado, una probabilidad de no pago “corregida” por las dependencias entre acreedores. El modelo supone que los retornos estandarizados de cada activo pueden ser explicados por un factor común y otro idiosincrásico. Adicionalmente, considera una correlación promedio entre los retornos de dichos activos, lo que permite corregir la probabilidad de no pago. Crouhy, Galai y Mark (2005) discuten sobre la aplicación del modelo en la propuesta de riesgo de crédito de Basilea, por el cual es posible establecer los requerimientos de capital para grupos de créditos.

Alternativamente, se han utilizado cópulas para la modelación conjunta del riesgo (Cherubini, Luciano y Vecchiato, 2004; Li, 2000). Las cópulas permiten generar funciones de distribución conjunta basadas en las distribuciones univariadas de cada activo y en medidas de dependencias de estos. Esto permite realizar el análisis de riesgo en dos etapas: primero para cada uno de los créditos o instituciones, y luego para el portafolio o sistema relacionado. Por esta razón, se dice que el análisis con cópulas tiene el “doble” de grados de libertad debido a que un analista

⁵ Jara, Luna y Oda (2008) presentan una discusión sobre escenarios de riesgo para la banca chilena.

puede trabajar diversas funciones de distribución univariadas y luego obtener análisis multivariado utilizando varias cópulas.

Miguel Segoviano y Charles Goodhart presentan un trabajo sobre medidas de estabilidad del sistema bancario estadounidense, utilizando para ello mediciones univariadas obtenidas de los precios de mercado de los CDS de los bancos y una cópula no paramétrica (CIMDO) que colapsa esta información a nivel de bancos considerando la máxima entropía. Los CDS permiten extraer información de la probabilidad de no pago bajo riesgo neutral y pueden ser considerados superiores, en términos de información, a los EDF cuando el mercado de derivados es profundo. Singh y Spackman (2009) proponen utilizar estas medidas en conjunto con tasas de recuperación aleatorias, lo que daría señales más adecuadas bajo eventos de tensión. Por otra parte, CIMDO no requiere la parametrización de medidas de dependencia de no pago de los bancos como *kendall* o *spearman*, por lo que presenta ciertas ventajas por sobre las cópulas paramétricas.

Finalmente, el análisis de riesgo ha sido abordado por la teoría macroeconómica a través de fricciones financieras, las que se introducen dentro de modelos de equilibrio general. Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999) presentan un modelo que considera un costo de financiamiento externo para la firma que está por sobre la tasa libre de riesgo. Dicha diferencia se debe al costo de agencia de generar un contrato de crédito para la firma. El artículo de Ethan Cohen-Cole y Enrique Martínez-García incluye los requerimientos de capital para los bancos incrementando esta diferencia por el efecto de balance de los bancos. Los autores sugieren que las autoridades monetarias pueden utilizar este efecto para suavizar el ciclo económico generado por el posible aumento del costo de agencia.

III. LA CRISIS FINANCIERA

La reciente crisis financiera presenta importantes desafíos en términos del diseño de la regulación. En esta línea, Gary Schinasi propone su artículo presentado en la conferencia un marco regulatorio que genere los incentivos apropiados y establezca reglas claras. El autor considera que el actual marco

falla en la excesiva confianza que se le adjudica al manejo de riesgo privado y a la disciplina de mercado. Por otra parte, Claudio Borio fundamenta su discusión sobre las dificultades de establecer una política adecuada cuando la autoridad observa indicadores de fragilidad incompletos y/o de manera rezagada.

En una línea distinta los artículos de Dimitrios Tsomocos y Charles Goodhart y Claudio Bordo presentan propuestas para entender la actual crisis financiera. En particular, Tsomocos y Goodhart se basan en un modelo de agentes heterogéneos a nivel tanto de individuos como de bancos. Los resultados muestran que la política monetaria puede ayudar a mitigar los efectos de iliquidez de los mercados financieros, resultado similar al encontrado por Kiyotaki y Moore (1997), y que las provisiones bancarias podrían cumplir un rol durante eventos de poca liquidez. Por otra parte, Michael Bordo revisa críticamente en su artículo para la conferencia los principales hitos de la crisis financiera. El autor argumenta que el impulso de las burbujas financieras que generan los ciclos económicos tiene su origen en el otorgamiento de crédito. Sus conclusiones apuntan a que las lecciones de la actual crisis fortalecerán el mercado bancario americano y reforzarán la convicción de que la coordinación y la eficacia de los agentes reguladores son elementos cruciales ante estas situaciones extremas.

REFERENCIAS

- Alfaro, R., D. Calvo y D. Oda (2008). "Riesgo de Crédito de la Banca" Documento de Trabajo N°503, Banco Central de Chile.
- Beirne, J., G. Caporale, M. Schulze-Ghattas y N. Spagnolo (2008). "Volatility Spillovers and Contagion from Mature to Emerging Stock Markets." Documento de Trabajo, Fondo Monetario Internacional.
- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." En *New Approaches to Monetary Economics*, editado por J. Taylor y M. Woodford. Cambridge, R.U.: Cambridge University Press.
- Blavy, R. y M. Souto (2009). "Estimating Default Frequencies and Macrofinancial Linkages in Mexican Banking Sector." Documento de Trabajo, Fondo Monetario Internacional.

- Bover, O. (2004). "Encuesta Financiera de las Familias Españolas (EFF): Descripción y Métodos de la Encuesta de 2002." Documentos Ocasionales N° 0409, Banco de España.
- Byström, H. (2007). "Merton for Dummies: A Flexible Way of Modeling Default Risk." Documento de Trabajo, University of Technology, Sydney, Australia.
- Cherubini, U., E. Luciano y W. Vecchiato (2004). *Copula Methods in Finance*: John Wiley & Sons, Ltd.
- Cifuentes, R, G. Ferrucci y H. Shin (2005). "Liquidity Risk and Contagion." *Journal of the European Economic Association* 3(2): 556-66.
- Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2000) *Risk Management*, McGraw-Hill, New York
- Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2005). "The Use of Internal Models: Comparison of the New Basel Credit Proposal with Available Internal Models for Credit Risk." En *Capital Adequacy Beyond Basel*, editado por H. Scott. Oxford University Press.
- Duffie, D. y K. Wang (2004). "Multi-Period Corporate Failure Prediction with Stochastic Covariates." NBER Working Paper N°10743.
- Forbes, K. y R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements." *Journal of Finance* 57(5): 2223-61.
- Gilchrist, S., V. Yankov y E. Zakrajsek (2008). "Credit Market Shocks and Economic Fluctuations: Evidence from Corporate Bond and Stock Markets." Seminarios de Macroeconomía y Finanzas, Banco Central de Chile.
- Gray, D. y S. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. Wiley Finance Series.
- Jara, A., L. Luna y D. Oda (2008). "Pruebas de Tensión de la Banca en Chile." *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre 2007, Banco Central de Chile.
- King, M. y S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(1): 5-33.
- Kiyotaki, N. y J. Moore (1997). "Credit Cycles." *Journal of Political Economy* 105: 211-48.
- KMV (2001) *Modeling Default Risk*. KMV Corporation.
- Li, D. (2000). "On Default Correlation: A Copula Function Approach." *Journal of Fixed Income* 9: 43-54.
- Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29: 449-70.
- Misina, M. y D. Tessier (2008). "Non-Linearities, Model Uncertainty, and Macro Stress Testing." Documento de Trabajo N°30, Bank of Canada.
- Singh, M. y C. Spackman (2009). "The Use (and Abuse). of CDS Spreads During Distress." Documento de Trabajo, Fondo Monetario Internacional.
- Vasicek, O. (1987). "Probability of Loss on Loan Portfolio." White Paper, KMV Corporation.
- Zurita, F. (2007). "La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas." *Economía Chilena* 11(1): 93-116.

RIESGO FINANCIERO Y POLÍTICA MONETARIA: UNA APLICACIÓN PARA CHILE*

Dale Gray**
Carlos García T.***
Leonardo Luna B.****
Jorge E. Restrepo L.*****

I. INTRODUCCIÓN

En este artículo se investiga si los modelos de política monetaria deben incluir indicadores de estabilidad financiera (IEF),¹ dado que la economía y las tasas de interés afectan el riesgo de crédito del sector financiero, y que el sector financiero afecta la economía. Más concretamente, ¿deberían los bancos centrales incluir explícitamente un indicador de estabilidad financiera en la regla de tasa de interés o función de reacción de política monetaria? La alternativa sería reaccionar solo en forma indirecta al riesgo financiero mediante la respuesta de la tasas de interés a la inflación y a la brecha del PIB, puesto que estas variables ya incluirían los efectos de los factores financieros en la economía.² Con el propósito de responder la pregunta se construye un modelo de vulnerabilidad del sector financiero que luego se integra en un modelo macroeconómico estándar, normalmente utilizado para analizar la política monetaria.

La integración del análisis de la vulnerabilidad del sector financiero en los modelos macroeconómicos es un tema importante y de creciente interés para las autoridades económicas, tanto en los países desarrollados como en las economías emergentes. Sin embargo, los modelos de política monetaria y los de estabilidad financiera, por su misma naturaleza, usan marcos conceptuales muy diferentes. Los modelos de política monetaria son utilizados por los bancos centrales para comprender los mecanismos de transmisión de la tasa de interés a las variables macroeconómicas como la inflación, el producto o el tipo de cambio. Por otra parte, el cálculo preciso

del efecto de *shocks* a la vulnerabilidad financiera de los bancos requiere tanto de un modelo de riesgo del sector bancario como de una metodología tratable para simular los efectos de estos *shocks* sobre diversas medidas de riesgo.

Los indicadores de estabilidad financiera basados en información de mercado resumen lo que ocurre con el canal del crédito y la transmisión del riesgo de crédito de prestatarios en dificultades. Dichos indicadores contienen información acerca de la condición financiera del sector bancario que está relacionada con la cantidad de crédito otorgado y los efectos posibles o esperados de este en la economía real y en el PIB (expansión del crédito y el acelerador financiero”).³ Los indicadores de estabilidad financiera basados en información de mercado también capturan la solidez de los bancos cuando los prestatarios entran en mora durante una turbulencia económica, lo que reduce el valor de la deuda riesgosa, y entonces el valor de los activos bancarios experimenta disminuciones al tiempo que aumenta su volatilidad. Esto es un reflejo de las condiciones económicas de los prestatarios y

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de los asistentes a la XII Conferencia anual del Banco Central de Chile y la traducción al castellano de Consuelo Edwards. Los autores son los únicos responsables por las opiniones aquí expresadas y por cualquier error remanente.

** Departamento de Mercados de Capital y Monetarios del FMI. E-mail: DGray@imf.org.

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

**** Transelec. Email: lluna@transelec.cl

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

¹ El IEF que se usa aquí es un indicador derivado de información de mercado y contiene las expectativas futuras de los agentes. Por tanto, no debe confundirse con las proporciones típicamente utilizadas en contabilidad como indicadores de estabilidad financiera.

² También se podría diseñar una alternativa en la que el banco central solo reaccionara directamente al riesgo financiero siempre que el indicador de estabilidad financiera superara un límite predeterminado.

³ Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999) introducen fricciones financieras en un modelo de ciclos económicos reales.

de la economía real en general (nótese que cuando el sector bancario está bajo estrés, el valor de los activos y también del patrimonio es menor y su volatilidad es mayor).

Entre las diferentes opciones de indicadores de estabilidad financiera basados en información de mercado, en este documento se utilizará una medida de distancia a la insolvencia (o al incumplimiento) (*dtl*) del sistema bancario, que es un indicador del riesgo de los bancos calculado con base en el análisis de derechos contingentes (CCA), herramienta desarrollada en finanzas.

La base de CCA es que los pasivos de una entidad financiera o de una empresa derivan su valor de activos que son estocásticos. La variación (volatilidad) esperada de los activos en un horizonte futuro —en relación con la promesa de pago de las obligaciones— proporciona una medida del riesgo de entrar en dificultades financieras. Así, CCA se usa frecuentemente para calcular la probabilidad de que una entidad (en nuestro caso bancos, pero también empresas o incluso gobiernos) incumpla sus obligaciones. Debido al foco explícito en el riesgo y en la probabilidad de no pago, y su relación con los precios de mercado de los activos, el análisis CCA tiene muchas ventajas. Los datos de activos y valores, por naturaleza, incorporan la visión de futuro (expectativas) del mercado, que, por el contrario, está ausente en los indicadores tradicionales de riesgo bancario, como los coeficientes de morosidad y las provisiones realizadas para cubrir préstamos impagos. La alta frecuencia de las observaciones, al menos para los valores transados en bolsa y la tasa de interés, permite una actualización más rápida de las medidas de riesgo que la información disponible solo con frecuencia mensual o trimestral. Los indicadores de riesgo financiero CCA se calculan para bancos individuales, y luego pueden agregarse para construir indicadores de estabilidad de todo el sistema financiero.

El sistema CCA, con el que se construye un indicador de estabilidad de todo el sistema bancario, se modela simultáneamente con un modelo macroeconómico dinámico y estocástico de cinco ecuaciones utilizado para analizar la política monetaria en Chile. El modelo macro fue realizado en el Banco Central de Chile cuando se empezaron a utilizar las metas

de inflación en el 2000 (García, Herrera y Valdés, 2002), y es muy semejante al modelo propuesto por Berg, Karam y Laxton (2006a; 2006b) como un modelo útil en la práctica para el análisis de la política monetaria en economías pequeñas y abiertas. Como se ha señalado en la literatura, “en la nueva síntesis keynesiana, se ha producido una convergencia entre modelos empíricamente útiles como los tipo IS/LM desarrollados en instituciones donde se diseña la política económica y los modelos de equilibrio general que modelan explícitamente la formación de expectativas y están basados en sólidos fundamentos microeconómicos”.⁴

Dicho modelo macro consiste específicamente en una ecuación para la brecha del PIB (*IS*), otra para la inflación (curva de Phillips u oferta agregada), una ecuación para el tipo de cambio (paridad de tasas de interés), una curva de rendimiento que relaciona las tasas de interés de corto y largo plazo y, por último, la función de reacción del banco central (regla de Taylor). En efecto, la principal herramienta de manejo macroeconómico es la tasa de interés de corto plazo fijada por el banco central como una reacción a las desviaciones de la inflación de su meta y del PIB de su nivel de tendencia o potencial (Taylor, 1993). Cabe señalar que la mayoría de las ecuaciones incluyen expectativas, es decir, incorporan explícitamente en el lado derecho los niveles esperados de las variables dependientes. Por otra parte, el modelo converge a un estado estacionario bien definido por la reacción de las autoridades monetarias a los diferentes *shocks*.

Además de las ecuaciones del modelo macro, se incluye un módulo de CCA, el cual interactúa con las ecuaciones de las variables macroeconómicas de varias maneras. Por ejemplo, en la brecha del PIB se incluye *dtl* como un indicador del riesgo de crédito y se examina si el coeficiente de esta variable es significativo o no. Este es un primer paso para obtener una mejor comprensión de cómo el riesgo de crédito del sector financiero afecta al PIB. Asimismo, *dtl* también afecta el riesgo país y el tipo de cambio. Por otra parte, la tasa de interés y el PIB afectan el nivel y la volatilidad del patrimonio de los bancos.

⁴ Berg, Karam y Laxton (2006), página 3.

Por último, con el fin de evaluar la conveniencia de incluir indicadores de riesgo en la función de reacción de la autoridad monetaria, se construyen gráficos de fronteras de eficiencia con puntos que combinan volatilidades de la inflación y del PIB. Esto se hace una vez que la economía es perturbada por *shocks* estocásticos generados por una función de distribución normal y también con diferentes calibraciones de algunos parámetros. En general, se concluye que es eficiente incluir *dtđ* en la función de reacción, porque así el banco central es capaz de reducir la volatilidad de la inflación y del PIB. En efecto, es eficiente que la tasa de interés reaccione no solo a lo que ocurre con la inflación y el PIB sino también a la evolución de los riesgos financieros, porque un *shock* negativo a los precios de los activos y la liquidez puede generar una crisis crediticia con consecuencias negativas sobre todo el sistema financiero y la producción en general.⁵

En la sección II se explican los conceptos que dan origen al CCA y el *dtđ*, y se describen los datos utilizados en el análisis. En la sección III se presenta el modelo macroeconómico, así como las ecuaciones necesarias para simular *dtđ*, que se incluirá en el modelo macro. En la sección IV se presentan los resultados de las simulaciones y, por último, la sección V incluye las conclusiones y presenta posibles áreas de investigación futura.

II. MEDIDAS DE RIESGO DEL ANÁLISIS DE DERECHOS CONTINGENTES

1. Antecedentes

Esta sección introduce el enfoque de los derechos contingentes (CCA), que utiliza información prospectiva para construir indicadores de riesgo para el sistema bancario, y tiene importantes implicaciones macroeconómicas, como quedará explicado en la tercera sección. Este enfoque aporta una metodología que combina información del balance con herramientas de manejo financiero y de riesgo, de uso generalizado para construir balances contables a valor de mercado que reflejan mejor los riesgos subyacentes. Estos balances contables ajustados por riesgos utilizan *herramientas de fijación de precios de opciones* para valorizar las obligaciones, las cuales

se modelan como derechos sobre activos estocásticos. Además, se pueden utilizar para derivar un conjunto de indicadores de riesgo, como la distancia a la insolvencia, que pueden servir como barómetros del riesgo de las empresas, la vulnerabilidad del sistema financiero y el riesgo soberano.

Un derecho contingente es todo activo financiero cuyo pago futuro depende del valor de otro activo. El prototipo de pasivo contingente es la opción —el derecho a comprar o vender el activo subyacente a un precio de ejercicio preestablecido antes de una fecha definida. Un *call* es una opción de compra, un *put* es una opción de venta, y el valor de ambas depende del precio del activo que se opta por comprar o vender. El análisis de los pasivos contingentes es una generalización de la teoría de fijación de precios de opciones ideada por Black y Scholes (1973) y Merton (1973). Desde 1973 se ha aplicado la metodología de precios de opciones a una amplia variedad de derechos contingentes. En este artículo nos centramos en su aplicación al análisis del riesgo crediticio y las garantías contra el riesgo de incumplimiento, así como en sus conexiones con las fluctuaciones macroeconómicas y financieras.

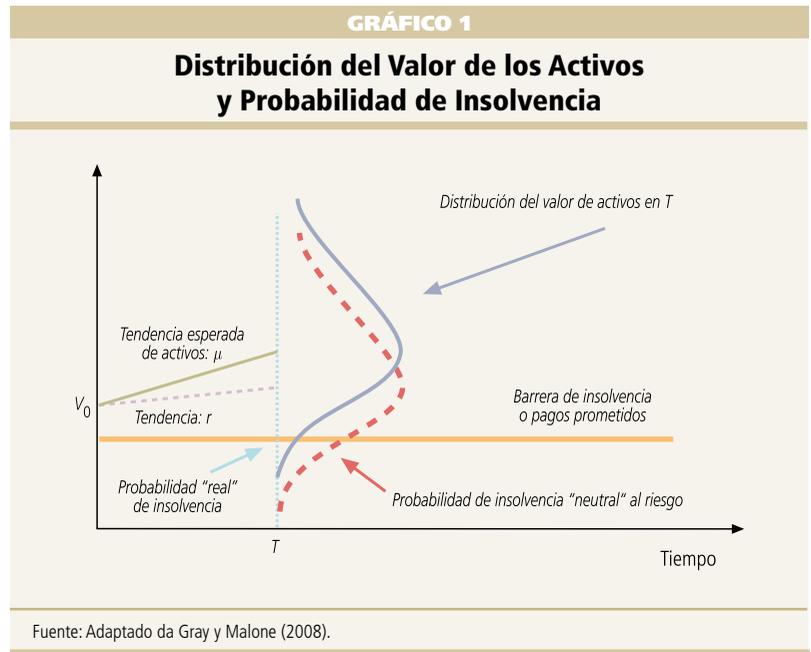
El enfoque de derechos contingentes se basa en tres principios: (i) el valor de los pasivos se deriva de los activos; (ii) los pasivos tienen prioridades distintas (*senior* y *junior*); y (iii) los activos siguen un proceso estocástico. Los pasivos consisten en obligaciones *senior* (como deuda *senior* o con prioridad de pago), subordinados (como deuda subordinada) y obligaciones *junior* (como acciones o derechos con última prioridad de pago). Para un banco, a medida que decrece el valor total de sus activos, su deuda con otras instituciones se hace más riesgosa y baja de valor, en tanto que los premios por riesgo crediticio sobre su deuda riesgosa aumentan.

El riesgo del balance es la clave para desentrañar el riesgo de crédito y la probabilidad de crisis. La insolvencia ocurre cuando los activos no alcanzan para servir la deuda, o sea, cuando los activos caen por debajo de un límite que comprende el valor total

⁵ Por otro lado, un *dtđ* muy grande podría reflejar burbujas de precio de activos, que suelen tener finales amargos.

de los pasivos de la empresa. Cambios inciertos en el valor futuro de los activos en relación con los pagos de deuda comprometidos originan el riesgo de insolvencia. El gráfico 1 ilustra las relaciones esenciales. La incertidumbre sobre el valor del activo se representa por una distribución de probabilidades en el horizonte T . Al final del período, el valor de los activos puede superar los pagos comprometidos, indicando que es posible servir la deuda o quedarse corto y llevar a la insolvencia. El área de la distribución (gráfico 1) bajo el nivel de pagos comprometido es la “real” probabilidad de insolvencia. La distribución de la probabilidad de retornos al activo utilizada para valorizar los pasivos contingentes no es la distribución “verdadera” sino la “ajustada por riesgo” o “neutral al riesgo”, que sustituye la tasa de interés libre de riesgo por el retorno real esperado en la distribución. Esta distribución libre de riesgo es la línea punteada del gráfico 1 con tasa de retorno esperado de r , la tasa libre de riesgo. Por tanto, la probabilidad de insolvencia “ajustada por riesgo” calculada usando la distribución “neutral al riesgo” es mayor que la verdadera probabilidad de insolvencia para todos los activos cuyo retorno esperado efectivo (μ) es mayor que la tasa libre de riesgo r , es decir, hay un premio por riesgo positivo.⁶

El cálculo de la probabilidad efectiva de insolvencia escapa al campo del modelo CCA/Merton, pero se puede estimar combinando dicho modelo con un modelo de equilibrio de retornos esperados de los activos subyacentes, con el fin de producir cálculos coherentes de los retornos esperados de todos los derivados, condicionales al retorno esperado del activo. No es necesario conocer el retorno esperado para usar los modelos CCA/Merton si se busca calcular el valor o el riesgo, pero sí es necesario este dato para la calibración de las probabilidades efectivas. El valor de los activos en el momento t es $A(t)$. El proceso de retorno sobre el activo es $dA/A = \mu_A dt + \sigma_A \varepsilon \sqrt{t}$, donde μ_A es la tasa de tendencia o retorno al activo, σ_A es igual a la desviación estándar del retorno al activo, y ε está normalmente distribuido, con media cero y varianza unitaria.



La insolvencia ocurre cuando el valor de los activos cae hasta niveles iguales o inferiores a los compromisos de pago, B_t . Por tanto B , es el precio al cual se ejerce la opción. La probabilidad de insolvencia es la probabilidad de que $A_t \leq B_t$:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(A_t \leq B_t) &= \text{Prob} \left(A_0 \exp \left[\begin{matrix} (\mu_A - \sigma_A^2/2)t \\ + \sigma_A \varepsilon \sqrt{t} \end{matrix} \right] \leq B_t \right) \\ &= \text{Prob} (\varepsilon \leq -d_{2,\mu}) \end{aligned}$$

Dado que el *shock* se distribuye normalmente, $\varepsilon \sim N(0,1)$, la probabilidad “efectiva” de insolvencia es $N(-d_{2,\mu})$, donde $d_{2,\mu} = [\ln(A_0/B_t) + (\mu_A - \sigma_A^2/2)t] / \sigma_A \sqrt{t}$ es la distancia a la insolvencia con una tendencia de μ_A y $N(\bullet)$ es la función de distribución normal estándar acumulada.

La distribución de probabilidades en T se presenta en el gráfico 1 (línea punteada) con tendencia de la tasa de interés libre de riesgo, r . La probabilidad de insolvencia ajustada por riesgo es $N(-d_2)$, donde $d_2 = [\ln(A_0/B_t) + (r - \sigma_A^2/2)t] / \sigma_A \sqrt{t}$. Esta es la distancia a la insolvencia con una tendencia de r , la tasa libre de riesgo.

⁶ Véase Merton (1992), pp.334-43; 448-50).

2. Inferencia del Valor del Activo y de su Volatilidad

El valor de los activos no es observable, pero se puede inferir utilizando CCA. En el modelo de Merton para empresas e instituciones financieras bancarias y no bancarias con patrimonio transado en bolsa, se usan patrimonio, E , y volatilidad del patrimonio, σ_E , además del límite de insolvencia en las siguientes dos ecuaciones para resolver las dos incógnitas: A , valor del activo, y σ_A , volatilidad del activo (Crouhy, Galai y Mark, 2000).

La primera ecuación corresponde al patrimonio, E , valorizado mediante la fórmula de Black-Scholes-Merton para valorizar opciones de compra:

$$E = A \cdot N(d_1) - B \cdot \exp(-r \cdot t) \cdot N(d_2)$$

La segunda ecuación relaciona la volatilidad y el valor del patrimonio (bursátil) con la volatilidad y el valor del activo implícito (Merton 1973; 1974).

$$E \cdot \sigma_E = A \cdot \sigma_A \cdot N(d_1),$$

donde d_2 ya está definido y $d_1 = d_2 + \sigma_A / \sqrt{t}$. Como hay dos ecuaciones y dos incógnitas (valor del activo, A , y volatilidad del activo, σ_A) se usa un proceso de iteración para encontrar los valores de dichas incógnitas. En la práctica, d_1 y d_2 pueden calcularse porque también dependen de A y de σ_A .

La fragilidad financiera está íntimamente ligada a la probabilidad de insolvencia. Los *shocks* de precios o de liquidez muchas veces terminan en crisis de riesgo de crédito, cuando se debilitan los ingresos de los deudores bancarios y por tanto estos tienen dificultades para cumplir sus obligaciones con los bancos. La insolvencia es difícil de manejar en los modelos macro tradicionales, en parte porque los supuestos suelen excluir dicha posibilidad. Además, los flujos de fondos y los balances contables no pueden incluir medidas de riesgo que son proyecciones de pérdidas futuras. Por otra parte, el enfoque CCA es un marco que sí incluye y calcula la probabilidad de insolvencia en forma explícita.

Como la probabilidad de insolvencia es distinta de cero, el valor de la deuda es riesgoso y en consecuencia inferior a su valor libre de riesgo o valor par:

Deuda riesgosa + Garantía contra insolvencia
 \equiv Deuda libre de riesgo

El valor de la deuda “riesgosa”, por tanto, se puede modelar como el valor de la deuda libre del riesgo de insolvencia/incumplimiento menos la pérdida esperada:

Deuda riesgosa \equiv Deuda libre de riesgo
 – Garantía contra insolvencia

Dado que esta garantía es un activo de valor incierto, la deuda se puede concebir y modelar como un derecho contingente.

Esta identidad se cumple en términos tanto conceptuales como de valor. Si la deuda está garantizada por un activo específico, entonces la garantía contra incumplimiento o insolvencia se puede modelar como una opción de venta del activo con un precio de ejercicio igual al valor par de la deuda. El tenedor de la deuda está ofreciendo una garantía implícita pues está obligado a absorber las pérdidas en caso de insolvencia. Sin embargo, muchas veces el aval es un tercero, como sucede cuando el Gobierno garantiza los depósitos de los bancos o los compromisos previsionales de las empresas.⁷

Si la ecuación diferencial de Black-Scholes-Merton se usa para establecer el precio de derechos contingentes (ver más arriba), el valor de una deuda riesgosa es función del valor de la deuda sin riesgo de insolvencia o valor par (límite de insolvencia) al momento 0, del nivel de activos al momento 0, de la volatilidad del activo, del horizonte de tiempo hasta el vencimiento de la obligación, y de la tasa de interés libre de riesgo. Desde 1973, la metodología del modelo de Merton se ha aplicado a una gran variedad de empresas e instituciones financieras e incluso para avaluar la deuda de naciones soberanas.

⁷ El marco CCA es una extensión de los modelos de Merton (1974) para deuda riesgosa y Merton (1977) para seguro de depósitos.

Los bancos no quiebran con frecuencia,⁸ y en general los legisladores se interesan menos en la probabilidad de tal evento que en la posibilidad de que el valor de los activos de un banco caiga por debajo de un nivel que requiera la intervención de la autoridad. Un umbral útil es un capital mínimo. Esta barrera sería el límite de insolvencia más —por ejemplo— 8% del activo. El modelo CCA se puede usar en este análisis, de tal forma que proporcionaría tanto la “distancia al capital mínimo”, como la “distancia a la insolvencia.”⁹

3. Cálculo de Indicadores de Riesgo para Bancos o Instituciones Financieras Individuales

Los mercados nacionales de activos proveen información de precios y volatilidad para inferir el valor de los activos y su volatilidad en empresas e instituciones financieras, bancarias y no bancarias. El método más simple resuelve dos ecuaciones con dos incógnitas: el valor del activo y la volatilidad del activo. La explicación detallada se puede encontrar en Merton (1974) y Crouhy, Galai y Mark, (2000). Levonian (1991) utiliza precios explícitos de opciones sobre acciones bancarias para medir la volatilidad del patrimonio y calibrar modelos de Merton para bancos. Moody's-KMV¹⁰ ha aplicado con éxito su versión del modelo CCA con el fin de medir el valor implícito de los activos y de la volatilidad y de calcular la frecuencia esperada de insolvencia (EDF) para más de 35 mil empresas e instituciones financieras en 55 países (KMV, 1999; 2001).

La relación entre la información contable y los indicadores de riesgo de las compañías que sí se transan en bolsa se puede utilizar como pauta para traducir la información contable de empresas que no transan acciones en indicadores de riesgo de estas últimas (un buen ejemplo es el Moody's RiskCalc para sectores corporativos en muchos países y para bancos en Estados Unidos).

Con el fin de estimar una serie de tiempo del valor de mercado implícito de los activos bancarios y su volatilidad, el modelo CCA para bancos e instituciones financieras utiliza una serie de tiempo de la capitalización de mercado día a día, la volatilidad de la misma y el límite de insolvencia (derivado a partir del valor libro de depósitos y deuda). Indicadores

de riesgo útiles se pueden calcular para cada banco o institución: (i) distancia a la insolvencia; (ii) probabilidad de insolvencia ajustada y no ajustada por riesgo; (iii) pérdida esperada (opción de venta) para depositantes y tenedores de deuda; (iv) tamaño eventual de las garantías financieras del sector público; y (v) sensibilidad de los indicadores de riesgo frente a cambios en los activos bancarios subyacentes, la volatilidad de los activos u otros factores. En el gráfico 2, se presentan los pasos que se siguen para inferir la volatilidad y el valor de los activos de un banco o institución financiera individual, así como los indicadores de riesgo.

4. Un Indicador de la Distancia a la Insolvencia para Chile

La estrategia de calcular un indicador de riesgo basado en el modelo CCA, descrito en las subsecciones anteriores 1 y 2, se aplicó para la banca en Chile.

El indicador se calculó tratando el portafolio de los bancos del sistema como un único “banco grande”. Dado que no todos los bancos cotizan sus acciones en bolsa, se utilizó una muestra de los bancos más importantes, que cubrían cerca de 50% del total de activos bancarios, 65% del monto total de bonos emitidos por el sistema bancario y más de 80% del valor bursátil del sistema bancario.¹¹ Así, se utilizó el valor bursátil o capitalización de mercado, la volatilidad de esta última y el valor de la deuda sin riesgo de incumplimiento (derivado del valor libro de depósitos y de la deuda) para calcular simultáneamente una serie de tiempo del valor implícito de mercado de los activos bancarios y de su volatilidad (Gray, Echeverría y Luna, 2006).

Con el fin de obtener un cálculo diario del total de activos bancarios, se obtuvo su valor implícito calculando su deuda y su patrimonio neto. Sin embargo, no es posible averiguar el valor de mercado

⁸ Este no ha sido el caso de muchos bancos en la última crisis hipotecaria.

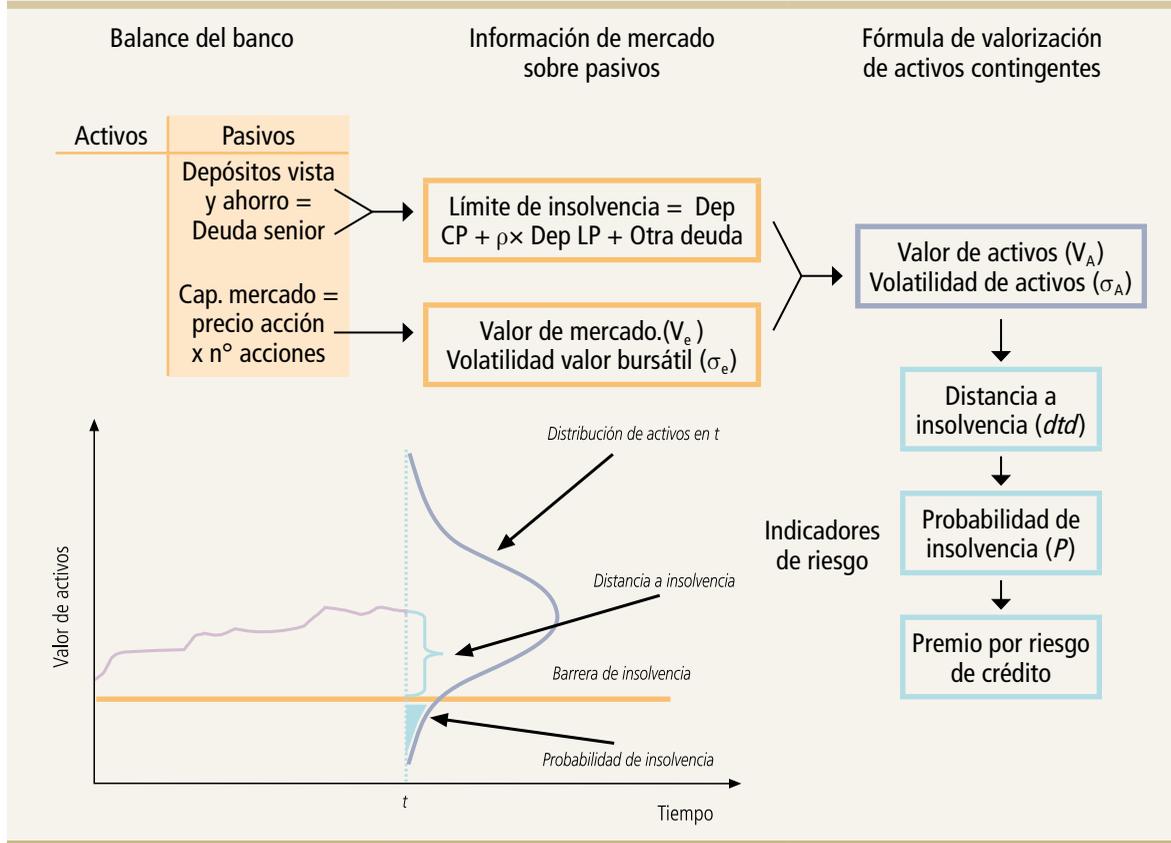
⁹ El apéndice A entrega algunas extensiones del modelo CCA.

¹⁰ KMV es el nombre de una compañía creada por S. Kealhofer, J. McQuown y O. Vasicek en 1990 y después absorbida por Moody's, pero también se refiere a una metodología de cálculo de la probabilidad de insolvencia y/o de incumplimiento de las obligaciones de empresas o incluso de gobiernos soberanos.

¹¹ Ver cuadro 1 en Gray, Echeverría y Luna (2006).

GRÁFICO 2

Calibración de Derechos Contingentes en Balances Bancarios e Indicadores de Riesgo



Fuente: Adaptado da Gray y Malone (2008).

de su deuda de corto y largo plazo. Una práctica común es extraer el valor libro, la cual, gracias a la legislación chilena vigente, se acerca mucho al valor de mercado, siempre que no surja una turbulencia financiera extrema. La deuda total incluye información mensual entregada por la SBIF sobre deuda de corto plazo más una porción de la deuda de largo plazo.¹²

En relación con el patrimonio, los montos y precios de transacción de las acciones de los bancos seleccionados se obtuvieron de la Bolsa de Comercio de Santiago. Sin embargo, no es posible inferir la volatilidad del patrimonio a partir de opciones de compra de acciones de los bancos porque tales derivados no existen en Chile. En consecuencia, una medida directa de volatilidad accionaria se obtuvo mediante un modelo simple de heterocedasticidad

condicional con un horizonte de un año.¹³ Estudios recientes sobre esta materia han mostrado que al menos para el S&P500, la volatilidad que se obtiene con un modelo similar está altamente correlacionada con el Índice de Volatilidad VIX,¹⁴ cuyo cómputo se basa en la volatilidad implícita en las opciones sobre las acciones incluidas en dicho índice S&P500 (Alfaro y Silva, 2008).

¹² Los datos de frecuencia diaria se obtienen con una transformación lineal de los datos del balance.

¹³ Echeverría, Gómez y Luna (2008) incluyen un análisis detallado de la medición de la distancia a la insolvencia, en el que consideran estrategias alternativas para obtener la volatilidad directamente.

¹⁴ Índice de volatilidad de opciones de venta de acciones del S&P 500.

La información sobre patrimonio y deuda se usa para inferir el valor de los activos y su volatilidad con el sistema de Black-Scholes-Merton descrito en las secciones anteriores, al solucionar el sistema de ecuaciones no lineales para activos y volatilidad de activos (Gray, Merton y Bodie, 2006). Sin embargo, el valor de los activos y su volatilidad exigen calcular d_1 y d_2 , siendo esta última una medida exacta de la distancia a la insolvencia (dtd). Por tanto, en la práctica se complementa este sistema con dos ecuaciones adicionales, una para d_1 y la otra para d_2 , y se resuelven en forma simultánea para obtener A_0 , σ_A , d_1 , d_2 , y también $N(-d_2)$, que corresponde a la probabilidad de insolvencia.

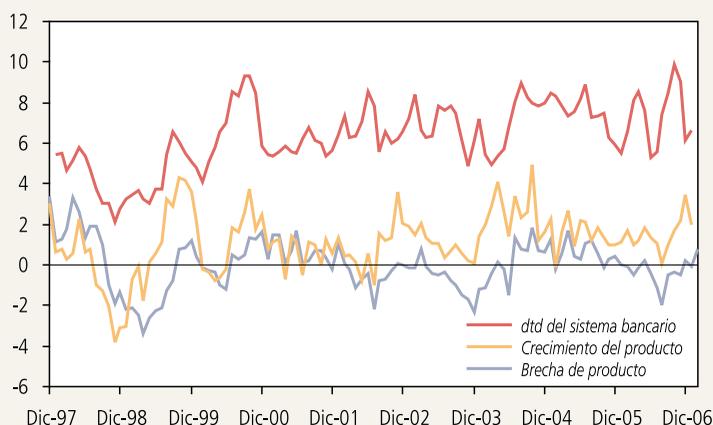
Una aproximación ilustrativa de dtd se podría lograr si se definiera como la diferencia entre el valor implícito de mercado de los activos (A) y el límite de insolvencia (DB), dividida por una desviación estándar del valor de los activos: $dtd = (A - DB)/A\sigma_A$. En palabras, este indicador corresponde al número de desviaciones estándar que hay desde el actual nivel de activos hasta el límite de insolvencia, dados el nivel de patrimonio, su volatilidad, el límite de insolvencia, la tasa de interés y el período analizado. Mientras más grande sea este indicador, más seguro será el sistema bancario. También es posible calcular la probabilidad de insolvencia con esta fórmula bajo el supuesto de que dtd tiene distribución normal.

El gráfico 3 muestra el patrón temporal de dtd para el sistema bancario chileno estimado con el método de Black-Scholes-Merton entre 1997 y 2006, junto con un promedio móvil de tres meses.¹⁵

Es evidente en el gráfico que el período de mayor riesgo para el sistema bancario coincide con la crisis rusa cuando quebró el fondo de cobertura llamado *Long Term Capital Management*, entre fines de 1998 y comienzos de 1999. Desde entonces, el sistema bancario chileno ha reducido gradualmente sus riesgos, aunque parece haberse estabilizado a fines del año 2005.¹⁶ Otros períodos en los que los mercados aumentaron repentinamente su evaluación del riesgo de los bancos chilenos se ven

GRÁFICO 3

Distancia a la Insolvencia del Sistema Bancario



Fuente: Gray, Echeverría y Luna (2006).

claramente; por ejemplo, la caída de los precios accionarios internacionales tras el reventón de la burbuja de Internet en 2000 y el período que precedió a las elecciones presidenciales en Brasil el tercer trimestre de 2002.

En el gráfico 3 también se observa claramente que hay una relación entre la distancia a la insolvencia del sistema bancario y tanto el crecimiento anual del PIB como la brecha de producto. La dtd tiene un impacto significativo tanto en la actividad como en la brecha de producto.¹⁷ Otros indicadores de riesgo sistémico que se podrían utilizar están descritos en detalle en Gray, Merton y Bodie (2007; 2008). También en Goodhart, Sunirand y Tsomocos (2006a;

¹⁵ Como se mencionó, los indicadores de riesgo obtenidos con el enfoque de CCA que aparecen en el gráfico 3 provienen de Gray, Echeverría y Luna (2006), quienes usan el valor bursátil diario para los bancos obtenido por el BCCh de la Bolsa de Comercio de Santiago. La deuda bancaria proviene de la base de datos del BCCh. Los investigadores financieros utilizan diversos métodos para estimar la volatilidad de los retornos diarios de los activos. Dos métodos de uso frecuente modelan la volatilidad diaria como GARCH(1,1) o como un proceso de promedio móvil. En este caso se utilizó la metodología GARCH(1,1) para todos los bancos de la muestra, pero los resultados con el método de promedio móvil son similares.

¹⁶ Como se ve más adelante, este equilibrio ha ocurrido con un nivel de riesgo muy bajo.

¹⁷ Las regresiones con la actividad y la brecha de producto como variable dependiente y con dtd como una de las variables independientes o explicativas, se muestran en el apéndice B.

2006b), Gray y Walsh (2008), Gray y Malone (2008), Haldane, Hall y Pezzini (2007), Segoviano, Goodhart, y Hofmann (2006) y Segoviano (2006).

III. CONEXIÓN ENTRE INDICADORES MACROFINANCIEROS Y UN MODELO SIMPLE, DINÁMICO Y ESTOCÁSTICO DE POLÍTICA MACROECONÓMICA

En esta sección, se presenta un “modelo de política macrofinanciera” integrado, que incorpora indicadores de riesgo del sector financiero agregado directamente en un modelo de política macroeconómica. Nos centramos en una exposición modular de las partes del modelo y las ecuaciones que las componen, así como en la intuición de cómo se relacionan entre sí y cómo se pueden utilizar para analizar una gran variedad de políticas y de características de la economía.

Ejemplos de indicadores prospectivos de riesgo sistémico derivados del modelo de análisis de derechos contingentes (CCA) son: la distancia a la insolvencia (*dt*), la pérdida esperada (esto es, la opción de venta implícita), o la probabilidad de insolvencia ponderada por los activos de instituciones financieras individuales. El modelo macro que utilizamos aquí incorpora el indicador de riesgo *dt*, obtenido a partir del enfoque CCA cuya derivación se describe más adelante.¹⁸

La distancia a la insolvencia para el sistema bancario se incluye en la ecuación de la brecha del PIB, en la condición de paridad y en la función de reacción de la tasa de interés de política monetaria. Los parámetros del modelo se estiman con datos históricos, entre los que se incluye el indicador de distancia a la insolvencia. Si bien las ecuaciones tienen sustento empírico (ver apéndice B), se trata principalmente de un ejercicio teórico en el que se modifican o calibran algunos de los parámetros del modelo, a fin de evaluar cómo cambian con ellos los resultados de las simulaciones. Esta estrategia se puede usar para analizar los *tradeoffs* entre PIB e inflación, con y sin incluir la distancia a la insolvencia para el sistema bancario en la función de reacción de la autoridad monetaria.¹⁹

El modelo macroeconómico dinámico estocástico utilizado para definir y analizar la política monetaria ya ha sido descrito brevemente. Este, que se aproxima

al de Berg, Karam y Laxton (2006a y b), es una versión del modelo que se construyó en el Banco Central de Chile el año 2000, cuando se implementó el esquema pleno de metas de inflación. Una aplicación del mismo al diseño de política monetaria, utilizando fronteras de eficiencia, se encuentra en García, Herrera y Valdés (2002). Dicho modelo pertenece a una categoría de modelos que sirven para analizar la política monetaria de economías pequeñas y abiertas.

1. Módulo 1: Producto, Inflación, Tipo de Cambio y una Regla de Taylor

El primer módulo de nuestro modelo consiste en ecuaciones para las variables macro más importantes. Así, hay una ecuación para la brecha del producto, una para la inflación, una para el tipo de cambio, una curva de rendimiento y una regla de Taylor para determinar la tasa de interés de política monetaria local, la cual es una tasa de interés de corto plazo fijada por el banco central.

La ecuación de la brecha del producto es:

$$\begin{aligned}
 ygap_t = & \beta_1 ygap_{t+1} + \beta_2 ygap_{t-1} + \beta_3 ygap_{t-2} \\
 & + \beta_4 ygap_{t-3} + \beta_5 (r_{t-1}) \\
 & + \beta_6 (rl_{t-2}) + \beta_7 (q_{t-4}) + \beta_8 (dt_t) + \varepsilon_t^y,
 \end{aligned} \tag{1}$$

donde *ygap* corresponde a la brecha, esto es, el logaritmo de la desviación del PIB respecto de su tendencia, *r* es la tasa de interés real de corto plazo, *rl* la tasa de interés real de largo plazo, *q* es el tipo de cambio real, y *dt* es la distancia a la insolvencia, también modelada aquí. Como se explicó en detalle antes, *dt* es un indicador de riesgo financiero que podría reflejar, en general, las condiciones financieras

¹⁸ Una pregunta relacionada es si se debería incluir junto con el indicador de riesgo un indicador de apetito por riesgo de mercado como el VIX en los modelos de política monetaria. Ello podría ayudar en la estimación del impacto del indicador de riesgo crediticio sobre la brecha del PIB ajustada por variaciones en el apetito por riesgo.

¹⁹ Hay otras formas interesantes de incorporar el análisis de riesgo financiero en los modelos macroeconómicos. Por ejemplo se puede incorporar el riesgo de insolvencia y un premio por riesgo en el modelo Mundell-Fleming para separar los efectos de cambios en las tasas de interés que se deben a cambios en las tasas de mercado atribuibles al mercado de liquidez, y cambios en las tasas de interés atribuibles a cambios en el premio por riesgo asociado a la deuda Gray y Malone (2009).

que enfrenta la economía. Finalmente, ε_t^y es un *shock* al PIB. Todas las variables se expresan como logaritmos de las desviaciones respecto del estado estacionario.

La siguiente es la curva de Phillips:

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t = & \alpha_1 [(\pi_{t+1}^e + \pi_t)/2 - \pi_{t-1}] \\ & + \alpha_2 [(\pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4})/3 - \pi_{t-1}] \\ & + \alpha_3 [(q_{t-1} - q_{t-4})/3 - \pi_{t-1}] \\ & + \alpha_4 [(ygap_{t-1} + ygap_{t-2})/2] + \varepsilon_t^\pi \end{aligned} \quad (2)$$

donde π_t representa la inflación, π_{t+1}^e la expectativa inflacionaria el próximo período, q_t el tipo de cambio real, y ε_t^π un *shock* de costos.

La ecuación del tipo de cambio (condición de paridad de tasas de interés) es:

$$q_t = \delta_1 q_{t+1} + \delta_2 q_{t-1} + (r - rf) + \delta_3 (dtd_{t-1}) + \varepsilon_t^q \quad (3)$$

El tipo de cambio real q depende de rezagos y adelantos de sí mismo, de la tasa de política monetaria interna r , de la tasa de interés externa rf , del indicador de riesgo dtd que incluye tanto la prima (*spread*) por riesgo soberano de la deuda interna, como la prima por riesgo soberano de la deuda externa y de un *shock* ε_t^q . De acuerdo con la paridad descubierta de tasas de interés, la variación esperada del tipo de cambio debería asociarse al diferencial entre las tasas de interés interna y externa, más cierto premio por riesgo.

La ecuación de la tasa de interés de largo plazo (curva de rendimiento) describe la relación entre las tasas de interés de largo plazo (rl_t) y corto plazo (r_t):

$$(rl_t) = \xi_1 (rl_{t+1}^e) + \xi_2 (rl_{t-1}) + (1 - \xi_1 - \xi_2)(r_t) + \varepsilon_t^{rl} \quad (4)$$

La función de reacción de la autoridad monetaria (regla de Taylor) es:

$$\begin{aligned} r_t = & \rho(r_{t-1}) \\ & + (1 - \rho) \left\{ r_t^{eq} + \theta \left[\frac{\gamma(\pi_{t+1} + \pi_t + \pi_{t-1})}{3} \right] \right. \\ & \left. + (1 - \gamma)(ygap_{t-1}) \right\} + \varsigma(dtd_t) \\ & + \varepsilon_t^r \end{aligned} \quad (5)$$

La tasa de interés de política monetaria depende de su propio rezago, de la brecha de la inflación esperada, de la brecha del producto, de la distancia a la insolvencia y de un *shock* de política. La inclusión de una medida de estabilidad financiera en la regla de Taylor para fijar la tasa de interés puede mejorar la eficiencia (bienestar) de la política monetaria, en particular si la estabilidad financiera afecta el producto. Sin embargo, una buena regulación y supervisión de las instituciones financieras podría ser una mejor manera de abordar la estabilidad financiera y, en muchos aspectos, es insustituible.

2. Módulo 2: Modelo de Distancia a la Insolvencia para el Sistema Bancario

Este módulo completa el sistema que será simulado en forma simultánea. El valor de los activos, A , se deriva del modelo de Black & Scholes (B&S):

$$A = (E + B * \exp(-r \cdot t)N(d_2)) / N(d_1) \quad (6)$$

donde E es el valor del patrimonio (o, lo que es lo mismo, el valor de la opción de compra), B es la barrera de insolvencia, r es la tasa de interés libre de riesgo y t es el período de tiempo que en el modelo está fijo en un año. Finalmente, $N(\cdot)$ es la función de distribución normal acumulada y d_1 y d_2 se derivan del modelo B&S, según lo descrito en la sección II:²⁰

$$d_1 = d_2 + \sigma_A \sqrt{t}, \text{ y} \quad (7)$$

$$d_2 = \frac{\ln(A/B_i) + (r - \sigma_A^2/2)t}{\sigma_A \sqrt{t}} \quad (8)$$

Obsérvese que d_2 es igual, precisamente, a la distancia a la insolvencia ($dtd = d_2$).

Queda claro en la ecuación (8) que la volatilidad de los activos (σ_A) y el valor de los activos (A) son cruciales para encontrar dtd . Por tanto, el sistema de ecuaciones no lineales requiere una ecuación para σ_A a fin de tener una solución:

²⁰ Dynare tiene incorporada una función explícita para la función de distribución normal.

$$\sigma_A = (\sigma_E * E)/(A * N(d_1)) \tag{9}$$

donde σ_E denota la volatilidad del patrimonio.²¹

Cabe señalar que, inicialmente, el patrimonio bancario (E) y su volatilidad (σ_E) se definieron como constantes. Sin embargo, los resultados obtenidos con las simulaciones del modelo fueron contraintuitivos respecto de la distancia a la insolvencia. De hecho, después de que un *shock* de costos golpeó la economía, la inflación aumentó según lo esperado, el PIB cayó y, como reacción a las presiones inflacionarias, la tasa de interés subió. Al tiempo que este escenario económico se configuraba, la distancia a la insolvencia crecía, señalando una mejor situación para la industria bancaria y los negocios en general, resultado que no parece sensato. No hace falta decir que las fronteras de eficiencia obtenidas tampoco fueron satisfactorias. En la misma línea, tras un *shock* positivo al PIB acompañado de un alza de la tasa de interés, la distancia a la insolvencia cayó al hacerse la economía más vulnerable. Esto es así porque en el modelo una mayor tasa de interés tiene un efecto negativo en el nivel de los activos, incluso si el desempeño de la economía es mejor.

En consecuencia, se adoptó una nueva estrategia para modelar tanto E como su volatilidad, σ_E . Como recordará el lector, la distancia a la insolvencia afecta las variables macro de varias maneras: a través de sus efectos sobre el PIB, el tipo de cambio real y la tasa de interés en las ecuaciones (1), (3) y (5) del modelo macro, respectivamente. En las siguientes ecuaciones, el PIB afecta el capital bancario (E) y su volatilidad (σ_E), y mediante este canal también incide sobre la distancia a la insolvencia, lo que hace que todo el sistema de ecuaciones sea completamente endógeno. Más aun, otro canal de endogeneidad es el efecto que tiene la tasa de interés sobre los activos (A) y sobre la volatilidad del patrimonio (σ_E):²²

$$E = \rho E(-1) + 0.01 * ygap_t \tag{10}$$

$$\sigma_E = 0.1 + 3 * (r_t - (ygap_{t+1} + ygap_t + ygap_{t-4})/3) \tag{11}$$

Con el fin de analizar la política monetaria, los parámetros del modelo macro (ver cuadro 1) fueron

estimados, excepto en algunos casos. En efecto, algunos parámetros se calibraron en la curva de rendimiento (ξ), en la función de reacción θ , γ , ζ así como los relativos a dtd en la condición de paridad de tasas de interés y la curva de Phillips, utilizados en el análisis de sensibilidad de la sección que sigue.

CUADRO 1	
Parámetros del Modelo Macro	
$\beta_1 = 0.1$	$\alpha_3 = 0.05$
$\beta_2 = -0.1$	$\alpha_4 = 0.15$
$\beta_3 = -0.6$	$\delta_1 = 0.3$
$\beta_4 = -0.4$	$\delta_2 = 0.6$
$\beta_5 = -0.5$	$\delta_3 = -0.04$
$\beta_6 = -0.5$	$\xi_1 = 0.5$
$\beta_7 = 0.02$	$\xi_2 = 0.45$
$\beta_8 = 0.2$	$\rho = 0.8$
$\alpha_1 = 0.3$	$\theta = 1.3$
$\alpha_2 = 0.5$	$\gamma = 0.2—0.3...—1.2$
$\alpha_3 = 0.05$	$\zeta = 0.5—1.0—1.5$

IV. SIMULACIONES ESTOCÁSTICAS Y ANÁLISIS DE POLÍTICA

Con el propósito de comprender cómo funciona el modelo, en primer lugar se obtienen impulsos respuesta (gráfico 4). Luego mediante la construcción de fronteras de eficiencia con las volatilidades del PIB y de la inflación (García, Herrera y Valdés, 2002; Laxton y Pesenti, 2003), se evalúan diferentes alternativas de política monetaria y calibraciones de algunos parámetros.

La introducción de *shocks* de 100 puntos base al producto (demanda) y a la inflación (costos) permite obtener respuestas del PIB, la inflación, el tipo de

²¹ Una explicación exhaustiva se encuentra en Gray y Malone (2008).

²² Vale la pena mencionar que el margen de una opción de venta es otra medida de riesgo que se podría utilizar alternativamente. Está descrita en Gray, Merton y Bodie (2008) y en Gray y Malone (2008) como función del valor de la opción de venta, la barrera de incumplimiento, la tasa libre de riesgo y el tiempo: $spread_put = -1/t * \log(1 - PUT/BB * \exp(-t * r)) - 0.00925382$. Aunque este concepto es útil, no se utilizó en las simulaciones realizadas con este modelo.

cambio y la tasa de interés de política monetaria r , así como del indicador de riesgo dtd , derivado del enfoque de CCA, y el valor de los activos A .

Luego de que un *shock* a la inflación o de costos golpea la economía, el producto cae y entonces la brecha del producto ($ygap$) toma valores negativos. A su vez, la tasa de interés tiende a aumentar, lo que, junto con la reducción de la brecha del producto incrementa la vulnerabilidad financiera y disminuye significativamente la distancia a la insolvencia (gráfico 4). La reducción de la distancia a la insolvencia es lo suficientemente grande para que la tasa de interés, que de otro modo crecería, termine cayendo mientras el tipo de cambio aumenta. Esto sucede porque el tipo de cambio es afectado no solo por la tasa de interés sino también por dtd a través del premio por riesgo.

En el caso de un *shock* positivo a la brecha del producto o de demanda, el PIB y la inflación aumentan, y lo mismo las tasas de interés, en tanto que el tipo de cambio cae de acuerdo con la intuición económica. El sistema tarda alrededor de cuatro años en volver al equilibrio previo al *shock* (gráfico 4).²³

En general, el modelo funciona según lo esperado por la intuición económica relacionada con la interacción entre las variables macro, y además dtd tiene una influencia fuerte en el comportamiento de la tasa de política monetaria, el tipo de cambio real e incluso la brecha del producto.

Las fronteras de eficiencia se construyen combinando la volatilidad de la inflación y el PIB que surgen cuando la economía es golpeada una y otra vez por *shocks* tomados de una distribución normal. En efecto, utilizando *Dynare*, la economía artificial se simuló durante 200 períodos, en forma repetida, y se calcularon las desviaciones estándar promedio de estas variables entre los períodos 100 y 120 en todas las repeticiones. El objeto de este ejercicio es comparar fronteras obtenidas con distintas ponderaciones para la distancia a la insolvencia en la regla de política e incluso distintas calibraciones del modelo. Siempre que la frontera está más cerca del origen el *tradeoff* de la volatilidad es menor, y es posible decir que la elección de política es mejor para el banco central.

Cada uno de los gráficos mostrados más adelante incluye tres fronteras. Todas se obtuvieron con una

regla de Taylor tradicional que incluye, además de las brechas de inflación y PIB ($\theta=0.5$, $\rho=0.6$ y $\gamma=0.6$), el indicador de estabilidad financiera dtd , es decir, la distancia a la insolvencia del sistema bancario. Una frontera proviene de una regla en la que dtd tiene un peso menor (con un coeficiente $\zeta = 0.5$), esto es, la autoridad tiene apenas una reacción débil al indicador de riesgo (línea azul). Las demás líneas del gráfico corresponden a fronteras obtenidas con funciones de reacción alternativas para la política monetaria que asignan un peso mayor a dtd , con coeficientes ζ iguales a 1 y 1.5, respectivamente (línea verde y línea naranja). En resumen, además de reaccionar a la inflación y el PIB, la autoridad monetaria reacciona también a la distancia a la insolvencia, de modo tal que cuando dtd es grande, la autoridad sube la tasa de interés, pero cuando el sistema bancario se acerca a la insolvencia, el banco central baja la tasa de interés más allá de lo que sería indicado por las brechas de inflación y producto. Esto es así porque un *shock* negativo al precio de los activos y a la liquidez podría derivar en una crisis de riesgo crediticio con consecuencias sistémicas en el crédito y la producción. Por el contrario, una dtd muy grande podría ser el resultado de burbujas de activos, las que al reventar se asocian generalmente a turbulencia financiera con efectos negativos, por lo que es recomendable reaccionar y evitar su crecimiento.

1. Tamaño de la Reacción a dtd en la Regla de Política

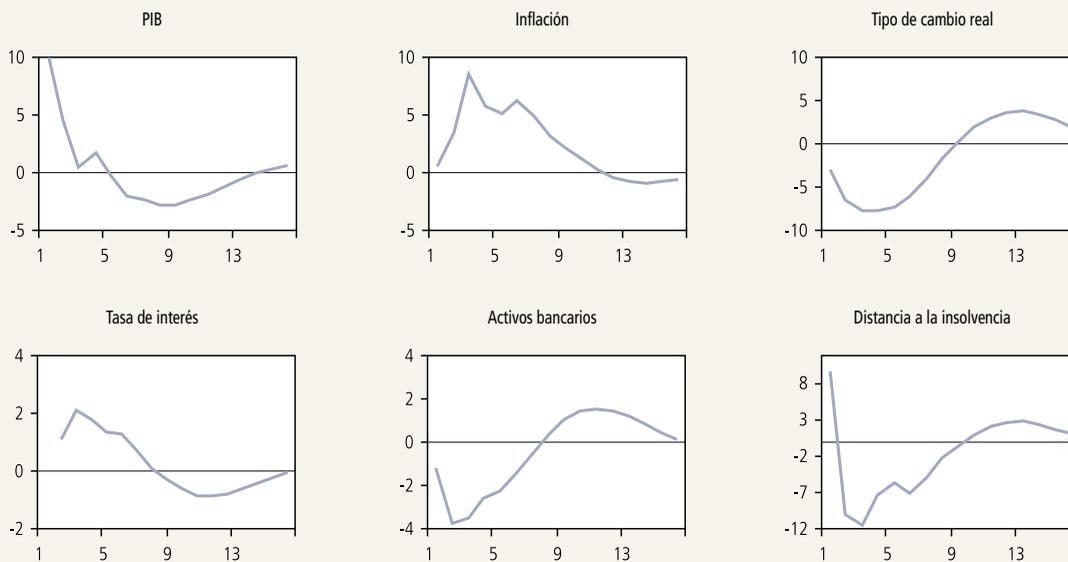
El tamaño de la reacción a dtd en la regla de Taylor tiene un efecto muy significativo en los resultados. En efecto, mientras mayor es el coeficiente asociado a dtd en la función de reacción de la autoridad, más cerca del origen estará la frontera obtenida con las simulaciones (línea naranja en el gráfico 5).

²³ Un *shock* negativo a la distancia a la insolvencia dtd , el cual no se presenta aquí, ocasiona una pequeña caída inicial en $ygap$. Sin embargo, dado que dtd está incluida en la función de reacción de política, el *shock* original es seguido de una rebaja de la TPM. Además, el arbitraje a través de la paridad descubierta, así como el aumento del premio por riesgo producen una depreciación real importante. Por tanto, la tasa de interés y el tipo de cambio alimentan una expansión del PIB.

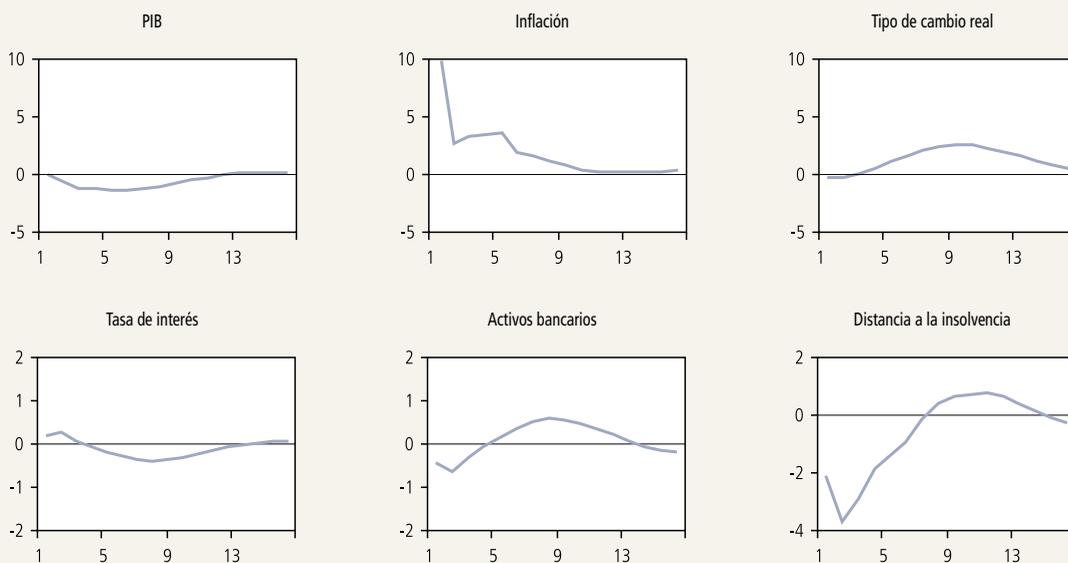
GRÁFICO 4

Impulsos-Respuesta

A. Respuestas a un *shock* de inflación o de costos



B. Respuestas a un *shock* al PIB

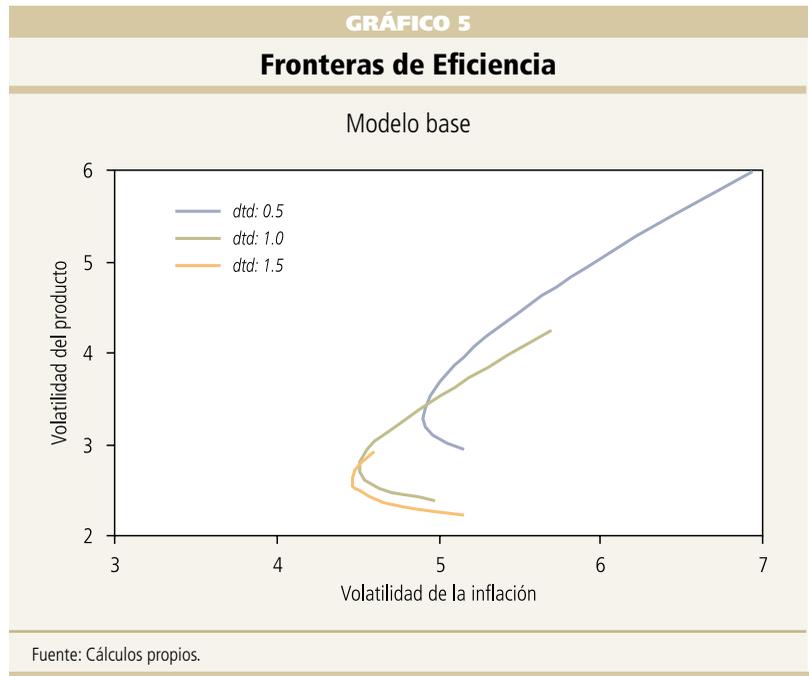


Fuente: Cálculos propios.

Por tanto, la estabilización de dtd por parte del banco central contribuye a reducir la volatilidad tanto del PIB como de la inflación, que cae más con un coeficiente grande de dtd , pero con ganancias marginales decrecientes. Efectivamente, queda claro en el gráfico que aumentar el coeficiente de 0.5 a 1 genera una reducción grande en la volatilidad del PIB y de la inflación mientras que usar un coeficiente de 1.5, en vez de 1, mejora el *tradeoff* solo en forma marginal.

2. Efecto Endógeno en el Patrimonio Bancario (E) y su Volatilidad (σ_E)

Este experimento consiste en incrementar en forma sustancial el efecto del PIB tanto en el patrimonio bancario (E) como en su volatilidad (σ_E). Esto se hace aumentando el coeficiente de $ygap$ de 0.01 a 0.1 en la ecuación (10) y de 1 a 1.5 en la ecuación (11). Si la retroalimentación desde el PIB hacia el patrimonio del Banco y dtd (endogeneidad) es más fuerte, las ganancias de reaccionar con fuerza a dtd son aun mayores que en el modelo base (gráfico 6). En efecto, una comparación de ambos paneles del gráfico muestra que la reducción de la volatilidad de ambas variables incluidas en la frontera es superior aquí (panel derecho) que en el modelo base (panel izquierdo).



3. Efecto de dtd en el tipo de cambio real

En este experimento, se aumentó el efecto (coeficiente) de dtd en la ecuación (3) del tipo de cambio (premio por riesgo) de 0.04 a 0.5 (gráfico 7, panel derecho). Una vez más, la línea naranja, que representa la frontera obtenida con una ponderación mayor de dtd en la función de reacción, incluye puntos que están más cerca del origen que ningún punto de las líneas verde o azul. Por tanto, esta es la política que el banco central tendría que preferir. Las ganancias

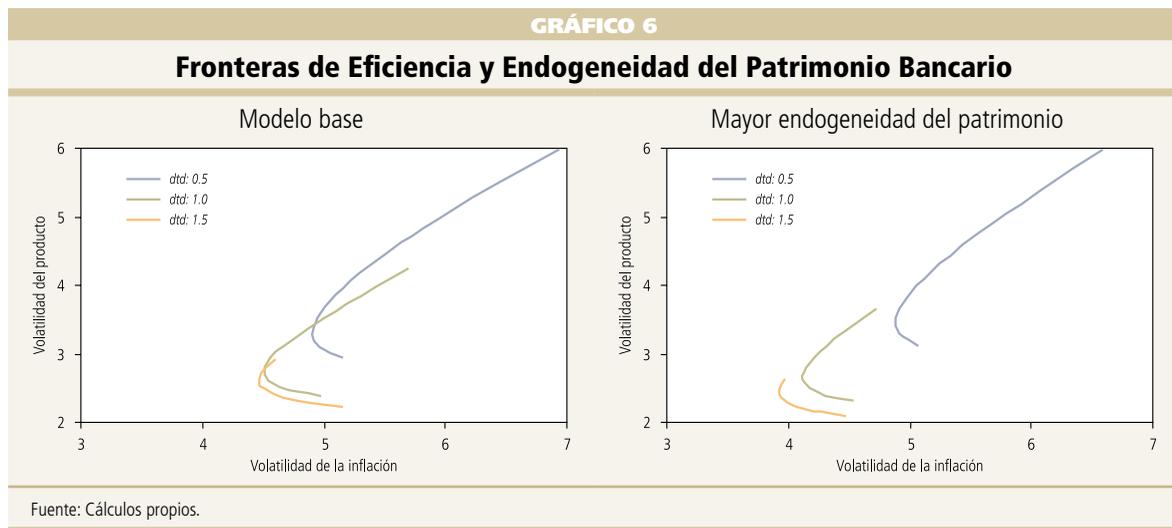
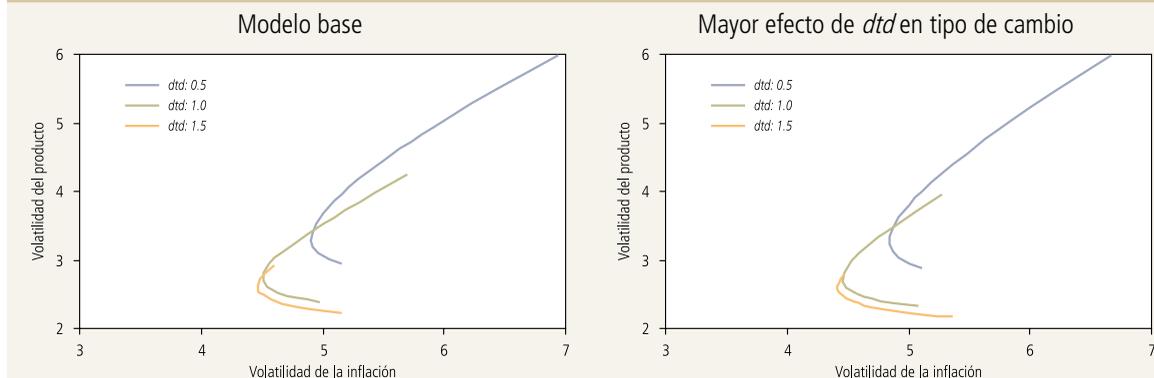


GRÁFICO 7

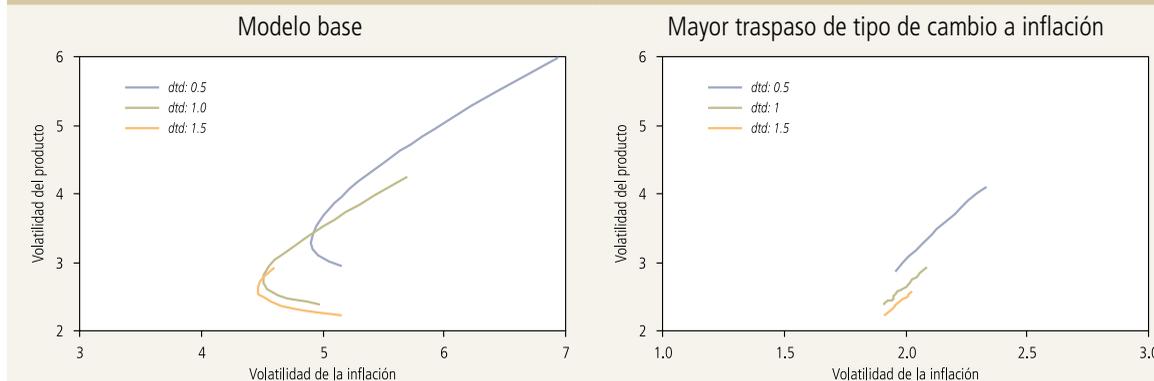
Frontera de Eficiencia y Paridad de Tasas de Interés



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 8

Frontera de Eficiencia y Transmisión de Tipo de Cambio a Inflación



Fuente: Cálculos propios.

en términos de volatilidad son bastante parecidas en ambos paneles del gráfico 7. El panel derecho del gráfico muestra solo diferencias pequeñas con respecto al modelo base. La forma que toman las fronteras obtenidas en este experimento indica que, al aumentar el peso de la dtd de 0.5 a 1 se produce una disminución mayor de la volatilidad inflacionaria.

4. Alto Traspaso del tipo de cambio a la inflación

Si el traspaso de tipo de cambio a la inflación fuera mayor (0.7 en lugar de 0.5), la política del banco central sería más eficiente si reaccionara a dtd . De hecho, al

reaccionar a dtd el banco central puede reducir la volatilidad del producto pero no la de la inflación (gráfico 8). Como se aprecia en el gráfico, las fronteras se desplazan hacia abajo cada vez que el coeficiente asociado a dtd , en la regla de política monetaria, aumenta. En efecto, un alto nivel de traspaso es un tema importante en las economías muy abiertas. Si los precios fueran muy flexibles y rápidamente reflejaran cualquier movimiento del tipo de cambio, un *shock* de premio por riesgo podría afectar negativamente el PIB y, al mismo tiempo, aumentar la inflación. Por tanto, la autoridad enfrentaría un *trade off* entre estabilizar la inflación y el producto.

En resumen, las simulaciones del modelo macro muestran que al banco central le resulta más eficiente asignar una ponderación mayor a *dtd* en la función de reacción, dado que la volatilidad de la inflación y el producto decrecen. Siempre que el traspaso de tipo de cambio a precios sea muy alto, el incluir la *dtd* en la función de reacción reducirá la volatilidad del producto sin aumentar la variabilidad de la inflación. Además, ya sea que la vulnerabilidad financiera *dtd* tenga un efecto mayor sobre el tipo de cambio, o que el PIB tenga un efecto mayor sobre el patrimonio bancario y, por esa vía, sobre *dtd* –más endogeneidad–, será más eficiente incorporar *dtd* a la función de reacción porque así el banco central será capaz de reducir la volatilidad tanto de la inflación como del producto.

V. CONCLUSIONES

El principal objetivo de este artículo ha sido la integración del análisis de la vulnerabilidad del sector financiero a los modelos macroeconómicos, la cual es un área de interés creciente para las autoridades de economías desarrolladas y emergentes. Hemos utilizado herramientas del análisis de derechos contingentes (CCA), desarrolladas en finanzas, para construir indicadores de estabilidad financiera en un modelo estándar de política monetaria. El riesgo del sector financiero afecta la economía y, a su vez, la economía (PIB) y las tasas de interés afectan el riesgo de crédito del sector financiero.

El nuevo marco es simple pero contundente para el análisis de la política monetaria. En efecto, el modelo tiene las principales variables analizadas por las autoridades, pero es lo suficientemente pequeño como para que sea fácil entender su funcionamiento. Aunque se usa una economía artificial para hacer la simulación estocástica, la evidencia empírica apoya al modelo. Asimismo, las respuestas de las variables ante *shocks* se comportan de acuerdo con la intuición económica.

La principal interrogante a responder con el modelo integrado fue si el banco central debería o no incluir en forma explícita el indicador de estabilidad financiera en la función de reacción de la tasa de interés. La alternativa es responder solo en forma indirecta al riesgo financiero reaccionando a las brechas de inflación y del PIB, puesto que estas ya incluyen el efecto que tienen los factores financieros en la economía. Con el fin de

responder la pregunta, se construyeron fronteras de eficiencia con las volatilidades de la inflación y del producto obtenidas de las simulaciones estocásticas. En general, se concluye que incluir *dtd* en la función de reacción reduce la volatilidad tanto de la inflación como del producto. Mover la tasa de interés de política más que lo que resulta coherente con las brechas de inflación y del producto es eficiente porque, como se sabe, un *shock* negativo a los precios de activos y a la liquidez podría terminar en una crisis de riesgo de crédito con un daño sistémico al sistema financiero y por intermedio de este al PIB.

También realizamos un conjunto de ejercicios en los que se calibraron algunos de los parámetros del modelo para reflejar y evaluar diferencias entre economías en lo relativo al traspaso del tipo de cambio a la inflación, la relación entre riesgo financiero y tipo de cambio a través de la condición de paridad de intereses (premio por riesgo), y la endogeneidad del indicador financiero, esto es, el grado en que las variables macro, el PIB y las tasas de interés, inciden en la distancia a la insolvencia a través del valor de los activos bancarios, el patrimonio bancario y la volatilidad del patrimonio. Cuando el traspaso de tipo de cambio a inflación es mayor, cuando el impacto de la vulnerabilidad financiera (*dtd*) sobre el tipo de cambio es mayor; o cuando, el efecto del PIB sobre el patrimonio bancario –la endogeneidad– es mayor, es más eficiente incluir *dtd* en la función de reacción, con un coeficiente alto.

Por último, esta es la primera aproximación al tema y queda una buena cantidad de refinamientos y extensiones para ser abordadas en el futuro. Una lista incompleta incluiría: i) combinaciones de escenarios financieros (sólido, normal, frágil); ii) cambios en la dinámica del modelo macro; iii) adopción de un modelo macro de equilibrio general microfundado; iv) introducción de evidencia empírica para otros países y/o aplicación del marco a otras economías. Todo lo cual queda para ser explorado más adelante.

REFERENCIAS

- Alfaro, R.A. y C.G. Silva (2008). “Volatilidad de Índices Accionarios: El Caso del IPSA.” *Cuadernos de Economía* 45: 217-33.

- Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006a). "A Practical Model-Based Approach to Monetary and Policy Analysis—Overview." IMF Working Paper 06/80.
- Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006b). "A Practical Model-Based Approach to Monetary and Policy Analysis—How To Guide." IMF Working Paper 06/81.
- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." En *Handbook of Macroeconomics*, editado por J.B. Taylor y M. Woodford. Amsterdam: Elsevier Science.
- Black, F. y J. Cox (1976). "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions." *Journal of Finance* 31(2): 351-67.
- Black, F. y M. Scholes (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities." *Journal of Political Economy* 81(mayo-junio): 637-54.
- CreditGrades (2002). CreditGrades Technical Document, RiskMetrics Group.
- Cossin, D. y H. Pirotte (2001). *Advanced Credit Risk Analysis*. John Wiley & Sons. Ltd.
- Belmont, D.(2004). *Value Added Risk Management in Financial Institutions*. Wiley Finance.
- Crouhy, M., D. Galai y R. Mark (2000). *Risk Management*. New York, EE.UU.: Mc Graw Hill.
- Echeverría, C., G. Gómez y L. Luna (2008). "Robustez de Estimadores de Riesgo de Crédito Bancario Usando Análisis de Derechos Contingentes." Mimeo, Banco Central de Chile.
- García, P., L.O. Herrera y R. Valdés (2002). "New Frontiers for Monetary Policy in Chile" in Norman Loayza y Raimundo Soto editors Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges. Banco Central de Chile.
- Goodhart, C.A.E., P. Sunirand y D.P. Tsomocos (2006a). "A Model to Analyse Financial Fragility." *Economic Theory* 27: 107-42.
- Goodhart, C.A.E., P. Sunirand y D.P. Tsomocos (2006b). "A Time Series Analysis of Financial Fragility in the UK Banking System." *Annals of Finance* 2: 1-21.
- Gray, D., C. Echeverría y L. Luna (2006). "Una medida del Riesgo de Insolvencia de la Banca en Chile." Informe de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile, segundo semestre.
- Gray, D. y S. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. Reino Unido: Wiley Finance.
- Gray, D. y S. Malone (2009). "Currency Mismatch and Exchange Rate Defense: the Role of Monetary Policy in Equilibrium Selection under Imperfect Capital Mobility and Default Risk." Por aparecer como IMF Working Paper.
- Gray, D., R. Merton y Z. Bodie (2006). "A New Framework for Analyzing and Managing Macrofinancial Risks of an Economy." NBER Working paper 12637.
- Gray, D., R. Merton y Z. Bodie (2007). "New Framework for Measuring and Managing Macrofinancial Risk and Financial Stability." NBER Working Paper 13607.
- Gray, D., R. Merton y Z. Bodie (2008). "A Contingent Claims Analysis of the Subprime Credit Crisis of 2007-2008." Presentado en la Conferencia Anual sobre Liquidez y Riesgo de Crédito de CREDIT, Venecia 22-23 de septiembre de 2008.
- Gray, D. y J. Walsh (2008). "Factor Model for Stress-testing with a Contingent Claims Model of the Chilean Banking System." IMF Working Paper 08/89.
- Haldane, A., S. Hall, S. Pezzini. (2007). "A New Approach to Assessing Risks to Financial System Stability." Financial Stability Paper N°2.
- Hull, J., I. Nelken y A. White (2004). "Merton's Model, Credit Risk and Volatility Skews." *Journal of Credit Risk* 1(1): 3-28.
- KMV Corporation, (1999 and 2001). "Modeling Default Risk." KMV Corp, Crosbie, Peter, KMV (hoy Moody's-KMV).
- Laxton, D. y P. Pesenti (2003). "Monetary rules for Small Open Emerging Economies." *Journal of Monetary Economics* 50(5): 1109-146.
- Levonian, M (1991). "Have Large Banks Become Riskier? Recent Evidence from Option Markets" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Fall (4): 2-17.
- Longstaff, F. y E. S. Schwartz (1995). "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt." *Journal of Finance* 50(3): 789-819.
- Merton, R.C. (1973). "Theory of Rational Option Pricing." *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(3): 141-83.
- Merton, R.C., (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29: 449-70.
- Merton, R.C., (1977). "An Analytic Derivation of the Cost of Loan Guarantees and Deposit Insurance: An Application of Modern Option Pricing Theory." *Journal of Banking and Finance* 1: 3-11.
- Merton, R.C. (1992) *Continuous-Time Finance*. Oxford, Reino Unido: Blackwell Publishing.
- Segoviano, M., C. Goodhart, B. Hofmann (2006). "Default, Credit Growth, and Asset Prices" IMF Working Paper 06/223.
- Segoviano, M. (2006). "Portfolio Credit Risk and Macroeconomic Shocks: Applications to Stress Testing Under Data-Restricted Environments." IMF Working Paper 06/283.

Shimko, D., N. Tejima y D. van Deventer (1993). "The Pricing of Risky Debt When Interest Rates are Stochastic." *Journal of Fixed Income* 3(2): 58-66.

Stamcar, R. y C. Finger (2005). "Incorporating Equity Derivatives into the CreditGrades Model." *RiskMetrics Journal* 6(1): 35-63.

Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice" *Carnegie Rochester Series on Public Policy* 39: 195-214.

Zou, J. (2003). "The Relationship between Credit Default Probability and Equity Volatility Surface" Presentado en Conferencia sobre Riesgo en Boston, MA, EE.UU.

APÉNDICE A

Extensiones del Modelo de Merton

El modelo original de Merton ha sido objeto de numerosas extensiones en las que se relajan algunos de sus supuestos. Las restricciones del modelo consisten en suponer que: (i) una deuda cae en mora solo al vencimiento; (ii) existe una barrera de insolvencia que es fija; (iii) la tasa de interés libre de riesgo es constante; y (iv) la volatilidad de los activos es constante. Cossin y Piroette (2001) proveen un buen resumen de las extensiones del modelo de Merton. Black y Cox (1976) quitaron los supuestos (i) y (ii) e introdujeron un modelo de “primera pasada” donde se puede caer en insolvencia antes del vencimiento de la deuda, la primera vez que el activo cae por debajo de una barrera predeterminada.

Aunque la condición teórica para la insolvencia en el modelo de Merton es en estricto rigor que el valor del activo sea insuficiente para hacer frente al servicio de la deuda, en la vida real lo típico es que ocurra una quiebra con valores del activo mucho mayores, sea por no pago de una cuota, porque no se puede liquidar el activo para pagarla (“liquidez inadecuada”) o porque el deudor –que puede ser una nación soberana– decide incumplir e inducir una renegociación de la deuda antes que vender sus bienes. Para capturar en el modelo estas condiciones de insolvencia del mundo real, se especifica un valor de mercado de los activos al cual ocurre el incumplimiento o insolvencia. Este nivel de activos que detona la insolvencia se denomina “barrera de insolvencia”, la que puede definirse como el valor presente de los pagos comprometidos descontados a la tasa libre de riesgo. El criterio utilizado en el modelo KMV establece la barrera en un monto igual a la suma del valor libro de la deuda de corto plazo, los intereses acordados para los próximos 12 meses, y la mitad de la deuda de largo plazo (Crouhy, Galai y Mark, 2000; KMV, 1999; 2001).

En el decenio de los noventa, el modelo de KMV estaba basado en el modelo de Vasicek y Kealhofer (VK), el cual tiene múltiples niveles de obligaciones y una opción de venta por insolvencia, así como varias características confidenciales. La medida Moody’s KMV de frecuencia esperada de incumplimiento (EDF)

del crédito se calcula mediante un procedimiento iterativo para encontrar la volatilidad del activo. Esta distancia a la insolvencia se asocia a las probabilidades reales de insolvencia utilizando una base de datos detallada que incluye probabilidades de insolvencia de muchas empresas calculadas con datos reales. La distancia a la insolvencia del MKMV y la CEDF (probabilidad esperada acumulada de insolvencia) se calculan así:

$$DD_{KMV} = f \left(\frac{\ln(A_0 / B_t) + (\mu_A - \sigma_A^2 / 2)t}{\sigma_A \sqrt{t}} \right)$$

$$CEDF_t = f(DD_{KMV}(t)).$$

Cabe señalar que esta definición de DD_{KMV} incluye la tendencia real del activo, μ_A , en tanto en el modelo de Merton la tasa de interés r es la tendencia del activo. Dado que el Moody’s KMV estima la probabilidad de insolvencia real, las probabilidades neutras al riesgo se calculan a partir de la correlación del activo implícito con el mercado, el coeficiente de Sharpe y el horizonte temporal.

El modelo de Merton ha sido ampliado para que incluya también tasas de interés estocásticas. Shimko, Tejima y van Deventer (1993) and Belmont (2004) incorporan un modelo de estructura de tasas de interés de Vasicek que relaja el supuesto (iii) y permite que la tasa de interés libre de riesgo cambie teniendo en cuenta la correlación entre el retorno del activo y la tasa de interés. Hay dos factores estocásticos —el activo y la tasa de interés— y suele recibir el nombre de modelo STV. Longstaff y Schwartz (1995) toman el modelo de Black y Cox (1976) e incorporan tasas de interés estocásticas de manera similar a como el STV incluye tasas de interés.

El modelo CreditGrades (2002) incluye una difusión de activos de una empresa y la posibilidad de incumplimiento antes del vencimiento con una barrera de insolvencia estocástica. Además, el modelo se ha modificado para incorporar derivados patrimoniales (Stamcar y Finger, 2005). Estudios recientes han analizado la relación entre el sesgo de volatilidad implícito en opciones accionarias y los márgenes o primas cobradas para eliminar el riesgo asociado a títulos de deuda “*spreads CDS*” (Hull,

Nelken y White, 2004). Estos autores establecen una relación entre la volatilidad implícita de dos opciones accionarias, el apalancamiento y la volatilidad del activo. Este enfoque es otra forma de implementar el modelo de Merton para obtener directamente los márgenes o premios (*spreads*) y las probabilidades de insolvencia neutrales al riesgo a partir de la volatilidad implícita de las opciones accionarias. Una estrategia parecida que utiliza varias opciones se analiza en Zou (2003).

Es probable que la autoridad otorgue apoyo financiero para cubrir el riesgo de crédito y liquidez antes de que se llegue a la barrera de insolvencia. La autoridad puede definir un capital mínimo o barrera de capital además de la barrera de insolvencia. Por ejemplo, se podría utilizar la barrera de insolvencia más un 8%

del valor de mercado de los activos como “barrera del 8% de capital mínimo”. El área entre la barrera de capital mínimo y la barrera de insolvencia representa la probabilidad de caer por debajo del capital mínimo, pero sin llegar a la insolvencia. El valor de esta área se calcula como la diferencia entre el valor implícito de una opción de venta justo por debajo de la barrera mínima de capital y el valor implícito de la opción de venta, que considera el límite de insolvencia. Este cálculo es particularmente importante para un banco central porque mide la pérdida directamente relacionada con el apoyo de liquidez o financiero que sería necesario para aumentar los activos del banco por sobre su nivel de capital mínimo y se denomina “opción de venta de la barrera de capital” o “pérdida esperada en la barrera de capital”.

APÉNDICE B

Resultados de la Regresión entre el Producto y la Brecha del Producto y la Distancia a la Insolvencia del Sistema Bancario

$$\Delta y_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 \Delta dt_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1} + \alpha_4 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

La primera regresión se hace sobre el crecimiento del PIB:

CUADRO B1				
Variable Dependiente : DLOG(YS,0,3)				
Muestra (ajustada): 1998M05 2007M02				
Observaciones Incluidas: 106 después de ajustes				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
C	0.011	0.002	4.830	0.000
R(-1)	-0.001	0.000	-3.723	0.000
DLOG(TCR(-1),0,3)	0.046	0.019	2.438	0.017
DLOG(DTDS(-1),0,3)	0.012	0.003	3.551	0.001
DLOG(YS(-1),0,3)	0.463	0.074	6.283	0.000
R-cuadrado	0.574	Media var. dependiente		0.009
R-cuadrado ajustado	0.557	Error estándar var. dependiente		0.013
Error est. de regresión	0.008	Indicador Akaike		-6.677
Suma residuos cuadrado	0.007	Indicador Schwarz		-6.552
Log verosimilitud	358.890	Estadístico-F		34.036
Estad. Durbin-Watson	1.912	Prob (estadístico-F)		0.000

Fuente: Cálculos propios.

La segunda es una regresión sobre la brecha del producto:

$$gap_t = c + \alpha_1 \Delta dt_{t-1} + \alpha_2 \Delta e_{t-1} + \alpha_4 gap_{t-1} + \varepsilon_t$$

CUADRO B2

Variable Dependiente: YGAP
Muestra (ajustada): 1998M02 2007M02
Observaciones Incluidas: 109 después de ajustes

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
C	-1.736	0.470	-3.691	0.000
DLOG(TCR(-3),0,3)	4.134	1.639	2.522	0.013
LOG(DTDS(-1))	0.934	0.256	3.653	0.000
YGAP(-1)	0.513	0.082	6.275	0.000
YGAP(-3)	0.225	0.072	3.113	0.002
R-cuadrado	0.661	Media var. dependiente		-0.035
R-cuadrado ajustado	0.648	Error estándar var. dependiente		1.201
Error est. de regresión	0.712	Indicador Akaike		2.204
Suma residuos cuadrado	52.766	Indicador Schwarz		2.328
Log verosimilitud	-115.126	Estadístico-F		50.695
Estad. Durbin-Watson	1.842	Prob (estadístico-F)		0.000

Fuente: Cálculos propios.

Estas regresiones muestran que los cambios en *dt* son significativos para explicar tanto el crecimiento trimestral del PIB (ecuación 1) como la brecha del producto (ecuación 2) con el signo esperado (positivo).

APÉNDICE C

Futuras Aplicaciones y Extensiones

Regla de adecuación de capital para la banca

El banco central puede ampliar su conjunto de instrumentos de política para acomodar mejor múltiples objetivos. Entre las herramientas adicionales que puede utilizar para fomentar la estabilidad financiera está el encaje a los bancos y otras medidas de adecuación de capital, tales como medidas de valor en riesgo VaR instauradas en Basilea II. Por ejemplo, se puede especificar una regla que permita lograr una meta para el nivel de dicha medida de adecuación de capital, C , como sigue:

$$C_t = \phi_1 C_{t-1} + (1 - \phi_1)[\eta_2 ygap_t + \eta_3 iefgap_t] + \varepsilon_{10,t}$$

Donde *iefgap* corresponde a la brecha del indicador de estabilidad financiera.

Mientras más se acerca el parámetro ϕ_1 a la unidad, más persistencia se incorpora al requisito de adecuación de capital. Al igual que en el caso de las

tasas de interés, algo de persistencia es importante, porque un cambio significativo de los requisitos de adecuación de capital o de tasas de interés en un tiempo corto también podría contribuir a la inestabilidad si los bancos se ven obligados a moverse en masa para cumplir con las nuevas exigencias. El segundo término de la regla anterior, que está multiplicado por el coeficiente $1 - \phi_1$, permite al banco central utilizar el nivel de capital obligatorio, u otras variables que afectan el perfil de riesgo del sector bancario, para responder a desviaciones de la inflación, el producto y la inestabilidad financiera.

Una disminución al requisito de adecuación de capital, al estimular el crédito, puede contribuir a aumentar la inversión y el producto cuando este está por debajo de su nivel de tendencia. De modo similar, cuando un indicador de estabilidad financiera escogido por el banco central alcanza algún límite inferior, el establecimiento de requisitos más estrictos de adecuación de capital puede ayudar a reducir la probabilidad de inestabilidad bancaria o de quiebra generalizada.

Finalmente, el gobierno y el banco central deberán escoger los coeficientes de la regla para maximizar sus funciones objetivo.

RIESGO FINANCIERO DE LOS HOGARES*

Marcelo Fuenzalida C.**

Jaime Ruiz-Tagle V.***

I. INTRODUCCIÓN

La expansión del crédito a los hogares en Chile ha sido foco de atención durante los últimos años debido a la profundización financiera que ha experimentado la economía. Si bien los distintos indicadores de endeudamiento a nivel agregado han mostrado aumentos importantes durante la última década, son pocos los elementos de juicio que permiten evaluar, desde una perspectiva de estabilidad financiera, la real vulnerabilidad de este sector. Una de las herramientas que permiten dar luces sobre la fragilidad financiera de los hogares son los ejercicios de tensión realizados a nivel microeconómico.

Aunque los riesgos financieros que enfrentan los hogares son variados y provienen de distintas fuentes, son más sensibles a los *shocks* en sus ingresos, tales como aquellos que son generados por un mayor nivel de desempleo en la economía.¹ De hecho, la evidencia de los oferentes de créditos en Chile indica que la principal razón de un hogar para caer en morosidad es el desempleo. Por otra parte, la vulnerabilidad financiera de los hogares ante estos *shocks* dependerá tanto de la distribución de la deuda como de las características propias del hogar. En efecto, si los hogares más endeudados son aquellos que tienen un mayor nivel de ingresos, un mayor valor de activos o una menor probabilidad de quedar desempleados, podrían estar menos expuestos ante aumentos de la tasa de desempleo.

El objetivo de este trabajo es cuantificar la *deuda en riesgo* de los hogares cuando se ven enfrentados a distintos escenarios de desempleo (o de estrés financiero). El enfoque está puesto en los riesgos asociados a la capacidad que tiene el hogar de generar

ingresos del trabajo, los que son determinados por la probabilidad de perder el empleo. Utilizando un análisis basado en modelos de duración con datos de panel, se estima la probabilidad de pérdida del empleo a nivel individual, para luego ser incorporada en las simulaciones que permiten calcular la *deuda agregada en riesgo* que presentan los hogares bajo distintos escenarios de estrés.

Para lograr este objetivo, es necesario contar con información financiera detallada a nivel de hogares. Dado que esta es escasa en Chile, no hay abundancia de estudios que permitan determinar el endeudamiento financiero de las personas. La nueva Encuesta Financiera de Hogares (EFH), realizada por primera vez en el 2007 por el Banco Central de Chile, contribuye con nuevos datos que permiten realizar este tipo de investigación.

A nivel internacional, países como Suecia y Noruega han liderado esta corriente de análisis. En efecto, el Banco Central de Suecia (Sveriges Riksbank) ha publicado una serie de artículos en los que se realizan simulaciones a nivel microeconómico.² Para este país, los resultados indican que los hogares no son particularmente vulnerables ante cambios en la tasa de interés

* Los autores agradecen las sugerencias y comentarios de Rodrigo Cifuentes, Dante Contreras, Kevin Cowan y Eric Parrado. También los comentarios de los participantes en seminarios realizados en el Banco Central de Chile (BCCh), la Sociedad de Economía de Chile y el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Ruiz-Tagle agradece asimismo el financiamiento del BCCh y de la "Iniciativa Científica Milenio" del Centro de Microdatos (Proyecto P07S-023-F).

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile y Columbia University. E-mail: mef2159@columbia.edu.

*** Centro de Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile. E-mail: jaimert@econ.uchile.cl.

¹ Debelle (2004) analiza las diferentes fuentes de riesgo que enfrentan los hogares siendo las más relevantes los *shocks* que generan caídas en los ingresos y cambios en las tasas de interés de los créditos. Sin embargo, en Chile, un bajo porcentaje de los créditos a hogares se pacta a tasa de interés variable.

² Ver Johansson y Persson (2006) y Gyntelberg, Johansson y Persson (2007).

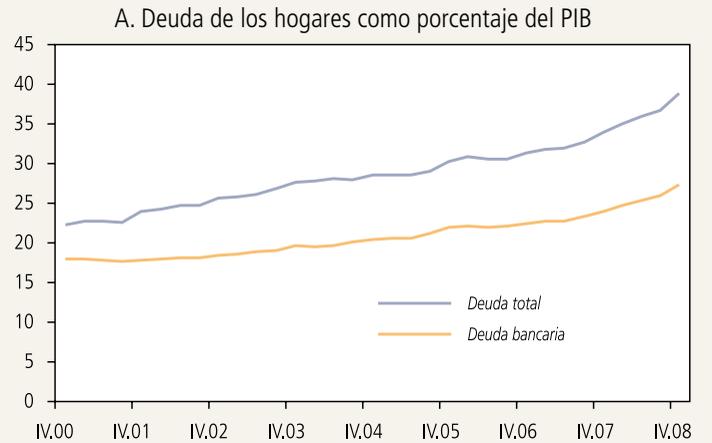
y/o cambios en la tasa de desempleo. De hecho, encuentran que un 6.3% de los hogares tienen lo que ellos llaman un *margen negativo*, y que estos concentran un 5.6% de la deuda total de los hogares (deuda en riesgo). Al aumentar el desempleo entre 1 y 3 puntos porcentuales, se produce que los hogares sin margen aumentan a 6.7% y la deuda en riesgo a 6.3%. Por su parte, el Banco Central de Noruega (Norges Bank)³ realiza un ejercicio similar, encontrando que un 19% de los hogares tiene un margen negativo, y que un 16% de la deuda total está en manos de estos hogares. Además, el Banco Central de Noruega concluye que son los grupos de bajos y medianos ingresos los que tienen la mayoría de la deuda en riesgo, y que estos han aumentado su participación en el tiempo.

Sin embargo, estos países no incorporan el hecho de que el desempleo en términos agregados puede afectar de distinta manera a los diferentes miembros de un hogar. De hecho, ellos consideran que la probabilidad de quedar desempleado es uniforme para todos los trabajadores. Este último puede ser un supuesto demasiado fuerte que puede sesgar los resultados, dependiendo de la distribución de la deuda entre los hogares. Si bien tanto en Suecia como en Noruega existe evidencia de que esta distribución es más homogénea, en Chile está más concentrada en los hogares con mayores ingresos, y además el desempleo es menos frecuente en los grupos que tienen mayor escolaridad y rangos de edad media (Neilson y Ruiz-Tagle, 2007), lo que justifica una respuesta heterogénea entre los individuos ante cambios en la tasa de desempleo.

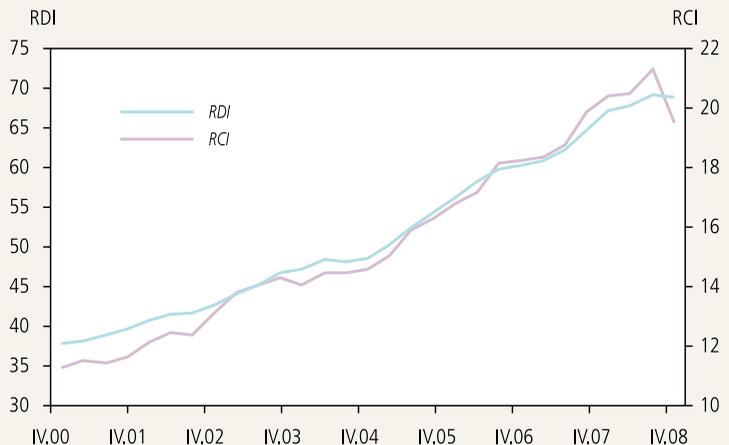
En lo que sigue, este artículo está estructurado de la siguiente manera: en la sección II, se analiza la distribución del endeudamiento en Chile y se discute la definición de la deuda en riesgo utilizando la EFH 2007. En la sección III, se estiman las probabilidades de pérdida del empleo a partir de los datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) para los años 2002 y 2004. Esta encuesta informa sobre las historias laborales de

GRÁFICO 1

Endeudamiento de los Hogares Chilenos a Nivel Macroeconómico (porcentaje)



B. Razón deuda sobre ingreso (RDI) y carga financiera sobre ingreso (RCI)



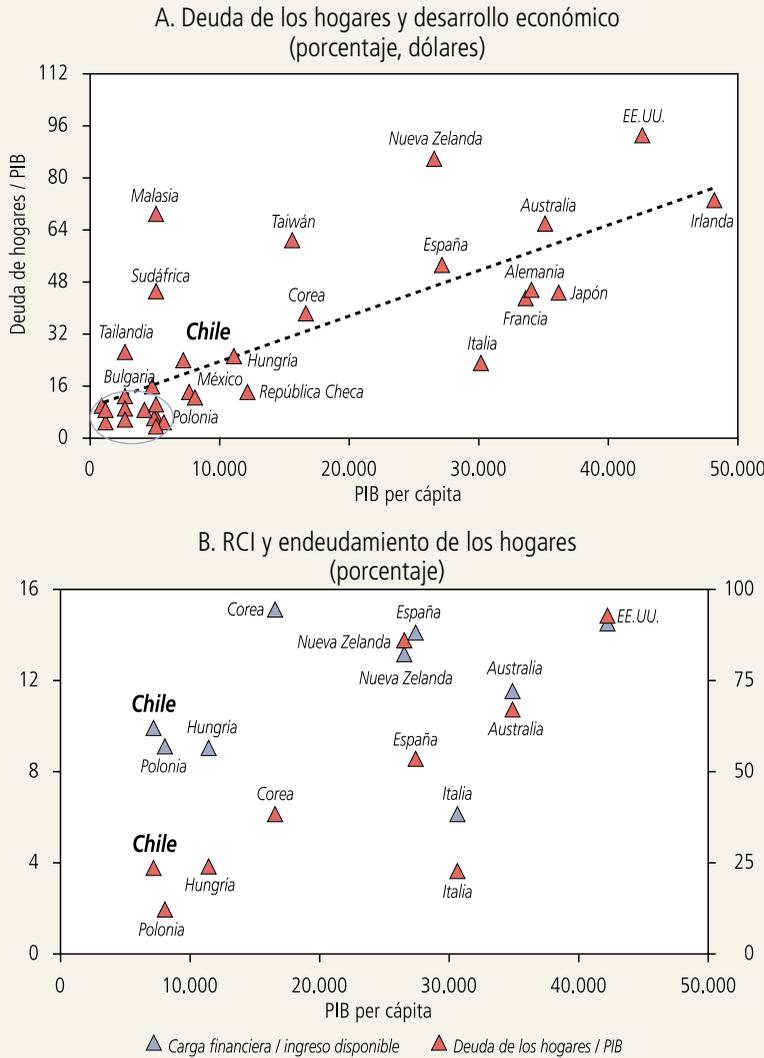
Fuente: Banco Central de Chile.

los individuos, por lo que permite cubrir el período de diez años que va desde 1995 hasta el 2004. El impacto del desempleo a nivel agregado en las probabilidades de desempleo a nivel individual es estimado utilizando distintos métodos, paramétricos y semiparamétricos. En la sección IV se realizan las simulaciones bajo distintos escenarios de estrés. Para esto, se imputan las probabilidades de desempleo en la EFH, para así determinar el impacto que tiene el ejercicio de tensión entre los hogares con simulaciones de Monte Carlo. En la última sección se comentan los resultados.

³ Ver Vatne (2006).

GRÁFICO 2

Deuda de los Hogares: Comparación Internacional



Fuente: FMI, *Global Financial Stability Report* 2006.

Nota: En el círculo (gráfico 2A): Venezuela, Filipinas, Rusia, Colombia, Indonesia, Perú, Brasil, Rumania, Argentina, India, China y Turquía.

II. ENDEUDAMIENTO DE LOS HOGARES Y DEUDA EN RIESGO

Durante la última década, el crédito hacia los hogares chilenos ha aumentado de manera importante en términos tanto absolutos como relativos a su ingreso. Además, su crecimiento ha superado el crecimiento del PIB real.

En términos de composición, la deuda bancaria es la más relevante, con un 70% real de la deuda total de los hogares (gráfico 1A). Del mismo modo, esta ha crecido en promedio un 15% real anual entre 2003 y

2008, lo que implica que se ha duplicado durante este período, mientras el PIB real ha crecido un 30%.

Por su parte, el crecimiento de la deuda total de los hogares también ha superado el crecimiento de su ingreso disponible, por lo que la razón de deuda a ingreso disponible (RDI) ha aumentado a un 69% al cuarto trimestre del 2008, desde un 44% en el cuarto trimestre del 2003. En tanto, la razón carga financiera a ingreso disponible (RCI) ha aumentado desde un 14% a un 19.5% durante el mismo período (gráfico 1B)).

Dado que los préstamos bancarios constituyen la deuda más relevante de los hogares, la exposición del sistema bancario hacia este sector es un motivo de atención desde la perspectiva de la estabilidad financiera. En efecto, la exposición bancaria hacia los hogares medida como la suma de los préstamos de consumo e hipotecarios como porcentaje del total de los créditos bancarios, ha aumentado a más de 33% (al 2008) comparada con el 15% que representaba a principios de la década de los noventa.

Si bien los hogares chilenos están aumentando sus deudas, no hay señales de que este patrón sea muy diferente al de otros países. De hecho, la deuda de los hogares en Chile no representa un porcentaje significativo del PIB o del PIB per cápita (gráfico 2A). Sin embargo,

la RCI no es particularmente baja en comparación con su desarrollo económico medido como el PIB per cápita (gráfico 2B). Este último fenómeno está relacionado con la duración de los préstamos y las altas tasas de interés comparadas con las de economías más desarrolladas.⁴

⁴ Es importante notar que existen distintas metodologías para el cálculo de la carga financiera. En algunos países, solo se considera el pago de intereses, mientras que en otras economías se incluye, además, el pago del principal (entre ellas, Chile).

Por otra parte, un análisis a nivel microeconómico muestra una importante heterogeneidad entre los hogares chilenos. El hecho más relevante es que la gran mayoría de la deuda está en manos de los grupos con mayores ingresos. Esto es particularmente importante para el caso de Chile, debido a la alta desigualdad que exhibe en la distribución del ingreso. De hecho, la distribución de la deuda sigue un patrón muy similar a la del ingreso.

Distintas encuestas microeconómicas muestran este patrón, aunque ha ido cambiando en el tiempo (gráfico 3), lo que sugiere un proceso de profundización financiera.⁵ Por otra parte, el comportamiento de los hogares en términos de su capacidad para pagar sus deudas puede variar considerablemente en función de sus niveles de deuda como de ingresos. Esta es una razón importante para considerar la heterogeneidad de los hogares en el análisis de su vulnerabilidad financiera.

En lo que sigue, se describe la EFH 2007 y se presenta la metodología utilizada para determinar la deuda en riesgo.

1. Encuesta Financiera de Hogares

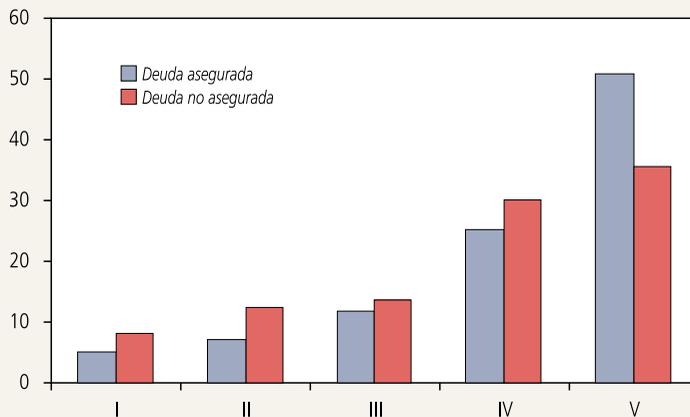
Para poder evaluar la vulnerabilidad financiera de los hogares, es necesario contar con información lo suficientemente detallada sobre el balance financiero de los hogares a nivel microeconómico. La nueva Encuesta Financiera de Hogares (EFH), constituye un aporte novedoso para poder realizar este tipo de análisis.

La EFH fue llevada a cabo por el Banco Central de Chile por primera vez el 2007. Esta iniciativa, pionera en la región, realiza preguntas detalladas al hogar sobre su situación laboral e ingresos relacionados, propiedad de bienes inmuebles, deudas y acceso al crédito, percepción de la carga financiera, activos financieros, seguros, pensiones y medios de pago. La EFH 2007 incluyó 4.021 hogares, siendo

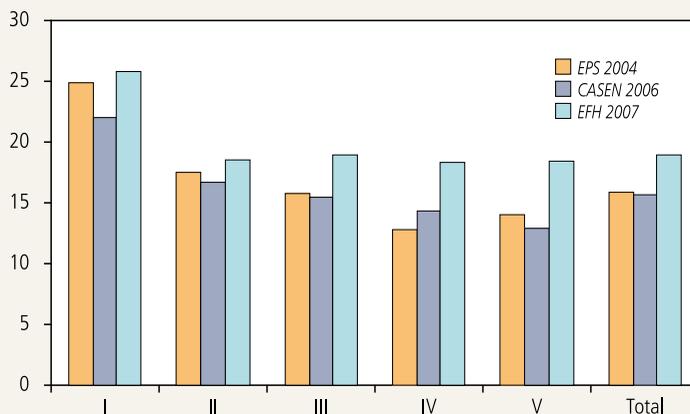
GRÁFICO 3

Deuda de los Hogares a nivel Microeconómico (porcentaje)

A. Distribución de la Deuda por Quintiles de Ingreso: EFH 2007 (porcentaje de deuda por quintil de ingreso)



B. RCI por quintiles de ingreso (porcentaje, quintil de ingreso)



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2004, Casen 2006 y EFH 2007.

representativa a nivel nacional urbano. Además, dado que gran parte de los activos se concentra en una pequeña parte de la población, esta encuesta exhibe un sobremuestreo para los hogares que pertenecen a los deciles de mayores ingresos, lo que permite también contar con una representatividad de la riqueza

⁵ El gráfico A.1 del apéndice muestra un patrón similar del endeudamiento, utilizando distintas fuentes de información microeconómica.

CUADRO 1

Estimación de Cox para la Probabilidad de Desempleo
(coeficientes en $\exp(\beta)$)

Variable	Coef. de riesgo	Error estándar	z	P> z	Intervalo de confianza 95%	
Hombres = 1	0.333	0.024	-15.46	0.000	0.289	0.382
Edad	0.866	0.005	-27.15	0.000	0.857	0.875
Edad ²	1.001	0.000	22.28	0.000	1.001	1.002
Tasa de desempleo	1.121	0.006	22.11	0.000	1.110	1.133
Tasa de des.* (hombres =1)	1.065	0.007	10.23	0.000	1.052	1.078
Tasa de des.* (ed. sec. =1)	0.961	0.002	-22.12	0.000	0.957	0.964
Tasa de des.* (ed. sup. =1)	0.977	0.004	-5.15	0.000	0.968	0.986
N° de individuos	12,906					
N° de fallas	10,907					
N° de observaciones	1,295,487					
Tiempo en riesgo	1,301,439					
Log verosimilitud	-99,708.428					
LR Chi ² (7)	3,661.31					

Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPH 2007.

agregada de la economía. Gracias a la ayuda del Servicio de Impuestos Internos (SII), se pudo obtener parte de la muestra estratificada por riqueza.

En consecuencia, la EFH constituye la única fuente estadística en Chile que proporciona información completa acerca del balance financiero de los hogares, así como de su capacidad para hacer frente a sus responsabilidades financieras.⁶

2. Distribución de la Deuda y Definición de la Deuda en Riesgo

Si bien no existe una definición común ni consensuada para la deuda en riesgo, el Banco Central de Chile ha optado hasta ahora por definirla como altos niveles de la razón carga financiera a ingreso.⁷ Por otra parte, países como Suecia y Noruega consideran el *margen negativo*, definido como aquella situación en la que el gasto total del hogar supera su ingreso total.⁸ De esta forma, el margen financiero para el hogar h se define como:

$$M_h = Y_h - CF_h - G_h \quad (1)$$

donde Y_h corresponde al ingreso total del hogar, CF_h a su carga financiera, y G_h al gasto total del hogar.

En este trabajo, utilizamos ambas dimensiones para determinar la deuda en riesgo. Sin embargo, debemos notar que el proceso de recolección de los datos implica algunos problemas de interpretación, ya que puede existir un riesgo de doble contabilidad. Por ejemplo, el gasto en ropa que realiza un hogar podría aparecer también como un gasto financiero si esta fue comprada a crédito. Luego, si una parte importante del gasto total del hogar se realiza de esta manera, los indicadores, tanto para el margen financiero como para la RCI, podrían estar sobreestimando el estrés financiero del hogar.

Tomando en cuenta estas consideraciones, construimos el escenario base, para lo cual definimos en primer lugar un “margen financiero negativo” como el evento en que el gasto total del hogar supera sus ingresos en un 20%. En segundo lugar, consideramos una alta carga financiera como porcentaje del ingreso (RCI), por sobre 50% y 75% (ver cuadro 2, en p. 43).

⁶ Para una completa descripción de la Encuesta Financiera de Hogares y sus principales resultados, ver Banco Central de Chile (2009).

⁷ Ver Cox, Parrado y Ruiz-Tagle (2006).

⁸ Además, estos países incluyen activos tanto líquidos como ilíquidos como colaterales de las deudas.

A partir del escenario base, es posible observar que un 13.6% de los hogares exhibe un margen negativo y una RCI superior al 50%. Este mismo grupo concentra un 20% de la deuda total de los hogares.

Al refinar la definición para la deuda en riesgo (esto es, tomando una RCI por sobre el 75%), se observa que un 9.5% de los hogares presenta un alto grado de estrés financiero, y la deuda total en riesgo alcanza un 16%, la que se divide en 15% de deuda asegurada y 19% de deuda no asegurada.

Para cambiar el escenario base y definir los distintos escenarios de riesgo, es necesario identificar aquellos hogares que se ven más afectados por un *shock* en la tasa de desempleo agregada, considerando la heterogeneidad de las características de los individuos. Luego, en la siguiente sección se estiman las probabilidades de desempleo.

III. EVALUACIÓN DE LA VULNERABILIDAD FINANCIERA DE LOS HOGARES

La vulnerabilidad financiera de los hogares en Chile está determinada en primer lugar por sus fuentes de ingreso. Esto se debe a que solo una pequeña fracción de la deuda de los hogares está pactada a tasa de interés variable, por lo que los *shocks* en las tasas de interés tendrían un efecto marginal.

La principal fuente de ingreso de los hogares es la remuneración laboral que perciben sus miembros.⁹ Sin embargo, esta podría desaparecer si se pierde el trabajo, ya sea de manera voluntaria o involuntaria, por lo que los trabajadores tienen implícita una cierta probabilidad de quedar desempleados en cualquier momento. Al estimar la probabilidad de desempleo, esta se puede imputar a aquellos individuos que se encuentran trabajando y de esta forma determinar su vulnerabilidad financiera.

En un marco tanto estático como dinámico, los efectos del desempleo a nivel agregado son heterogéneos entre los individuos. Además, dado que la distribución de la deuda de los hogares es diversa, el impacto de un mayor desempleo genera un efecto no homogéneo en la deuda en riesgo. A pesar de esto, los bancos centrales de países como Suecia y Noruega han propuesto un análisis simplificado que supone que un *shock* de desempleo afecta a todos los

trabajadores por igual. Si bien esa metodología es limitada, tiene sentido, ya que la distribución de la deuda en esos países es mucho más igualitaria que la de Chile (particularmente en Noruega), y también porque disponen de grandes prestaciones a los desempleados, las que cubren una parte sustancial de la pérdida de ingresos durante un largo período. Para Chile, en cambio, es más adecuado estimar las probabilidades de desempleo en forma desagregada para así evaluar los efectos heterogéneos.

Hasta ahora, no se dispone de estudios de las probabilidades de desempleo en Chile,¹⁰ por lo que, en lo que sigue de esta sección, se proporcionan estimaciones de las probabilidades de desempleo utilizando un análisis de modelos de duración con datos de panel y métodos no paramétricos y semiparamétricos. En particular, el interés se centra en el efecto que tiene el desempleo a nivel agregado en las probabilidades de desempleo individual.

1. Probabilidades de Desempleo

Estimar las probabilidades de desempleo requiere del análisis de modelos de duración. En este caso, la probabilidad de desempleo se ve reflejada en la probabilidad de mantenerse empleado. Lo que se estima, entonces, es la probabilidad de mantenerse empleado en un momento dado del tiempo, t .

Sea T una variable aleatoria no negativa que denota el momento de “falla” del evento (en este caso la falla es la pérdida del empleo). La función de sobrevivencia (o duración) corresponde a la inversa de la función de distribución acumulada de $T(F(t))$:

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t) \quad (2)$$

Esta función reporta la probabilidad de sobrevivir más allá del tiempo t , y la función de densidad es simplemente $f(t) = -S'(t)$.

⁹ Neilson et al. (2008) documentan que la dinámica laboral es el principal factor en determinar la entrada y salida de situaciones de estrés de ingresos. En la EFH, el ingreso laboral representa más del 60% del total de los ingresos del hogar.

¹⁰ Solo existen estimaciones para la duración del desempleo.

La función de riesgo acumulado se define como:

$$H(t) = -\ln\{S(t)\} \quad (3)$$

luego,

$$f(t) = h(t)\exp\{-H(t)\} \quad (4)$$

Para el propósito de este trabajo, lo que interesa es cómo ciertas covarianzas afectan la función de riesgo, para lo cual se requiere de un análisis multivariado. Sin embargo, es posible utilizar análisis no paramétricos más sencillos para comparar los distintos grupos de funciones de riesgo. Esto se logra al estimar la función de sobrevivencia con el estimador de Kaplan-Meier (1958), dado por:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right) \quad (5)$$

Donde n_j es el número de individuos en riesgo al momento t_j y d_j es el número de fallas en el tiempo t_j .

Por otra parte, el modelo semiparamétrico de Cox (1972) requiere de formas no paramétricas de la función de sobrevivencia, y supone que las covarianzas cambian multiplicativamente la función de riesgo base. Para el individuo j , la función de sobrevivencia se define como:

$$h(t | X_{j,t}) = h_0(t) \exp(X_{j,t} \beta_x) \quad (6)$$

donde los β_x deben ser estimados a partir de los datos.

La función base $h_0(t)$ no es parametrizada (de hecho, no es estimada), ya que el modelo está propuesto en término de razones (el individuo j comparado con el individuo m):

$$\frac{h(t | X_{j,t})}{h(t | X_{m,t})} = \frac{\exp(X_{j,t} \beta_x)}{\exp(X_{m,t} \beta_x)} \quad (7)$$

Para los propósitos de este trabajo, el modelo de Cox es muy conveniente, ya que es fácil de calcular y provee de probabilidades predichas, dadas las covarianzas.

Por otro lado, los métodos paramétricos requieren de una forma funcional para la función de riesgo base. Las más utilizadas son las distribuciones Weibull, Exponencial, Lognormal, Gamma y Loglogística. Estos modelos son costosos de implementar desde el punto de vista computacional, y tienen la desventaja adicional de sesgar los resultados si se presume una distribución incorrecta.

En este trabajo se combinan los diferentes métodos no paramétricos, semiparamétricos y paramétricos, a fin de poder predecir las probabilidades de desempleo con mayor exactitud.

2. Los Datos

Desde el año 2002, Chile cuenta con una nueva encuesta de tipo panel: la Encuesta de Protección Social (EPS), la que se realiza cada dos años. Esta encuesta fue diseñada para levantar información sobre el mercado laboral y el sistema de protección social chileno. Su riqueza radica en que incorpora la historia laboral y previsional de los encuestados así como también información de su hogar.¹¹ En la encuesta del 2002, se preguntó a los individuos sobre toda su historia laboral desde 1980 en forma cronológica, por lo que cada historia tiene una fecha de inicio y otra de término. Además, se inquirió sobre las características del trabajo y su situación en el empleo, y se incorporaron otras preguntas de carácter cualitativo. En la encuesta del 2004, se completó la historia laboral faltante desde el 2002.

La EPS cuenta con 16,727 observaciones y, a partir de estos datos, se construyó un panel mensual de individuos con su correspondiente información de empleo en cada período de tiempo. Luego, para cada mes conocemos la situación laboral de los individuos en una muestra que es representativa de la población chilena mayor de 18 años el 2004. La representatividad para años anteriores es acotada para un grupo de edad que va variando en el tiempo. Por ejemplo, el 2004, la muestra es representativa de la población entre 18 y 65 años; el 2003, es representativa de la población entre 18 y 64 años, y así sucesivamente.

¹¹ La EPS fue diseñada conjuntamente por el Ministerio del Trabajo y el Centro de Microdatos de la Universidad de Chile con la estrecha colaboración de la Universidad de Pennsylvania.

Para realizar las estimaciones, consideramos un período de diez años, desde 1995 hasta el 2004. Esto se debe a que, durante este período, Chile experimentó los efectos de la crisis asiática con una recesión relativamente corta y leve entre los años 1999 y 2000. Además, a partir de 1998, la tasa de desempleo aumentó de manera significativa y permaneció elevada durante largo tiempo después de finalizada la crisis.

Con esto, nuestra muestra está constituida por 16,727 individuos observados por alrededor de 120 meses, lo que implica que la base de datos tiene cerca de dos millones de observaciones.

3. Resultados de las Estimaciones

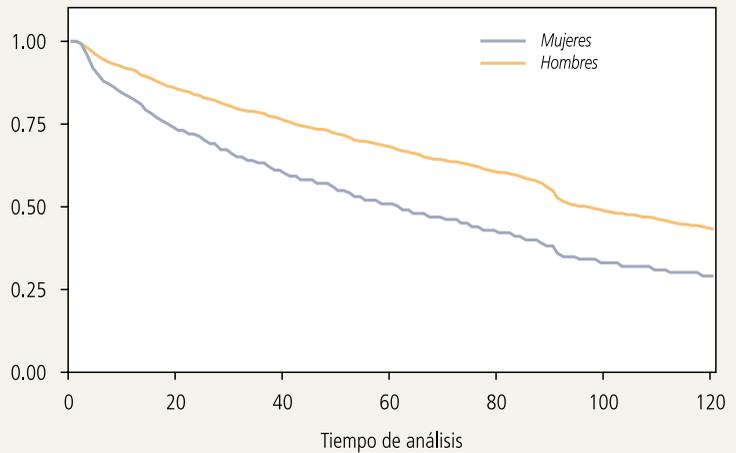
Para estimar las probabilidades de desempleo, utilizamos un conjunto de características individuales $X_{j,t}$ y un conjunto de variables agregadas que cambian en el tiempo, $Z_{j,t}$. El vector de variables $X_{j,t}$ incluye género, edad, educación, tipo de contrato de trabajo, estado civil, sector económico en el que trabaja y tamaño de la firma en la que trabaja, entre otras. Por su parte, el vector de variables $Z_{j,t}$ considera la tasa de desempleo agregado e indicadores mensuales de la actividad económica.

Para nuestro análisis, es importante notar que la pérdida del empleo se define como cualquier salida del trabajo, ya sea perder el empleo o pasar a la inactividad. Esto se debe a que el objetivo de este ejercicio es evaluar la capacidad que tienen los hogares para hacer frente a sus obligaciones financieras, por lo que cualquier caída del ingreso incidirá en su estrés financiero.

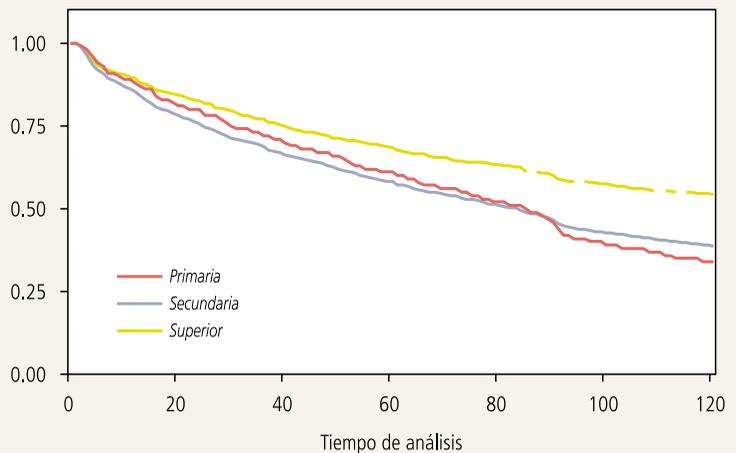
Con el fin de evaluar la heterogeneidad en la probabilidad de sobrevivencia, es útil mirar primero el resultado de las estimaciones no paramétricas de Kaplan-Meier de la función de sobrevivencia por género y nivel de educación (gráfico 4). Las estimaciones por género indican que los hombres

GRÁFICO 4 Estimaciones de Sobrevivencia

A. Sobrevivencia Estimada por Género, Kaplan-Meier



B. Sobrevivencia Estimada por Nivel de Educación, Kaplan-Meier



Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002 y 2004.

tienen una menor probabilidad de perder el empleo que las mujeres en cualquier momento del tiempo. De hecho, el estimador medio indica que los hombres permanecen empleados un 50% más de tiempo que las mujeres, y la probabilidad de perder el empleo alcanza al 50% solo después de 80 meses para ambos sexos.

Por nivel de educación, se observa que los individuos con estudios superiores tienen una menor probabilidad de perder el empleo que los que tienen educación secundaria y primaria. Por su parte, los trabajadores con educación secundaria tienen una mayor probabilidad

CUADRO 2

Hogares con Margen Financiero Negativo^a
(porcentaje)

	Hogares	Deuda asegurada	Deuda no asegurada	Deuda total
Escenario base				
RCI>50	13.6	17.1	26.1	20.2
RCI>75	9.5	14.5	18.8	16.1
Escenario base + probabilidad subyacente de desempleo				
RCI>50	18.2 – 20.8	20.3 – 26.3	30.8 – 36.5	24.3 – 29.4
RCI>75	13.2 – 15.6	17.1 – 22.6	23.1 – 29.0	19.7 – 24.6
Δ+ 5% desempleo				
RCI>50	21.5 – 24.4	22.9 – 30.2	34.1 – 40.4	27.1 – 33.0
RCI>75	15.9 – 18.8	19.2 – 26.2	26.2 – 33.3	22.3 – 28.1
Δ+10% desempleo				
RCI>50	26.1 – 29.5	26.7 – 35.3	38.7 – 35.6	31.2 – 38.3
RCI>75	20.1 – 23.3	22.8 – 30.2	30.9 – 38.8	25.9 – 32.6
Δ+15% desempleo				
RCI>50	31.0 – 34.6	31.9 – 40.9	44.3 – 51.4	36.6 – 44.3
RCI>75	24.5 – 28.0	27.0 – 35.3	36.4 – 44.3	31.0 – 37.9

Fuente: Cálculos de los autores utilizando EPS 2002 y 2004, y EFH 2007.

a. Los intervalos para las simulaciones son p(2.5) y p(97.5).

de perder el empleo cuando la duración de este es menor, en comparación con los individuos que tienen solo escolaridad primaria. Sin embargo, esta realidad se revierte después de noventa meses, siendo los individuos con educación primaria los que tienen la mayor probabilidad de perder el empleo.

El análisis multivariado semiparamétrico de Cox para el modelo proporcional del modelo de riesgo se realizó para múltiples especificaciones. En consecuencia, se llegó a un modelo que mejor se ajusta a los datos (cuadro 1). Una serie de resultados interesantes se desprenden claramente de las estimaciones.

En primer lugar, los hombres tienen una probabilidad menor en cerca de un 30% que las mujeres de perder el empleo, y la tasa de desempleo cambia esta probabilidad en un 17%. Sin embargo, el desempleo parece tener un efecto mayor en hombres que en mujeres (alrededor de un 8% por cada punto porcentual de desempleo).

En segundo lugar, la edad tiene un efecto negativo y decreciente en la probabilidad de desempleo. Esto indica que aquellos trabajadores que son más jóvenes

tienen una mayor probabilidad de perder su trabajo en cualquier momento del tiempo. Sin embargo, este efecto se desvanece a medida que aumenta la edad.

En tercer lugar, los trabajadores con un mayor nivel de educación presentan una probabilidad significativamente menor de perder el empleo. En efecto, las personas con educación superior tienen una probabilidad menor en alrededor de un 30% que aquellas que solo fueron a la escuela primaria. Asimismo, quienes tienen educación superior tienen una menor probabilidad en cerca de un 60% de perder el empleo.

Del mismo modo, el efecto de la tasa de desempleo es heterogéneo entre los diferentes grupos de educación. En efecto, los trabajadores con estudios superiores tienen una probabilidad menor en un 5% por cada punto porcentual de aumento del desempleo que aquellos trabajadores que solo tienen educación primaria (lo que implica que los primeros tienen una probabilidad menor en cerca de un 45% en promedio comparados con los segundos).

Por su parte, los trabajadores con educación secundaria tienen una probabilidad menor en un 3% por

cada punto porcentual de aumento del desempleo comparados con los que solo tienen educación primaria (esto implica que aquellos con educación secundaria tienen una probabilidad menor en cerca de 27% en promedio).

A partir de las estimaciones del modelo de Cox se puede predecir la probabilidad de desempleo mediante la función de sobrevivencia tanto para mujeres como para hombres (gráficos 5 y 6). La edad se fijó en sus valores medios (esto es, cerca de 41 años) y los cambios en el desempleo en 10%, 15% y 20%.

A partir de los gráficos, es posible observar que a mayor nivel de educación, disminuye la probabilidad de desempleo, y, lo que es más importante para nuestro análisis, el impacto de un cambio en el desempleo agregado también disminuye. Asimismo, las mujeres presentan un mayor probabilidad de perder el empleo (es decir, las funciones de sobrevivencia son menores). Sin embargo, los cambios agregados en el desempleo afectan considerablemente más a los hombres que a las mujeres.

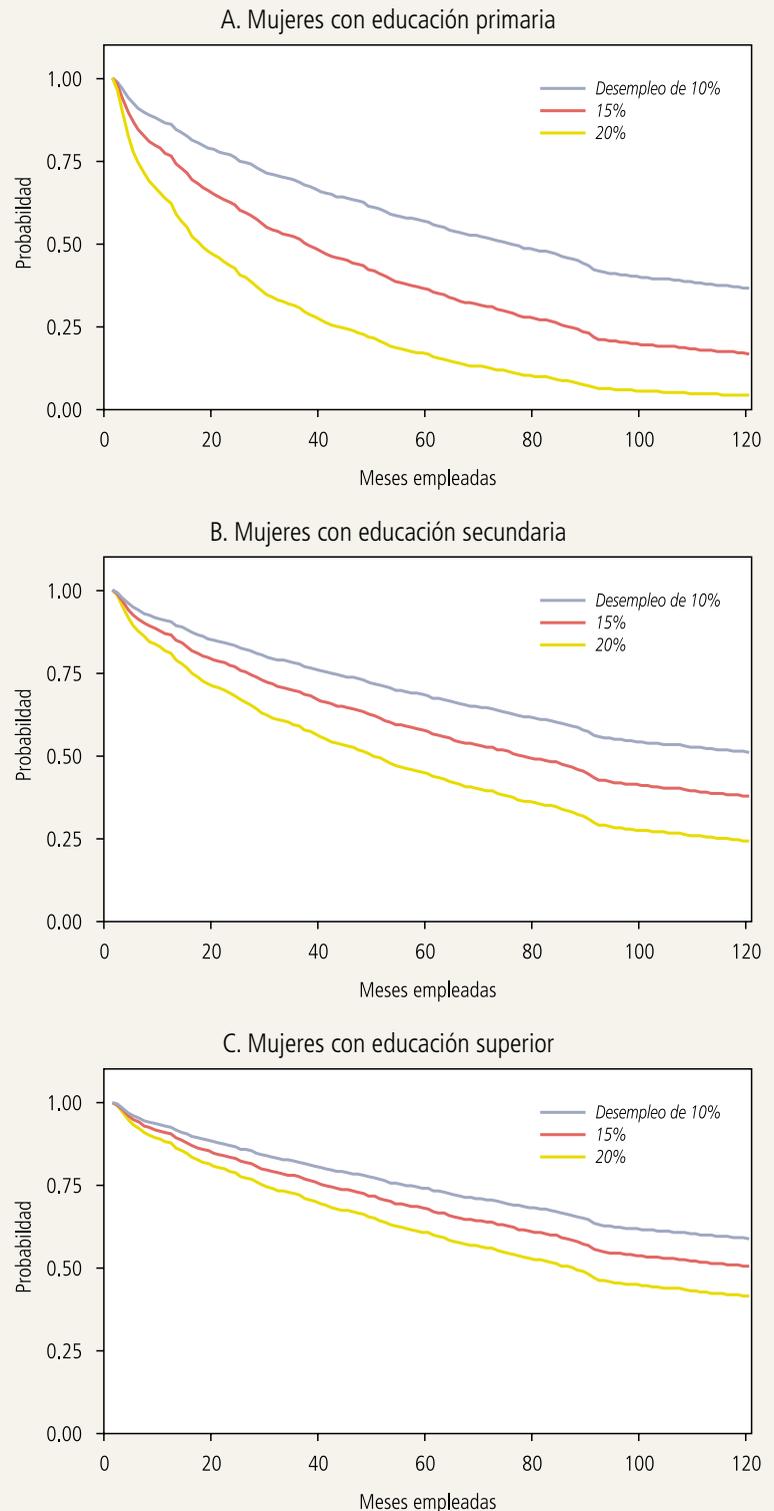
Las estimaciones de las probabilidades de desempleo nos permiten identificar aquellos hogares que son más vulnerables frente a estos *shocks*, por lo que estamos en condiciones de determinar los efectos de aumentos en la tasa de desempleo en la deuda en riesgo. La siguiente sección analiza el estrés financiero de los hogares bajo distintos escenarios de riesgo.

IV. SIMULACIONES DEL ESTRÉS FINANCIERO

En esta sección se utilizan simulaciones de Monte Carlo para determinar la deuda en riesgo que presentan los hogares bajo distintos escenarios de desempleo. Para esto, se imputan las probabilidades de desempleo estimadas anteriormente a

GRÁFICO 5

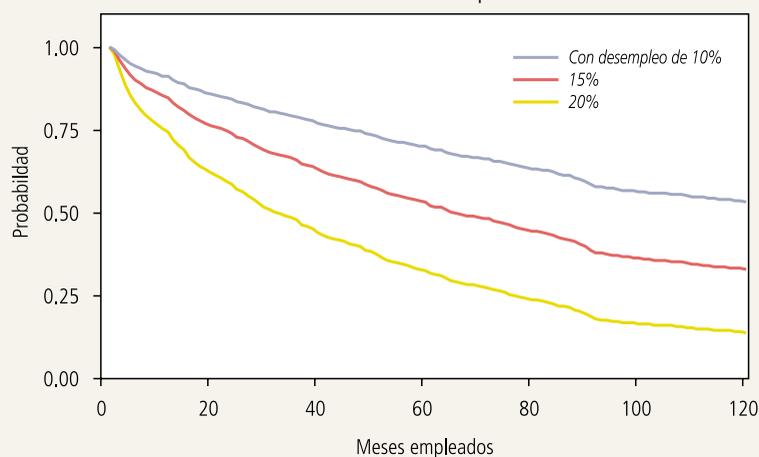
Función de Sobrevivencia Femenina



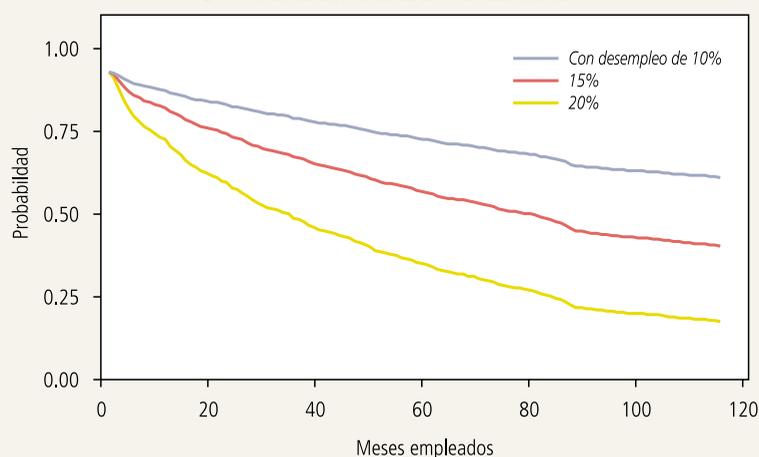
Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002 y 2004.

Función de Supervivencia Masculina

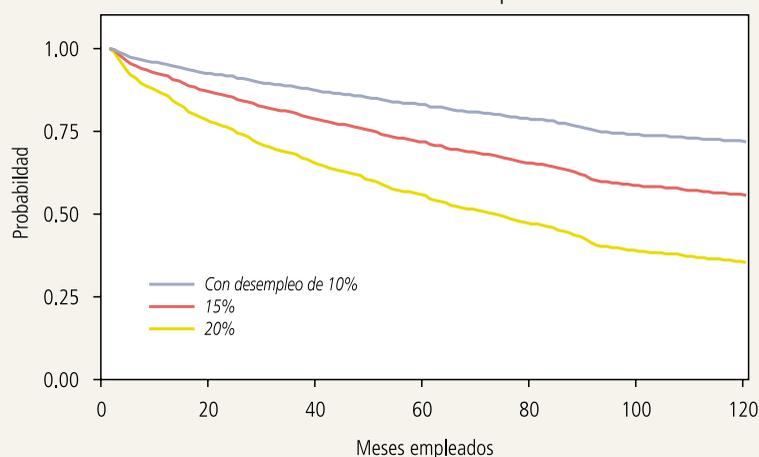
A. Hombres con educación primaria



B. Hombres con educación secundaria



C. Hombres con educación superior



Fuente: Elaboración propia en base a EPS 2002 y 2004.

cada miembro del hogar que trabaja en la EFH 2007.

El primer desafío enfrentado en este ejercicio es que las probabilidades de desempleo dependen de manera crucial de la duración del empleo. Sin embargo, la EFH no recoge esta información, por lo que debe ser imputada en esta base de datos. Para ello, se separan los trabajadores por celdas de edad y nivel de escolaridad y, para cada celda, la distribución total de la duración del empleo se computa como \hat{d}_c . Luego, a cada trabajador j en la celda c se le asignará de manera aleatoria una duración del empleo siguiendo la distribución observada $\hat{d}_c \sim \hat{d}_c$. Por lo tanto, esta es la primera fuente de aleatoriedad.¹²

En seguida, se realizan simulaciones de la siguiente manera: En primer lugar, se genera un número aleatorio uniforme $u_{j,h}$ que es asignado a cada trabajador en la EFH. Luego, para cada trabajador encuestado con características $X_{j,h}$, con una duración del empleo asignada \hat{d}_c y bajo un escenario dado por Z^t , se computa una probabilidad de desempleo usando los parámetros estimados a partir de la función de riesgo. Si esta probabilidad cae por debajo del umbral definido por la variable aleatoria $u_{j,h}$, entonces se considera al trabajador como empleado. Si no, se considera que el trabajador ha perdido su empleo y su ingreso del trabajo se iguala a cero.

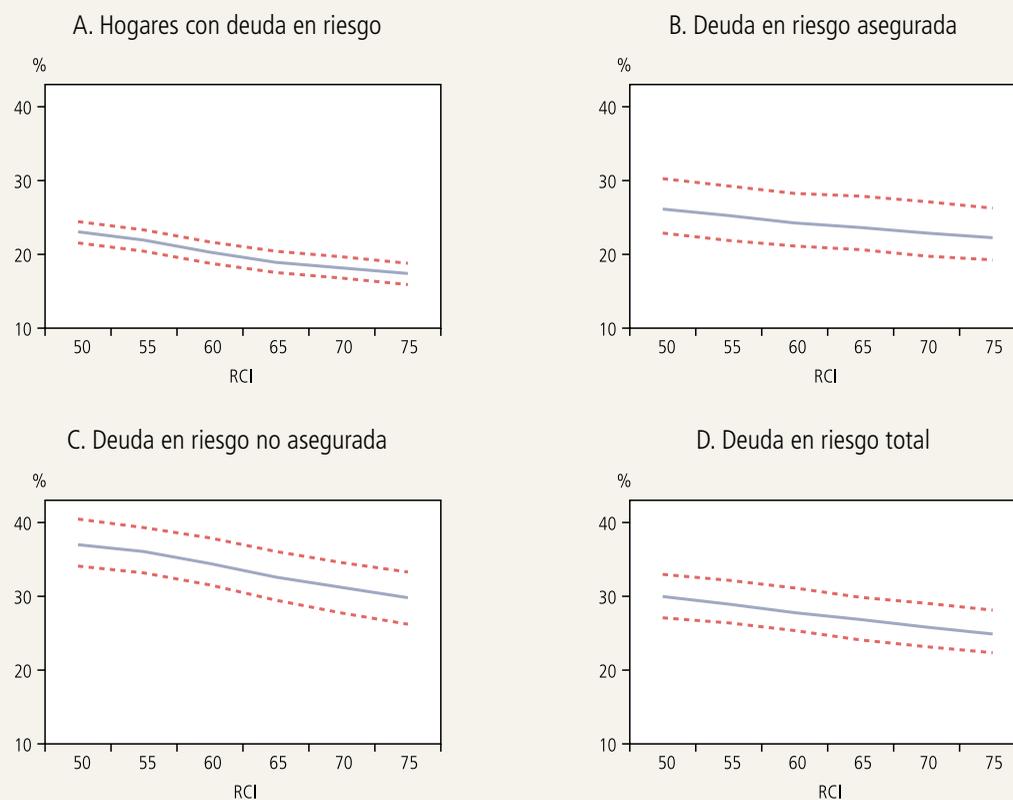
$$\hat{Y}_{j,t}^t = Y_{j,h}^t * \mathbf{1}(\text{Pr}_{j,h}^t(X_{j,h}^t, Z^t) > \mu) \quad (8)$$

La segunda fuente de aleatoriedad viene del hecho de que, al simular la probabilidad de desempleo, esta contiene la

¹² La función de densidad acumulada, $\Phi_{\hat{d}_c}$, fue aproximada con un polinomio de orden 9 para ser utilizado en las simulaciones. Los gráficos A.2 y A.3 del apéndice muestran estas estimaciones.

GRÁFICO 7

Simulaciones para la Deuda en Riesgo, para Distintos Niveles de RCI (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia en base a EFH 2007.

incertidumbre respecto de la estimación del modelo de sobrevivencia a través de la probabilidad de perder el empleo.

Una vez que se redefine la condición de empleo del trabajador y se recalcula su correspondiente ingreso laboral, el ingreso total del hogar se vuelve a computar. Luego, se debe recalcular la RCI de modo que refleje el ingreso total del hogar simulado.

Por último, el indicador agregado de la deuda en riesgo se vuelve a calcular para toda la muestra.

En el escenario base, cerca de un 67% de los hogares tiene algún tipo de deuda formal. En efecto, 16% de los hogares posee deuda asegurada mientras un 57% tiene deuda no asegurada. En términos de monto, la deuda asegurada representa un 60% de la deuda total,

por lo que la deuda no asegurada representa un 40%. Para ilustrar el hecho de que la deuda está concentrada en los quintiles de mayor ingreso, los datos indican que un 45% del total de la deuda está en manos del quintil de ingresos más rico, esto es, un 51% de la deuda asegurada y 36% de la deuda no asegurada. Por último, la RCI mediana alcanza un 19.5% para el total de los hogares con deuda.

En el escenario base, al considerar una RCI superior al 75% y un margen negativo sobre el 20%, se tiene que el 9.5% de los hogares tiene deuda en riesgo, la que representa un 16% de la deuda total de los hogares. En cuanto al tipo de deuda, se tiene que un 15% de la deuda asegurada y un 19% de deuda no asegurada están en riesgo. El hecho de que el porcentaje de la deuda en riesgo asegurada sea menor

que la deuda en riesgo no asegurada, indicaría que existe una menor vulnerabilidad respecto de este tipo de deuda, lo que hace suponer estándares de aprobación más estrictos.

Al incluir las probabilidades implícitas de desempleo, de tal forma de incluir en la deuda en riesgo aquellos hogares cuyos miembros podrían perder su trabajo en cualquier momento del tiempo, encontramos que el número de hogares bajo estrés financiero aumenta a entre 13% y 16%. Por su parte, la deuda en riesgo aumenta a entre 20% y 25% con un intervalo de confianza del 95%¹³ (cuadro 3).

Luego, al simular un aumento de 5% en la tasa de desempleo, esto es, mayor que el ocurrido durante la crisis asiática, el número de hogares con alto estrés financiero aumenta a entre 16% y 19%. La deuda en riesgo, en tanto, aumenta a entre 22% y 28%.

Al definir un escenario aun más extremo, esto es, un aumento de 15% en el desempleo respecto del escenario base, se observa que el número de hogares con alto grado de estrés financiero, aumenta a entre 25% y 28%, y que la deuda en riesgo crece entre 31% y 38%.

La RCI de 75% para el corte puede ser considerada como una condición no tan exigente para considerar que un hogar está enfrentando un alto estrés financiero. Si bien se incluyen niveles de corte para la RCI de 50%, el análisis también se complementa presentando distintos valores de corte para la RCI ante un cambio en la tasa de desempleo de 5% y con un margen negativo de 1.2 (gráfico 7). Las conclusiones de estos gráficos son que los resultados son relativamente estables y no presentan cambios extremos en la deuda en riesgo.¹⁴

A partir de los resultados, es posible observar que el impacto de los aumentos del desempleo es no lineal, tanto en el porcentaje de hogares con deuda en riesgo, como en el porcentaje de la *deuda en riesgo*. En efecto, en el caso de la deuda en riesgo, el aumento del desempleo en 5% respecto del escenario base, genera un incremento de la *deuda total en riesgo* de entre 6.2 y 12 puntos porcentuales. Un incremento adicional de la tasa de desempleo de igual magnitud, aumenta el porcentaje de deuda en riesgo entre 3.6 y 4.5

puntos porcentuales. Además, tomando en cuenta el escenario base que incluye las probabilidades implícitas de desempleo y un aumento de este último de 5%, se observa que la deuda en riesgo aumentaría solo en 4 puntos porcentuales.

Las implicancias de estos resultados son que, a mayores niveles de desempleo, similares a los observados durante la crisis asiática, no se generaría un riesgo de no pago importante para el sistema financiero proveniente del sector hogares. Sin embargo, esto no significa que el sistema financiero deba descuidar la deuda hacia este sector. De hecho, se puede estimar que, dado un aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo, hay un aumento de entre 0.6 y 0.8 puntos porcentuales en la deuda en riesgo.¹⁵

Otro resultado interesante que surge de nuestro estudio es el análisis de los efectos que tiene el aumento del desempleo en la distribución de la deuda (gráfico 8). Considerando el escenario base y los escenarios extremos,¹⁶ es posible observar que, cuando aumenta el desempleo, para que la deuda en riesgo aumente de manera significativa, tiene que ocurrir que los hogares pertenecientes a los quintiles de mayor ingreso sufran significativamente del desempleo. Sin embargo, a partir de las estimaciones de las probabilidades de desempleo, sabemos que esto es menos probable que ocurra bajo cualquier circunstancia. No obstante, lo importante de este resultado es que, a pesar de la menor probabilidad de ocurrencia, el monitoreo hacia el sector hogares debería estar enfocado principalmente en aquellos que tienen un mayor ingreso, que son los que además concentran el mayor volumen de deuda.

Si bien el ejercicio de tensión permite medir la vulnerabilidad financiera de los hogares frente a *shocks*

¹³ El intervalo de 95% se construyó no paramétricamente utilizando percentiles simulados.

¹⁴ El gráfico A.4 del apéndice también presenta el mismo ejercicio para un margen negativo de 1.1.

¹⁵ Jappelli, Pagano y DiMaggio (2008), estiman un aumento de 0.37 puntos porcentuales de aumento en la deuda en mora por cada punto porcentual de aumento en la tasa de desempleo, para una muestra de 11 países pertenecientes a la Unión Europea.

¹⁶ En este caso, el escenario de riesgo considera los percentiles 2.5 y 97.5 para un aumento del desempleo agregado de 5%.

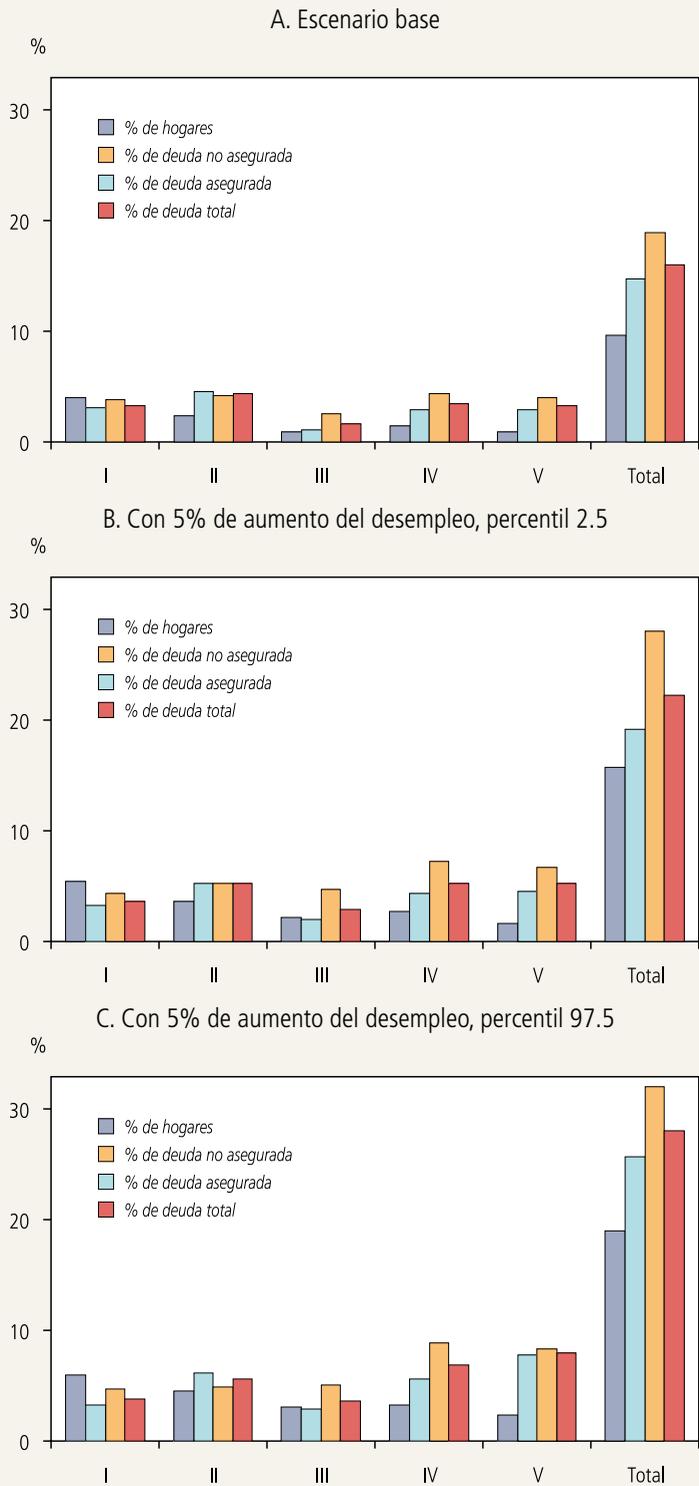
de desempleo, debemos considerar ciertas limitaciones en los resultados: En primer lugar, dado que los trabajadores no enfrentan probabilidades negativas de quedar desempleados (o inactivos), tampoco enfrentan una probabilidad negativa de cambiar su estatus de desempleado a empleado. Por tal razón, estos últimos podrían contribuir con ingreso laboral al hogar, disminuyendo su estrés financiero. En segundo lugar, aquellos trabajadores que quedan desempleados pueden poseer algún seguro, aunque en Chile este no implica una fuente significativa de ingresos.¹⁷ Tercero, aquellos trabajadores que se jubilan y pasan a ser inactivos, pueden tener ingresos por pensiones. Cuarto, los hogares que sufren el desempleo pueden recurrir a otras fuentes de ingreso para hacer frente a sus obligaciones financieras (ingreso por alguna ocupación secundaria o venta de algún activo), haciendo improbable un cese de pagos. Por último, dado que los datos de incumplimiento de las deudas no están disponibles, el aumento de la deuda en riesgo luego de un *shock* en la tasa de desempleo debería interpretarse como aquella deuda que *podría* tener estrés financiero en lugar de ser interpretada como un aumento en la morosidad de los créditos.

A pesar de estas limitaciones, todas las implicancias van en la misma dirección, ya que cada una de ellas hace que disminuya el estrés financiero de los hogares. Luego, este ejercicio debe considerarse como un límite superior para el verdadero estrés financiero de los hogares.

¹⁷ El seguro de desempleo cubre el 30% de los ingresos por tres meses para un trabajador que ha estado empleado por al menos 40 meses consecutivos.

GRÁFICO 8

Distribución de la Deuda en Riesgo, por Quintiles de Ingreso



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EFH 2007.

V. CONCLUSIONES

El endeudamiento de los hogares chilenos ha aumentado en forma sostenida durante los últimos años, tanto en términos absolutos como en relación con su ingreso. Esto ha motivado la atención por la sustentabilidad de la deuda de los hogares, su vulnerabilidad financiera y sus implicancias para la estabilidad del sistema financiero. Sin embargo, hasta ahora no se había llevado a cabo ningún análisis capaz de evaluar la real vulnerabilidad de este sector. La falta de información financiera a nivel microeconómico lo suficientemente detallada ha dificultado este tipo de análisis. La nueva Encuesta Financiera de Hogares contribuye con información novedosa que permite realizar este tipo de estudio. Este trabajo contribuye con un primer análisis que permite cuantificar los riesgos del endeudamiento del sector hogares para la estabilidad financiera.

La principal fragilidad de los hogares es la pérdida de sus fuentes de ingreso, siendo el más importante el ingreso laboral. Dada la significativa heterogeneidad de estos ingresos entre los trabajadores, se hace necesario un análisis a nivel microeconómico para poder determinar el impacto de un aumento en la tasa de desempleo agregado en el estrés financiero de los hogares, medido como el porcentaje de deuda en riesgo.

Los resultados indican que el género, la edad y la educación determinan el tamaño del impacto de *shocks* de desempleo en la probabilidad de desempleo. De igual manera, se ha estimado que el aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo agregado, implica un aumento de entre 0.6 y 0.8 puntos porcentuales en la deuda en riesgo. Sin embargo, la concentración de la deuda en los hogares de mayores ingresos —que son menos vulnerables a los *shocks* agregados de desempleo— resalta la importancia que tiene la heterogeneidad de las respuestas ante el desempleo para la estabilidad financiera. En efecto, las simulaciones para la deuda en riesgo ante distintos escenarios de desempleo, indican que está relativamente acotada. Luego, una mayor tasa de desempleo no significa necesariamente que el sistema

financiero vaya a sufrir un importante cese de pagos causado por el sector hogares, pero tampoco implica que los oferentes de crédito deban subestimar la deuda de este sector.

REFERENCIAS

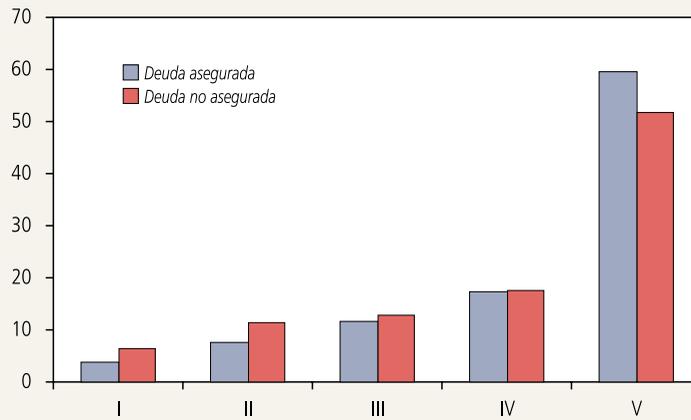
- Banco Central de Chile (2009). “Encuesta Financiera de Hogares: Metodología y Principales Resultados EFH 2007.” Banco Central de Chile.
- Cox, D.R. (1972). “Regression-Models and Life-Tables (with discussion).” *Journal of the Royal Statistics Society*, serie B 34: 187-220.
- Cox, P., E. Parrado y J. Ruiz-Tagle (2006). “The Distribution of Assets, Debt and Income among Chilean Households.” Documentos de la Conferencia de IFC “Measuring the Financial Position of the Household Sector.” Basilea, 30-31 de agosto de 2006, volumen 2.
- Debelle, G. (2004). “Macroeconomic Implications of Rising Household Debt.” BIS Working Papers N°153.
- Gyntelberg, J., M.W. Johansson y M. Persson (2007). “Using Housing Finance Micro Data to Assess Financial Stability Risks.” *Housing Finance International* 22(1): 3-8.
- Jappelli, T., M. Pagano y M. DiMaggio (2008). “Households’ Indebtedness and Financial Fragility.” Ninth Jacques Polak Annual Research Conference, Fondo Monetario Internacional.
- Johansson, M. y M. Persson (2006). “Swedish Households’ Indebtedness and Ability to Pay - A Household Level Study.” *Sveriges Riksbank Economic Review* 2006 (3): 24-41.
- Kaplan, E.L. y P. Meier (1958). “Nonparametric Estimation from Incomplete Observations.” *Journal of the American Statistical Association* 53: 457-81.
- Neilson, C., D. Contreras, R. Cooper y J. Hermann (2008). “The Dynamics of Poverty in Chile.” *Journal of Latin American Studies* 40: 251-73.
- Neilson, C. y J. Ruiz-Tagle (2007). “Worker Flows and Labor Dynamics in Chile: A Retrospective Story.” Mimeo, Universidad de Chile.
- Vatne, B.H. (2006). “How Large are the Financial Margins of Norwegian Households? An Analysis of Micro Data for the Period 1987-2004.” *Norges Bank. Economic Bulletin* 4/06: 173-180.

APÉNDICE

GRÁFICO A1

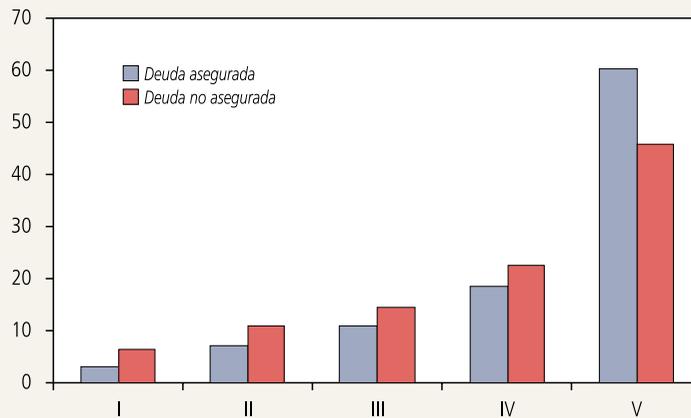
**Deuda de los Hogares a Nivel Microeconómico
(porcentaje de deuda por quintil de ingreso)**

A. Distribución de la deuda por quintiles de ingreso: EPS 2004



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2004.

B. Distribución de la deuda por quintiles de ingreso: Casen 2006

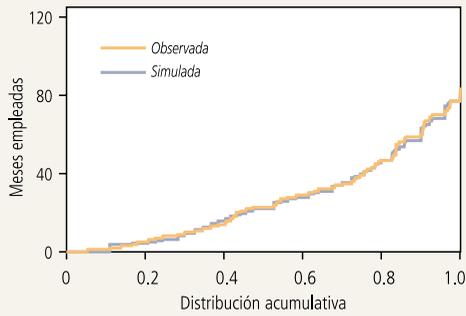


Fuente: Elaboración propia en base a información de la Casen 2006.

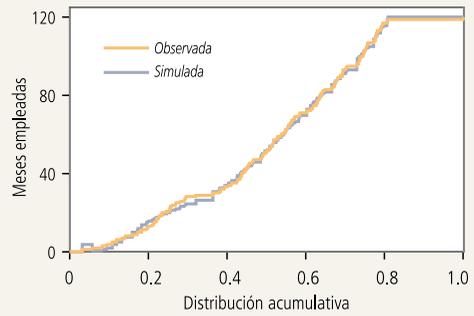
GRÁFICO A2

Distribución de la Duración del Desempleo Femenino

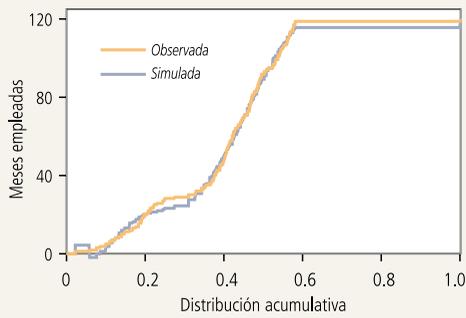
A. Mujeres de 18 a 24 años



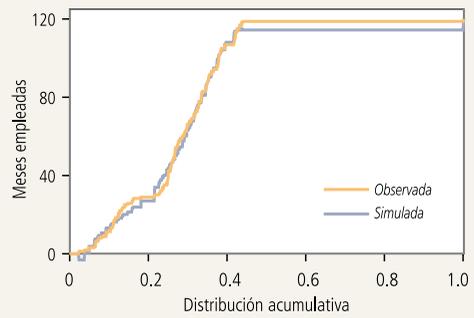
B. Mujeres de 25 a 34 años



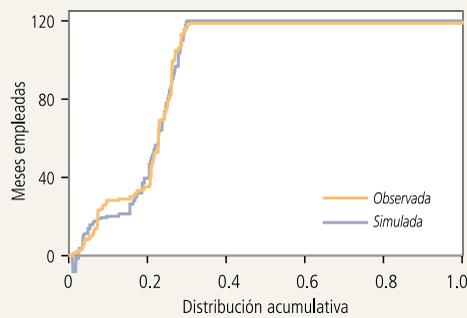
C. Mujeres de 35 a 44 años



D. Mujeres de 45 a 54 años



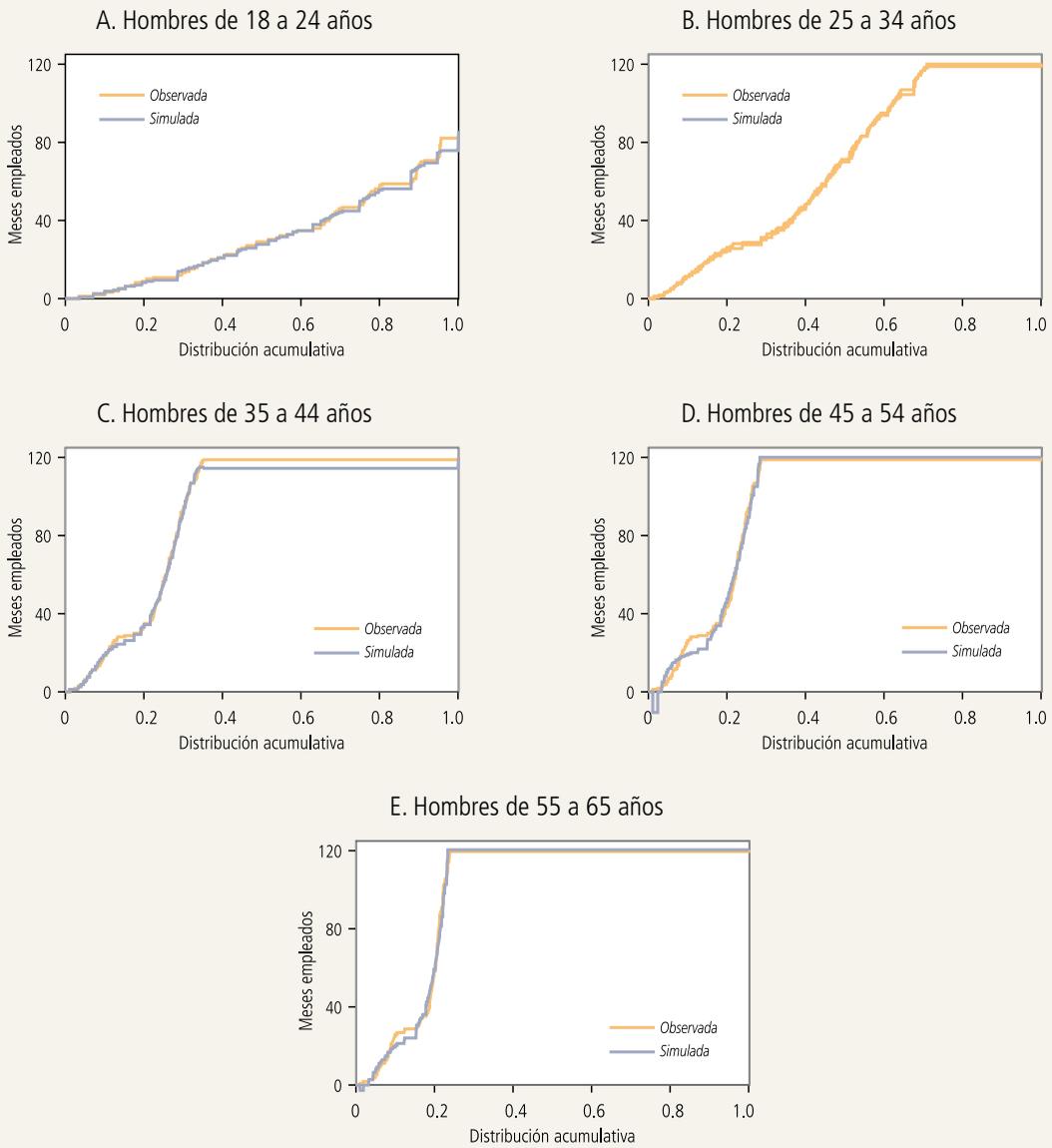
E. Mujeres de 55 a 65 años



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2002 y 2004.

GRÁFICO A3

Distribución de la Duración del Empleo Masculino

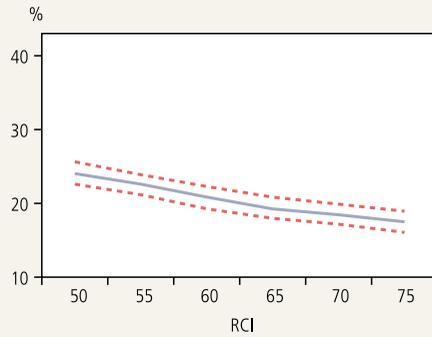


Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2002 y 2004.

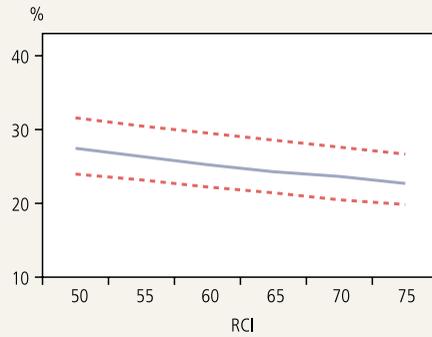
GRÁFICO A4

Simulaciones para la Deuda en Riesgo, para Distintos Niveles de RCI
(cambio en la tasa de desempleo de 5% y margen de 1.1)

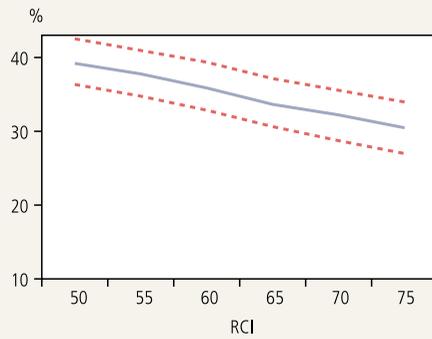
A. Hogares con deuda en riesgo



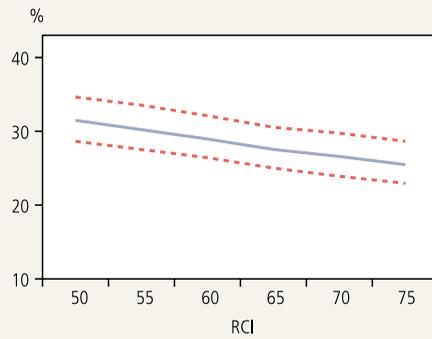
B. Deuda en riesgo asegurada



C. Deuda en riesgo no asegurada



D. Deuda en riesgo total



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPH 2007.

EFECTOS DERRAME EN LOS MERCADOS DE VALORES DEL CONTINENTE AMERICANO*

Francis X. Diebold**
Kamil Yilmaz***

I. INTRODUCCIÓN

Muchos aspectos de los mercados financieros ameritan un monitoreo en materia de gestión de riesgos y composición de portafolio, incluso —y quizá especialmente— en contextos de interés para los bancos centrales. En el último tiempo, se ha dedicado mucha atención a medir y proyectar volatilidades y correlaciones de los retornos, como, por ejemplo, con las volatilidades implícitas de mercado.

Se puede ampliar el criterio de mercado monitoreando no la volatilidad implícita extraída de una sola opción, sino más bien las densidades totalmente neutrales al riesgo, extraídas de conjuntos de opciones con diferentes precios de ejercicio; como en el último gran trabajo de Gray y Malone (2008). Esto es coherente con la perspectiva de “predicción de densidad” sobre medición de riesgos, planteada por Diebold, Gunther y Tay (1998) y varias de las referencias en esa obra.

Sin embargo, en muchos contextos, los mercados de derivados no están disponibles para los objetos de interés. Tal es el caso de este artículo, en que nos centramos en la medición del efecto derrame entre retornos accionarios y volatilidades de estos. En particular, consideramos este derrame en mercados bursátiles entre países del continente americano, preguntando cuánto de la varianza del error de predicción del retorno (o volatilidad) general del mercado de valores de un país se debe a perturbaciones en los mercados de otros países.

Simplemente no existen mercados de derivados de los cuales se puedan obtener “externalidades implícitas”. Por consiguiente, utilizamos un estimador de derrames —no basado en el mercado— que resulta ser bastante eficiente; es de amplia aplicación, simple e intuitivo, pero a la vez riguroso y reproducible. Facilita el estudio de episodios con y sin crisis,

incluyendo tendencias, así como ciclos (y estallidos) de los derrames. Sin embargo, aun cuando transmite información valiosa, elude los tan discutidos aspectos relativos a la definición y existencia de episodios de “contagio” o “comportamiento de manada”.¹

Procedemos de la siguiente manera: en la sección II se presenta la motivación y la descripción de nuestra medida del efecto derrame, la que se basa en la descomposición de la varianza de un vector autorregresivo. En la sección III, utilizamos nuestra medición a fin de evaluar su efecto en los mercados de valores de América durante las últimas décadas, tanto para los retornos como para la volatilidad. En la sección IV, resumimos nuestros resultados y planteamos algunas direcciones para futuras investigaciones.

II. MEDICIÓN DE EFECTOS DERRAME

En esta sección describimos un índice de derrame recientemente propuesto por Diebold y Yilmaz (2009a), que luego utilizamos para medir tales efectos en el continente americano. El índice es bastante general y flexible, y se basa directamente en la descomposición de varianza de vectores autorregresivos (VAR) ajustados a los retornos o volatilidades. Difiere, por ejemplo, de otros enfoques como el de Edwards y Susmel (2001), que producen un solo indicador 0/1 “estado alto / estado bajo” (nuestro índice varía continuamente), y que son económicamente manejables sólo para unos pocos países (nuestro índice es simple de calcular, incluso para un mayor número de países).

* Agradecemos al Banco Central de Chile por motivarnos a desarrollar esta investigación y a Dimitrios Tsomocos por sus constructivos comentarios sobre su avance. Nuestra gratitud especial para los organizadores de la conferencia Rodrigo Alfaro, Dale Gray y Jorge Selaive. Por sus aportes al inicio del programa del que forma parte este trabajo, nuestro reconocimiento a Jon Faust, Roberto Rigobon y Harald Uhlig. Por su apoyo a la investigación, agradecemos a la National Science Foundation.

** University of Pennsylvania y NBER. E-mail: fdiebold@sas.upenn.edu

*** Koc University, Estambul. E-mail: kyilmaz@ku.edu.tr

¹ Respecto del contagio (o ausencia del mismo) ver, por ejemplo, Edwards y Rigobon (2002) y Forbes y Rigobon (2002).

El índice de derrame básico es una derivación directa de la conocida noción de descomposición de la varianza asociada a un VAR de N variables. En líneas generales, por cada activo i simplemente agregamos las participaciones en la varianza del error de predicción que se originan en perturbaciones sobre el activo j , para todo $j \neq i$, y luego agregamos sobre todos los $i = 1, \dots, N$.

Para simplificar la notación, consideramos primero el ejemplo simple de un VAR de orden uno con dos variables que es estacionario en covarianza;

$$x_t = \Phi x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

donde $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t})'$ y Φ es una matriz de parámetros de 2×2 . En nuestro trabajo empírico posterior, x podrá ser un vector de retornos accionarios o bien un vector de volatilidades de retornos accionarios. Por estacionariedad en covarianza, la representación del promedio móvil del VAR existe y está dada por

$$x_t = \Theta(L)\varepsilon_t,$$

donde $\Theta(L) = (I - \Phi L)^{-1}$. Resulta útil reformular la representación del promedio móvil como

$$x_t = A(L)u_t,$$

donde $A(L) = \Theta(L)Q_t^{-1}$, $u_t = Q_t \varepsilon_t$, $E(u_t u_t') = I$ y Q_t^{-1} es el factor triangular inferior único de Cholesky de la matriz de covarianza de ε_t .

Ahora consideramos la predicción un paso adelante. Inmediatamente, la predicción óptima (más precisamente, la predicción de mínimos cuadrados lineales de Wiener-Kolmogorov) es

$$x_{t+1,t} = \Phi x_t,$$

con el correspondiente vector de error un paso adelante,

$$e_{t+1,t} = x_{t+1} - x_{t+1,t} = A_0 u_{t+1} = \begin{bmatrix} a_{0,11} & a_{0,12} \\ a_{0,21} & a_{0,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t+1} \\ u_{2,t+1} \end{bmatrix},$$

el cual tiene matriz de covarianza

$$E(e_{t+1,t} e_{t+1,t}') = A_0 A_0'.$$

Por lo tanto, en particular, la varianza del error un paso adelante al predecir $x_{1,t}$ es $a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2$, y la varianza del error un paso adelante al predecir $x_{2,t}$ es $a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2$.

Las descomposiciones de las varianzas nos permiten dividir las varianzas del error de predicción de cada variable en partes atribuibles a las diversas

perturbaciones al sistema. Más específicamente para el presente ejemplo, responden las siguientes preguntas: ¿Qué fracción de la varianza del error de predicción un paso adelante para x_1 se debe a una perturbación de x_1 ? ¿y a x_2 ? Y, asimismo, ¿qué fracción de la varianza del error de predicción un paso adelante para x_2 se debe a perturbaciones de x_1 ? ¿y a x_2 ?

Definamos *partes de la varianza propias* como las fracciones de las varianzas del error un paso adelante al predecir x_i debido a perturbaciones de x_i , para $i = 1, 2$, y *partes de la varianza cruzadas*, o *derrames*, como las fracciones de las varianzas del error un paso adelante al predecir x_i debido a perturbaciones de x_j , para $i, j = 1, 2, i \neq j$. Hay dos posibles efectos derrame sobre nuestro ejemplo simple de dos variables: las perturbaciones $x_{1,t}$, que afectan la varianza del error de predicción de $x_{2,t}$ (con aporte $\tilde{a}_{0,21}^2 = a_{0,21}^2 / (a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2)$), y las perturbaciones $x_{2,t}$, que afectan la varianza del error de predicción de $x_{1,t}$ (con aporte $\tilde{a}_{0,12}^2 = a_{0,12}^2 / (a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2)$). En consecuencia, el derrame total es $\tilde{a}_{0,12}^2 + \tilde{a}_{0,21}^2 = a_{0,12}^2 / (a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2) + a_{0,21}^2 / (a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2)$, el cual podemos convertir en un índice fácil de interpretar, expresándolo como proporción de la suma de las contribuciones relativas a la varianza del error de predicción, que es $(\tilde{a}_{0,11}^2 + \tilde{a}_{0,12}^2) + (\tilde{a}_{0,21}^2 + \tilde{a}_{0,22}^2) = 2$. Expresando el ratio como porcentaje, el índice de derrame queda como:

$$S = \frac{\tilde{a}_{0,12}^2 + \tilde{a}_{0,21}^2}{2} \times 100$$

Una vez ilustrado el Índice de Efecto Derrame en un caso simple de dos variables de primer orden, es simple generalizarlo a entornos dinámicos más ricos. En particular, para un VAR de N variables de orden p (pero todavía utilizando predicciones un paso adelante), inmediatamente tenemos

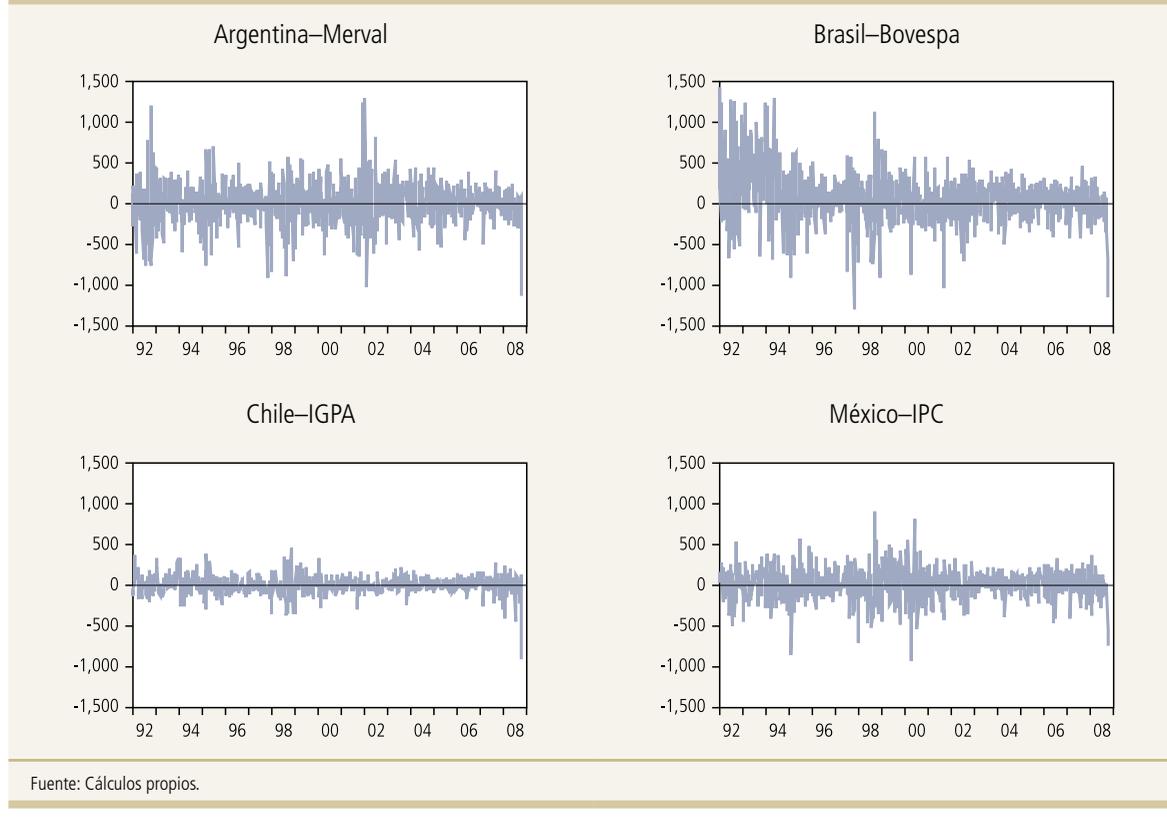
$$S = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{a}_{0,ij}^2}{N} \times 100,$$

y para el caso plenamente general de un VAR de N variables de orden p , utilizando predicciones h pasos adelante, tenemos

$$S = \frac{\sum_{k=0}^{h-1} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{a}_{k,ij}^2}{N} \times 100$$

GRÁFICO 1

Retornos Bursátiles en Sudamérica



La generalización de nuestra medición de efecto derrame suele ser útil y la explotamos en nuestro análisis empírico posterior de derrames en retornos y volatilidades en el continente americano.²

III. ANÁLISIS EMPÍRICO DEL EFECTO DERRAME EN LOS MERCADOS DE VALORES DE AMÉRICA

Aquí examinamos los derrames en mercados de valores del continente americano, centrándonos en los correspondientes a retornos y volatilidades.

1. Datos

Examinamos los retornos generales de los mercados de valores en cuatro países sudamericanos: Argentina (Merval), Brasil (Bovespa), Chile (IGPA) y México (IPC), desde el 1 de enero de 1992 hasta el 10 de octubre de 2008. Medimos los retornos en forma semanal, utilizando los niveles de índices accionarios subyacentes al cierre del viernes y los

expresamos como porcentajes anualizados. El retorno porcentual semanal anualizado para el mercado i es $r_{it} = 52 \times 100 \times (\Delta \ln P_{it})$. Ilustramos los retornos de los cuatro países en el gráfico 1 y presentamos un resumen estadístico en el cuadro 1.

Asimismo, medimos las *volatilidades* (desviaciones estándar) semanales de los retornos. Siguiendo la tradición de Garman y Klass (1980), estimamos las volatilidades semanales de los retornos utilizando los precios semanales máximo, mínimo, de apertura y de cierre obtenidos de datos diarios subyacentes máximo, mínimo, de apertura y de cierre, desde la apertura del lunes hasta el cierre del viernes:³

² Aunque queda fuera del ámbito de este artículo, será interesante en un trabajo futuro explorar la relación de nuestra medición del derrame con otras basadas, por ejemplo, en correlaciones o covarianzas variables en el tiempo.

³ Ver también Parkinson (1980) y Alizadeh, Brandt y Diebold (2002).

CUADRO 1

Resumen Estadístico de Retornos de Bolsas Sudamericanas

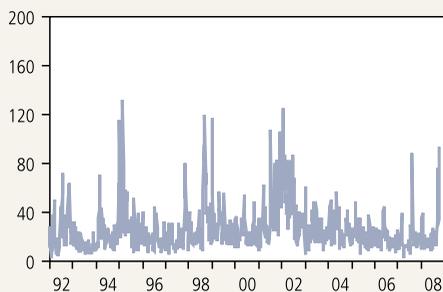
	Argentina	Brasil	Chile	México
Media	2.49	64.33	8.49	15.75
Mediana	19.75	55.04	8.74	28.83
Máximo	1301.99	1417.96	473.78	910.16
Mínimo	-1135.39	-1303.04	-915.84	-921.24
Desv. Est.	264.78	317.84	111.77	188.51
Coef. de asimetría	-0.02	0.39	-0.70	-0.32
Curtosis	5.79	5.70	9.60	5.36
Jarque-Bera	283.40	287.63	1661.05	217.78
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
Nº de observaciones	875	875	875	875

Fuente: Cálculos propios.

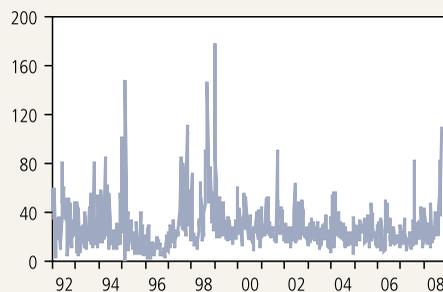
GRÁFICO 2

Volatilidades de Mercados Accionarios Sudamericanos

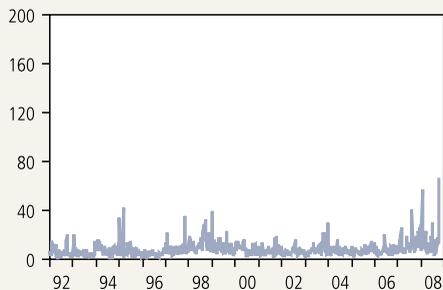
Argentina–Merval



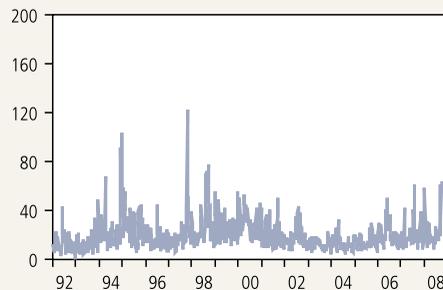
Brasil–Bovespa



Chile–IGPA



México–IPC



Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 2

Resumen Estadístico de Volatilidades de Mercados Accionarios Sudamericanos

	Argentina	Brasil	Chile	México
Media	25.63	27.76	7.97	19.64
Mediana	20.94	23.88	6.65	16.71
Máximo	132.40	178.58	66.86	122.17
Mínimo	1.83	0.08	0.30	0.61
Desv. Est.	17.43	18.23	5.85	12.23
Coef. de asimetría	2.25	2.85	3.50	2.43
Curtosis	10.12	16.89	25.14	13.97
Jarque-Bera	2587.20	8211.40	19651.30	5248.50
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
N° de observaciones	875	875	875	875

Fuente: Cálculos propios.

$$\tilde{\sigma}_{it}^2 = 0.511(H_{it} - L_{it})^2 - 0.019 [(C_{it} - O_{it})(H_{it} + L_{it} - 2O_{it}) - 2(H_{it} - O_{it})(L_{it} - O_{it})] - 0.383(C_{it} - O_{it})^2,$$

donde H es el precio máximo entre lunes y viernes, L es el precio mínimo entre lunes y viernes, O es el de apertura del lunes y C es el de cierre del viernes (todo en logaritmos naturales). Ahora, dado que $\tilde{\sigma}_{it}^2$ es un estimador de la varianza semanal, la correspondiente estimación de la desviación estándar porcentual semanal anualizada (volatilidad) es $\hat{\sigma}_{it} = 100\sqrt{52 \times \tilde{\sigma}_{it}^2}$. Ilustramos las volatilidades de los cuatro países en el gráfico 2 y presentamos sus estadísticas descriptivas en el cuadro 2.

Los gráficos 1 y 2 y los cuadros 1 y 2 destacan diversos aspectos interesantes del comportamiento de los retornos y la volatilidad. En primer lugar, los retornos chilenos tienden a ser menores y menos variables en promedio que los de los demás países sudamericanos. En segundo lugar, los períodos de muy alta volatilidad corresponden, por lo general, a crisis financieras y económicas, y tienden a ser comunes entre los mercados. Por ejemplo, la volatilidad aumentó fuertemente en todos los mercados de valores durante la crisis mexicana de 1995, la crisis asiática de 1997, las crisis rusa y brasilera de 1998 y 1999, y la crisis financiera global de 2007-2008.⁴

2. Implementación Empírica de la Medida de Derrame

Utilizamos VAR de segundo orden ($p = 2$), $h =$ predicciones diez pasos adelante, y $N =$ cuatro o cinco países (Argentina, Brasil, Chile y México, con y sin EE.UU.). Computamos la variación en el tiempo de los derrames estimando de nuevo el VAR semanalmente, utilizando una ventana móvil de estimación de cien semanas. Calculamos el índice de derrame sólo cuando los parámetros del VAR estimado implican estacionariedad en covarianza.

Un aspecto esencial es identificar el VAR. La ortogonalización tradicional, utilizando el factor Cholesky de la matriz de covarianza de innovaciones del VAR, produce descomposiciones de la varianza que pueden depender de su ordenamiento. Existen varios “ajustes” parciales. Primero, se podría intentar una identificación estructural si, por ejemplo, se pudieran imponer restricciones creíbles a la matriz de covarianza de innovación del VAR, pero por lo general este no es el caso. Segundo, basándose en Faust (1998), se podría intentar delimitar el rango de los derrames correspondientes a todas las descomposiciones de $N!$ varianzas asociadas al

⁴ La única excepción es la crisis argentina de 2001-2002, durante la cual el repentino aumento de la volatilidad en Argentina no se extendió a los demás países.

CUADRO 3

Derrame de Retornos, Muestra Completa

	Argentina	Brasil	Chile	México	Contribución de otros
ARG	97.63	0.09	0.24	2.04	2.4
BRA	15.84	83.51	0.01	0.63	16.5
CHL	13.61	8.33	75.57	2.50	24.4
MEX	22.38	5.77	3.06	68.79	31.2
Contribución a otros	51.80	14.20	3.30	5.20	74.5
Contribución incluyendo la propia	149.50	97.70	78.90	74.00	Índice = 18.6%

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 4

Derrame de Volatilidades, Muestra Completa

	Argentina	Brasil	Chile	México	Contribución de otros
ARG	96.00	0.69	1.81	1.51	4.0
BRA	28.27	67.59	0.60	3.54	32.4
CHL	14.12	14.86	70.98	0.04	29.0
MEX	18.67	11.36	4.00	65.97	34.0
Contribución a otros	61.10	26.90	6.40	5.10	99.5
Contribución incluyendo la propia	157.10	94.50	77.40	71.10	Índice = 24.9%

Fuente: Cálculos propios.

conjunto de todos los posibles ordenamientos del VAR. Tercero, siguiendo a Pesaran y Shin (1998), se podría intentar efectuar la descomposición de la varianza invariable al ordenamiento.

Por último, se podría simplemente calcular todo el conjunto de derrames correspondiente a las descomposiciones de todas las $N!$ varianzas asociadas al conjunto de todos los órdenes posibles del VAR. Este enfoque de fuerza bruta no es factible cuando N es alto, pero es preferible en caso contrario, ya que no implica supuestos auxiliares. En nuestro caso, N es bastante bajo (4 a 5), de manera que podemos efectuar el cálculo directamente y utilizar descomposiciones de la varianza basadas en todos los $N!$ órdenes, lo que hacemos en la mayor parte de este artículo.

3. Efecto Derrame en Sudamérica

En los cuadros 3 y 4 entregamos muestras completas de tablas de derrames en América del Sur para retornos y volatilidades, respectivamente.⁵ Los efectos derrame, tanto de retornos como de volatilidades, son

considerables; los primeros se acercan al 19% y los segundos son incluso mayores, de 25%.

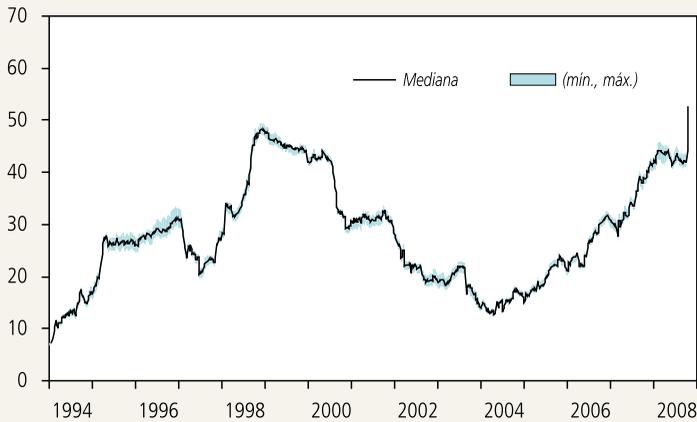
Se puede considerar que los cuadros 3 y 4 entregan mediciones del efecto derrame promedio sobre la muestra completa. De mayor interés son los *movimientos* de estos en el tiempo. En consecuencia, en los gráficos 3 y 4 mostramos figuras dinámicas de los derrames en los retornos y volatilidades, respectivamente, para Sudamérica, calculadas mediante ventanas móviles de estimación de VAR de cien semanas. En lugar de basarnos en algún ordenamiento de VAR específico para identificar el factor Cholesky, calculamos el índice de derrame para cada ordenamiento posible de VAR⁶. Los gráficos indican que los derrames, tanto de los retornos como

⁵ El ordenamiento del VAR es Argentina, Brasil, Chile, México. Posteriormente, consideraremos todos los ordenamientos posibles.

⁶ Las líneas de los gráficos 3 y 4 son medianas en todos los ordenamientos, y la zona sombreada da el rango.

GRÁFICO 3

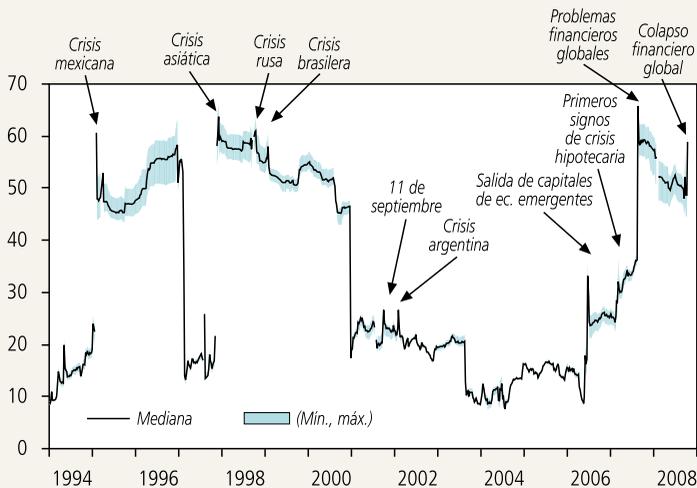
Derrames, Retornos



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 4

Derrames, Volatilidades



Fuente: Cálculos propios.

de las volatilidades, varían ampliamente en el tiempo y que, por otra parte, los primeros evolucionan en forma gradual, mientras que los segundos muestran saltos más abruptos, que por lo general corresponden a episodios de crisis.

Examinemos con más detención las líneas de los efectos derrame, considerando primero el caso de los retornos. Los derrames de los retornos aumentan a medida que movemos la ventana de estimación hasta

finis de 1994, y saltan a 30% inmediatamente después del estallido de la crisis mexicana en diciembre de 1994. Luego caen a 20% a fines de 1996 (a medida que sacamos la crisis mexicana de la ventana de estimación), pero las crisis asiática y rusa les impiden caer más. Los derrames de los retornos llegan a su nivel máximo de casi 50% en el apogeo de la crisis rusa en septiembre de 1998, y se reducen mucho a medida que sacamos la crisis rusa de la ventana de la submuestra. Sorprendentemente, los derrames de los retornos no aumentan durante la crisis brasilera de enero de 1999; por el contrario, continúan su movimiento secular descendente, llegando a niveles tan bajos como 13% en el año 2004, después de lo cual vuelven a subir, con un salto en la primera semana de octubre de 2008.

Consideremos ahora los derrames de las volatilidades, que aumentan en forma vertiginosa hasta 50% al inicio de la crisis mexicana y fluctúan entre 45 y 60% antes de desplomarse cuando sacamos la crisis de la ventana de estimación. Más tarde vuelven a repuntar durante la crisis asiática de 1997, y se mantienen altos mientras se incluye la crisis asiática en la ventana de estimación. También se ven afectados por la crisis rusa de septiembre de 1998, la crisis brasilera de enero de 1999, los atentados terroristas del 11/S en EE.UU. y la crisis argentina de enero del 2002, pero sólo levemente. En los últimos años, los mayores movimientos provienen

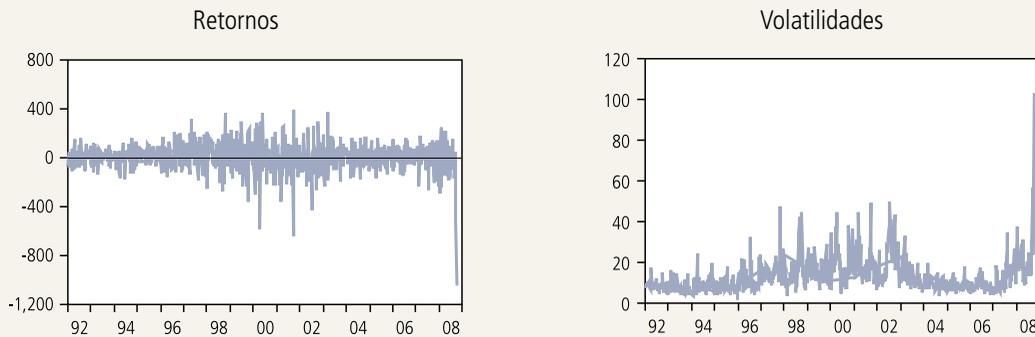
de la crisis *subprime* estadounidense y del posterior colapso financiero global.

4. Inclusión de Estados Unidos

Ahora evaluamos si la inclusión de EE.UU. afecta los resultados, agregando al análisis los retornos y volatilidades del S&P 500, además de los cuatro países sudamericanos originales ya presentes. En el gráfico 5 trazamos los retornos y volatilidades de

GRÁFICO 5

Retornos y Volatilidades en Mercados Accionarios de EE.UU.



Fuente: Cálculos propios.

EE.UU. y en el cuadro 5 entregamos un resumen estadístico. Con EE.UU. incluido, los derrames de los retornos son siempre mayores y la distancia se mantiene prácticamente igual en el tiempo (gráfico 6). En cambio, los derrames de la volatilidad son inferiores antes de la crisis asiática y superiores después de ella (gráfico 7).

5. Comparación con Externalidades en Asia

En los gráficos 8 y 9 comparamos los efectos derrame de los retornos y la volatilidad en economías sudamericanas con los de los países de Asia del Este (Hong Kong, Japón, Australia, Singapur, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Taiwán y Tailandia). Es evidente que los patrones sudamericanos no reproducen la trayectoria de los patrones mundiales, aunque por supuesto, no dejan de estar relacionados.

Las externalidades de los retornos en Sudamérica aumentan considerablemente durante las crisis mexicana, asiática y rusa, después de lo cual se reducen en forma continua hasta el 2004, llegando a niveles cercanos a los de comienzos de los noventa. Aumentan el 2005 y el 2006 durante las breves salidas de capitales al exterior desde los mercados emergentes en 2006, y también suben de golpe durante la primera semana de octubre del 2008.

En contraste, los derrames de los retornos en Asia del Este son casi planos desde la crisis asiática

CUADRO 5

Resumen Estadístico, Retornos y Volatilidades en Mercados Accionarios de EE.UU.

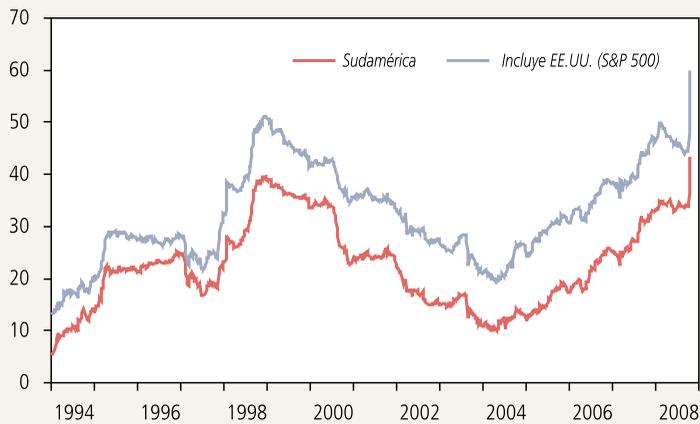
	Retornos	Volatilidad
Media	4.53	13.15
Mediana	11.97	10.65
Máximo	389.60	102.96
Mínimo	-1044.36	1.54
Desv. est.	115.60	8.22
Coef. de asimetría	-1.32	2.87
Curtosis	12.92	21.63
Jarque-Bera	3845.70	13850.80
Probabilidad	0.00	0.00
Nº de observaciones	875	875

Fuente: Cálculos propios.

hasta hace poco tiempo. Luego de la primera fase de la crisis financiera global entre julio y agosto de 2007, el efecto derrame de los retornos aumenta repentinamente en Asia del Este, y vuelve a hacerlo durante el colapso financiero de la primera semana de octubre del 2008.

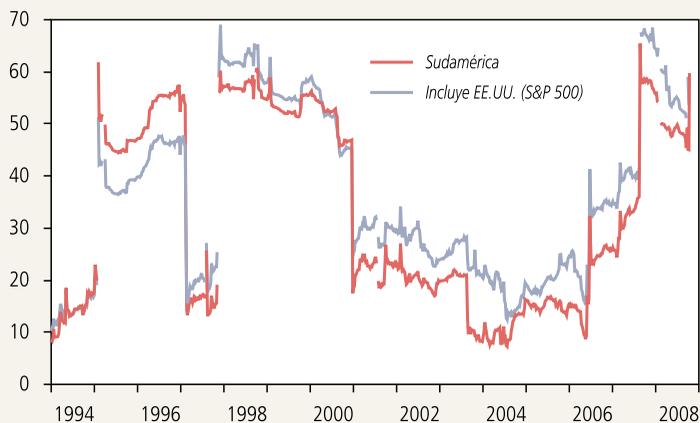
Los derrames de los retornos aumentaron tanto en Sudamérica como en Asia del Este a comienzos de los años noventa, pero el aumento fue mayor en el caso de Sudamérica, especialmente en fechas cercanas a la crisis mexicana. Además, esta última afectó los

GRÁFICO 6

Derrame de Retornos, Con y Sin EE.UU.

Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 7

Derrame de Volatilidades, Con y Sin EE.UU.

Fuente: Cálculos propios.

derrames de los retornos en Sudamérica durante mucho más tiempo que en Asia del Este. Por último, este efecto aumenta en ambas regiones durante la crisis asiática, en tanto la crisis rusa afecta sólo a Sudamérica.

Es interesante observar que los derrames de los retornos generalmente indican que los mercados de valores sudamericanos no están tan bien integrados como los de Asia del Este. Tal vez la presencia del importante mercado de valores japonés junto a la función de centro regional que tiene Hong Kong facilita

la integración financiera y el derrame. Muchos piensan que los mercados núcleo desempeñan un rol esencial en la propagación de las perturbaciones, y Sudamérica no cuenta con un centro como Hong Kong.

Los patrones de derrames de volatili-dades en Sudamérica y Asia del Este también son bastante diferentes; a veces muestran movimientos claramente divergentes. Por ejemplo, durante la crisis mexicana, y en Sudamérica, estos saltaron de 20 a 50%, mientras que en Asia del Este no fueron afectados. Otras veces, los mismos se mueven de manera semejante en las dos regiones; por ejemplo, en ambas regiones responden en forma significativa durante la crisis asiática y la crisis global de liquidez/solvencia de 2007-2008.

IV. RESUMEN E INDICACIONES PARA INVESTIGACIONES FUTURAS

Utilizamos el índice de derrame de Diebold-Yilmaz (2009a) para evaluar los derrames de los retornos accionarios y las volatilidades en el continente americano. Estudiamos episodios con y sin crisis entre 1992 y 2008, incluidos ciclos y estallidos de derrames, y ambos resultan ser empíricamente importantes. En particular, encontramos evidencia asombrosa de comportamiento divergente en la dinámica de los derrames de retornos y de volatilidades: los primeros muestran ciclos que evolucionan en forma gradual, pero sin estallidos, mientras los segundos muestran claros estallidos que corresponden, en gran medida, a acontecimientos económicos.

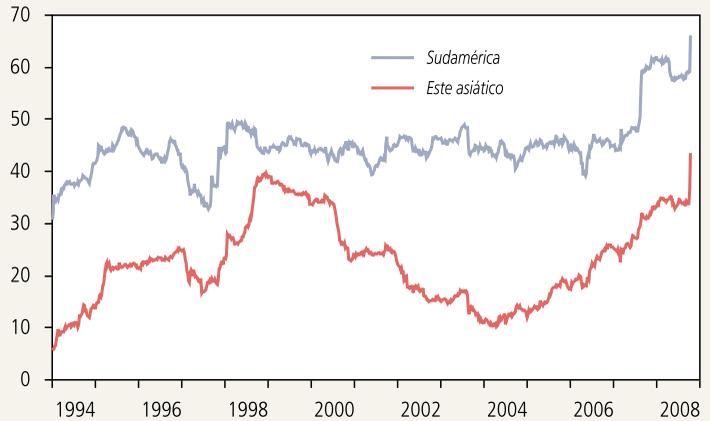
Se pueden hacer varias recomendaciones importantes para estudios futuros, tanto sustantivas como metodológicas. Consideramos primero las sustantivas. Aquí nos centramos sólo en el efecto derrame de los mercados de valores entre países, pero también se podrían examinar dichos efectos dentro de los países (un solo mercado), así como otras clases de

activos y múltiples clases de activos. Por ejemplo, en el entorno actual los derrames de los mercados de crédito hacia los mercados de valores son de obvio interés. Por otra parte, en todos los casos se podría intentar evaluar la *dirección* de estos, como en Diebold y Yilmaz (2009b).

Consideremos ahora las indicaciones metodológicas. Se podría enriquecer (o especializar) el VAR en el que se basa el índice de externalidad para admitir estructuras factoriales y/o coeficientes variables en el tiempo, posiblemente con modelos de régimen cambiante, como en Diebold y Rudebusch (1996). También se podría efectuar un análisis bayesiano en el marco adoptado en este artículo o en las extensiones antes esbozadas, lo que podría ser de utilidad, por ejemplo, para imponer estacionariedad en covarianza.

GRÁFICO 8

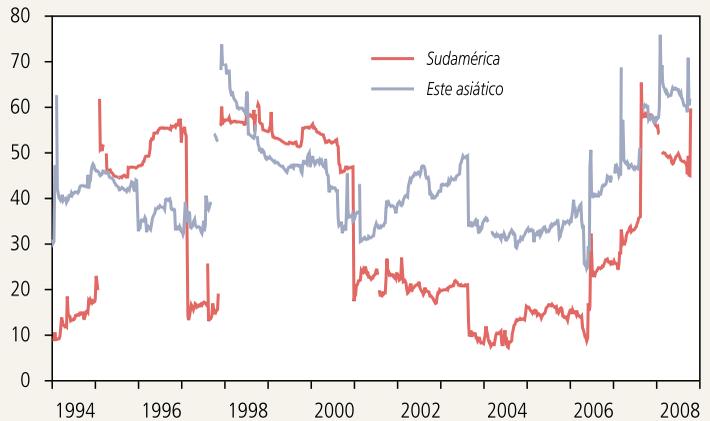
Derrame de Retornos en Sudamérica y en el Este Asiático



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 9

Derrame de Volatilidades en Sudamérica y en el Este Asiático



Fuente: Cálculos propios.

REFERENCIAS

- Alizadeh, S., M.W. Brandt y F.X. Diebold (2002). "Range-Based Estimation of Stochastic Volatility Models." *Journal of Finance* 57: 1047-92.
- Diebold, F.X., T. Gunther y A. Tay (1998). "Evaluating Density Forecasts, with Applications to Financial Risk Management." *International Economic Review* 39: 863-83.
- Diebold, F.X. y G.D. Rudebusch (1996). "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective." *Review of Economics and Statistics* 78: 67-77.
- Diebold, F.X. y K. Yilmaz (2009a). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets." *Economic Journal* 119: 1-14.
- Diebold, F.X. y K. Yilmaz (2009b). "Better to Give than to Receive: Directional Measurement of Stock Market Volatility Spillovers." Mimeo, University of Pennsylvania y Koc University.
- Edwards, S. y R. Rigobon (2002). "Currency Crises and Contagion: An Introduction." *Journal of Development Economics* 69: 307-13.
- Edwards, S. y R. Susmel (2001). "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets." *Journal of Development Economics* 66(2): 505-32.
- Faust, J. (1998). "The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49: 207-44.
- Forbes, K.J. y R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *Journal of Finance* 57: 2223-61.
- Garman, M.B. y M.J. Klass (1980). "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data." *Journal of Business* 53: 67-78.
- Gray, D. y S.W. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. Chichester: John Wiley.
- Parkinson, M. (1980). "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return." *Journal of Business* 53: 61-5.
- Pesaran, M.H. y Y. Shin (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters* 58: 17-29.

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.

PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS DE LARGO PLAZO EN CHILE

Nicolás Álvarez H.**
Luis Opazo R.**

I. INTRODUCCIÓN

Desde inicios del 2007 a la fecha, se ha observado una tendencia creciente de las firmas chilenas a financiarse a largo plazo en el mercado nacional. Las hipótesis en torno a este fenómeno van desde restricciones financieras en el exterior hasta distorsiones en el costo de endeudamiento local ante un mayor apetito de inversionistas institucionales por instrumentos locales. En esta última línea, estimaciones internas sugieren que el costo de endeudarse en dólares en el extranjero sería mayor que el de realizar dicha operación en el mercado interno a través de una operación sintética que involucre emitir en moneda local (UF) y usar *cross currency swaps* para transformar los flujos a dólares.¹ Este punto es ilustrado en el gráfico 1, el cual exhibe el diferencial del costo de endeudamiento para un conjunto de empresas chilenas que en el último tiempo han emitido en el mercado local. Así, por ejemplo, Endesa² en diciembre del 2008 emitió deuda AA- en UF a un costo sintético en dólares aproximadamente 200 pb menor que el costo que habría enfrentado en los mercados internacionales.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es evaluar si se cumple o no la paridad cubierta de tasas de interés de largo plazo en Chile y, en caso de que no se cumpla, evaluar cuáles serían los factores que explicarían dicho fenómeno. El resto del documento se compone de tres secciones. La siguiente sección describe en detalle la estructura de los instrumentos

financieros involucrados y esboza los potenciales mecanismos de arbitraje. La sección III analiza la evidencia internacional respecto de la paridad cubierta a largo plazo y, además, provee evidencia para Chile. La última sección resume las principales conclusiones del estudio.

II. MECÁNICA DE COBERTURA

1. Paridad Cubierta de Tasas de Interés

En ausencia de costos de intermediación, primas por riesgo y fricciones en general, la denominada paridad cubierta de tasas de interés implica las siguientes condiciones:

$$r = r^* + f - s \quad (1)$$

$$r = r^* + (c - c^*) \quad (2)$$

donde r es la tasa de interés interna, r^* la tasa de interés externa, f el tipo de cambio *forward*, s el tipo de cambio contemporáneo, c^* la tasa fija del *currency swap* externo y c la tasa fija del *currency swap* interno.

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Felipe Alarcón, Kevin Cowan, Nicolás Malandre y Nicolás Valderrama. Errores y omisiones son de nuestra exclusiva responsabilidad.

** División de Política Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: nalvarez@bcentral.cl; lopazo@bcentral.cl.

¹ El *cross currency swap* es un instrumento financiero que permite el intercambio de flujos en distintas monedas. Ver sección siguiente para más detalles.

² Pese a que el negocio local de Endesa no tiene una exposición natural al dólar, sí registra Yankee bonds emitidos en el mercado norteamericano.

La ecuación (1) corresponde a la condición de arbitraje en caso de que el riesgo cambiario se cubra mediante el uso de *forwards*, lo cual, en general, es válido para el corto plazo, ya que para este caso existe un mercado de derivados cambiarios lo suficientemente profundo. No obstante, la ausencia de dicho mercado para operaciones de largo plazo implica que el arbitraje debe llevarse a cabo mediante el uso de *currency swaps* según se establece en la ecuación (2).

Con el fin de clarificar la notación e instrumentos involucrados, y dada la relevancia del *currency swap* en el establecimiento de las condiciones de arbitraje, a continuación se describe en mayor detalle este instrumento. Las principales características del *currency swap* son las siguientes:

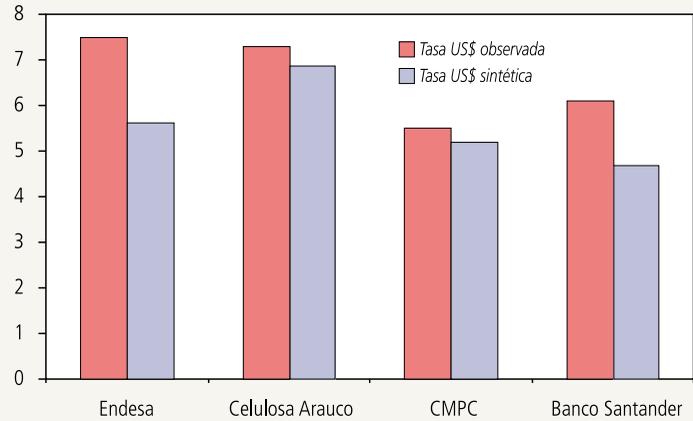
- a) al inicio del contrato se intercambian dos principales de igual valor en diferentes monedas;
- b) en las fechas de compensación, los intereses se pagan y reciben en diferentes monedas según las tasas acordadas; y
- c) los principales son intercambiados al final del contrato al tipo de cambio inicial.

El gráfico 2 ilustra los flujos involucrados en un *currency swap* genérico de pesos y dólares de instrumentos con tasa de interés r^1 y r^2 , respectivamente, en el cual se busca obtener un flujo en pesos. Nótese que r^1 y r^2 podrían diferir de r y r^* dando lugar a los denominados *currency swap spreads*. En base a dicha notación, los términos c y c^* corresponden a las tasas internas de retorno de los flujos en pesos y dólares, respectivamente.

De acuerdo con lo anterior, la lógica de la ecuación (2) es la siguiente. Un inversionista puede invertir \$1 en un bono interno o externo de plazo T . En caso de invertir en el bono extranjero, requiere convertir inicialmente

GRÁFICO 1

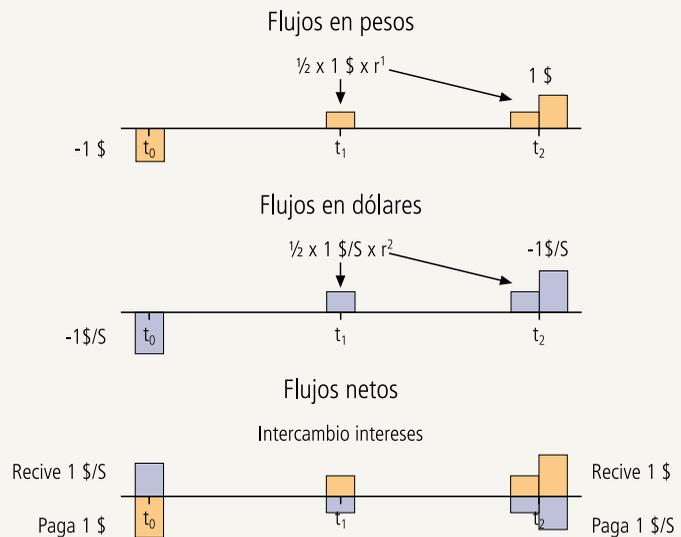
Costo Soberano de Deuda en Dólares en Mercados Interno y Externo (diferencial, porcentaje)



Fuente: Elaborado en base a información de Bloomberg. La metodología de estimación de estas operaciones se detalla en la sección III.2.

GRÁFICO 2

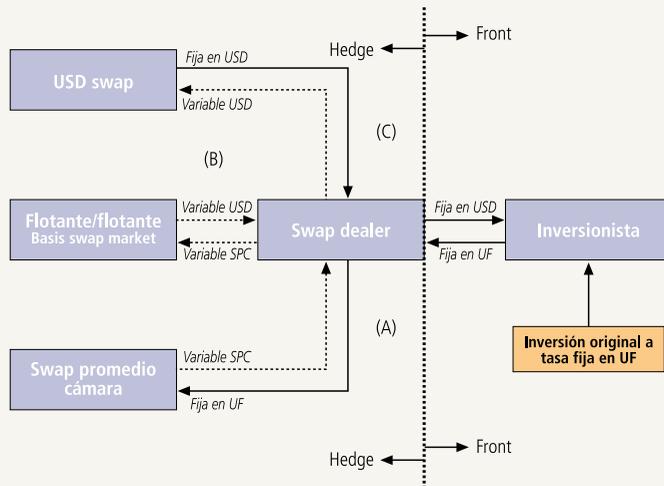
Flujos de una Operación de Currency Swap



Fuente: Elaboración propia basada en Neftci (2004).

el peso a dólares según el tipo de cambio spot (S), lo cual implica que dispone de $\$1/S$ dólares para invertir en un activo con rendimiento r^* . Adicionalmente, para expresar dicho retorno en términos de la moneda doméstica sin incurrir en riesgo cambiario, el inversionista deberá celebrar un contrato de *currency*

Operaciones de Cobertura Involucradas en un *Currency Swap* UF-Dólar



Fuente: Elaboración propia.

swap en que el inversionista pagará c^* y recibirá la tasa fija *swap* en moneda nacional, c . Finalmente, al vencimiento del contrato, los flujos en dólares serán expresados al tipo de cambio spot previamente acordado (S). En consecuencia, el retorno en moneda nacional asociado a invertir en un activo extranjero estará dado por $\$/I/S(r^* - c^*) \cdot S + c = r^* - c^* + c$ y, por condiciones de arbitraje, esta expresión debería ser equivalente al retorno asociado a invertir en el activo interno r o, lo que es equivalente, $r = r^* + (c - c^*)$.

En caso de que la paridad cubierta de largo plazo no se cumpla, las decisiones de financiamiento, ya sea a través del mercado externo o el doméstico, deberían orientarse a explotar tales diferencias. En caso que el retorno externo sea demasiado alto ($r^* - c^* \geq r - c$), podrían generarse las siguientes operaciones de arbitraje:³

- Comprar activos extranjeros y *currency swaps* peso-dólar, lo cual tendería a reducir el retorno extranjero hacia el equilibrio.
- Endeudarse en pesos y *swapear* para reducir el costo del financiamiento externo.
- Endeudarse en pesos, invertir en activos externos y usar *currency swaps* para cubrir el riesgo cambiario.

2. Componentes del *Currency Swap*

En base a lo expuesto, la paridad cubierta de largo plazo dependerá en gran medida de los factores involucrados en el *currency swap*. En términos muy generales, y ejemplificando para el caso de Chile, si un inversionista quisiera expresar en dólares el retorno de un instrumento de largo plazo indexado a UF —por ejemplo, BCU a 10 años—, se requeriría emplear un *currency swap* dólar-UF. Con el fin de clarificar los elementos involucrados en la valoración de dicho *currency swap*, el gráfico 3 presenta el esquema de cobertura que replicaría la construcción de dicho instrumento. En primer lugar, el comprador del *currency swap* solo observa el producto ya armado que ofrece el *swap dealer* (*SD*) —en términos del gráfico 3,

“Front”. Sin embargo, este intermediario financiero requiere emplear al menos tres mecanismos de cobertura para estructurar el *currency swap*, a saber: i) los flujos que recibe en UF los intercambia por flujos a una tasa flotante a través de un *swap* promedio cámara (tramo A del gráfico 3); ii) el retorno variable asociado a la parte flotante es intercambiado por un flujo variable en dólares (tramo B), el cual, en términos de los operadores de mercado, se realiza mediante un *swap float-float* que se denomina el *basis swap market*; y iii) el retorno variable en dólares es empleado en un *swap* que genera un retorno fijo en dólares (tramo C). Cabe señalar que este tipo de cobertura opera de manera similar en la dirección inversa; o sea, intercambiar dólares por UF o, eventualmente, para *currency swaps* que involucren otro tipo de intercambios.

En consecuencia, el análisis de la paridad cubierta de largo plazo requiere evaluar los componentes antes mencionados que se encuentran involucrados en la estructuración del *currency swap* (tramos A, B y C).

³ En caso de que el diferencial de retorno sea el opuesto, las operaciones de arbitraje tienen la dirección opuesta a las especificadas a continuación.

III. EVIDENCIA EMPÍRICA

1. Evidencia Internacional: Revisión de la Literatura

La evidencia empírica indica que no es infrecuente el incumplimiento de la paridad cubierta de tasas largas. Takezawa (1994) calcula que las desviaciones de la paridad de largo plazo para el marco alemán, la libra esterlina y el yen respecto del dólar estadounidense alcanzaron magnitudes significativas durante el período 1998-1990. La desviación promedio para instrumentos de siete años fue de 24, 64 y 50 pb para dichas monedas, respectivamente, mientras los máximos observados alcanzaron a 71, 92 y 77 pb. Fletcher y Taylor (1994) también reportan evidencia de desacoplamiento, caracterizando los períodos de desequilibrios para instrumentos a 10 años por diferenciales promedio en el rango de 15 a 34 pb y una duración máxima que fluctúa entre 5 y 33 semanas.

McBrady y Schill (2007) presentan evidencia de desacoplamientos relativamente prolongados en una muestra que cubre el período septiembre 1993 a septiembre 2001. En el caso particular de la libra, entre Sept.-1993 y Marzo-1996, el emisor de un bono AAA podría haberse beneficiado entre 20 y 40 pb en caso de emitir deuda en dólares con una cobertura libra-dólar en lugar de simplemente emitir bonos denominados en libras.

Adicionalmente, McBrady y Schill (2007) muestran que la sensibilidad del tipo de financiamiento con respecto al diferencial de costos es estadísticamente significativa y, a través de este mecanismo, los excesos de retornos serían eliminados gradualmente a través del tiempo. En cuanto a dicha gradualidad, McBrady y Schill sugieren que los arbitadores naturales de estos mercados son grandes inversores/deudores, los cuales no es evidente que arbitren de manera instantánea dichos mercados. Por ejemplo, ellos plantean que si para la Coca-Cola el costo de emitir un bono a cinco años es 5.0% y el costo de la versión sintética de un bono más *swap* es 4.75%, la empresa elegirá la versión sintética; sin embargo, la Coca-Cola solo “arbitraré” en el caso en que efectivamente requiera financiamiento de largo plazo; en caso contrario no “arbitraré” dicha diferencia.

La existencia de períodos de desacoplamiento no solo puede deberse a la ausencia de arbitadores activos en dichos mercados, sino también a la presencia de costos de arbitraje que crean zonas neutrales de no arbitraje.⁴ McBrady (2005) provee estimaciones basadas en *bid-ask spreads* del orden de ± 20 pb, sin embargo, complementariamente, mediante estimaciones econométricas de modelos de series de tiempo (TAR) estima zonas neutrales sustancialmente mayores y altamente variables a través de mercados. Por ejemplo, en el caso de los bonos de gobierno a 10 años, el promedio de los límites de arbitraje de los *spreads* es ± 13 pb, pero en el caso de Japón y Suiza el límite superior de arbitraje es del orden 70 pb; en tanto que para el caso de los Eurobonos A a 10 años el promedio de la cota superior e inferior en promedio es aproximadamente ± 30 pb, alcanzando un máximo de 40 pb para el caso de la libra.

La evidencia más reciente en esta área muestra que, a partir de las turbulencias financieras de agosto 2007, el *cross currency basis swap* para plazos de 1, 2 y 5 años del euro, libra y yen respecto del dólar se redujeron a valores en un rango medio de aproximadamente 5 pb (Baba, Packer y Pagano, 2008). Los autores vinculan el cambio de tales *spreads* a la estrechez de liquidez e incertidumbre imperante en los mercados de más corto plazo, lo cual habría generado una mayor demanda de financiamiento a plazos más largos.

Finalmente, cabe destacar que el efecto de las potenciales fricciones que afectan el cumplimiento de la paridad cubierta varía con el plazo de los instrumentos, tanto en magnitud como en signo (McBrady, 2005). Así, por ejemplo, en el caso de bonos europeos AA, la desviación promedio a tres meses, 1, 5 y 10 años es 10, -2.4, -10.2 y -36.4 pb, respectivamente; mientras para los bonos japoneses AA, la desviación es 26.3, -14.7, -1.0 y -3.6, respectivamente. Cabe señalar que este tipo de diferencias es relativamente común para otros tipos de bonos presentados en McBrady (2005). Esta evidencia no solo plantea la potencial violación de la paridad cubierta para plazos similares, sino también la eventual ausencia de arbitraje a través de la curva de

⁴ Este tipo de consideraciones también se aplica para el arbitraje en el mercado de corto plazo (Opazo y Ulloa, 2008).

CUADRO 1

Hoja de Balance *Swap Dealer*
***Currency Swap* Tasa Fija UF-Tasa Fija Dólar**

	Activos	Pasivos	
<i>Front</i>	Flujos a tasa fija en UF	Flujos a tasa fija en US\$	
<i>Back</i>	Recibe SPC 6m	Paga flujos a tasa fija en UF	<i>swap 1</i>
	Recibe flujos variables US\$ Libor 6m	Paga SPC 6m	<i>swap 2</i>
	Recibe flujos variables US\$ libor 3m	Paga flujos variables US\$ libor 6m	<i>swap 3</i>
	Recibe tasa fija en US\$	Paga flujos variables US\$ Libor 3m	<i>swap 4</i>

Fuente: Elaboración propia.

plazos. Este aparente no arbitraje a través de plazos, según operadores locales, se explicaría por una volatilidad relativamente mayor de las desviaciones de más corto plazo, lo cual, en la práctica, impone un riesgo adicional a una eventual operación de arbitraje a través de plazos.

2. Paridad Cubierta de Largo Plazo en Chile

Bonos soberanos

Esta sección evalúa el cumplimiento de la paridad cubierta de largo plazo en Chile en el período enero 2006 – marzo 2009. El ejercicio busca contrastar el retorno que se obtiene sintéticamente⁵ en dólares para un BCU a 5 y a 10 años, respecto de las bandas de arbitraje naturales en la que este instrumento sintético debería moverse. A continuación se explican los pasos a seguir en esta operación y, complementariamente, el cuadro 1 resume la hoja de balance del agente (*dealer*) que provee el *currency swap*.

El inversionista compra un bono en UF a la tasa de un BCU a cinco años (i_5^{UF}). Posteriormente, para expresar dicho retorno en dólares, se realiza una operación de *currency swap* donde el *swap dealer* y el inversionista intercambiaran flujos en UF y US\$ (cuadro 1, sección *Front*). Para tales efectos, y con el

fin de obtener una valoración del *currency swap*, en lo que sigue describimos las etapas de cobertura en las que incurre el *swap dealer* en este contrato.

En una primera etapa (cuadro 1, *swap 1*), el agente ingresará en un *swap* donde pagará flujos fijos en UF (i_5^{SPC}) y recibirá la tasa variable promedio cámara 6 meses (i_6^{SPC}), operación que se realiza en el mercado *swap* promedio cámara. La tasa *swap* fija a cinco años en UF de este mercado se puede expresar de la siguiente manera:

$$i_5^{SPC} = i_5^{UF} + \text{swap spread}_5^{UF} \quad (3)$$

Complementariamente (cuadro 1, *swap 2*), el agente ingresará en el mercado donde se intercambian tasas flotantes entre los mercados local y extranjero. Aquí pagará la tasa flotante cámara 6 meses (i_6^{SPC}) y recibirá flotante libor 6 meses (i_6^{libor}). En este caso existe un cargo adicional por este *swap*, denominado *basis swap*, que refleja el costo de pasar del mercado local al extranjero, es decir:

$$i_6^{SPC} = i_6^{libor} + \text{basis swap} \quad (4)$$

⁵ Se entiende por sintético la tasa final en dólares que resulta de convertir mediante el uso de contratos *swaps* la tasa en UF del bono.

En un tercer intercambio (cuadro 1, *swap 3*), el agente recibirá flujos a libor 3 meses (i_3^{libor}) y pagará flujos a libor 6 meses (i_6^{libor}). Este *swap* es necesario solo para calzar el desajuste de plazos que provoca el *swap 2* con el *swap* requerido para obtener el retorno fijo en dólares a 5 años, situación proveniente de las convenciones actuales entre los mercados *swaps* de Chile y Estados Unidos. Por último (cuadro 1, *swap 4*), el agente llevará a cabo un *swap* donde paga libor a 3 meses (i_3^{libor}) y recibe tasa fija en US\$ (i_5^{SPC}). Cabe señalar que la tasa fija en dólares es posible de expresar como función de un *T-bond* a 5 años ($i_5^{US\$}$), del siguiente modo:

$$i_5^{SPC} = i_5^{US\$} + swap\ spread_5^{US\$} \quad (5)$$

Así, y considerando los *swaps* 1 -4 y las ecuaciones (2) a (5), la tasa del BCU a 5 años equivalente en dólares puede expresarse de la siguiente forma:⁶

$$i_5^{BCU-US\$} = i_5^* + swap\ spread_5^{US\$} - swap\ spread_5^{UF} + basis\ swap \quad (6)$$

Para evaluar si la tasa sintética en dólares implica o no un desalineamiento de la paridad cubierta de largo plazo, a continuación definimos las cotas superior e inferior de la zona neutral de no arbitraje de dicha tasas largas. Para tales fines, se sigue la metodología empleada por Opazo y Ulloa (2008), a saber:

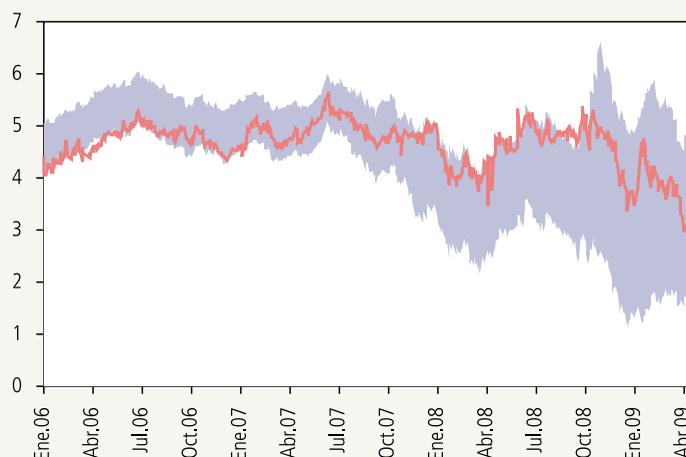
$$Piso\ Banda = i_5^* - 12.5pb \quad (7)$$

$$Techo\ Banda = i_5^* + \rho + t \quad (8)$$

donde los 12.5 pb en la ecuación (7) reflejan los costos de transacción, ρ es el riesgo país medido a través del EMBI, t corresponde al timbre de impuestos y estampillas, el cual fue eliminado a comienzos de año

GRÁFICO 4

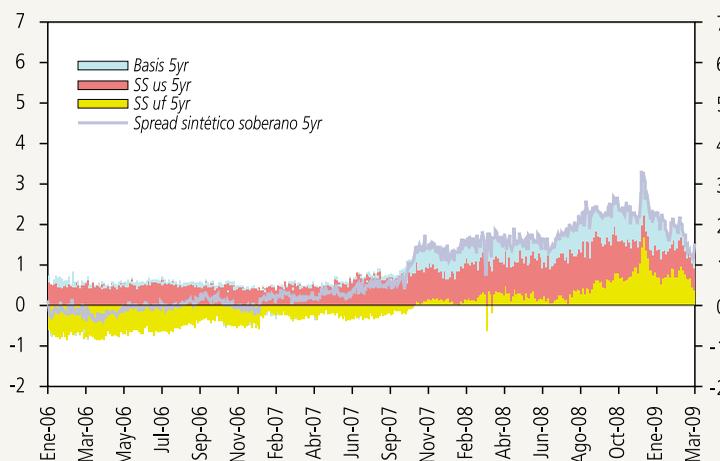
BCU-5 Equivalente en US\$ y Límites de Arbitraje (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg y Banco Central de Chile.

GRÁFICO 5

Componentes del Spread Soberano Sintético a 5 Años (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg y Banco Central de Chile.

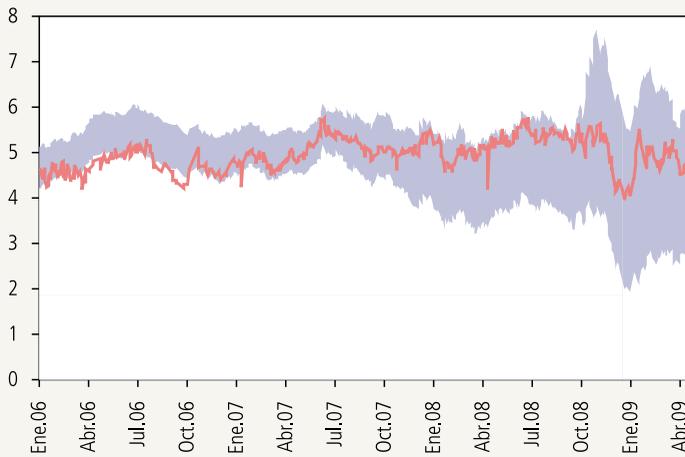
y en este caso se considera prorrateado por el plazo de la inversión.

En base a lo anterior, el gráfico 4 presenta la estimación del retorno en dólares para el BCU a 5 años junto

⁶ Existe también un par de términos que reflejan el costo Bid/Ask para los plazos a 3 y 6 meses de las tasas libor involucrados en la operación, costo que supondremos no significativo para el ejercicio.

GRÁFICO 6

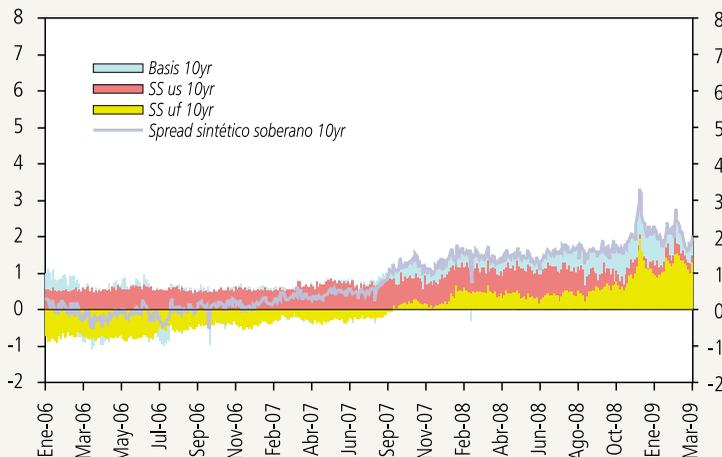
BCU-10 Equivalente en US\$ y Límites de Arbitraje (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg y Banco Central de Chile.

GRÁFICO 7

Componentes del Spread Soberano Sintético a 10 Años (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg y Banco Central de Chile.

con las respectivas bandas de no arbitraje. Tal como allí se aprecia, la mayor parte del tiempo la tasa sintética se ha movido dentro de las bandas de arbitraje. El primer semestre del 2006 se aprecia un desajuste que, en promedio, implicó que la tasa sintética se situara 6 pb bajo el piso de la banda, alcanzando un máximo diferencial de 28 pb en marzo 2006. Sin embargo, en términos generales y considerando la incertidumbre propia de las estimaciones de este tipo, la evidencia

no permite rechazar el cumplimiento de la paridad cubierta de tasas soberana a largo plazo.

En relación a la incidencia y evolución de los determinantes de la tasa sintética en dólares, el gráfico 5 presenta la evolución de dichos elementos. Los aspectos a destacar de dicho gráfico son dos. El primero corresponde al *swap spread*₅^{UF} el cual cambia de signo a partir de finales del 2007, situación que según observadores de mercado se debería a un mayor apetito de inversionistas institucionales —por ejemplo, compañías de seguros de vida— por instrumentos en UF largos y, además, reflejaría un premio por liquidez que se ha exacerbado en el último tiempo —básicamente, y a diferencia de obtener la rentabilidad a través del nocional, los *swap* proveen el retorno sin “inmovilizar” recursos en los bonos. El segundo elemento a destacar es el aumento observado por el *basis swap*, el cual pasó de un valor promedio de 4 pb entre enero 2006 y julio 2007 a valores cercanos a 50 pb en el último año, situación que podría deberse a una mayor demanda relativa de liquidez en dólares a partir de agosto 2007;⁷ esto, ya que el *basis swap* implica el intercambio de pesos por dólares.

Los gráficos 6 y 7 presentan un ejercicio similar para el BCU a 10 años. Las conclusiones anteriores se mantienen.

Bonos corporativos

En esta sección se presenta estimaciones para el retorno de deuda corporativa con clasificación de riesgo AA. Para tales efectos, las principales modificaciones de las formulas anteriores dicen relación con la incorporación del riesgo corporativo. Concretamente, la estimación del retorno

⁷ Este aumento es temporalmente coincidente con el aumento del spread libor-ois en agosto 2007, el cual, en cierta medida, refleja la liquidez del mercado en dólares.

corporativo sintético requiere ajustar por el diferencial de riesgo corporativo exigido en Chile por sobre el riesgo soberano, a saber:

$$i_5^{Corp-US\$} = i_5^* + swap\ spread_5^{US\$} - swap\ spread_5^{UF} + basis\ swap + \rho^c \quad (6')$$

donde ρ^c es el *spread* por bonos corporativos chilenos en UF a 5 años neto del *spread* soberano. Este factor es calculado a partir del TIR del índice corporativo de LVA para deuda tipo AA en UF menos el TIR del índice de deuda soberana de LVA para un plazo similar en UF.

En relación con los límites de arbitraje, el techo debe considerar la prima por riesgo corporativo exigido en los mercados internacionales, el cual se mide a partir del CEMBI para Chile (*Corporate-EMBI*); es decir, el nuevo techo sería:

$$Techo\ Banda = i_5^* + \rho + t \quad (8)$$

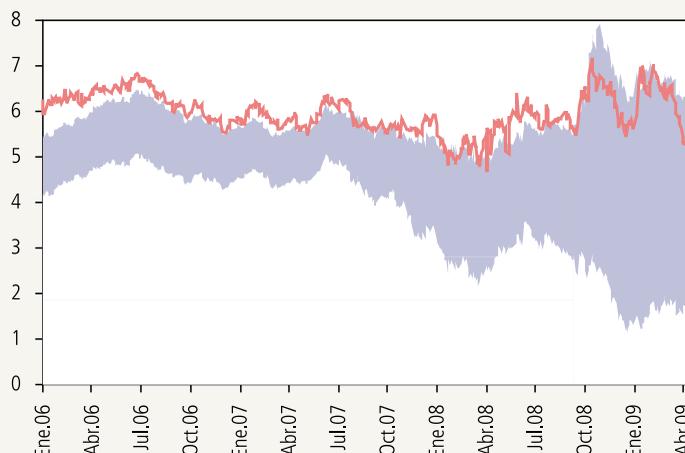
donde ρ^c es el riesgo corporativo para Chile medido a través del CEMBI.

En base a lo anterior, los Gráficos 8 y 9 presentan el retorno sintético para un bono corporativo chileno a 5 y 10 años junto sus límites de arbitraje, respectivamente. Esencialmente, los resultados indican que hasta el último trimestre del 2008 el costo sintético en diversos episodios fue bastante mayor que el retorno exigido en los mercados internacionales. Así, por ejemplo, el diferencial promedio entre la tasa sintética en dólares y el límite superior para deuda a 5 y 10 años fue 51 y 59 pb entre enero y abril del 2006, respectivamente; mientras entre octubre 2006 y julio 2007 el diferencial alcanzó a 45 pb para la deuda a 10 años.

Sin embargo, tal situación cambió a finales del año pasado, y especialmente para el caso de la deuda a 10 años: el retorno exigido a través de la operación sintética es sustancialmente menor que su equivalente

GRÁFICO 8

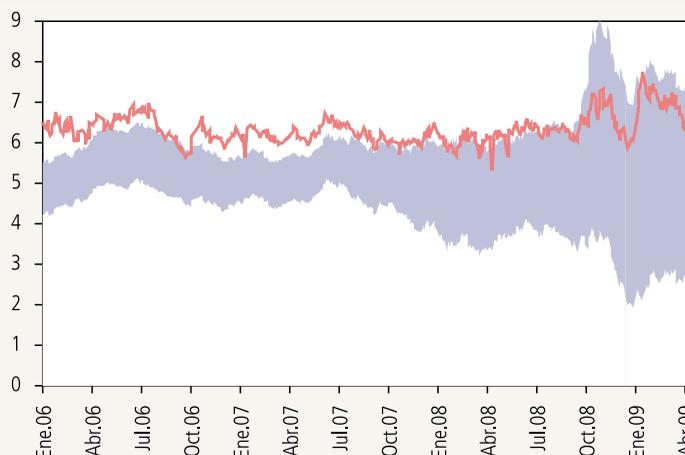
Tasa Corporativa Local AA 5 años Equivalente en US\$ y Límites de Arbitraje (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg, Banco Central de Chile y LVA Índices.

GRÁFICO 9

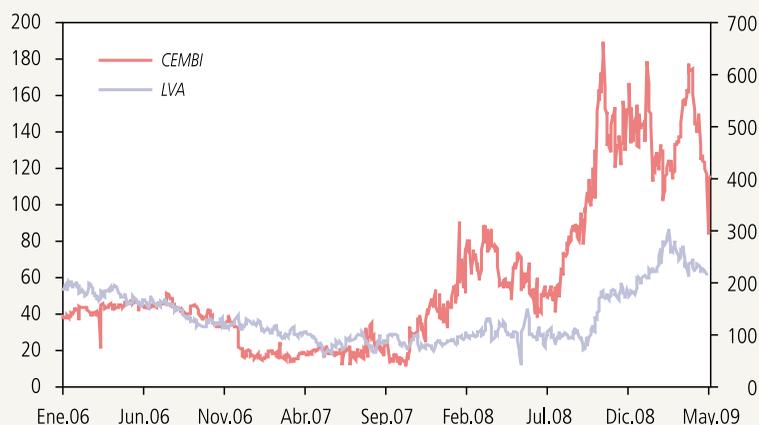
Tasa Corporativa Local AA 10 años Equivalente en US\$ y límites de arbitraje (porcentaje)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg, Banco Central de Chile y LVA Índices.

en los mercados internacionales, situación coherente con la mayor emisión de deuda a largo plazo en el mercado nacional. No obstante lo anterior, es necesario indicar que el diferencial de retornos observado no implica la ausencia de arbitraje de la paridad cubierta de largo plazo, sino tan solo que el costo de endeudarse para las empresas en Chile ha sido sistemáticamente menor durante el último tiempo. De hecho, en estricto

Prima por Riesgo Corporativo Chile vs Exterior (puntos base; LVA eje derecho)



Fuentes: Elaboración propia basada en información de Bloomberg, Banco Central de Chile y LVA Índices.

rigor, los datos sugerirían que las oportunidades de arbitraje estuvieron en el período anterior.

El hecho de que el retorno del instrumento sintético se haya ubicado recientemente por debajo del techo se explica, en parte, por el mayor aumento de las primas por riesgo exigidas a las empresas chilenas en el exterior (CEMBI) respecto del aumento de las primas por riesgo exigidas en el mercado local (LVA índices) o, lo que es equivalente, porque el techo aumentó más que el costo sintético (gráfico 10).⁸ Los fundamentos para dicha asimetría en el aumento del premio por riesgo corporativo no son evidentes. Sin embargo, esta evidencia podría ser coherente con una mayor capacidad de análisis y valoración de empresas nacionales en el mercado interno, especialmente en la coyuntura actual en que existe un grado importante de incertidumbre en los mercados internacionales.⁹

IV. RESUMEN

El presente estudio analiza la evolución de la tasa sintética en dólares de largo plazo en Chile, es decir, la tasa *on-shore* larga. Las principales conclusiones dicen relación con la evidencia en cuanto a que no existen oportunidades de arbitraje sin explotar en la paridad cubierta de largo plazo de las tasas soberanas en Chile. En efecto, la tasa en dólares sintética a 5 y a 10 años se ha encontrado sistemáticamente dentro de la banda de arbitraje —zona neutral— desde enero 2006 a la fecha.

En el caso de la deuda corporativa, se observan desalineamientos temporales no arbitrados de la paridad cubierta. Tales desalineamientos ocurren a inicios y finales del 2006. Sin embargo, en lo más reciente, la tasa sintética de largo plazo —y especialmente a 10 años— se ha ubicado por debajo de la cota superior de la zona neutral de no arbitraje. En este sentido, y en línea con la mayor actividad de emisión de deuda en el mercado local, el costo es menor en Chile, pero esto no significa que existan oportunidades de arbitraje no arbitradas.

Cabe señalar que la reversión del costo relativo de emitir en el mercado interno en relación con el externo se explica, en parte,

por un mayor aumento de las primas por riesgo para las empresas chilenas en el exterior que en el mercado local. Tal situación, en un contexto de incertidumbre, puede ser racionalizada por una mayor capacidad de los inversores nacionales para evaluar el riesgo de las empresas en Chile, situación que sería más compleja para inversores radicados en los mercados internacionales.

Para terminar, es necesario indicar que el presente estudio no busca evaluar si cada uno de los componentes o instrumentos asociados a la paridad cubierta de largo plazo está alineado a sus fundamentos económicos, es decir, *basis swap*, *swap* promedio cámara, etc. En este sentido, las conclusiones del estudio se refieren a si la paridad de largo plazo se cumple o no en el caso chileno y si hay o no oportunidades de arbitraje no explotadas.

REFERENCIAS

Baba, N., F. Packer y T. Pagano (2008). “The Spillover of Money Market Turbulence to FX Swap and Cross-Currency Swap Markets.” *BIS Quarterly Review* (marzo): 73-86.

⁸ Es necesario señalar que los niveles de riesgo corporativo estimados no son directamente comparables, ya que el derivado del CEMBI está asociado a instrumentos nominales en dólares, mientras que el LVA índice empleado se compone de instrumentos en UF. En este sentido, lo importante es analizar las tendencias más que los niveles.

⁹ Covrig et al. (2007) desarrollan una línea argumental en una dirección similar a este punto.

- Covrig, V., P. Fontaine, S. Jimenez-Garces y M. Seasholes (2007). *Information Assymetries, Common Factors, and International Portfolio Choice*. SSRN Library.
- Fletcher, D. y L. Taylor (1994). "A Non-Parametric Analysis of Covered Interest parity in Long-Date Capital Markets." *Journal of International Money and Finance* 13: 459-75.
- McBrady, M. (2005). "How Integrated are Global Bond Markets? Estimating the Limits of Covered Interest Arbitrage." Mimeo. University of Virginia - Darden Graduate School of Business Administration.
- McBrady, M. y M. Schill (2007). "Foreign Currency-Denominated Borrowing in the Absence of Operating Incentives." *Journal of Financial Economics* 86: 145-77.
- Neftci, S. (2004). *Principles of Financial Engineering*. Elsevier Academic Press.
- Opazo, L. y B. Ulloa (2008). "Dinámica del Spread on Shore en Chile." *Informe de Estabilidad Financiera Segundo Semestre 2008*, Banco Central de Chile.
- Takezawa, N. (1994). "Currency Swaps and Long-term Covered Interest Parity." *Economic Letters* 49: 181-5.

MODELO DE CORTO PLAZO PARA PROYECTAR EL EMPLEO DE LA CONSTRUCCIÓN*

*Ari Aisen**
Ingrid Jones J.****

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota tiene el propósito de estimar un modelo de proyecciones para el empleo en el sector de la construcción en Chile.¹ Por tanto, el modelo vincula el empleo a variables relacionadas con la actividad del sector construcción: permisos de edificación, despacho de materiales y despachos de cemento. Las proyecciones tienen una frecuencia mensual y se basan en un modelo uniecuacional que permite estimar los niveles de empleo con un mes de anticipación, ya que las variables explicativas del modelo estarían publicadas al momento de proyectar.

Los resultados de las estimaciones son coherentes con lo anticipado, o sea, que el empleo en la construcción está asociado a variables del sector. En particular, un incremento de 10% en los despachos de cemento, aumenta el empleo de la construcción en 0.8% en el mes subsecuente.

La nota también evalúa la capacidad de predicción del modelo a través del análisis del error cuadrático medio del modelo estimado (modelo 1) comparado con lo proyectado por un modelo ARIMA (modelo 2). También se realiza el test de Diebold y Mariano para comparar la capacidad predictiva de estos mismos modelos. Los resultados dan cuenta de que el modelo 1 tiene un mejor desempeño cuando se realiza una proyección fuera de muestra.²

La sección II describe los datos utilizados. La sección III presenta el modelo econométrico utilizado en la estimación. La sección IV evalúa la capacidad predictiva del modelo, y la sección V concluye la nota.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Para construir el modelo se utilizaron las series desestacionalizadas de permisos de edificación, despachos de cemento y despacho de materiales (ver sumario de estadísticas en cuadro 1), además de la serie de empleo del sector construcción desde octubre de 1994. Los datos provienen de la Cámara Chilena de la Construcción (CChC) y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE)^{3,4} respectivamente (ver cuadro 2 para breve descripción de las variables). Todas estas series son de frecuencia mensual, lo que permite actualizar el modelo mes a mes, a medida que se reúnen nuevos datos.

Durante el 2008, estas variables registraron caídas en sus tasas de crecimiento anual y trimestral, siendo la más significativa la disminución observada en despacho de materiales. El comportamiento de estas variables en el período 1998-2000 sugiere que el actual momento podría implicar similar trayectoria, aunque con magnitudes inciertas (gráfico 1). Para tener una primera impresión de las posibles relaciones y evaluar la probabilidad

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Pablo García, Claudio Soto y Pablo Pincheira.

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: aaisen@bcentral.cl

*** Gerencia Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: ijones@bcentral.cl

¹ Es de especial interés entender mejor la dinámica coyuntural de este sector, dado que variables relacionadas aparecen con frecuencia como indicadores líderes de reversión del ciclo. En el caso de Chile, Gallardo y Pedersen (2007) encuentran que permisos de edificación es uno de los indicadores líderes de reversión de ciclos.

² El período de evaluación de las proyecciones fue seleccionado de forma exógena y aleatoria.

³ Cabe señalar que el INE reporta mensualmente los datos de empleo a nivel tanto agregado como desagregado, como un trimestre móvil que finaliza en el mes en cuestión.

⁴ La variable permisos de edificación es un promedio de los datos de permisos de vivienda (con ponderación de 70%) y de no vivienda (30%) publicados por el INE.

de que alguna de ellas adelante al empleo del sector, se muestran las correlaciones cruzadas con hasta 6 rezagos y adelantos entre el empleo (fijo en “t”) del sector construcción y las variables relacionadas (gráfico 2). Los resultados muestran

que despacho de materiales, despachos de cemento y permisos de edificación adelantarían al empleo, lo que indicaría que estas variables podrían servir como indicadores líderes del empleo del sector de la construcción.

CUADRO 1

Sumario de Estadísticas

	Cemento	Empleo	Materiales	Permisos
Fuente	CChC	INE	CChC	INE
Media	304.2	454.9	238.2	91.9
Mediana	300.9	448.8	222.4	89.6
Máximo	429.9	603.0	376.3	176.3
Mínimo	227.1	352.0	154.5	51.8
Desv. Est.	41.7	59.8	54.0	22.0
Coef. de asimetría	0.4	0.5	0.6	0.8
Kurtosis	2.6	2.4	2.3	3.7
Jarque-Bera	6.2	12.2	13.4	23.2
Probabilidad	0.0	0.0	0.0	0.0
Suma	58,111.3	86,880.8	45,499.8	17,558.6
Suma de desv. ²	329,852.6	678,725.4	554,662.4	91,713.3
Nº de observaciones	191	191	191	191

Fuentes: Cámara Chilena de la Construcción e Instituto Nacional de Estadísticas.

CUADRO 2

Descripción Variables Relacionadas con el Sector de la Construcción

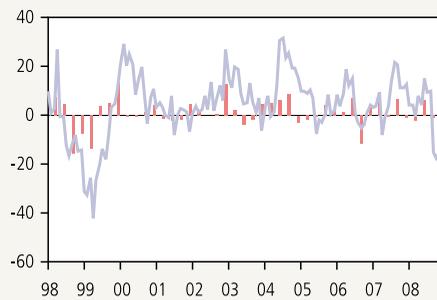
Variables	Fuente	Descripción
Despacho de materiales	Cámara Chilena de la Construcción (CChC)	Las empresas informantes son: CAP; Melón, Polpaico, Bio-Bío (incluida Inacesa); Pizarreño; Madeco; Princesa, Cerámica Santiago; El Volcán, Lirquén; El Volcán; Duratec. Los insumos considerados en la muestra son: Barras de acero para hormigón; Cemento, productos de fibro-cemento; Cañerías de cobre; Ladrillos; Aislantes; Vidrios; Planchas de yeso; Tubería de PVC (índice 1980=100).
Despachos de cemento	Cámara Chilena de la Construcción (CChC)	Incluye despachos de Polpaico, Melón y Bio-Bío / Inacesa (toneladas).
Permisos de edificación	INE	Permisos de edificación de vivienda y no vivienda (índice, enero 1993=100).
Empleo	INE	Miles de personas ocupadas en el trimestre móvil en cuestión.

Fuentes: Cámara Chilena de la Construcción e Instituto Nacional de Estadísticas

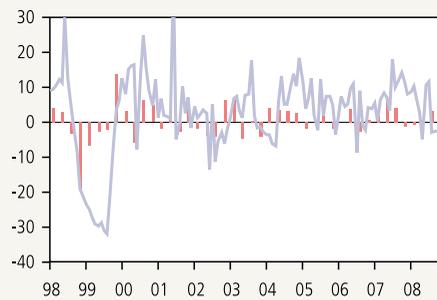
GRÁFICO 1

**Empleo Sector Construcción
y Variables Relacionadas con la Actividad del Sector**
(series desestacionalizadas)

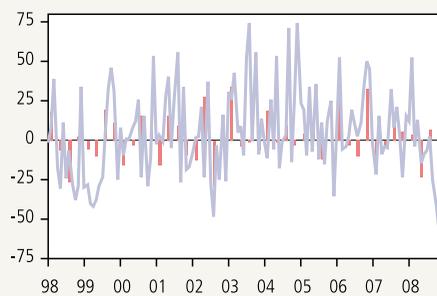
Despacho de materiales



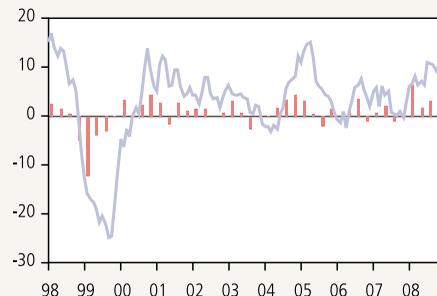
Despachos de cemento



Permisos de edificación



Empleo de la construcción



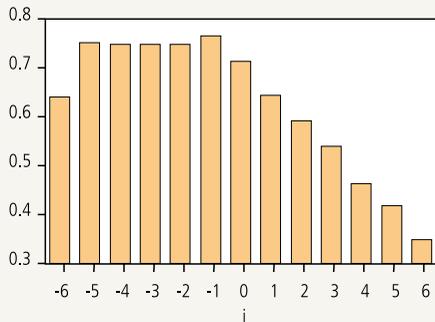
— Variación anual ■ Variación trimestral

Fuentes: Cámara Chilena de la Construcción e Instituto Nacional de Estadísticas.

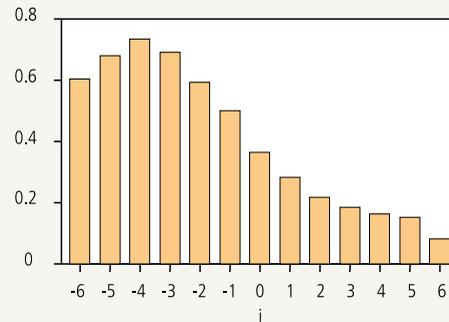
GRÁFICO 2

Correlaciones Cruzadas

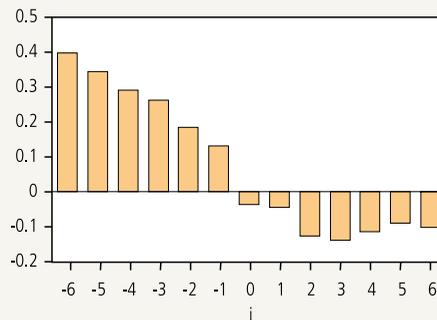
Correlación empleo construcción y despachos de cemento



Correlación empleo construcción y despacho de materiales



Correlación empleo construcción y permisos de construcción



Fuentes: Cámara Chilena de la Construcción e Instituto Nacional de Estadísticas.

III. MODELO ECONOMETRICO

Con las variables analizadas en la sección anterior y agregando una estructura $AR(p)$ y $MA(q)$, se construyó un modelo uniecuacional de frecuencia mensual, que tiene como objetivo principal cuantificar los posibles cambios en la dinámica del empleo del sector construcción. El modelo involucra variables contemporáneas y rezagos de las mismas. Para seleccionar el modelo final, se utilizaron los criterios presentados por Campos et al. (2005), analizando el valor p de cada variable y eliminando las menos estadísticamente significativas. De esta manera, la variable despacho de materiales, a pesar de ser una variable que adelanta al empleo,

fue eliminada del modelo. Esto se explica por la alta correlación con despachos de cemento, la cual sí permaneció en el modelo junto con permisos de edificación. La estrategia descrita arriba es coherente con el objetivo de proyectar empleo en el corto plazo. Lo más natural, dentro de esta estrategia, es seleccionar variables que contengan alto grado de información con algún adelanto. Por lo tanto, este estudio no contempla determinantes estructurales del empleo, tales como salario, crédito para la vivienda u otros. Muy probablemente, los efectos de variables estructurales que afectan el empleo estén contenidos en la estructura de rezagos de las variables explicativas de la ecuación. El modelo estimado es:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.00 - 0.15 \Delta y_{t-1} + 0.48 \Delta y_{t-3} \\ & + 0.19 \Delta y_{t-9} - 0.00 \Delta p_{t-6} + 0.08 \Delta c_{t-1} \\ & + 0.13 \Delta c_{t-2} + 0.14 \Delta c_{t-3} - 0.06 \Delta c_{t-6} \\ & + 0.05 \Delta c_{t-12} + \mu_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \mu_t = & -0.20 \Delta \mu_{t-1} - 0.62 \Delta \mu_{t-3} - 0.23 \Delta \mu_{t-6} \\ & - 0.54 \Delta \mu_{t-9} - 0.26 \mu_{t-12} + 0.62 \Delta \varepsilon_{t-1} \\ & + 0.26 \Delta \varepsilon_{t-2} - 0.57 \Delta \varepsilon_{t-12} \end{aligned}$$

donde Δy_t es la tasa de variación mensual del empleo de la construcción, Δp_t la tasa de variación mensual de los permisos de edificación, Δc_t la tasa de variación mensual de los despachos de cemento, y ε_t es ruido blanco.

Los resultados permiten cuantificar el efecto marginal de un cambio en los despachos de cemento sobre el empleo de la construcción: un aumento de 10% en los despachos eleva el empleo del sector en 0.8% al mes siguiente.

IV. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

El modelo descrito en la sección anterior tiene como objetivo proyectar mensualmente el empleo del sector construcción. Es necesario evaluar las proyecciones del modelo analizando qué tan diferentes son estas de los datos efectivos. Además, los resultados se deben comparar con proyecciones entregadas por un modelo alternativo, que en este caso fue un ARIMA con la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.002 - 0.65 \Delta y_{t-2} + \mu_t \\ \mu_t = & 0.24 \Delta \varepsilon_{t-1} + 0.79 \Delta \varepsilon_{t-2} \\ & + 0.09 \Delta \varepsilon_{t-3} - 0.20 \Delta \varepsilon_{t-12} \end{aligned} \quad (2)$$

Para evaluar la precisión de las predicciones entre modelos, se utiliza la medida de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM):

$$RECM = \sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 / T} \quad (3)$$

donde y_t corresponde al dato efectivo de empleo en la construcción, \hat{y}_t es la proyección de empleo en la construcción y T es el número de observaciones del período que será evaluado.

Se eligió de manera aleatoria y exógena el período comprendido entre enero del 2005 y diciembre del 2008 para evaluar la proyección pseudo fuera de muestra de los modelos (1) y (2).⁵ Los resultados mostrados en el cuadro 3 indican que, para la muestra escogida (n=48), el modelo 1 es preferido al ARIMA, pues tiene una menor medida de RECM.

CUADRO 3

Evaluación de Modelos

	RECM proyección fuera de muestra	Mejor modelo
Modelo 1	1.29	60%
Modelo 2	1.38	40%

Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, se realizó el test de Diebold y Mariano (1995), que relaciona las funciones de pérdida (definidas como los errores de predicción) de dos modelos, A y B. La hipótesis nula supone que no existe diferencia estadística significativa entre ambos modelos; es decir, el diferencial de pérdida asociado a las proyecciones de cada modelo es "0".⁶ Aplicando este test para evaluar el desempeño de los modelos (1) y (2), se concluyó que existe una diferencia significativa entre ambos modelos, es decir, el modelo 1 entrega mejores proyecciones que el modelo ARIMA, al menos al 10% de significancia.⁷ Bajo estos criterios, el modelo 1 es el que mejor permite proyectar en t para el mes siguiente $t+1$, relacionando el empleo con variables relevantes para la actividad del sector de la construcción, que permiten contar una historia.

⁵ Se le denomina de esta manera porque todas las series utilizadas en el modelo son desestacionalizadas solo una vez al final de la ventana de análisis para todo el periodo.

⁶ Se calcula la magnitud de la diferencia de las proyecciones de los modelos respecto de los datos efectivos en el período a evaluar. Para más detalle, ver Diebold y Mariano (1995).

⁷ El estadístico S es de 2.27.

V. CONCLUSIÓN

Esta nota presentó un modelo capaz de proyectar el empleo en el sector construcción que, al ser de frecuencia mensual, se puede estimar cada vez que los datos de despachos de cemento, despachos de materiales y permisos de edificación van actualizándose. En general, para el período evaluado (2005-2008) los resultados de diversas medidas que evalúan la capacidad predictiva muestran que es mejor modelo aquel que incluye las variables recién mencionadas, que el modelo ARIMA alternativo.

El modelo tiene las siguientes implicancias fundamentales: (a) utiliza datos efectivos de variables que son relevantes para la actividad del sector; (b) permite analizar los efectos que tienen en el empleo de la construcción los cambios en las variables ya mencionadas; y (c) proyecta el empleo del sector para el período $t+1$ con información contenida en t .

Se recomienda extender el análisis a otros sectores importantes en la generación de empleo y que están altamente correlacionados con el ciclo económico, como son comercio e industria.

REFERENCIAS

- Campos, J., N.R. Ericsson y D.F. Hendry (2005). "General-to-Specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography." International Finance Discussion Papers N°838, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Diebold F.X. y R. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253-65.
- Gallardo M. y M. Pedersen (2007). "Un Sistema de Indicadores Líderes Compuestos para la Región de América Latina." *Estudios estadísticos y prospectivos, serie 51*, CEPAL.
- Instituto Nacional de Estadísticas (1996). *Metodología de la Encuesta Nacional de Empleo*.
- Banco Central de Chile (2008). *Cuentas Nacionales de Chile, 2003-2007*.

FLUCTUACIONES MACROECONÓMICAS Y COMPORTAMIENTO DE LAS EMPRESAS EN CHILE*

*Leonardo Luna B.***
*Jorge E. Restrepo L.****
*Darío Zúñiga G.*****

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este estudio consiste en caracterizar el comportamiento cíclico de las empresas no financieras que informan Fecu¹ en Chile, así como el ciclo del PIB de los principales sectores de la producción. Con tal propósito se analizan algunas series de PIB sectorial producidas por Cuentas Nacionales y las series trimestrales de los balances incluidos en las Fecu, generadas por la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) entre 1986 y 2006. Además de las variables agregadas, los datos trimestrales también se descomponen por tipo de empresa, en términos de si la empresa produce bienes transables o no transables, de si la empresa es grande o pequeña y del sector económico.² Esto, con el fin de saber si los grupos de empresas se comportan de manera diferente durante el ciclo.

Por tanto, un objetivo importante es aprovechar la heterogeneidad de la muestra en términos tanto de la diversidad de variables incluidas en los balances como del tipo de empresas que forman parte de la muestra. Cabe resaltar que la empresa es el concepto que unifica el análisis aunque se trate de variables, indicadores y tipos de empresa diversos.

Con el fin de establecer regularidades en el comportamiento de las firmas no financieras, se utilizan técnicas tomadas de la literatura de ciclos reales para comparar los ciclos de las variables con el ciclo de la actividad económica. Además, se estudia su reacción a *shocks* macroeconómicos mediante la estimación de vectores autorregresivos (VAR).

El tamaño de los activos incluidos en la muestra ha crecido de manera importante en los últimos 20

años, y a partir de 1999 supera el del PIB (cuadro 1). Esto es coherente con las reformas estructurales que incluyeron la privatización de un número considerable de empresas y con el proceso de crecimiento de la economía observado durante el período. Por tanto, se trata de una muestra con un tamaño relevante para el análisis de la economía chilena.

CUADRO 1

Activos Totales como Porcentaje del PIB

	(% PIB nominal)	(% PIB real)
1987	61.3	58.8
1987-2006	97.7	62.7
2006	122.1	123.4

Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

Como ya se mencionó, la muestra se desagregó en sectores de la producción, entre empresas transables y no transables y, además, entre empresas grandes, medianas y pequeñas. Las empresas no transables cuentan con un poco más de la mitad del total de activos y también de la deuda (cuadro 2). Por tamaño,

* *Agradecemos las valiosas sugerencias de Pablo García, Pablo Pincheira y los asistentes a un seminario interno del Banco Central de Chile.*

** *Transelec. Email: lluna@transelec.cl*

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

**** *Universidad de Chile. E-mail: dario.zuniga.g@gmail.com*

¹ *Ficha estadística codificada uniforme, obligatoria para las sociedades anónimas.*

² *Las empresas se agruparon en nueve sectores, con base en la clasificación que realiza la división de Cuentas Nacionales, e incluyen: Agricultura, Minería, Industria, Electricidad, Construcción, Comercio, Transporte y comunicaciones, Servicios personales y otros servicios (hotelería, turismo, salud) y Otros. Los servicios financieros fueron excluidos. Por otra parte, son empresas grandes: aquellas cuyo tamaño de activos está por encima del 85% de la muestra; pequeñas, cuando el tamaño de sus activos corresponde al 15% menor; transables, si su producción es susceptible de ser exportada o compite con importaciones.*

CUADRO 2

Composición de las Empresas

Tipo de empresa	Activos			Deuda			Patrimonio		
	1986	86-06	2006	1986	86-06	2006	1986	86-06	2006
Transable	50.5	48.2	43.0	51.1	40.8	38.9	50.1	52.5	45.8
No transable	49.5	51.8	57.0	48.9	59.2	61.1	49.9	47.5	54.2
Grande	77.7	74.7	77.2	81.4	73.8	74.4	74.4	74.9	79.1
Mediana	22.2	25.2	22.8	18.6	26.0	25.5	25.4	25.0	20.9
Pequeña	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0
Agricultura	2.0	2.5	1.2	1.5	0.8	0.2	2.5	3.5	2.0
Minería	2.4	6.2	15.9	1.6	7.6	22.0	3.1	5.1	11.0
Industria	46.7	38.2	25.2	49.1	31.3	15.3	44.5	42.5	33.2
Electricidad	30.4	27.7	21.6	37.8	29.4	19.0	23.5	26.5	23.7
Construcción	0.0	0.4	2.6	0.0	0.7	4.8	0.0	0.2	0.8
Comercio	1.0	4.5	8.7	1.1	5.2	8.6	1.0	4.2	8.8
Transporte y telecomunicaciones	16.5	18.2	18.3	8.2	22.6	24.1	24.4	15.8	13.7
Servicios empresariales	0.5	1.6	5.0	0.4	1.7	5.0	0.6	1.5	5.1
Otros ^a	0.4	0.7	1.4	0.3	0.7	1.0	0.5	0.7	1.8

Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

a. Incluye servicios sociales y personales, propiedad de vivienda y otros.

las empresas grandes constituyen la gran mayoría con más del 70% de los activos, de la deuda y del patrimonio. La clasificación hecha bajo la perspectiva de cuentas nacionales muestra que los sectores con el mayor tamaño de activos y patrimonio son industria, electricidad y transporte y telecomunicaciones.

Al observar la composición de los activos del total de empresas, se ve que el activo circulante como proporción del total de activos representó alrededor de 16% durante todo el período, mientras maquinaria y obras correspondió a 46% (cuadro 3).

La mayor parte de la deuda (alrededor de 70%) corresponde a pasivos de largo plazo (cuadro 4). Por otra parte, la deuda como proporción de los activos se ubica en torno a 40%.

Asimismo, la deuda de largo plazo de las empresas no transables y la de las grandes empresas, fluctúa entre 70 y 80% del total (gráfico 1). Cabe resaltar que la participación de la deuda de largo plazo en las empresas grandes es muy estable, en contraposición a la alta volatilidad que exhibe la deuda de largo plazo de las empresas pequeñas. Por otra parte, se observa

CUADRO 3

Porcentaje de Activos Totales

	Maquinaria y obras		
	Circulante	Maquinaria y obras	Otros
1986	17.4	63.5	19.1
1986-2006	16.1	46.4	37.5
2006	16.7	45.9	37.4

Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS.

CUADRO 4

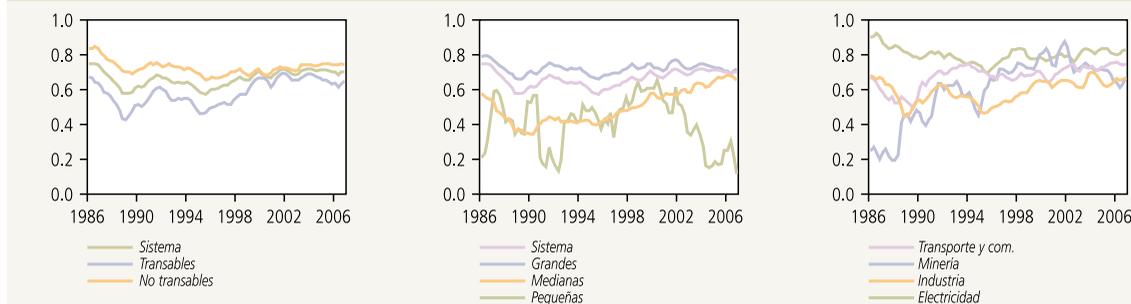
Deuda y Composición por Plazo

	Deuda total	Corto plazo	Largo plazo
	(% de activos)	(% deuda total)	
1986	47.4	24.8	75.2
1986-1998	35.6	32.6	67.4
2006	41.3	29.0	71.0

Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS.

GRÁFICO 1

Nivel de Deuda de Largo Plazo / Deuda Total por Tipo de Empresa



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCCh.

que la proporción de deuda de largo plazo de las empresas medianas ha aumentado sostenidamente desde comienzos de los años noventa.

El análisis del comportamiento de la deuda de las empresas es relevante porque puede ilustrar el comportamiento del crédito desde la perspectiva de los demandantes, lo que es de interés tanto para las proyecciones macroeconómicas como para el monitoreo de la estabilidad financiera.³ Aunque el crédito puede servir para suavizar el consumo y la producción (contracíclico), en una recesión es común observar que los bancos mantienen activos líquidos y racionan el acceso a financiamiento a las personas y a las empresas pequeñas, al aumentar el riesgo porque el patrimonio de estas, que sirve de garantía, disminuye (Bernanke y Blinder, 1988; Bernanke y Gertler, 1989).⁴

En la próxima sección se resumen en detalle las más importantes regularidades cíclicas encontradas para las empresas. En la tercera sección se presentan las respuestas de los indicadores ante *shocks* macroeconómicos. En la última sección se concluye.

II. REGULARIDADES CÍCLICAS

En esta sección se calculan las correlaciones cruzadas con el ciclo del PIB de los sectores de producción y de un grupo de indicadores de desempeño extraídos de los estados financieros de las empresas, a partir de información trimestral de las Fecu para el período de 1986 a 2006. Con ese objetivo, las series se deflactan, se desestacionalizan, y a todas, incluido el PIB, se les extrae su tendencia con el filtro de Hodrick-Prescott, ampliamente usado en esta literatura.⁵

Con esta técnica se identifican cinco períodos de auge (sobre la tendencia) para el PIB: el año 1987, los años 1989-90, 1992-94, 1996-98 y 2004-06 (gráfico 1). Así mismo, se encuentran cuatro períodos de recesión (por debajo de la tendencia) en los años 1988, 1990-91, 1994-95 y 1999-04 (gráfico 1).⁶ El ciclo del PIB dura en torno a cuatro años y medio, y las máximas desviaciones de la tendencia, tanto positivas como negativas, son de 4%.

Cabe destacar que *correlación cruzada* en i es aquella entre la variable en cuestión en el período $t+i$ y el PIB (y) (o la variable de referencia) en t , donde i puede tomar valores entre -8 y 8 . Así, si la correlación más alta de la variable con el PIB ocurre en $t+2$, se dice que la variable se rezaga al ciclo del producto dos períodos. Si ocurre en $t-2$, la variable se adelanta. Cabe destacar que el coeficiente de correlación mide la relación lineal entre

³ Un análisis de las regularidades empíricas del comportamiento de los agregados bancarios se encuentra en Barajas, Luna y Restrepo (2008).

⁴ Igualmente, este enfoque afirma que la disponibilidad de crédito puede acentuar los ciclos y, por otra parte, que el financiamiento podría ser un mejor indicador líder de actividad económica que el dinero porque la demanda de crédito es más estable que la de dinero. Un estudio del canal del crédito bancario en Chile se encuentra en Alfaro et al., 2004.

⁵ El uso de filtros podría introducir artificialmente ciclos a las variables. En Barajas, Luna y Restrepo (2008) se presenta un análisis de la robustez de los resultados de ejercicios similares al uso de otros filtros. En efecto, los filtros de Christiano y Fitzgerald (2003) y un promedio móvil centrado de tres años no cambian la fase del ciclo de las variables en relación con el del PIB.

⁶ Un análisis de las regularidades de la economía chilena se encuentra en Restrepo y Soto (2006).

dos variables, pero no establece ninguna relación de causalidad entre ellas. Podría incluso ocurrir que dos series sin ningún vínculo causal tuvieran movimientos similares en algunos períodos y por tanto que el coeficiente de correlación entre ellas fuera alto. La expresión siguiente describe las correlaciones cruzadas calculadas.

$$\rho_{x_{i=1}^{16}(i-10),y} = \frac{\sum_{i=1}^{16} [x(i-8) - \mu_x](y(i) - \mu_y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{16} [x(i-8) - \mu_x]^2} \sqrt{\sum_{i=1}^{16} [y(i) - \mu_y]^2}}$$

donde ρ es el coeficiente de correlación, la variable y designa el PIB, la media de la variable x es μ_x , y la de y es μ_y .

Cuando consideramos la muestra completa, una correlación con el PIB mayor que 0.12 (lo que corresponde a una desviación estándar de la correlación), se considera significativa.⁷ Por otra parte, el desfase, adelanto o rezago en relación con el PIB es significativo si la diferencia entre la correlación en $t+i$ y la correlación en t ($i=0$) es estadísticamente diferente de cero, con el mismo nivel de confianza anterior (igual o mayor que 0.12). Las líneas punteadas en los gráficos corresponden al intervalo de confianza construido con una desviación estándar para los distintos subperíodos.

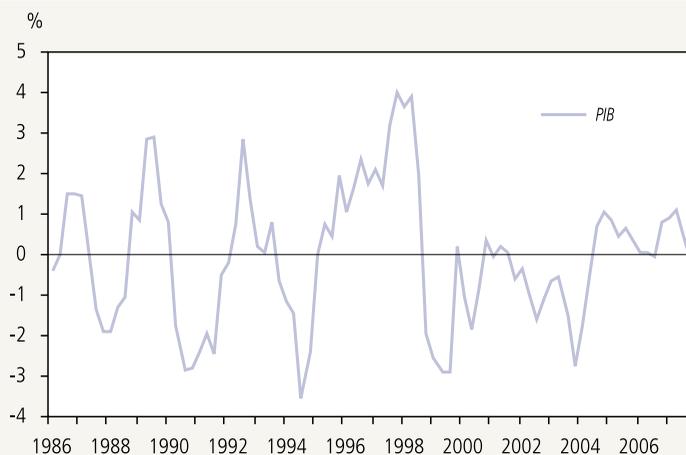
El cálculo de la correlación cruzada de los sectores que componen el PIB en cuentas nacionales con el PIB total, muestra que hay dos sectores que tienden a adelantarse al ciclo: minería (tres trimestres) y electricidad gas y agua (un trimestre) y un sector que se rezaga: construcción (un trimestre), mientras que el ciclo de los restantes sectores coincide con el del PIB agregado (gráfico 3).⁸

⁷ La significancia estadística de las correlaciones considera un intervalo de confianza de una desviación estándar, lo cual es usual en la literatura cuando las muestras son pequeñas.

⁸ Las correlaciones de los componentes del PIB también se hicieron sin incluir el respectivo sector en el PIB total. No obstante, los resultados no cambiaron significativamente.

GRÁFICO 2

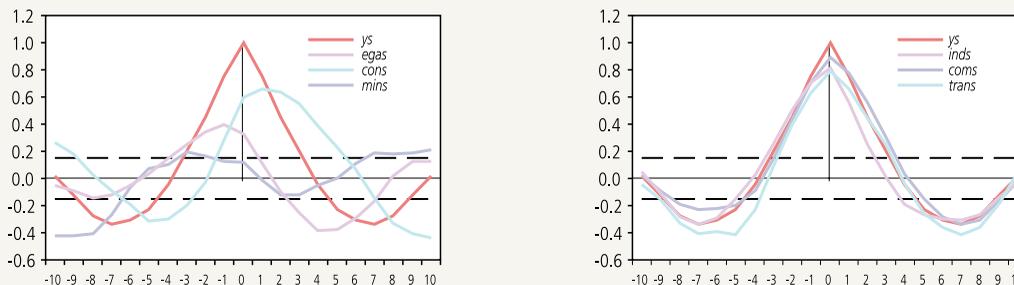
Ciclo del PIB
(porcentaje, desviación respecto de la tendencia)



Fuente: Cálculos propios, con base en información del BCCCh.

GRÁFICO 3

Correlación del PIB de Sectores con el PIB Total



Fuente: Cálculos propios.

Es probable que este comportamiento sea resultado de que los *shocks* positivos a los precios del cobre y otros minerales (términos de intercambio) son los que tradicionalmente han generado las fluctuaciones cíclicas en Chile y afectan al PIB total y sectorial con algún rezago. Cabe reiterar que a partir de los coeficientes de correlación no es posible establecer relaciones de causalidad.

1. Indicadores

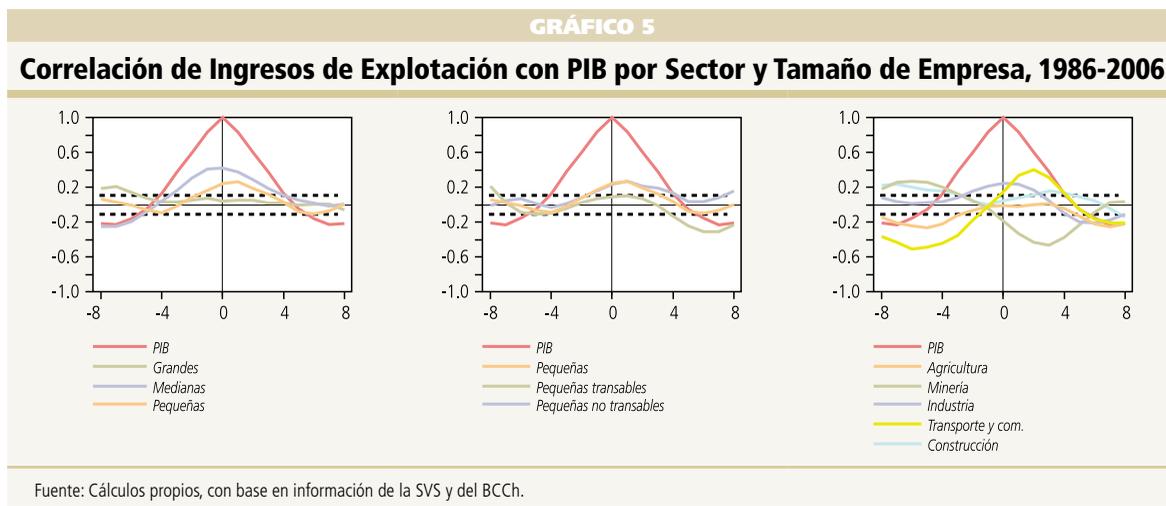
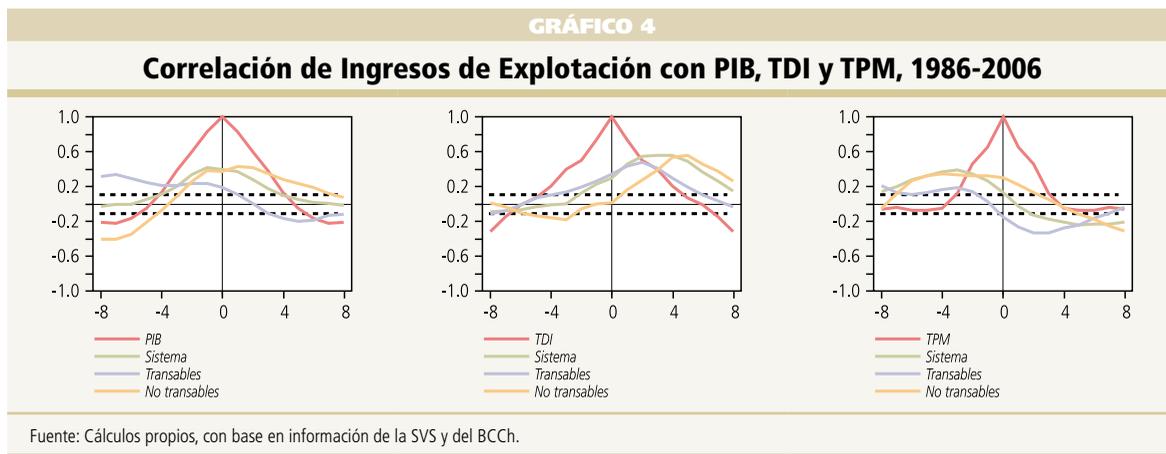
A continuación se describen las regularidades más importantes que se encontraron para varios indicadores de desempeño de las empresas agrupadas de tres formas distintas.

Los ingresos de explotación de las empresas productoras de bienes y servicios no transables tienen una correlación positiva con el PIB, con los términos

de intercambio (TDI) y con la TPM. El ciclo de dichos ingresos muestra un ligero rezago en relación con el PIB, pero es más acentuado respecto de los términos de intercambio y, por el contrario, se adelanta al movimiento de la TPM.

En el caso de las empresas productoras de bienes transables, sus ingresos de explotación tienen una relación claramente positiva con el ciclo de los TDI, pero las correlaciones cruzadas con el ciclo del PIB muestran que estos no tienen un comportamiento cíclico asociado al ciclo del PIB (gráfico 4). Además, tienen una correlación negativa con la tasa de interés.

Los ingresos de explotación de las empresas pequeñas está determinado por el comportamiento de las empresas pequeñas no transables, las que tienen correlación positiva con el PIB pero se rezagan un trimestre respecto del ciclo del producto (gráfico 5).



Cuando las Fecu se clasifican de acuerdo con el criterio sectorial de cuentas nacionales, se encuentra que los ingresos de la minería se adelantan significativamente al ciclo, al punto que la correlación contemporánea de este sector con el PIB es negativa. Por el contrario, la industria, el transporte y telecomunicaciones y la construcción tienen correlación positiva con el producto interno bruto.

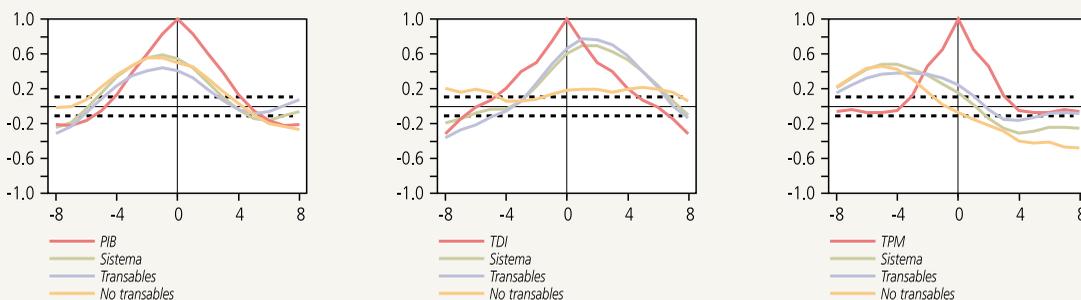
El indicador de rentabilidad del capital (ROE) de las empresas tiene un comportamiento procíclico y tiende a adelantarse un trimestre al ciclo del PIB (gráfico 6). Este indicador se rezaga respecto de los TDI y se adelanta a la TPM. Cabe señalar que la correlación entre el ROE de las empresas de bienes transables y los TDI es muy alta.

Las empresas grandes y medianas tienen una rentabilidad sobre capital contemporánea que se mueve de manera procíclica, mientras las pequeñas muestran una correlación negativa con los movimientos del PIB (gráfico 7). Cuando las empresas pequeñas se desagregan, se encuentra que son las pequeñas no transables las que tienen un comportamiento contracíclico (gráfico 7). También podría afirmarse que lo que ocurre es que el movimiento de las empresas pequeñas tiene un rezago muy grande (5 trimestres) en relación con el PIB. El ROE de la industria, la minería y el transporte es procíclico, mientras que el de la construcción parece tener un movimiento opuesto al del PIB (gráfico 7).

La evolución de la rentabilidad de las empresas transables presenta un patrón de reducción durante

GRÁFICO 6

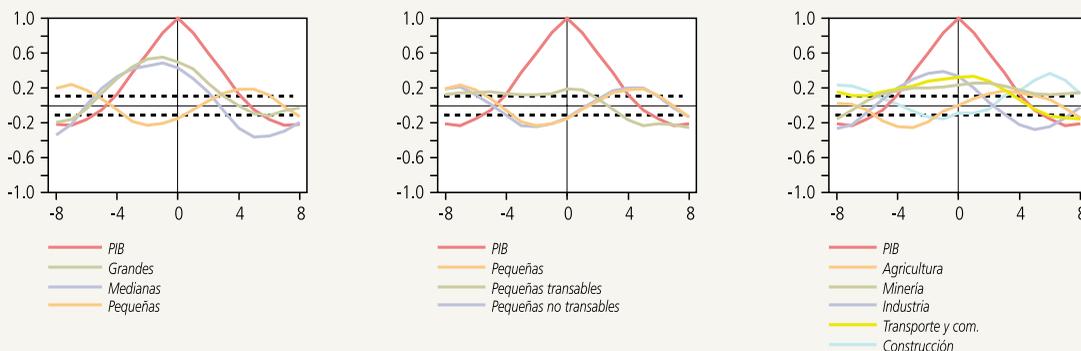
Correlación de ROE con PIB, TDI y TPM, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

GRÁFICO 7

Correlación de ROE con PIB por Sector y Tamaño de Empresa, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

el decenio de los noventa que se acentúa al final, y de recuperación durante los años 2000 (gráfico 8). La recuperación de la rentabilidad es especialmente marcada en las empresas transables y grandes. La evolución del ROE de la minería es ilustrativo de lo ocurrido con los sectores transables. Las empresas no transables tuvieron un aumento en su rentabilidad durante la primera mitad de los noventa. Este patrón es similar en electricidad, construcción y transporte y comunicaciones. Por otra parte, aunque la rentabilidad de las empresas pequeñas también muestra un patrón de deterioro y recuperación, sus niveles son menores y extremadamente volátiles. Incluso en algunos períodos estas empresas muestran rentabilidades negativas (gráfico 8).

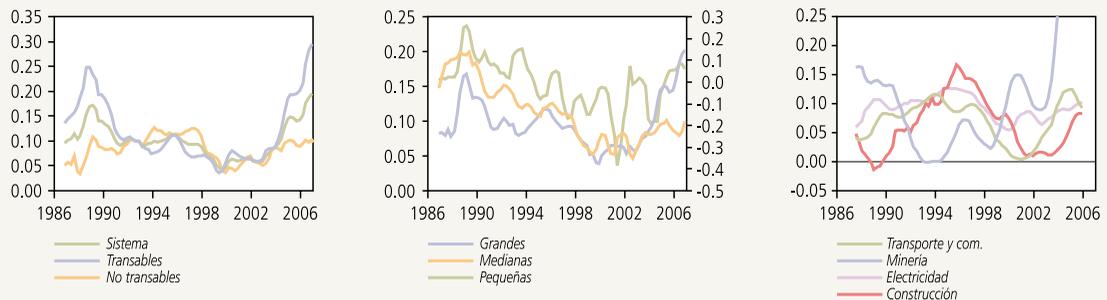
El margen de explotación bruta se define como ingresos menos egresos dividido por los ingresos.

El comportamiento procíclico del margen es similar al del ROE en el caso de las empresas transables (gráfico 9). Igualmente, el margen también tiene una correlación positiva con el ciclo de los TDI. Por su parte, la correlación con el ciclo de la TPM no muestra un patrón claro.

Cabe destacar que, en términos del margen, las empresas pequeñas también muestran un comportamiento contracíclico, determinado por el movimiento del margen de las no transables (gráfico 10). Como explicación de este comportamiento se pueden adelantar varias hipótesis: en general, las empresas pequeñas tienen menos poder de mercado y por tanto menor capacidad de influir sobre los precios. Además, después de un *shock* positivo de términos de intercambio que beneficia al sector transable, usualmente aumentan los salarios, lo que tiene un

GRÁFICO 8

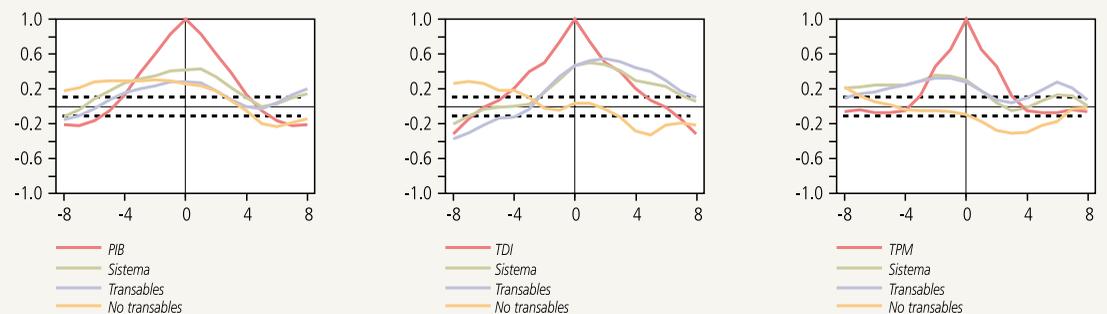
Nivel ROE, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCCh.

GRÁFICO 9

Correlación del Margen de Explotación con PIB, TDI y TPM, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCCh.

impacto mayor en los márgenes de los productores pequeños de bienes no transables. En cuanto a los sectores de la producción, los márgenes de la industria y la minería son procíclicos y se adelantan al PIB, mientras que en la construcción y la agricultura estos son claramente contracíclicos (gráfico 10).

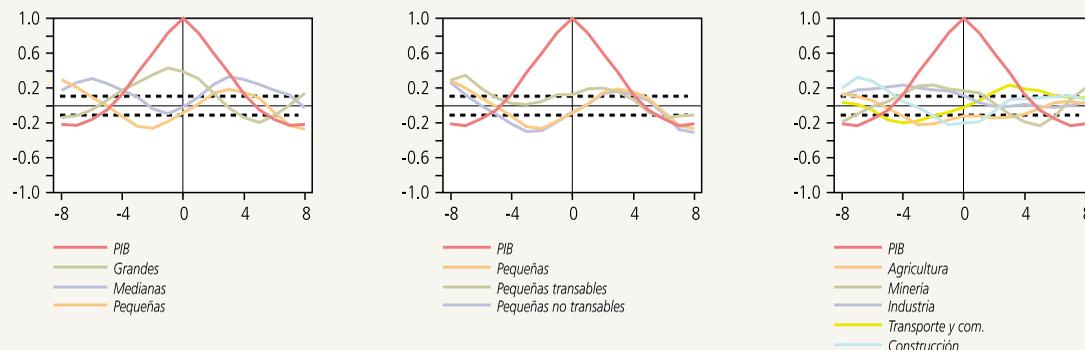
Una medida similar al margen, pero más utilizada en los modelos macroeconómicos, es el margen sobre los costos (“markup”). Este indicador se construye como ingresos menos costos dividido por los costos. Es decir, es equivalente al precio de una unidad producida sobre sus costos. En general, en los países grandes y desarrollados este margen se mueve en dirección opuesta al ciclo de la producción. En este caso se encontró que las empresas tienen un margen sobre

costos procíclico tanto en el agregado de las transables como en el de las no transables (gráfico 11).

Una vez que las empresas se desagregan por tamaño, se observa que los márgenes sobre costos de las pequeñas tienden a ser contracíclicos, tal como ocurriría con el margen. Sin embargo, aquí este comportamiento es menos claro porque la correlación contemporánea (en t) es muy cercana a cero, por lo que es posible afirmar que lo que ocurre es que estos márgenes tienen un rezago importante en relación con el PIB (gráfico 12). La desagregación por sectores indica que este margen es procíclico en la mayoría de sectores con la excepción de la agricultura. En conclusión, el análisis relativo a márgenes revela que la heterogeneidad se encuentra principalmente en el

GRÁFICO 10

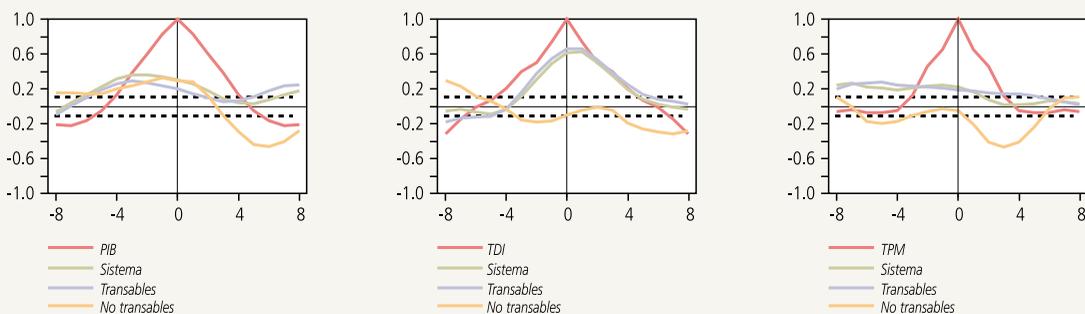
Correlación del Margen de Explotación por Sector y Tamaño de Empresa, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

GRÁFICO 11

Correlación del Margen sobre Costos con PIB, TDI y TPM, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

tamaño de la empresa, aunque también se observan diferencias entre sectores productivos.

El siguiente indicador considerado consiste en la deuda de largo plazo como proporción de la deuda total. En general, se observa que este disminuye cuando el PIB se expande, al igual que cuando aumentan los términos de intercambio (gráfico 13). El comportamiento de la deuda de corto plazo es el opuesto, dado que las dos constituyen la deuda total.

El comportamiento contracíclico de la proporción de deuda de largo plazo también se observa cuando las empresas se agrupan por tamaño, siendo más acentuado el de las empresas grandes (gráfico 14). Las excepciones están en las empresas pequeñas transables, así como entre los sectores minero y agrícola.

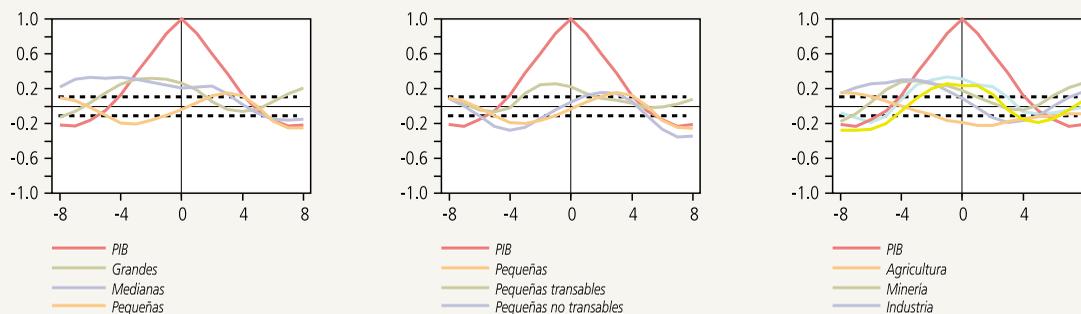
III. RESPUESTA DE LAS EMPRESAS A SHOCKS MACROECONÓMICOS

En esta sección se muestra un conjunto de impulsos respuesta obtenidos mediante la estimación de varios vectores autorregresivos (VAR). Los VAR estimados incluyen la tasa de interés (r), el PIB (y) y una tercera variable (x) que consiste en uno de los indicadores de desempeño de las empresas considerados en la sección anterior: $[r, y, x]$.⁹ Con el objetivo de obtener los impulsos respuesta se usó el método simple de identificación de Choleski o recursivo. Los resultados

⁹ No es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para la tasa de interés y el PIB. Por tanto, el VAR finalmente estimado incluye las primeras diferencias de estas dos variables: $[\Delta r, \Delta y, x]$.

GRÁFICO 12

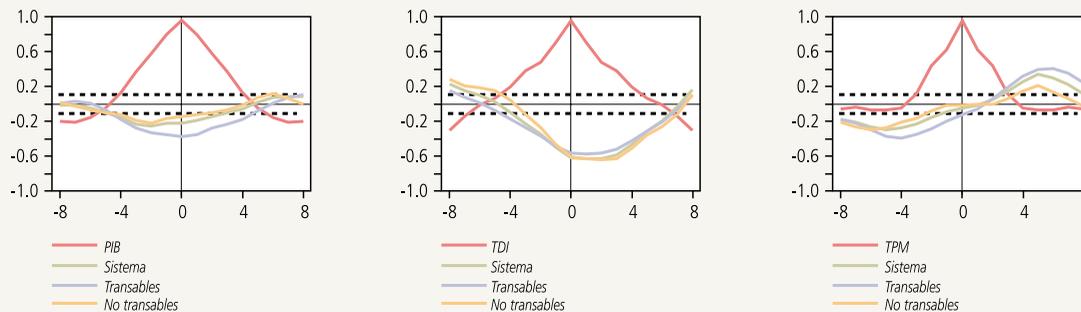
Correlación del Margen sobre Costos con PIB por Sector y Tamaño de Empresa, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

GRÁFICO 13

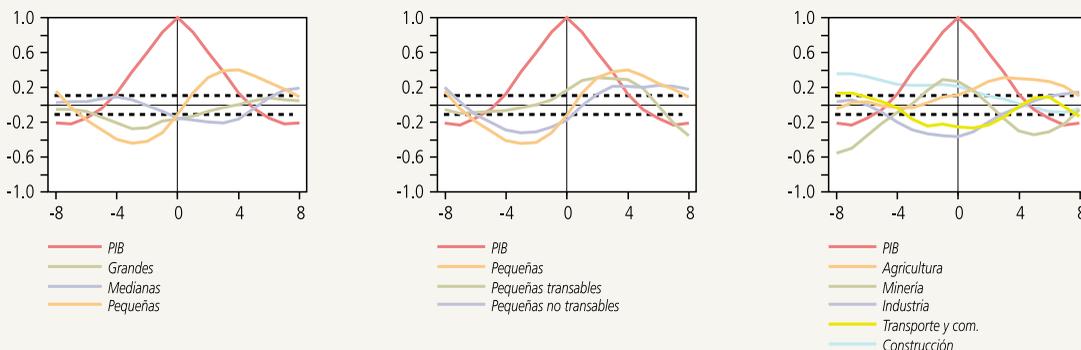
Correlación de Deuda de Largo Plazo / Deuda Total con PIB, TDI y TPM, 1986-2006



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

GRÁFICO 14

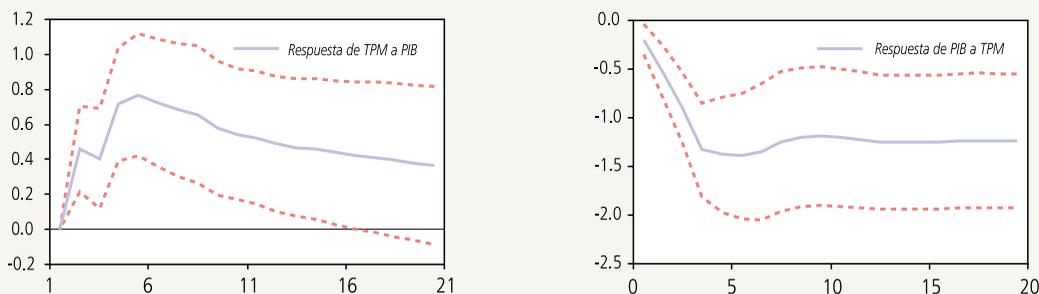
Correlación de Deuda de Largo Plazo / Deuda Total con PIB por Sector y Tamaño de Empresa, 1986-2006 (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios, con base en información de la SVS y del BCCh.

GRÁFICO 15

Respuesta de TPM a PIB y de PIB a Shock de TPM (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

muestran que un *shock* positivo al producto genera un aumento de la tasa de interés, y que un *shock* a la tasa de interés tiene un efecto negativo en el PIB (gráfico 15). Dado que los resultados están en línea con la intuición económica, se considera que la estrategia de identificación en este caso es satisfactoria.

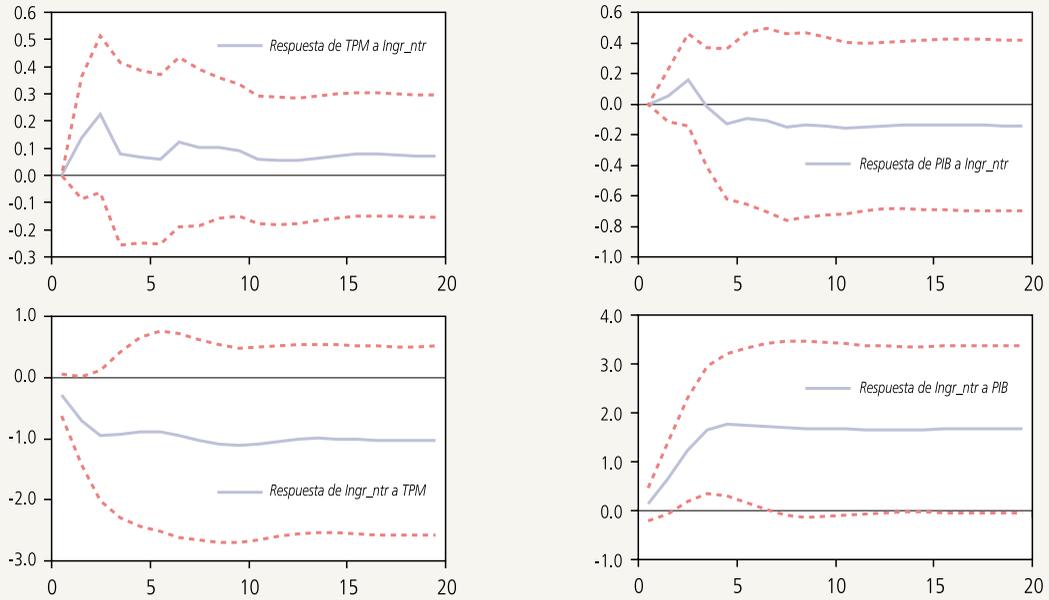
En el primer VAR estimado se incluyeron, además de la tasa de interés y del PIB, los ingresos operacionales de las empresas no transables. Los resultados indican que un aumento de la tasa de interés tiene un impacto negativo inmediato en los ingresos, que rápidamente deja de ser significativo (gráfico 16). Por el contrario, un *shock* a la producción de la economía tiene un efecto positivo, significativo y persistente en los ingresos de estas empresas. Ni la tasa de interés, ni el PIB

reaccionan a los movimientos de los ingresos de las empresas no transables (primera fila del gráfico 16).

Cuando en la estimación del VAR se incluye, como tercera variable, la tasa de rentabilidad sobre capital (ROE), se encuentra una reacción negativa ante un *shock* de tasas de interés que es marginalmente significativa solo en el impacto, pero no en los períodos siguientes (gráfico 17). La respuesta positiva de ROE de las empresas no transables a un *shock* del producto de la economía sí es significativa y persistente. La novedad de este VAR, en relación con el anterior, es que aquí el PIB sí responde positivamente a un *shock* del indicador, de tal forma que un aumento de la rentabilidad sobre el capital (ROE) tiene un efecto positivo en el PIB (gráfico 17).

GRÁFICO 16

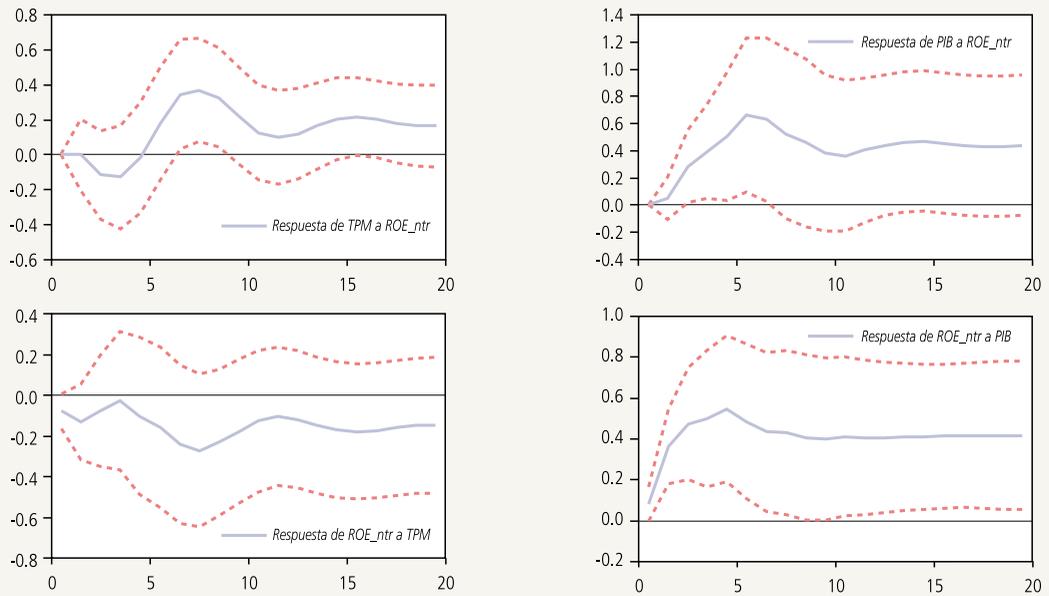
Respuesta de Ingresos de Empresas No Transables a TPM y PIB (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 17

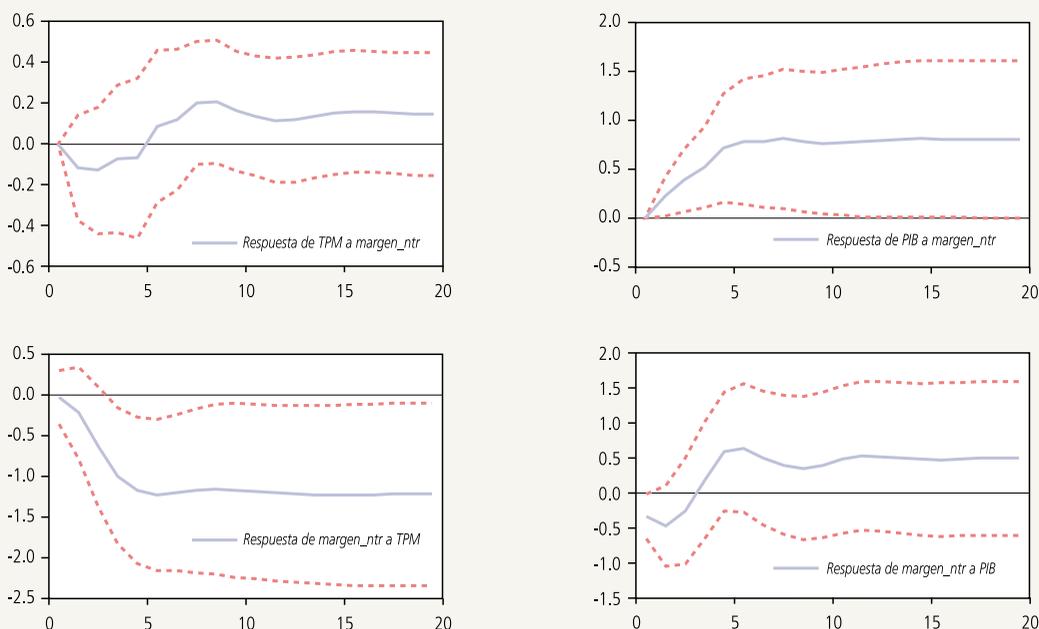
Respuesta de ROE de Empresas No Transables a TPM y PIB (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 18

Respuesta de Margen de Explotación de Empresas No Transables a TPM y PIB (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

En los impulsos respuesta del siguiente VAR se observa que el margen de las empresas no transables cae después de un aumento de la tasa de interés (gráfico 18). Un *shock* al PIB tiene un efecto negativo en el margen de las empresas no transables que solo es significativo en el impacto. En este caso también se encuentra que un *shock* positivo al margen de las empresas no transables tiene efecto positivo en el PIB.

El último VAR estimado incorpora, además de la tasa de interés y del PIB, la proporción de deuda de corto plazo como tercera variable. Los resultados muestran que la respuesta negativa de la deuda a la tasa de interés es solo marginalmente significativa (gráfico 19). Por el contrario, un *shock* al PIB tiene un efecto positivo sobre la participación de la deuda de corto plazo.

IV. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

A continuación destacamos las conclusiones más importantes que podemos extraer de este trabajo, cuyo objetivo ha sido encontrar patrones de comportamiento

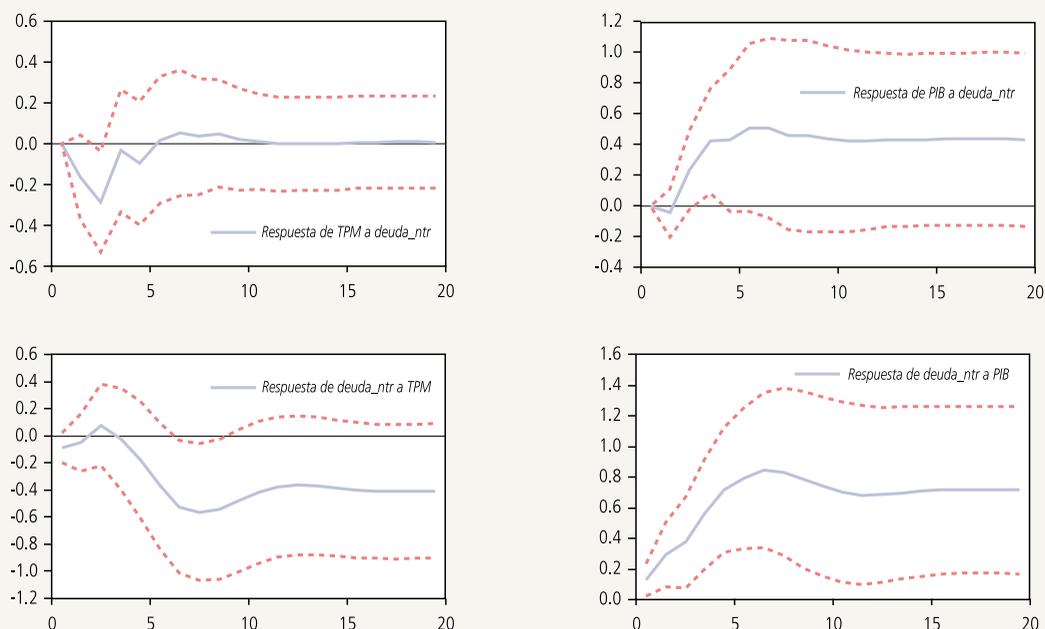
de los sectores de la producción y de un grupo grande de empresas que informan sus balances en las Fecu. Las empresas se agregaron de varias formas para explotar la diversidad de empresas contenida en la muestra: transables y no transables, grandes, medianas y pequeñas, y por sector de la producción.

Las correlaciones cruzadas de los sectores de la producción con el PIB total muestran que la minería se adelanta significativamente al ciclo del producto, mientras que electricidad, gas y agua lo hace marginalmente.

Por otra parte, en el comportamiento cíclico de los ingresos de explotación se encontraron diferencias marcadas dependiendo de si la empresa es transable o no transable y también dependiendo del sector al cual pertenece. Las diferencias en el comportamiento de los indicadores de rentabilidad ROE y de márgenes están relacionadas con el tamaño y con el sector de la producción al cual pertenece la empresa. Lo mismo ocurre con la proporción de la deuda de corto y largo plazo que mantienen las empresas.

GRÁFICO 19

Respuesta de Corto Plazo / Deuda Total de Empresas No Transables a TPM y PIB (porcentaje)



Fuente: Cálculos propios.

Los VAR estimados muestran, como cabía esperar, que la tasa de interés afecta negativamente al PIB y un *shock* al producto genera aumentos en la tasa de interés. El aumento del PIB también produce aumentos en la rentabilidad agregada de las empresas. Un resultado que vale la pena destacar consiste en que aumentos del ROE, así como del margen de las empresas no transables, genera aumentos en el producto interno bruto. Para terminar, un *shock* positivo al PIB genera aumentos significativos en la deuda de corto plazo, mientras que un incremento de la tasa de interés genera reducciones de dicha deuda pero marginalmente significativas.

REFERENCIAS

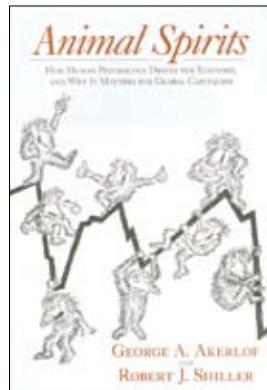
- Alfaro, R. H. Franken, C. García y A. Jara (2004). "The Bank Lending Channel in Chile." En: *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por L.A. Ahumada y J.R. Fuentes. Banco Central de Chile.
- Barajas, A, L. Luna y J.E. Restrepo (2008). "Macroeconomic Fluctuations and Bank Behavior in Chile." *Revista de Análisis Económico* 23(2): 21-56.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review* 78(2): 435-39.
- Bernanke, B. y M. Gertler (1989). "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations." *American Economic Review* 79:14-21.
- Christiano, L.J. y T.J. Fitzgerald (2003). "The Band Pass Filter." *International Economic Review* 44(2): 435-65.
- Restrepo, J.E y C. Soto (2006). "Regularidades Empíricas de la Economía Chilena 1986-2005." *Economía Chilena* 9(2): 15-40.

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "ANIMAL SPIRITS"

de **George A. Akerlof y Robert J. Shiller**
Princeton University Press, 2009

Joseph Ramos Q.*



“**A**nimal Spirits” es un libro incisivo y ambicioso, como cabría esperar de dos autores de la talla de George Akerlof y Robert Shiller. Reivindican el concepto de “espíritu animal” y su importancia para la economía, desarrollando una “economía del comportamiento” basada en la conducta real de las personas. Ya antes¹ Akerlof había explorado las consecuencias macroeconómicas de comportamientos de racionalidad limitada. Shiller, por su parte, en “Irrational Exuberance”², estudió las ondas de euforia y pánico que suelen acompañar las grandes crisis. “Animal Spirits” extiende y generaliza tales comportamientos normalmente ignorados o tratados en forma marginal por la teoría económica convencional.

Según nuestros autores, la actividad económica es motivada por consideraciones tanto económicas (monetarias) como no económicas: por ejemplo, el sentido de justicia, o la tentación a la corrupción y a comportamientos antisociales. Asimismo, las decisiones no se basan solamente en cálculos racionales (tipo costo beneficio), sino que también

pesan consideraciones no racionales, como confianza y estado de ánimo, ilusión monetaria y los “cuentos” que nos relatamos para entender la realidad. Por consiguiente, proponen considerar dos tipos de motivación, económica y no económica, y dos tipos de cálculo, racional y no racional, por lo que hay cuatro casilleros de comportamientos posibles. La teoría convencional opera como si la actividad económica se limitara al primer casillero, motivaciones económicas y cálculo racional. Akerlof y Shiller, en cambio, pretenden analizar los otros tres casilleros, donde predomina el espíritu animal.

Por cierto, los autores reconocen la fuerza del paradigma convencional. Es el poder de la competencia, el cálculo maximizador y el deseo de no dejar pasar intercambios mutuamente beneficiosos lo que explica por qué la economía tiende al pleno empleo; y por qué, inclusive durante la Gran Depresión, el 75% de los que deseaban trabajar encontraban empleo. Mas la teoría convencional no explica desviaciones importantes y abruptas en el producto, ni en el empleo, ni en los precios de los activos, ni por qué el mercado no corrige tales desviaciones rápida y automáticamente. Abogan por incorporar el espíritu animal en sus diversas concreciones (y ellos nos proponen cinco) para entender fenómenos tan importantes como los ciclos económicos, euforias y pánicos, burbujas, desempleo involuntario masivo y diferencias notables en las tasas de ahorro de distintos países, entre otras.

* Profesor, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. E-mail: jramos@facea.uchile.cl

¹ Ver, por ejemplo, G. Akerlof y J. Yellen (1985). “A Near Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia” en *Quarterly Journal of Economics* (suplemento).

² R. Shiller (2005). *Irrational Exuberance* (Doubleday, Nueva York, segunda edición).

Los autores señalan cinco concreciones de espíritu animal que consideran particularmente relevantes. La primera es confianza, una “convicción visceral” o estado de ánimo, que va más allá de la evidencia (por tanto, no racional). Típicamente, las oscilaciones de nuestros estados de ánimo son mucho más fuertes que los factores objetivos en que pudieran basarse. De ahí que hay equilibrios múltiples, uno con alta confianza, otro con baja confianza. Y tal como hay un multiplicador del gasto —arguyen—, hay un multiplicador de la confianza. Aumentos (caídas) de confianza inducen aumentos (caídas) en el gasto y el ingreso que dan lugar a incrementos (disminuciones) adicionales de la confianza, terminando en euforia (pánico). Es fácil ver la relevancia de su análisis para la crisis internacional actual. ¿Qué duda puede haber de que la actual recesión en Chile se debe más al pesimismo de los chilenos por las noticias externas que a caídas efectivas de sus ingresos debido al *shock* externo?

Una segunda concreción del factor no racional del espíritu animal se refiere a “cuentos” del tipo “estamos entrando en una nueva era”, cuentos que surgen cuando la confianza va en ascenso y los precios de los activos se elevan más allá de los fundamentos. Por ejemplo, el alza de los precios de las acciones tecnológicas a fines de los noventa en EE.UU., muy por encima de cualquier estimación razonable de precio/utilidad, dio lugar a teorías de que, gracias a la Internet, la economía estaba entrando a una “nueva era” de ganancias de productividad insospechadas, hasta que finalmente se pinchó la burbuja y esas acciones se vinieron al suelo. Cosa similar sucedió con el alza reciente de los precios de las viviendas en EE.UU. (y el resto del mundo). Estaríamos, se decía, en una “nueva era” de bajas tasas de interés, gracias al mayor ahorro internacional, y menor inflación, por lo que sería natural que los precios de las viviendas subieran. Así, estos cuentos retroalimentan la confianza y la llevan a la euforia por un tiempo hasta que se pincha la burbuja.

Asimismo, períodos de bonanza y euforia despiertan la tentación a obtener ganancias fáciles a expensas de la confianza ajena. Estos períodos dan lugar a contabilidad creativa, a una mayor laxitud en los controles, incluso de las agencias clasificadoras, y, finalmente, a corrupción abierta, aprovechándose

de los crédulos, además de que “todos lo están haciendo”. Tal relajo ético es una tercera concreción del espíritu animal.

Una cuarta concreción del espíritu animal se refiere a motivaciones no económicas, y, en particular, a la justicia en el sentido de ecuanimidad. Este es un punto central en su análisis. Los autores citan múltiples experimentos en que las personas sancionan lo que consideran un trato poco justo, aunque sea a un costo personal para ellos, cosa que el “homo economicus” jamás haría. Esto es particularmente relevante en el mercado laboral, donde el esfuerzo del trabajador es muy sensible no sólo al salario absoluto sino a cuán justo lo considera en relación con el de los demás. A la luz de este sentido de justicia, explican la tesis de Keynes de que es más fácil bajar los salarios reales por medio de inflación que por medio de reducciones en los salarios nominales. En efecto, como una caída del salario nominal es percibida por el trabajador además como una caída de su salario relativo (pues no sabe lo que está pasando en las demás empresas), la empresa es reacia a reducir el salario nominal pues teme que el trabajador se esfuerce menos. En cambio, una disminución del salario real producida por mayor inflación, pero con un salario nominal fijo, hace pensar al trabajador que todos —no solo él— han sufrido por la inflación, por lo que no percibe la caída de su salario real además como una reducción de su salario relativo. Este sentido de “justicia” es lo que explica también que los salarios de todo tipo de mano de obra tiendan a ser mayores en empresas con altas utilidades (pues se considera justo que ellas compartan de este modo su renta con su fuerza de trabajo).

La quinta concreción, de consideración no racional —pero importante, según los autores, en las decisiones de los agentes, al menos para países de baja inflación—, es la existencia de ilusión monetaria, la que da lugar a rigidez a la baja en los precios y salarios. Como reconocen que, para países de inflación crónica como los de América Latina, este punto es menos relevante, no lo comentaré.

No es difícil anticipar la forma en que los autores utilizan los anteriores elementos para describir la crisis actual. Esta se origina con las bajas tasas de interés para estimular la economía norteamericana, después del pinchazo de la burbuja “dot com” y

la recesión del 2001. Lo anterior dio lugar a un incremento de la construcción de viviendas y, sobre todo, de sus precios. Alzas en los precios de las viviendas, en lugar de reducir la cantidad demandada, la aumentaron, ya que no sólo se elevaba el PIB sino que aumentaba la confianza. Se comienza a elaborar el cuento de que estamos entrando a una “nueva era” de baja inflación y tasas de interés bajas, por lo que los activos valdrán más. ¡Hay que comprar viviendas antes de que suban más! Tal euforia contagió a la banca, que comenzó a extender hipotecas a personas más riesgosas. Total, si no pagaban, el banco tenía como garantía la casa, cuyo valor se creía seguiría subiendo. Además, como se canalizaban más recursos a hipotecas y a la construcción de viviendas a través de la securitización, serían otros (que desconocían la calidad de los préstamos) y no la banca los que perderían si las hipotecas no se pagaban. Por lo demás, tales paquetes securitizados fueron clasificados como instrumentos de bajo riesgo por las agencias clasificadoras (desafortunadamente, sobre la base de las bajas tasas de impago cuando todo andaba bien); y se podía comprar un seguro contra impago por medio de los “credit default swaps” (que pueden asegurar contra impago aleatorio, pero no contra impago por crisis sistémica). Toda esta ingeniería financiera se aprovechaba de la euforia y credulidad de los agentes, lo que retroalimentaba el alza de los precios de las viviendas, hasta el pinchazo. Ahí se pasó de euforia a pánico, y el multiplicador de la confianza operó en forma inversa. La caída de la demanda dio lugar a ajustes en la cantidad y no tanto en los precios y salarios, por la rigidez que crea la ilusión monetaria, así como por lo reactivo de las empresas a reducir salarios nominales, temiendo un menor esfuerzo de su personal.

La descripción general de la crisis que hacen Akerlof y Shiller no es particularmente novedosa a estas alturas. Lo que es nuevo es cómo los distintos elementos de la hipótesis de “animal spirits” se ejemplifican tan bien durante el desarrollo de la crisis. Primero, la confianza, después el multiplicador de la confianza, seguido por el cuento de la nueva era de bajas tasas de interés, la burbuja y la euforia, la laxitud, problemas de riesgo moral, y hasta la corrupción que tipifica el comportamiento de la banca y de las clasificadoras, y el exagerado apalancamiento de las instituciones

financieras no bancarias. Finalmente, cuando se pincha la burbuja y el proceso va al revés, el pánico, la contracción del crédito, quiebras y recesión.

Si bien el análisis de los autores se centra en la macroeconomía, no se limita a ella. En particular, arguyen que un fenómeno tan importante en la economía como la tasa de ahorro nacional no es fácilmente explicado por los factores habituales. Si bien la teoría de suavizar el consumo explica correctamente por qué los jóvenes ahorran y los viejos desahorran, no tenemos, según ellos, ninguna explicación para la alta variabilidad de la tasa de ahorro entre países (elevadísima en China e India, países pobres, y bajísima en EE.UU., una economía rica). Ellos consideran que la gente es miope; piensa poco en su futuro y no sabe cómo cuantificar sus necesidades futuras. La gente no confía en sí misma para ahorrar; de hecho, considera que ahorra menos de lo deseado por ella misma, por lo que necesita o desea amarrarse (como Ulises) a programas de los que no puede zafarse fácilmente. Más bien sigue los ejemplos o modelos propuestos por sus pares o por la comunidad, sin clara decisión propia. Todos, pues, ejemplos de cómo la decisión de cuánto ahorrar es influenciada por factores irracionales. Citan al respecto los positivos resultados de programas de ahorro que intentan sobreponerse a la tendencia de la gente de posponer decisiones (“Más Ahorro Mañana”), invitando a las personas no a ahorrar más de su ingreso corriente, sino a comprometerse a ahorrar fracciones importantes de incrementos futuros de su ingreso.

“Animal Spirits” es ambicioso en su alcance. Su implicancia política es consecuente con su análisis. No hay que suprimir el espíritu animal, pues es fuente de creatividad e innovación, pero sí hay que controlarlo y encauzarlo para limitar los vaivenes fuertes y abruptos a que da lugar. En efecto, el espíritu animal tiene un lado oscuro, pues los impulsos son, por definición, irracionales, y muchas veces nos ciegan a la realidad, nos hacen ver lo que queremos ver y actuar con franco descriterio. De ahí que abogan por un ambiente regulatorio “razonable”, con dientes para frenar excesos, pero con suficiente espacio para no ahogar la creatividad.

Comparto su crítica a las versiones más puras de expectativas racionales y mercados eficientes, donde

se considera el precio del momento como el precio de equilibrio de largo plazo y donde todo desempleo, por masivo que sea, es, en el fondo, voluntario. Considero convincente su demostración de cómo puede enriquecer nuestro análisis la incorporación de motivaciones no económicas, como el sentido de justicia, y cómo consideraciones no racionales, como la confianza y el estado de ánimo, afectan las decisiones. Ciertamente merecen un papel más destacado en nuestro análisis y no sólo ocasionales saludos a la bandera en alguna nota a pie de página.

Con todo, hay que tener cuidado. La teoría convencional a base de motivaciones monetarias y decisiones puramente racionales será limitada, pero es una hipótesis refutable. Tiene contenido. Al contrario, la incorporación de motivaciones no económicas y factores no racionales en las decisiones, son conceptos demasiado amplios (incluyen literalmente todo) para constituir una hipótesis refutable. En efecto, no es posible tener una teoría general del comportamiento no racional y motivaciones no económicas, por la sencilla razón de que son infinitos los comportamientos no racionales y las motivaciones no económicas.

Los autores podrían eludir esta crítica insistiendo en que han identificado los cinco factores más relevantes del espíritu animal, por lo que están proponiendo todo

lo que necesitamos para una nueva economía del comportamiento. Si esta fuera su pretensión, y más de una vez lo insinúan, me parece fallida. Que sean cinco, y estos cinco, los componentes más importantes de las motivaciones no económicas y consideraciones no racionales en las decisiones me parece menos que obvio. Son muchos más. Solo a título de ejemplo, dejan fuera de las motivaciones no económicas el deseo de autorrealización y sentido del trabajo que también motiva el trabajo de buena parte de las personas con ingresos por encima de la subsistencia. Por el lado de los factores no racionales que inciden en las decisiones, pienso en la racionalidad limitada que el propio Akerlof ha señalado en sus anteriores escritos y que este libro no aprovecha.

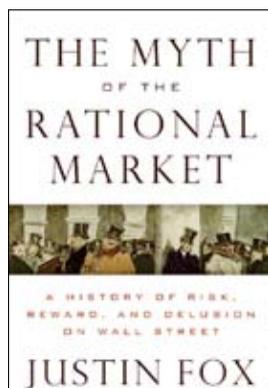
De ahí que lo más a que se puede aspirar, en mi opinión, es a complementar el análisis convencional, identificando, según el problema, esa motivación no económica o consideración no racional considerada más pertinente al caso bajo análisis y derivar las implicancias que ello puede tener. Mas eso no es poca cosa. Si leemos el libro así, como un ejemplo de lo mucho que la incorporación de concreciones específicas del espíritu animal puede hacer al análisis económico, entonces el libro es un gran aporte, incisivo e innovador.

COMENTARIO AL LIBRO

**“THE MYTH OF THE RATIONAL MARKET:
A HISTORY OF RISK, REWARD, AND DELUSION ON WALL STREET”**

**de Justin Fox
Harper Collins Publishers, 2009**

*Augusto Castillo R.**



La mayor parte de lo que hoy se denomina teoría financiera moderna, que se enseña en las principales escuelas de negocios del mundo, se desarrolló, gracias al aporte de muchos académicos, durante el siglo XX. Las teorías que la componen están construidas sobre una serie de supuestos que no necesariamente se cumplen en el mundo real. A pesar de que existe un argumento que sostiene que la calidad de una teoría no depende tanto de lo razonable de sus supuestos sino más bien de la capacidad de describir el mundo real que esas teorías muestren, la controversia ha rodeado a estas teorías financieras desde el instante mismo en que fueron formuladas.

Las críticas, en un comienzo, se sustentaron precisamente en lo poco representativos de la realidad que parecían algunos de los supuestos fundacionales de estas teorías, pero con el paso del tiempo esas críticas han logrado sustento adicional en la evidencia creciente de que dichas teorías no son capaces de explicar a la perfección la forma en que se comportan los mercados financieros y las personas que toman decisiones en los mismos.

Este libro presenta de manera cronológica a las personas que crearon estas teorías y describe las principales ideas que están implícitas en las contribuciones teóricas que ellas realizaron. A medida que estas teorías son presentadas, se discute también el grado de aceptación que ellas logran, tanto a nivel académico como a nivel de las empresas y de los distintos agentes que participan en los mercados financieros, y cómo ese grado de aceptación ha evolucionado desde su aparición hasta nuestros días.

El autor no es economista sino periodista, cosa que es más o menos evidente por la forma en que presenta las ideas y describe las teorías. Este hecho constituye, en algunas instancias, una debilidad, en particular porque se pierde la oportunidad de analizar con más profundidad ciertos aspectos de las teorías que se mencionan. Pero constituye también una ventaja en el sentido de que las teorías son presentadas de manera sencilla y pedagógica, y en un lenguaje simple, lo que garantiza que sean comprendidas con facilidad por personas sin formación en el área, pero interesadas en su comprensión.

El foco central del libro parece ser describir cómo el “mito” de la existencia de mercados racionales llegó a ser tan ampliamente aceptado durante buena parte del siglo pasado, primero en el mundo académico y luego también en el ámbito de los que toman decisiones de inversión en los mercados. Y documentar de qué manera este mito habría sido destruido (o puesto en duda) por la evidencia empírica, hasta el punto de lograr un significativo apoyo académico en contra de la hipótesis de que los mercados son racionales.

* *Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez. E-mail: augusto.castillo@uai.cl.*

Si bien la lectura de este libro es recomendable para todo público con algún interés en las finanzas o con algún vínculo con los mercados financieros, seguramente quienes pueden sacar mayor provecho del mismo son los académicos que hoy enseñan finanzas o que participan del proceso de creación de nuevas teorías. Aunque estarán familiarizados con las teorías que menciona el texto, pueden sacar valiosas lecciones sobre las debilidades que ellas presentan en su esfuerzo por describir el funcionamiento del mundo real, y sobre las consideraciones que deben hacerse al enseñar estas teorías a las nuevas generaciones de ejecutivos que pasan por las escuelas de negocios. También considero que puede ser fuente de inspiración para futuros desarrollos teóricos para los que, al parecer, existe espacio a la luz de la evidencia.

Contenidos específicos

El libro contiene cinco secciones principales en las que se documenta, respectivamente, lo que el autor denomina: “Los primeros años” “El ascenso del mercado racional”, “La conquista de Wall Street”, “El desafío (a la idea de que el mercado es racional)”, y “La caída (de la hipótesis del mercado racional)”. A continuación, me referiré brevemente a cada una:

En la sección “Los primeros años” se documentan los primeros desarrollos de las teorías financieras. A comienzos del siglo XX no existía una teoría que explícitamente indicara cómo valorar acciones. Aquí se describe cómo el trabajo de una serie de economistas, entre los que destaca Irving Fisher, llevaron a la proposición de que la metodología a emplear era básicamente la misma que se utilizaba para valorar bonos, esto es, estimar los flujos que estos activos generarían en el futuro (claro que con acciones estos flujos son dividendos), y descontar esos flujos a una tasa apropiada para descubrir el valor presente de los mismos.

Si los precios de las acciones reflejan lo que se sabe de los futuros dividendos, los precios sólo cambiarán cuando llegue nueva información al mercado y cambie la impresión que en él se tiene sobre los futuros dividendos que una empresa podrá pagar. La nueva información llega de manera aleatoria y, por ende, los precios también cambian de manera aleatoria. Esta idea —que es clave en la teoría de

la eficiencia de los mercados— fue mencionada por primera vez a comienzos de siglo por Louis Bachelier, quien fue también el primero en sugerir que los precios de los instrumentos financieros se comportarían de acuerdo a lo que indica la curva de distribución normal o de Gauss.

En la sección “El ascenso del mercado racional” se destacan los aportes de Harry Markovitz, William Sharpe, Jack Treynor, John Lintner, Modigliani y Miller, y Eugene Fama.

La principal contribución de Markovitz es la teoría de carteras, que permite formalizar por qué la diversificación de carteras es una estrategia de inversión recomendable, y de qué manera esa diversificación permite reducir el riesgo en la medida en que se combinan activos de manera inteligente, tomando en consideración las correlaciones entre los distintos instrumentos financieros. Su trabajo es también crucial para el posterior desarrollo del CAPM o modelo de valoración de activos de capital propuesto de manera independiente por Sharpe, Treynor y Lintner. Este último modelo es crucial como herramienta para determinar la tasa de descuento a utilizar cuando una empresa evalúe proyectos de inversión, o cuando se pretenda obtener el valor presente de los flujos que ofrece un cierto activo financiero.

Merton Miller y Franco Modigliani demuestran que, bajo ciertas condiciones, es posible concluir que la forma de financiamiento que utilice una empresa es irrelevante, y que la política de dividendos de la empresa también lo es (claro que las condiciones no se cumplen en el mundo real). Pero tal vez su mayor aporte es el de introducir formalmente la metodología de valoración por arbitraje.

Y luego vino el aporte de Eugene Fama, quien fundó el concepto de mercados eficientes, argumentando que, precisamente, sería la existencia de suficientes analistas capaces de detectar los cambios en los valores intrínsecos de los activos, provocados por cambios en los fundamentos que los determinan, lo que garantizaría que los precios de mercado sean, sobre la base de toda la información disponible, los mejores estimadores de esos valores intrínsecos.

En la sección “La conquista de Wall Street” se describe el proceso mediante el cual las teorías

financieras desarrolladas en los años cincuenta y sesenta y, en particular, el concepto de que los mercados financieros serían eficientes, son adoptadas de manera amplia no ya sólo por la academia, sino también por quienes participan y manejan los mercados financieros y las grandes corporaciones en Estados Unidos y en el mundo.

En la sección “El desafío” se describe cómo a partir de la década de los setenta comienzan a surgir y a tomar fuerza, lenta, pero consistentemente, quienes se oponen a la idea de que los mercados y las personas que en él participan son totalmente racionales. Richard Thaler, entre varios otros, da origen a la economía del comportamiento, y, a través de una serie de estudios, concluye que las personas son dominadas por dos tipos de mente que interactúan. Una que es impaciente y que pide se satisfagan ahora y a cualquier precio sus necesidades, y otra que compara de manera racional recompensas presentes y futuras. Otro grupo que, en paralelo, realiza desafiantes proposiciones es el que da origen a la economía experimental.

Robert Schiller logra crear dudas razonables sobre la hipótesis de los mercados eficientes argumentando que una cosa es verificar que es difícil o imposible predecir los cambios en los precios de las acciones, y otra distinta es concluir de aquí que esos precios deben entonces estar bien. De hecho, él cataloga este salto como “uno de los mayores errores en la historia del pensamiento económico”.

Según la hipótesis de mercados eficientes, la única predicción de precios de acciones posible es a través del CAPM y del beta de cada acción. Pero la evidencia empírica en contra de este vínculo se comenzó a acumular. Es el propio Eugene Fama quien, en conjunto con Kenneth French, testea la hipótesis del vínculo, arribando no a la conclusión de que los mercados son ineficientes, sino a la conclusión de que el problema es el CAPM. Ellos proponen, en cambio, un nuevo modelo al que denominan modelo Fama-French de tres factores.

Si los mercados son realmente eficientes, no es posible ganarles de manera consistente. Entonces, parte de la evidencia que desafía la hipótesis viene dada porque, al parecer, sí hay algunos (muy pocos, realmente) que han sido capaces de ganarle consistentemente al mercado, y crear fortunas gracias a ello. Warren

Buffett es el ejemplo emblemático que se menciona en el libro. Pero no es el único caso identificable.

En la sección “La caída” se documenta cómo la cada vez mayor evidencia contra la hipótesis de mercados eficientes comienza a generar apoyo académico significativo en torno a la idea de que los mercados no son realmente tan eficientes como se pensaba, o al menos no en el sentido de que los precios están siempre en su justo nivel.

Andrei Schleifer, Larry Summers, Brad De Long y Robert Waldmann son de los primeros en elaborar modelos que incorporan a inversionistas no racionales (denominados *noise traders*) que interactúan con los racionales, permitiendo así explicar que los mercados presentaran niveles de volatilidad como los que existen en la realidad. Estos modelos podían también explicar que los mercados pasaran por ciclos de auge y caída sin que los fundamentos de las acciones hubiesen cambiado real y significativamente.

Los estudios de los “economistas del comportamiento” que ya habían identificado la existencia de dos tipos de mente en pugna (una racional y otra que no lo es) logran comprobar, a través de imágenes de resonancia magnética, que ciertas zonas del cerebro (más avanzadas y únicamente humanas) están más activas cuando se toman decisiones de largo plazo, mientras las zonas más primitivas son las que están activadas cuando se decide por gratificación en el presente.

Está documentado el hecho de que muchas veces los precios sobre o sub reaccionan ante ciertos eventos, pero persiste la incertidumbre respecto de cuándo ocurrirán estos fenómenos, razón por la cual predecir qué ocurrirá con los precios de los activos sigue siendo algo que, si no imposible, es al menos muy difícil de realizar.

Si bien existe relativo consenso en la existencia de anomalías que han sido identificadas mirando al pasado, es también cierto que muchas de estas anomalías desaparecen al poco tiempo de ser identificadas, haciendo imposible su uso en estrategias que permitan ganarle al mercado.

Conclusiones

¿Son los mercados racionales o eficientes en el sentido sugerido originalmente por Eugene Fama? ¿Reflejan

los precios de los activos de manera inmediata toda la información disponible en cada instante de tiempo? La evidencia disponible sugiere que no. Las a veces significativas fluctuaciones de precios que se observan en períodos cortos de tiempo, y los ciclos que parecen afectar en el largo plazo a los mercados accionarios son evidencia en contra de esta hipótesis.

¿Son los inversionistas que participan en los mercados agentes absolutamente racionales que toman decisiones sobre la base de consideraciones absolutamente técnicas? Nuevamente, la evidencia empírica y de comportamiento de las personas, documentada en innumerables estudios en las últimas décadas, sugiere que esta hipótesis no es apropiada para describir el comportamiento de las personas.

Y, sin embargo, persiste un enorme respaldo —tanto teórico como empírico— a la idea de que no es posible predecir, de manera sistemática, la dirección en que se moverán los precios de los activos financieros en el futuro inmediato. Es decir, no se cuestiona la noción de que los mercados son razonablemente eficientes.

En palabras del autor del libro: “¿Es el mercado racional? No, dicen los expertos. Pero usted tampoco lo es, así es que no vaya a creer que le puede ganar”. O al menos reconozcamos que es realmente difícil ganarle, y que no existe una fórmula que nos diga cómo lograrlo.

En definitiva, recomiendo a todos mis colegas la lectura de este libro, es muy ameno e interesante, y seguramente lo disfrutarán tanto como yo.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

AGOSTO 2009

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

*Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009). "Inflation Dynamics in Latin America." *Contemporary Economic Policy* 27(3): 349-62.

Gil-Alana L. y C. Pestana Barros (2009). "A Historical Perspective on Inflation in Latin America. A New Approach Based on Fractional Integration with a Structural Break." *International Economic Journal* 23(2): 259-79.

*Sargent, T., N. Williams y T. Zha (2009). "The Conquest of South American Inflation." *Journal of Political Economy* 117(2): 211-56.

Saker, M. (2009). "A Structural Model of Establishment and Industry Evolution: Evidence from Chile." Policy Research Working Paper N°4947, Banco Mundial.

Vogel, L. (2009). "The Endogeneity of the Natural Rate of Growth – An Empirical Study for Latin-American Countries." *International Review of Applied Economics* 23(1): 41-53.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Aghion, P., P. Bacchetta, R. Rancière y K. Rogoff (2009). "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development." *Journal of Monetary Economics* 56(4): 494-513.

*Edwards, S. y R. Rigobón (2009). "Capital Controls on Inflows, Exchange Rate Volatility and External Vulnerability." *Journal of International Economics* 78(2): 256-67.

Lizardo, R. (2009). "Exchange Rate Volatility in Latin America and the Caribbean Region: Evidence from 1985 to 2005." *International Trade and Economic Development* 18(2): 255-73.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Cuadro-Sáez, L., M. Fratzscher y C. Thimann (2009). “The Transmission of Emerging Market Shocks to Global Equity Markets.” *Journal of Empirical Finance* 16(1): 2-17.

*Khanna T. y C. Thomas (2009). “Synchronicity and Firm Interlocks in an Emerging Market.” *Journal of Financial Economics* 92(2): 182-204.

*Levy Yeyati, E., S.L. Schmukler y N. Van Horen (2009). “International Financial Integration through the Law of One Price: The Role of Liquidity and Capital Controls.” *Journal of Financial Intermediation* 18(3): 432-63.

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

*Benavente, J.M., S. Dobbelaere y J. Mairesse (2009). “Interaction between Product Market and Labour Market Power: Evidence from France, Belgium and Chile.” *Applied Economics Letters* 16(6): 573-77.

*Cerdeña, R. (2009). “Situación Socioeconómica Reciente de los Mapuches en la Región de la Araucanía.” *Estudios Públicos* 113: 27-107.

*De Gregorio, J. (2009). “Chile Frente a la Recesión Mundial de 2009.” *Estudios Públicos* 113: 5-26.

Foster, W. y A. Valdés (2009). “Características Estructurales de los Hogares Agrícolas Chilenos: Una Tipología de los Hogares Rurales y Determinantes de Ingreso en Base a la Encuesta Casen 2003.” *Estudios Públicos* 113: 109-50.

Kaplan, D. (2009). “Job Creation and Labor Reform in Latin America.” *Journal of Comparative Economics* 37(1): 91-115.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Álvarez, R. y R. López (2009). “Skill Upgrading and the Real Exchange Rate.” *The World Economy* 32(8): 1165-79.

*Anand, P., A. Mizala y A. Repetto (2009). “Using School Scholarships to Estimate the Effect of Private Education on the Academic Achievement of Low-Income Students in Chile.” *Economics of Education Review* 28(3): 370-81.

Bruegmann, R. (2009). “Notas sobre el *Sprawl* Urbano y Santiago.” *Estudios Públicos* 113: 207-36.

Castillo, J.C. (2009). “¿Cuál es la Brecha Salarial Justa? Opinión Pública y Legitimación de la Desigualdad Económica en Chile.” *Estudios Públicos* 113: 237-66.

Engel, E., R. Fischer, A. Galetovic y M. Hermostilla. “Renegociación de Concesiones en Chile.” *Estudios Públicos* 113: 151-205.

Kumhof, M. y D. Laxton. (2009). “Chile’s Structural Fiscal Surplus Rule: A Model-Based Evaluation.” Working Paper N°09-88, Fondo Monetario Internacional.

*Paredes, R. y J.I. Pinto (2009). “¿El Fin de la Educación Pública en Chile?” *Estudios de Economía* 36(1): 47-66.

Veldkamp, L. (2009). “Learning about Reform: Time-Varying Support for Structural Adjustment.” *International Review of Economics & Finance* 18(2): 192-206.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2009). “Inflation Dynamics in Latin America.” *Contemporary Economic Policy* 27(3): 349-62.

This article studies the mean and the persistence of inflation in the 10 largest Latin American countries for the period 1980–2007. We find multiple shifts in the mean, with inflation in the region increasing throughout the eighties and decreasing in the nineties, thus documenting that the rise and fall of inflation in Latin America occurred a decade later than in industrial countries. Regarding the persistence, we find that it is high but that it decreases when the shifts in the mean are taken into account, as in developed countries, while it appears to have decreased recently in more than half of the countries in our sample. Finally, we find that only about a third of the total variation of inflation in Latin America can be explained by a common factor and, therefore, that most of the variation in the region has been related to idiosyncratic factors. We discuss the relation of our findings with economic policies implemented in the region.

*Sargent, T., N. Williams y T. Zha (2009). “The Conquest of South American Inflation.” *Journal of Political Economy* 117(2): 211-56.

We infer determinants of Latin American hyperinflations and stabilizations by using the method of maximum likelihood to estimate a hidden Markov model that assigns roles both to fundamentals in the form of government deficits that are financed by money creation and to destabilizing expectations dynamics that can occasionally divorce inflation from fundamentals. Levels and conditional volatilities of monetized deficits drove most hyperinflations and stabilizations, with a notable exception in Peru, where a cosmetic reform of the type emphasized by Marcet and Nicolini occurred.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Edwards, S. y R. Rigobón (2009). “Capital Controls on Inflows, Exchange Rate Volatility and External Vulnerability.” *Journal of International Economics* 78(2): 256-67.

We use high frequency data and a new econometric approach to evaluate the effectiveness of controls on capital inflows. We focus on Chile’s experience during the 1990s, and investigate whether controls on capital inflows reduced Chile’s vulnerability to external shocks. We recognize that changes in the controls will affect the way in which different macro variables relate to each other. In particular, we consider the case where controls co-exist with an exchange rate band aimed at managing the nominal exchange rate. We develop a methodology to deal explicitly with the interaction between these two policies. The main findings may be summarized as follows: (a) a tightening of capital controls on inflows depreciates the exchange rate and (b), we find that a tightening of capital controls increases the unconditional volatility of the exchange rate, but makes it less sensitive to external shocks.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Khanna T. y C. Thomas (2009). “Synchronicity and Firm Interlocks in an Emerging Market.” *Journal of Financial Economics* 92(2): 182-204.

Stock price synchronicity has been attributed to poor corporate governance and a lack of firm-level transparency. This paper investigates the association between different kinds of firm interlocks, control groups, and synchronicity in Chile. A unique data set containing equity cross-holdings, common individual owners, and director interlocks is used to map out firm ties and control groups. While there is a correlation between synchronicity and share ownership and equity ties, synchronicity is more strongly correlated with interlocking directorates. The presence of share directors is associated with either reduced firm-level transparency or increased correlation in firm fundamentals—due, for example, to joint resource allocation across the firms.

*Levy Yeyati, E., S.L. Schmukler y N. Van Horen (2009). “International Financial Integration through the Law of One Price: The role of Liquidity and Capital Controls.” *Journal of Financial Intermediation* 18(3): 432-63.

This paper takes advantage of the fact that some stocks trade both in domestic and international markets to characterize the degree of international financial integration. The paper argues that the cross-market premium (the ratio between the domestic and the international market price of cross-listed stocks) provides a valuable measure of international financial integration and the effectiveness of capital controls. Using autoregressive (AR) models to estimate convergence speeds and non-linear threshold autoregressive (TAR) models to identify non-arbitrage bands, the paper shows that price deviations across markets are rapidly arbitrated away and bands are narrow, particularly so for liquid stocks. The paper also shows that regulations on cross-border capital flows effectively segment domestic markets. As expected, the effects of both types of capital controls are asymmetric but in the opposite direction: controls on outflows induce positive premia, while controls on inflows generate negative premia. Both vary with the intensity of capital controls.

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

*Benavente, J.M., Dobbelaere S. y Mairesse, J. (2009). “Interaction between Product Market and Labour Market Power: Evidence from France, Belgium and Chile.” *Applied Economics Letters*, 16(6): 573-77.

This article jointly estimates price-cost mark-ups and union bargaining power of manufacturing firms in France, Belgium and Chile. Our GMM results provide strong evidence of price-cost mark-ups being underestimated when labour market imperfections are ignored, corresponding to the omission of the part of product rents captured by the workers.

*Cerdeira, R. (2009). “Situación Socioeconómica Reciente de los Mapuches en la Región de la Araucanía.” *Estudios Públicos* 113: 27-107.

Este trabajo presenta un análisis de la situación socioeconómica de la población mapuche en la IX Región de Chile (Región de la Araucanía) y sus determinantes. Para ello, primero se examinan datos

macroeconómicos de la región, con especial énfasis en la evolución del crecimiento, el PIB per cápita y la estructura productiva. El estudio muestra que la IX Región es la más rezagada del país en términos de PIB per cápita, situación que se ha mantenido en los últimos cuarenta años. Aun cuando el crecimiento económico se ha acelerado en tiempos recientes, la Región de la Araucanía sigue siendo la más pobre y exhibe, además, los peores índices de desigualdad de Chile.

En la segunda sección del trabajo se examinan las características demográficas y socioeconómicas de la población mapuche en la Región de la Araucanía, utilizando principalmente datos de las encuestas Casen de 1996, 2000, 2003 y 2006. El análisis se centra aquí en ingresos laborales, tasas de pobreza, niveles de educación y ocupación y tenencia de tierras indígenas. En 2006, los mapuches de la IX Región ascendían a casi 250.000 personas (alrededor del 27% de la población total de la región). Cerca del 70% de la población mapuche de la Región de la Araucanía vive en el sector rural. La tasa de pobreza de los mapuches de la región es sorprendentemente alta (llegando a casi el 18% en el 2006), y aunque se ha reducido de manera considerable en los últimos doce años, continúa siendo elevada si se compara con el resto de la población. Parte de esto se explica por bajos niveles de escolaridad, pero también por las fluctuaciones en sus tasas de participación laboral y su alto nivel de informalidad en el mercado laboral. En cuanto a la tenencia de tierras, los mapuches son en general pequeños propietarios y la productividad de sus predios es muy baja.

*De Gregorio, J. (2009). “Chile Frente a la Recesión Mundial de 2009.” *Estudios Públicos* 113: 5-26.

El mundo está atravesando una severa crisis. Chile, pese a mostrar gran solidez en su sistema financiero, no puede estar al margen. Este artículo comienza con una discusión sobre los efectos de la política monetaria en los precios de activos y la estabilidad financiera. Luego se discuten los efectos de la crisis sobre la inflación y la actividad. La primera pasó de aumentos masivos e inesperados, a fuertes disminuciones por ampliación de holguras y caída en los precios internacionales de los productos básicos. Los efectos sobre la actividad se pueden explicar por el ciclo económico interno, efectos reales y financieros de la crisis internacional y la crisis de confianza global. Finalmente, se discuten las distintas políticas implementadas por el Banco Central para asegurar sus objetivos de inflación y funcionamiento de los sistemas de pago interno y externo, entre los que destaca el significativo relajamiento monetario

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Álvarez, R. y R. López (2009). “Skill Upgrading and the Real Exchange Rate.” *The World Economy* 32(8): 1165-79.

This paper examines the effect of changes in the real exchange rate on skill upgrading in the case of Chile. Using plant-level data from the manufacturing sector, we find that a real depreciation increases the share of skilled workers in the total wage bill in exporters but not in non-exporters. This result suggests that depreciations or, more generally, increases in export profitability, may induce exporters to adopt more skill-intensive technologies. This finding gives support to recent models of trade that highlight the possible effect of the real exchange rate on skill upgrading and wage inequality. This paper also finds that real depreciations increase plants' export intensity, suggesting that skill upgrading for firms that are already exporters is the channel through which real exchange depreciations affect wage inequality.

*Anand, P., A. Mizala y A. Repetto (2009). “Using School Scholarships to Estimate the Effect of Private Education on the Academic Achievement of Low-Income Students in Chile.” *Economics of Education Review* 28(3): 370-81.

This paper estimates the impact of private education on the academic achievement of low-income students in Chile. To deal with selection bias, we use propensity score matching to compare the test scores of reduced-fee paying, low-income students in fee-charging private voucher schools to those of similar students in public schools and free private voucher schools. Our results reveal that students in fee-charging private voucher schools score slightly higher than students in public schools. The difference in standardized test scores is approximately 10 points, a test score gain of 0.2 standard deviations. We find no difference in the academic achievement of students in the fee-charging private voucher treatment group relative to their counterparts in free private voucher schools.

*Paredes, R. y J.I. Pinto (2009). “El Fin de la Educación Pública en Chile?” *Estudios de Economía* 36(1): 47-66.

Entre los años 2000 y 2006 las escuelas municipales (o públicas) en Chile redujeron su matrícula en 186 mil alumnos (caída de 13%), mientras que las escuelas privadas subvencionadas, receptoras del mismo financiamiento estatal, la han aumentado en 386 mil (aumento de 38%). En este trabajo distinguimos factores de demanda, asociados a las decisiones de los padres, y de oferta, asociados a las decisiones de los sostenedores, que determinan el cambio de la composición de la matrícula en Chile. Hallamos evidencia que las restricciones institucionales que afectan la demanda por tipos de educación sólo dan cuenta parcial de la tendencia. Otros factores, asociados a las decisiones de los propios municipios, explican la mayor parte de la caída de la educación municipal. Ello es también en parte el resultado del desfinanciamiento natural a que conducen las restricciones asimétricas sobre financiamiento y costos en Chile.



BANCO CENTRAL
DE CHILE

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera.** 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales** (Publicación anual desde 1997 a 2003, discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile).
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada.** 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600.** 1984.
- Balanza de Pagos de Chile.** Publicación anual.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas.** Volúmenes I al XII.
- Banco Central de Chile.** 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria.** 2000.
- Boletín Mensual.** Publicación mensual.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional.** Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas.** 1991.
- Catálogo de Publicaciones Académicas** (períodos 1991-2004 de noviembre del 2005 y 2005-2006 de octubre del 2007).
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas.** 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2002.** 2003 (edición en español y en inglés).
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18,840.** 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000).** 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996.** 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990.** 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983.** 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985.** 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada.** 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992.** 1994.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983.** 1983.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2008.** Publicación anual.
- Cuentas Nacionales de Chile: Compilación de Referencia 2003.**
- Chile: Crecimiento con Estabilidad.** 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual** (edición bilingüe).
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa.** 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 31.**
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 521.**
- Economía Chilena.** Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos.** Octubre 2004.
- Economic and Financial Report** (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600.** 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 77.**
- Estudios Monetarios. I al XII.**
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores.** 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas** (Publicación anual desde 1990 a 1999, discontinuada a partir del 2000).
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980.** 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación.** 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period.** 1989.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile.** 2006 (ediciones en español y en inglés).
- Guía de Estilo en Inglés.** 2001
- Indicadores de Comercio Exterior** (Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004).
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000.** 2001 (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Económicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral (ediciones en español y en inglés).
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales.** Publicación trimestral. (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en sitio web).
- Índices de Exportación: 1986-1999.** 2000.
- Informativo Diario.** Publicación diaria.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral.** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Informe Económico de Chile** (Publicación anual desde 1981 a 1984, discontinuada a partir de 1985).
- Informe Económico y Financiero** (Publicación quincenal desde 1981 al 2003, discontinuada a partir de enero del 2004).
- Invirtiendo en Chile.** 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile.** Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007** (ediciones en español y en inglés).
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional.** 1982.
- Legislación Económica y Financiera.** 2006 (versión digital disponible en sitio web).
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 2006.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986.** 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996.** 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual** (edición en español. Versión en inglés disponible sólo en forma digital en CD y en sitio web).
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile.** 2003.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile.** Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión.** 2000 (ediciones en español y en inglés).
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003.** 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile.** 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino** (Publicación anual desde 1980 a 1982, discontinuada a partir de 1983).
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile.** 1988.
- Publicaciones Académicas 2005-2006.** (edición bilingüe).
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena.** 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981.** 1982.
- Serie de Estudios Económicos.** 1 al 49 (Publicación renombrada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).
- Series Monetarias.** 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales.** 1987.
- Síntesis Estadística de Chile.** Publicación anual (ediciones en español y en inglés).
- Síntesis Monetaria y Financiera.** Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile
Morandé 115 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica <http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico bcch@bcentral.cl, con un costo de \$500 dentro de Chile y de US\$12 al extranjero.

DTBC-521 Corporate Tax, Firm Destruction and Capital Stock Accumulation: Evidence from Chilean Plants, 1979-2004 Rodrigo A. Cerda y Diego Saravia	Julio 2009	DTBC-505 Evolución de la Persistencia Inflacionaria en Chile Pablo Pincheira	Diciembre 2008
DTBC-520 Cuando el Índice de Fuerza Relativa Conoció al Árbol Binomial Rodrigo Alfaro y Andrés Sagner	Junio 2009	DTBC-504 Robust Learning Stability with Operational Monetary Policy Rules George W. Evans y Seppo Honkapohja	Noviembre 2008
DTBC-519 Skill Upgrading and the Real Exchange Rate Roberto Álvarez y Ricardo A. López	Junio 2009	DTBC-503 Riesgo de Crédito de la Banca Rodrigo Alfaro, Daniel Calvo y Daniel Oda	Noviembre 2008
DTBC-518 Optimal Taxation with Heterogeneous Firms Rodrigo A. Cerda y Diego Saravia	Junio 2009	DTBC-502 Determinacy, Learnability, and Plausibility in Monetary Policy Analysis: Additional Results Bennett T. McCallum	Octubre 2008
DTBC-517 Do Exchange Rate Regimes Matter for Inflation and Exchange Rate Dynamics? The Case of Central America Rodrigo Caputo e Igal Magendzo	Junio 2009	DTBC-501 Expectations, Learning, and Monetary Policy: An Overview of Recent Research George W. Evans y Seppo Honkapohja	Octubre 2008
DTBC-516 Interbank Rate and the Liquidity of the Market Luis A. Ahumada, Álvaro García, Luis Opazo y Jorge Selaive	Abril 2009	DTBC-500 Higher Order Properties of the Symmetrically Normalized Instrumental Variable Estimator Rodrigo Alfaro	Octubre 2008
DTBC-515 Sovereign Defaulters: Do International Capital Markets Punish Them? Miguel Fuentes y Diego Saravia	Abril 2009	DTBC-499 Imperfect Knowledge and The Pitfalls Of Optimal Control Monetary Policy Athanasios Orphanides y John C. Williams	Octubre 2008
DTBC-514 En Búsqueda de un Buen Benchmark Predictivo para la Inflación Pablo Pincheira y Álvaro García	Abril 2009	DTBC-498 Macroeconomic and Monetary Policies from the Educative Viewpoint Roger Guesnerie	Octubre 2008
DTBC-513 From Crisis to IMF-Supported Program: Does Democracy Impede the Speed Required by Financial Markets? Ashoka Mody y Diego Saravia	Marzo 2009	DTBC-497 Macroeconomía, Política Monetaria y Patrimonio del Banco Central Jorge E. Restrepo, Luis Salomó y Rodrigo Valdés	Octubre 2008
DTBC-512 A Systemic Approach to Money Demand Modeling Mauricio Calani, J. Rodrigo Fuentes y Klaus Schmidt-Hebbel	Diciembre 2008	DTBC-496 Microeconomic Evidence of Nominal Wage Rigidity in Chile Marcus Cobb y Luis Opazo	Octubre 2008
DTBC-511 Forecasting Chilean Inflation in Difficult Times Juan Díaz y Gustavo Leyva	Diciembre 2008	DTBC-495 A Sticky-Information General Equilibrium Model for Policy Analysis Ricardo Reis	Octubre 2008
DTBC-510 Overoptimism, Boom-Bust Cycles, And Monetary Policy In Small Open Economies Manuel Marfán, Juan Pablo Medina y Claudio Soto	Diciembre 2008	DTBC-494 Choosing an Exchange Rate Regime César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel	Octubre 2008
DTBC-509 Monetary Policy Under Uncertainty and Learning: An Overview Klaus Schmidt-Hebbel y Carl E. Walsh	Diciembre 2008	DTBC-493 Learning, Endogenous Indexation, and Disinflation in the New-Keynesian Model Volker Wieland	Octubre 2008
DTBC-508 Estimación de Var Bayesianos para la Economía Chilena Patricio Jaramillo	Diciembre 2008	DTBC-492 Sources of Uncertainty for Conducting Monetary Policy in Chile Felipe Morandé y Mauricio Tejada	Octubre 2008
DTBC-507 Chile's Growth and Development: Leadership, Policy-Making Process, Policies, and Results Klaus Schmidt-Hebbel	Diciembre 2008	DTBC-491 What Drives Inflation in the World? César Calderón y Klaus Schmidt Hebbel	Octubre 2008
DTBC-506 Exit in Developing Countries: Economic Reforms and Plant Heterogeneity Roberto Álvarez y Sebastián Vergara	Diciembre 2008	DTBC-490 Inflation Target Transparency and the Macroeconomy Martin Melecky, Diego Rodríguez-Palenzuela y Ulf Söderström	Octubre 2008

Serie de Libros sobre

Banca Central, Análisis y Políticas Económicas

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

“Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países”.

Anne Krueger,
Fondo Monetario Internacional



BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:
<http://www.bcentral.cl/books/serie.htm>
bcch@bcentral.cl
Teléfono: (562) 670-2888
Fax: (562) 670-2231

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

CURRENT ACCOUNT AND EXTERNAL FINANCING

Kevin Cowan, Sebastián Edwards, Rodrigo O. Valdés, eds.
“A decade ago, capital flows to emerging economies stopped suddenly, leading to financial crises, job destruction, and political upheaval. Partly in response, the world has since restructured in radical ways: financial capital flows now go from developing countries to the United States; the current accounts of emerging economies show huge surpluses, leading to strong pressures for their currencies to appreciate and their net foreign reserves to balloon; and the forces towards recession, banking crises and stock markets crashes are coming from the center, not from the periphery. This excellent volume brings together several first rate contributions to the understanding of the origins, mechanisms, and policy implications of recent developments. This is essential reading, especially as we grapple to respond to the challenges created by the new global landscape.”

Roberto Chang, Professor of Economics, Rutgers University
Tapa dura, 582 pp. Ch\$15.000, US\$40.

MONETARY POLICY UNDER INFLATION TARGETING

Frederic S. Mishkin y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
“What is it about these hardy little Southern Hemisphere central banks? Congratulations to the Central Bank of Chile for once again pushing forward the frontiers of practical policy knowledge—this time on one of the more successful tools to enter the policymakers’ toolkits in recent decades: inflation targeting. This is state of the science.”

Alan Bollard, presidente, Banco de la Reserva de Nueva Zelanda
Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

EXTERNAL VULNERABILITIES AND PREVENTIVE POLICIES

Ricardo J. Caballero, César Calderón y Luis Felipe Céspedes, eds.
“Emerging markets have experienced substantial fluctuations in external capital flows in the past few years. This volume contains a rich set of studies on the important issues of how countries develop vulnerabilities to these fluctuations and what policies they can adopt to minimize their adverse effects. It should be of great interest to policy makers in emerging market countries, academics, as well as private sector economists.”

Raghuram G. Rajan, Economic Counselor and Director of Research, International Monetary Fund
Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

GENERAL EQUILIBRIUM MODELS FOR THE CHILEAN ECONOMY

Rómulo Chumacero y Klaus Schmidt-Hebbel, eds.
“This book contains a rich set of applied general equilibrium studies that address a number of important Chilean policy issues. The book is of value to both academics and policymakers in Chile and elsewhere. The general equilibrium methods developed and applied in these studies can be used to assess quantitatively the consequences of innovative economic policies that are under consideration, or warrant consideration.”

Edward C. Prescott, Arizona State University
Premio Nobel en Ciencias Económicas
Tapa dura, 440 pp. Ch\$15.000, US\$40.

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, finanzas internacionales y desarrollo económico, para ser evaluados para su eventual publicación en esta revista. Para este efecto se deberá enviar a los editores dos copias de los trabajos escritos a máquina a doble espacio, en español, con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Los gráficos y tablas se incluirán en páginas separadas. Se incluirán, además, un resumen en español y otro en inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras) y los datos de afiliación del autor. Los trabajos se deberán enviar a Editores de ECONOMÍA CHILENA, Morandé 115, Santiago, Chile o vía correo electrónico a rec@bcentral.cl. También se invita a enviar comentarios acerca de 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 revisión de publicaciones. Estos se enviarán a Editor de Revisión de Publicaciones, revista ECONOMÍA CHILENA, Morandé 115, Santiago, Chile, y deberán ser escritos a máquina en idioma español o inglés (con una extensión de 50 a 100 palabras). Se deberán incluir, además, los datos de afiliación del autor y una copia del trabajo. Alternativamente, se podrán enviar los datos respectivos al correo electrónico 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
RODOLFO ERAZO M.
DISEÑO Y DIAGRAMACIÓN
MÓNICA WIDOYCOVICH
IMPRESIÓN
MAVAL LTDA.

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



**BANCO CENTRAL
DE CHILE**

**AGUSTINAS 1180
SANTIAGO / CHILE**