BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 13 - Nº1 / ABRIL 2010

ARTÍCULOS

Dinámica de Tasas de Interés de Mercado en Tiempos de Turbulencia Financiera
Juan Sebastián Becerra C. / Luis Ceballos S. Felipe Córdova F. / Michael Pedersen

Evidencia Microeconómica de Rigideces Nominales de Salarios en Chile
Marcus Cobb C. / Luis Opazo R

El Trabajo a Tiempo Parcial en Chile
Tomás Rau B.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Incertidumbre en las Series Desestacionalizadas de Actividad y Demanda en Chile
Carlos A. Medel V. / Michael Pedersen

Análisis de Derechos Contingentes: Aplicación a Casas Comerciales
Rodrigo Alfaro A. / Natalia Gallardo S. / Camilo Vio G.

Crisis en la Zona Euro: Fundamentos tras el Reciente Aumento de *Spreads* Soberanos
Ari Aisen / Ignacio Badilla F. Felipe Jaque S. / David Moreno S.

REVISIÓN DE LIBROS

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ISSN 0717-3830

BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA

VOLUMEN 13 - N°1 / ABRIL 2010

ÍNDICE

Resúmenes de trabajos 3

Resúmenes en inglés (*Abstracts*) 4

Artículos

Dinámica de Tasas de Interés de Mercado en Tiempos de Turbulencia Financiera
Juan Sebastián Becerra C. / Luis Ceballos S.
Felipe Córdova F. / Michael Pedersen 5

Evidencia Microeconómica de Rigideces Nominales de Salarios en Chile
Marcus Cobb C. / Luis Opazo R. 23

El Trabajo a Tiempo Parcial en Chile
Tomás Rau B. 39

Notas de Investigación

Incertidumbre en las Series Desestacionalizadas de Actividad y Demanda en Chile
Carlos A. Medel V. / Michael Pedersen 63

Análisis de Derechos Contingentes: Aplicación a Casas Comerciales
Rodrigo Alfaro A. / Natalia Gallardo S. / Camilo Vio G. 73

Crisis en la Zona Euro: Fundamentos tras el Reciente Aumento de Spreads *Soberanos*
Ari Aisen / Ignacio Badilla F.
Felipe Jaque S. / David Moreno S. 83

Revisión de Libros

Banco Central de Chile 1925–1964. Una Historia Institucional de Camilo Carrasco A.
Andrés Bianchi L. 95

The Economics of Growth de Philippe Aghion y Peter Howitt
Mauricio Calani C.. 101

Revisión de Publicaciones

Catastro de publicaciones recientes 107

Resúmenes de artículos seleccionados 109

RESÚMENES DE TRABAJOS

DINÁMICA DE TASAS DE INTERÉS DE MERCADO EN TIEMPOS DE TURBULENCIA FINANCIERA

Juan Sebastián Becerra C. / Luis Ceballos S.
Felipe Córdova F. / Michael Pedersen

La importante baja de la tasa de política monetaria (TPM) durante el año 2009 ha compensado el alza de las tasas de colocación causada por la mayor incertidumbre nacional e internacional. Este artículo concluye lo anterior al examinar la evolución de las tasas de interés de colocación de consumo y comerciales con el objetivo de separar los efectos producidos por el traspaso de la TPM de los causados por el aumento de los premios por riesgo registrados durante el 2008. Esto se hace a través de simulaciones contrafactuales en torno a variables relevantes.

EVIDENCIA MICROECONÓMICA DE RIGIDECES NOMINALES DE SALARIOS EN CHILE

Marcus Cobb C. / Luis Opazo R.

Este documento presenta nueva evidencia sobre la frecuencia de ajuste de los salarios en Chile y sus determinantes. Los datos utilizados provienen de una base de datos construida a partir de información recolectada por la Asociación Chilena de Seguridad (AChS). La base se compone de un panel de 429 mil historias salariales para el periodo 2001.12–2007.12. Los resultados indican que, en promedio, los salarios se demorarían algo más de nueve trimestres en ajustarse por completo. En lo que se refiere a los determinantes de tales ajustes, el grado de flexibilidad a la baja de los salarios dependería positivamente de la participación de trabajadores jóvenes (menos de 30 años), positivamente del tamaño de la firma y negativamente de la proporción de trabajadores de altos ingresos. Finalmente, los efectos sectoriales son estadística y económicamente significativos.

EL TRABAJO A TIEMPO PARCIAL EN CHILE

Tomás Rau B.

La evolución del trabajo a tiempo parcial en Chile y sus determinantes constituyen el tema de este artículo. Se testean algunas hipótesis encontradas en la literatura internacional para determinar si el trabajo a tiempo parcial es inestable, si la hora trabajada es peor remunerada, y si se toma como una transición al trabajo a tiempo completo. Se encuentra evidencia de que el trabajo a tiempo parcial es mayoritariamente femenino y de que tiene características de precariedad como poca estabilidad laboral e informalidad. Sin embargo, el salario por hora supera levemente el del trabajo a tiempo completo. Se intenta explicar esta brecha mediante una descomposición de Oaxaca, encontrándose que las diferencias salariales no son atribuibles a factores observables. Se concluye con un análisis de cadenas de Markov utilizando el Panel Casen para determinar si este tipo de jornada es un estado de transición a la jornada completa, y además se proyecta la participación del trabajo a tiempo parcial en estado estacionario y las tasas de participación y desempleo de largo plazo. Los resultados muestran que dada la dinámica actual, la jornada parcial de trabajo mantendrá su participación relativa sobre el total de ocupados y la participación laboral alcanzará el nivel de países desarrollados en no menos de 25 años.

ABSTRACTS

MARKET INTEREST RATE DYNAMICS IN TIMES OF FINANCIAL TURMOIL

Juan Sebastián Becerra C. / Luis Ceballos S.
Felipe Córdova F. / Michael Pedersen

The significant reduction of the monetary policy rate (MPR) during 2009 has offset the rise in lending rates caused by increased uncertainty in the country and abroad. This paper comes to this conclusion after examining the evolution of interest rates of consumer and commercial loans in order to distinguish between the effects caused by MPR transmission from those caused by the increases in risk premiums occurred in 2008. The above is done through counterfactual simulations using the relevant variables.

MICROECONOMIC EVIDENCE OF NOMINAL WAGE RIGIDITIES IN CHILE

Marcus Cobb C. / Luis Opazo R.

This document presents new evidence on the adjustment frequency of wages in Chile and their fundamentals. The data come from a database built from information gathered by the Chilean safety association Asociación Chilena de Seguridad (AChS). The base consists of a panel of 429 thousand wage records for the period 2001.12–2007.12. The results indicate that, on average, wages take a little over nine quarters to adjust completely. As for the determinants of such adjustments, the degree of downward flexibility of wages depends positively on the participation of younger workers (under 30), positively on firm size, and negatively on the proportion of high income workers. Finally, the sectoral effects are statistical and economically significant.

PART-TIME WORK IN CHILE

Tomás Rau B.

This article discusses the evolution and determinants of part-time work in Chile. It tests some hypotheses found in the international literature, to determine whether part-time work is precarious, whether hourly payment is smaller, and whether it constitutes a step toward full-time employment. Evidence is found that part-time work is mostly feminine, and can be precarious in that it can be less stable and more informal. However, hourly wage is slightly higher than in full-time jobs. This gap is examined through a decomposition of Oaxaca, which reveals that wage differences cannot be explained by observable factors. It concludes with a Markov chain analysis using the Casen surveys to determine whether part-time jobs are a transition to full-time jobs, and also steady-state part-time participation is projected, as are long-term participation and employment rates. The results show that, given the current dynamics, the relative share of part-time work over total employment will remain stable, and labor participation will attain the level of developed economies in no less than 25 years.

DINÁMICA DE TASAS DE INTERÉS DE MERCADO EN TIEMPOS DE TURBULENCIA FINANCIERA*

*Juan Sebastián Becerra C.***
*Luis Ceballos S.***
*Felipe Córdova F.***
*Michael Pedersen***

I. Introducción

Durante el 2009, las tasas de colocación en Chile se vieron afectadas, a la vez, por las bajas significativas de la tasa de política monetaria (TPM) y por los aumentos de los premios por riesgo causados por la crisis internacional. Los efectos van en direcciones opuestas; la menor TPM se traduce en bajas de los intereses de colocación, mientras el mayor premio por riesgo sube estas tasas, *ceteris paribus*.

Este documento analiza la evolución de las tasas de interés de colocación de consumo y comerciales, identificando los principales determinantes de sus movimientos. Para cada una de las tasas, se especifica un modelo que incorpora tasas de referencia y medidas de riesgo externo e idiosincrásico, controlando, además, por estacionalidad semanal. El objetivo es separar entre los efectos producidos por traspaso de la TPM y por mayor riesgo. Esto se hace a través de simulaciones contrafactuales en torno a variables relevantes. Los resultados indican que las tasas de colocación habrían sido considerablemente más altas si no se hubiese bajado la TPM. Por otro lado, el aumento de las medidas de riesgo ha tenido un impacto alcista en las tasas. Así, la baja de la TPM ha compensado el alza de las tasas causada por mayor incertidumbre, nacional e internacional.[1]

El tema de traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas de interés de mercado ha sido investigado para varios países.[2] Cottarelli y Kourelis (1994) utilizan una muestra de 31 países y encuentran que el grado de rigidez es heterogéneo en distintas economías. En promedio, se estima que los coeficientes de traspaso en el corto plazo oscilan entre 0.32 y 0.33 y, en el largo plazo, entre 0.82 y 0.97, dependiendo de la especificación del modelo.

La literatura reciente a nivel internacional sobre traspaso de tasas de interés, aunque difiriendo en términos del método de estimación y datos utilizados, exhibe un cierto consenso establecido. Primero, la tasa de política es sólo parcialmente traspasada a las tasas de colocación en el corto plazo, y el grado de traspaso difiere según el estudio. Por ejemplo, para la Zona Euro, De Bondt et al. (2005) realizan una revisión de estudios según los cuales el traspaso de corto plazo varía entre 0.25 (Sander y Kleimeier, 2002; Hofmann, 2006) y 0.76 (Heinemann y Shüler, 2002). Gropp et al. (2007) argumentan que el traspaso es incompleto, aun después de controlar por diferencias de bancos, riesgo de crédito y pendiente de la curva de rendimiento. Tampoco hay consenso general sobre el traspaso de largo plazo. Por ejemplo, Donnay y Degryse (2001) y Toolsema et al. (2001) evidencian que el traspaso no es completo en el largo plazo.

La evidencia de la literatura sobre por qué el traspaso es diferente entre países, se centra en entender hasta qué punto el grado de competencia en el mercado

* *Agradecemos los comentarios y sugerencias de Pablo García, Claudio Soto, árbitros anónimos y uno de los editores de esta revista. Cualquier error es responsabilidad de los autores. Las opiniones aquí expresadas son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen en absoluto al Banco Central de Chile.*

** *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: jbecerra@bcentral.cl; lceballos@bcentral.cl; jcordovf@bcentral.cl; mpederse@bcentral.cl*

[1] *Los resultados presentados en este documento difieren levemente de los mostrados en Becerra et al. (2009), principalmente por el uso de distintos puntos de comparación en los ejercicios contrafactuales.*

[2] *Reseñas de estudios recientes se pueden encontrar en Kobayashi (2008) y Marotta (2009). En todos los casos, los valores entregados en esta revisión corresponden a coeficientes de traspaso, donde el valor 1 corresponde al traspaso completo desde la TPM a la tasa de mercado respectiva, y 0 implica nulo traspaso entre ambas variables. Alternativamente, los coeficientes reportados se pueden interpretar como la magnitud del movimiento de la tasa de mercado relevante ante un cambio de 1 punto porcentual en la TPM.*

bancario afecta la transmisión de la política monetaria a las tasas de mercado y el nivel de los *spreads* entre tasas de mercado y el costo de fondos de los bancos. Por ejemplo, Gropp et al. (2007) encuentran que, a mayor grado de competencia, mayor es el grado de traspaso. En tanto, van Leuvensteijn et al. (2008), quienes estudian el caso de la Zona Euro, sugieren que los mercados más competitivos muestran *spreads* menores entre las tasas de colocación y el costo de fondeo. Sus resultados indican que pasar del sistema menos competitivo (Francia) al más competitivo (España), reduciría los *spreads* en 0.5 punto porcentual (pp) en los créditos a empresas, y en 0.3 pp en créditos a empresas. En otro estudio, Corvoisier y Gropp (2002) indican que los *spreads* bancarios aumentarían entre 1 y 2 pp si el grado de concentración bancaria pasara de moderado a elevado. Para más detalles, Fuentes (2009) hace una revisión de la literatura reciente acerca de la medición de la competencia bancaria, y de cómo el grado de competencia afecta la transmisión de la política monetaria a nivel internacional y latinoamericano.

En el ámbito de Chile, Espinosa-Vega y Rebucci (2004) realizan un análisis empírico del traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de colocación en Chile, Estados Unidos, Canadá, Australia y Nueva Zelanda, además de cinco países europeos. Usando un modelo estándar de corrección de errores, ellos concluyen que en Chile, al igual que en la mayoría de los países estudiados, la medida de traspaso es incompleta. Sin embargo, el traspaso también ocurriría en Chile con mayor rapidez que en muchos otros países y es comparable con el de Estados Unidos. En definitiva, se encuentra que, para Chile, el traspaso de corto plazo es de 0.63 y el traspaso de largo plazo es de 0.56 para las tasas de colocación con duración inferior a tres meses. Para las tasas entre tres meses y un año se encuentra un traspaso de corto plazo de 0.58, y de 0.88 en el largo plazo. Las tasas entre uno y tres años muestran un resultado similar, evidenciando en el corto plazo un traspaso de 0.61, y de 0.71 en el largo plazo.

Por su parte, Berstein y Fuentes (2004) estudian la transmisión de la política monetaria, a través del traspaso de la tasa de interés para el caso chileno. Específicamente, se centran en la respuesta de la tasa de colocación de los bancos comerciales frente a los movimientos de la tasa de interés de política. Utilizando datos a nivel de bancos, su propósito es identificar las características de bancos individuales que expliquen las diferencias entre las tasas cobradas y la rapidez de la respuesta de estas a las variaciones de la tasa de política. Concluyen que existen diferencias significativas entre bancos, especialmente en el corto plazo, debidas, principalmente, a diferencias en características tales como tamaño del banco, tipo de cliente y riesgo de crédito. A partir de sus estimaciones, los autores obtienen que para el caso chileno existe un efecto de corto plazo de 0.81 y un traspaso de largo plazo de 1.10 para las tasas de interés nominales. Además de lo anterior, concluyen que Chile tiene una tasa de interés bancaria altamente flexible en comparación con la de otros países. En un estudio reciente, Jaramillo et al. (2009) concluyen que el traspaso en el corto plazo es algo menor respecto del estudio anterior, y el traspaso completo tomaría en promedio dos meses y medio, encontrando además evidencia de heterogeneidad entre segmentos y tipos de crédito.

El presente estudio es distinto de otros para la economía chilena en dos aspectos importantes. En primer lugar, los datos utilizados son semanales, lo cual permite estudiar el tema del traspaso a una frecuencia mayor que la de estudios similares. En segundo lugar, se incluyen como variables explicativas distintas medidas de riesgo, lo que permite estudiar el impacto de la crisis financiera. Esto también está en concordancia con la visión de que distintas medidas de riesgo tienen efecto sobre las tasas de interés promedio (TIP) en la coyuntura actual.[3] Así, en el presente trabajo, se proponen distintos modelos que incluyen, además de la TPM y la tasa *swap*, medidas de riesgo que podrían afectar las tasas bajo estudio. En estos modelos, con datos con frecuencia semanal, se encuentra un comportamiento estacional dentro del mes para las tasas de los créditos de consumo y comerciales, por lo cual se controla por este patrón incluyendo *dummies* semanales.[4]

[3] *Ver Recuadro II.1 en Banco Central de Chile (2009), y Becerra y Pedersen (2008) para detalles.*

[4] *Alternativamente, se pueden utilizar métodos de desestacionalización como los propuestos por Pierce et al. (1984) o Harvey et al. (1997). En el presente estudio se utilizan* dummies *y los meses se parten en cuatro períodos uniformes para capturar el hecho de que la estacionalidad de las tasas de mercado parece depender más bien de la fracción del mes en que se miden, es decir primera, segunda, tercera o cuarta parte del mes, que a semanas particulares.*

El enfoque del presente análisis también es distinto al de otros trabajos mencionados, ya que los análisis son contrafactuales. Así, se pretende responder preguntas del tipo "¿cuál habría sido la tasa de interés de colocación si no hubiese bajado la TPM?" y "¿cuál habría sido la tasa de interés de colocación sin cambios en las medidas de riesgo?"

A continuación, en la sección II, se describen los datos utilizados en el análisis; en la sección III se detalla la metodología y se reportan los resultados de las estimaciones de los modelos. La sección IV resume los resultados de las simulaciones contrafactuales y la sección V concluye el análisis.

II. Descripción de los Datos

El objetivo principal del presente análisis es estudiar el traspaso de la TPM hacia las tasas nominales del mercado. Se utilizan datos semanales derivados de las tasas mensuales de la tasa de interés promedio (TIP) para colocaciones nominales, es decir, aquella tasa que se obtiene como el promedio ponderado por monto de transacciones sobre el total, de las tasas de colocación ofrecidas por los bancos comerciales en un día determinado, los cuales, en la actualidad, son informados en cuatro tramos: la TIP entre 30 y 89 días, entre 90 y 360 días, entre uno y tres años, y más de tres años. En el gráfico 1 (lado izquierdo) se muestran las tasas mensuales publicadas por el Banco Central de Chile y el porcentaje del total de los préstamos de cada tramo (lado derecho).

La TIP del período t se calcula como:

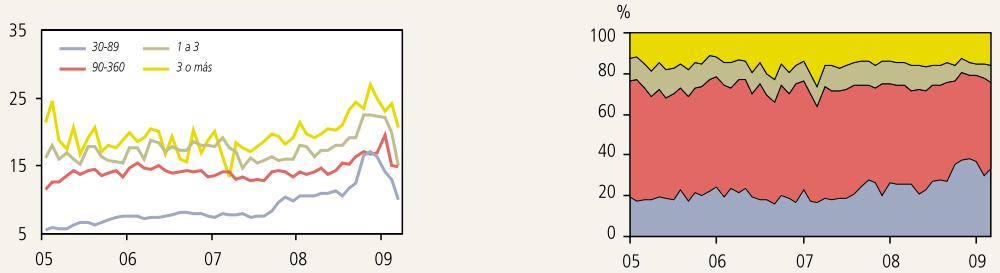
$$TIP_t = \sum_{j=1}^{N} \alpha_{jt} i_{jt}, \quad \alpha_{jt} = \frac{m_{jt}}{\sum_{j=1}^{N} m_{jt}},$$

donde N corresponde al total de sectores que participan en el cálculo de la TIP, t denota el período, j el sector/plazo (según corresponda) en el cual se colocan los fondos, i_{jt} es la tasa a la cual los bancos otorgan créditos al sector j en t, y m_{jt} es el monto colocado por el banco en el sector j en t. Así, α_{jt} es el coeficiente de participación relativa del sector j en el cálculo de la TIP. La tasa de interés promedio, i_{jt}, refleja el costo promedio pactado al cual los agentes del sistema financiero han realizado las operaciones de colocación a los diferentes plazos. Los sectores j antes mencionados son: cuenta corriente, comercial, consumo, compras con pactos (a instituciones financieras y a terceros), exportaciones e importaciones.

El sector más importante es el sector comercial, con una participación promedio desde el año 2001 en la TIP de corto plazo (30-89 días) cercana al 90%; en la TIP con un plazo de entre 90 y 360 días, cercana a 80%; y a plazos mayores, como de uno a tres años y a más de tres años, un poco más de 50%. La participación conjunta de los sectores comercial y consumo se ubica por sobre el 90% (gráfico 2), por lo que estos dos sectores son los determinantes en el cálculo de la TIP a diferentes plazos. Este hecho implica que

GRÁFICO 1

TIP nominal de colocación y participación por plazo
(datos mensuales, porcentaje)



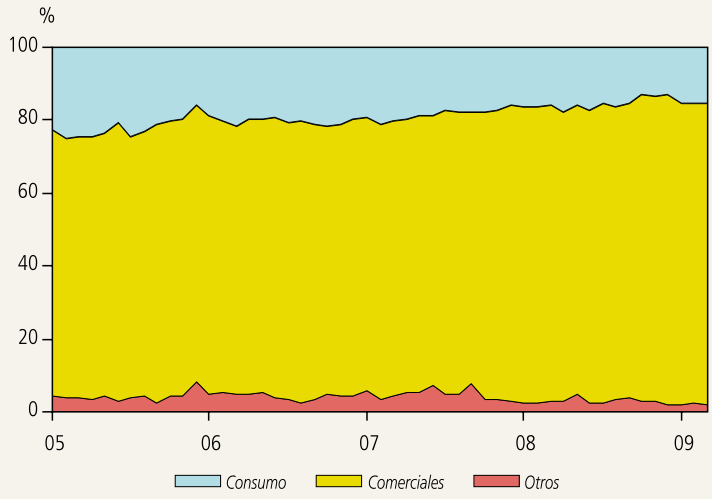
Fuente: Banco Central de Chile.

los movimientos de la TIP en gran parte se explicarían por variaciones del coeficiente de participación (α_{jt}) que presenten dichos sectores a través del tiempo, principalmente el sector comercial.

Las tasas y las participaciones por plazo de los sectores comercial y consumo se muestran en el gráfico 3. Al descomponer la TIP para los dos agentes más representativos, se observa que, para el sector de consumo, los plazos más relevantes son los de 90 a 360 días, y más de tres años (lado derecho inferior) . En el caso de las colocaciones comerciales, los plazos más representativos están dados tanto por las tasas de entre 30 y 89 días, como las de entre 90 a 360 días (lado izquierdo inferior).

GRÁFICO 2

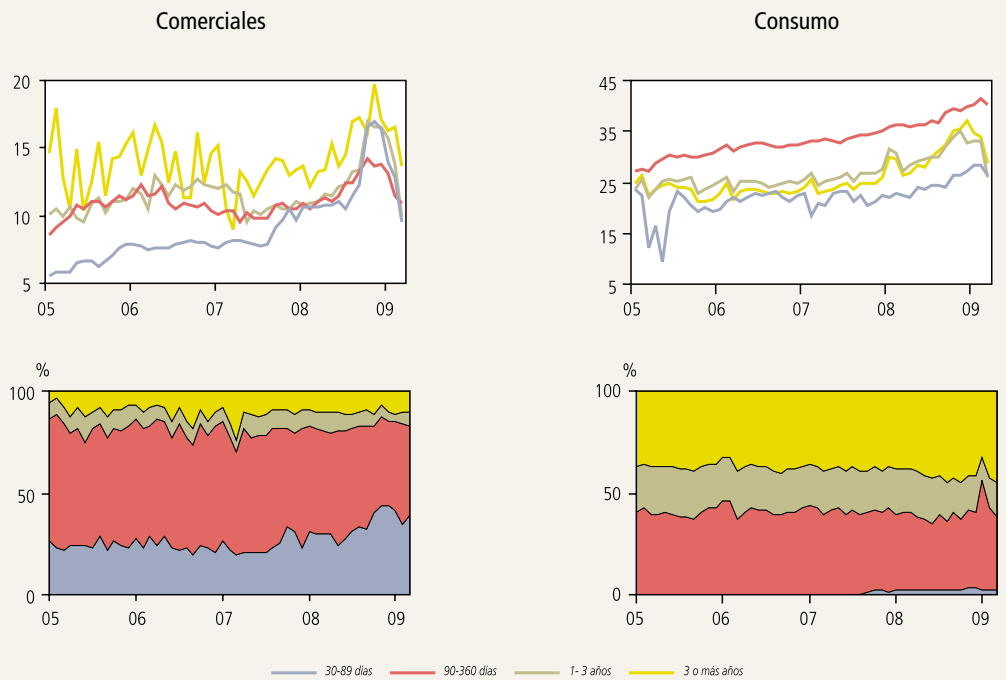
Participación de principales agentes
(datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 3

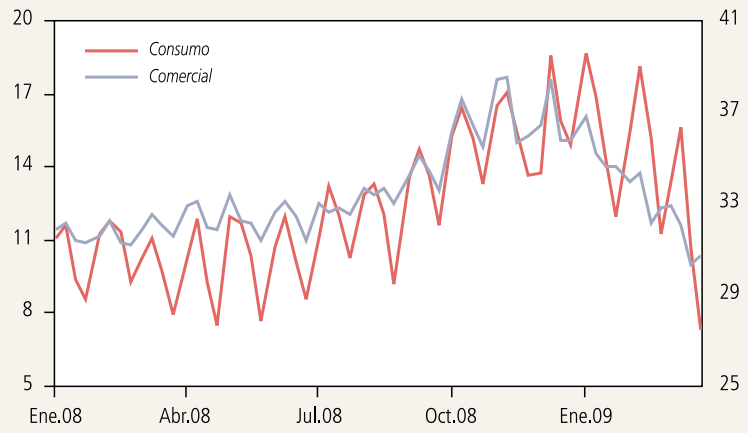
Tasas y participación a plazos de principales agentes
(datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

GRÁFICO 4

Tasa promedio ponderada nominal por agente
(promedio semanal, en porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

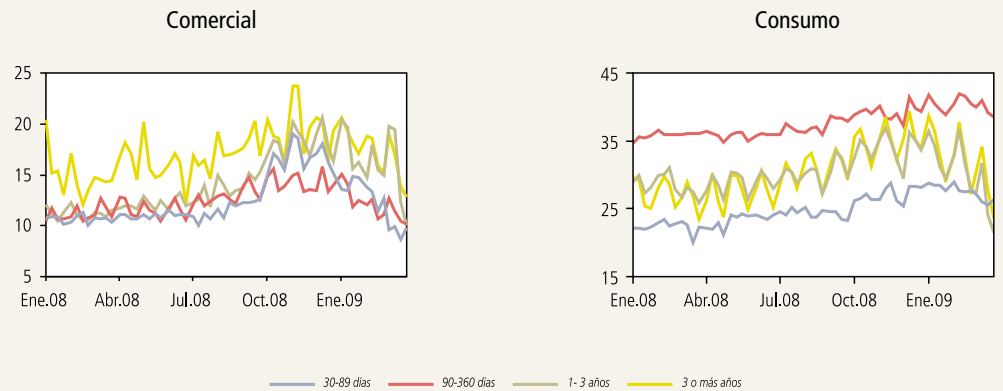
Los datos semanales que se utilizan en este documento son promedios semanales de las tasas de consumo y comercio, los cuales se obtuvieron al distribuir los datos diarios, en cuatro semanas para cada mes, utilizando como *proxy* de semanas, los datos entre los días 1 y 7 (semana 1), 8 y 15 (semana 2), 16 y 23 (semana 3) y 23 hasta fin de mes (semana 4). Los datos están replicados en el gráfico 4, donde se observa que la tasa promedio ponderada de agentes, tanto comerciales como de consumo, presenta cierta estacionalidad, y al descomponer por plazos (gráfico 5) se puede apreciar que este efecto se acentúa en particular en los plazos relevantes de cada agente.

Luego, cualquier análisis que se lleve a cabo con estas tasas con frecuencia mayor a la mensual, debe considerar este patrón observado, de modo de distinguir entre movimientos legítimos de la TIP motivados por sus fundamentos macroeconómicos y aquellos cambios que son consecuencia de su evolución estacional dentro del mes. Por eso, en el análisis que sigue se incluyen *dummies* semanales en los modelos. Se proponen distintos modelos que permitan explicar el comportamiento de las tasas de colocación a los plazos relevantes para préstamos de consumo y comerciales. Se incluyen variables que miden la evolución y expectativas de la TPM, además de medidas de distintos riesgos que tienen efecto sobre las TIP.[5]

[5] *Ver Recuadro II.1 en Banco Central de Chile (2009).*

GRÁFICO 5

TIP nominal de colocación por agente y plazo
(promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

Los análisis también se replican utilizando la tasa *swap* a 90 días, la cual informa sobre la trayectoria promedio esperada por parte del mercado para la TPM a tres meses.[6] Al considerar esta variable, se intenta evaluar si los cambios en las tasas de colocación de los agentes responden a cambios efectivos de la TPM, o bien a las expectativas de mercado respecto de dicha tasa. La tasa *swap* y la TPM se muestran en el gráfico 6, donde se puede apreciar la correlación alta entre los dos variables.

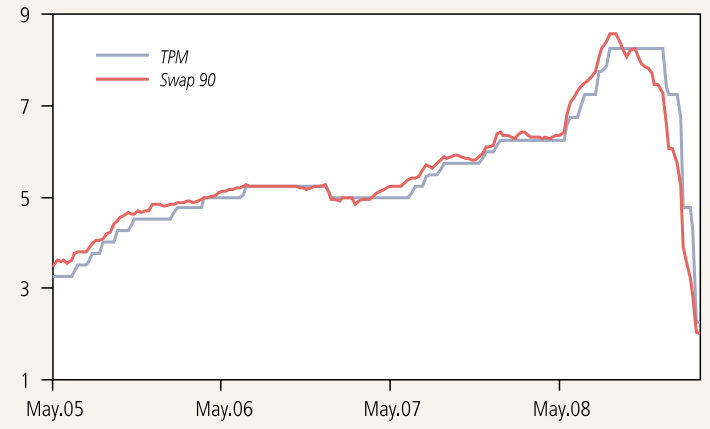
El riesgo nacional se mide a través del EMBI (*Emerging Market Bonds Index*) y el EMBI Empresa,[7] las cuales son medidas para el riesgo soberano de Chile elaboradas por el banco *JP Morgan*, que indican el exceso de retorno que el mercado exige sobre bonos de EE.UU. a instrumentos de similares características del mercado local. Además, como medida de riesgo de mercado, se considera el índice *VIX* (*Volatility Index*), el cual mide la volatilidad implícita de opciones financieras sobre acciones del *Standard & Poor's* (S&P), y permite reflejar la volatilidad que el mercado asigna a estos activos.

Para medir el riesgo internacional, se consideran también medidas del costo financiero externo, como el diferencial entre la tasa libo y el *OIS* (*overnight index swap*) a tres meses, indicando el costo de financiamiento entre bancos extranjeros, y el *spread* bancario medido como la diferencia entre la tasa variable cobrada a bancos locales sobre la tasa libo al plazo equivalente de la operación, la cual indica el costo del endeudamiento externo para los bancos locales. Considerando estas métricas de riesgo, se busca analizar el traspaso que los bancos realizan a través de las tasas de colocación.

La muestra utilizada en las simulaciones consta de 185 observaciones semanales, desde la última semana de mayo del 2005, inicio condicionado por la disponibilidad de datos de la tasa *swap* de 90 días, hasta la última semana de marzo de 2009 con el fin de incluir los tres meses del año 2009 donde el BCCh bajó la TPM en 600 puntos base. Para llevar a cabo las estimaciones de parámetros se utilizó una submuestra que va desde la última semana de mayo del 2005 hasta

GRÁFICO 6

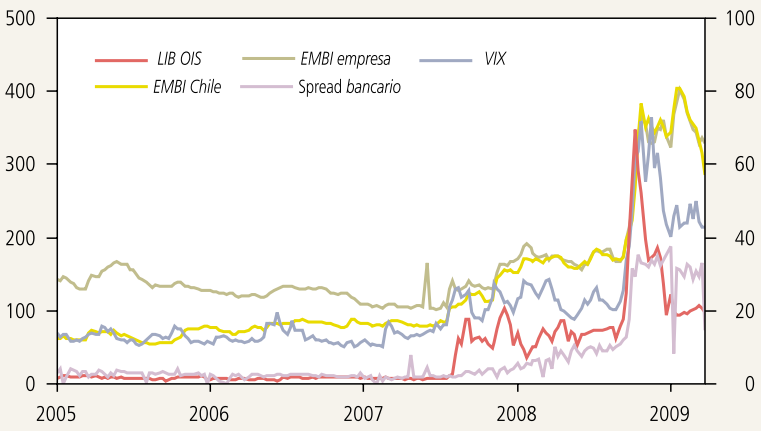
Tasa de Política Monetaria y Swap a 90 días
(promedio semanal, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile y *Bloomberg*.

GRÁFICO 7

Medidas de riesgo
(promedio semanal, puntos base)



Fuentes: Banco Central de Chile y *Bloomberg*.

[6] *Para más detalles, ver Sotz y Alarcón (2007).*
[7] *Índice basado en* spreads *corporativos clasificación A, informados por JP Morgan.*

la primera semana de septiembre del 2008, esto con el fin de dilucidar hasta qué punto se habría producido un cambio estructural en la dinámica de las tasas de interés a consecuencia de la turbulencia financiera global. Los resultados de las estimaciones no difieren mayormente al utilizar la muestra completa; en otras palabras, no se encuentra evidencia de un quiebre significativo en la vecindad de septiembre del 2008.

En relación con la estacionariedad de las series consideradas, se llevaron a cabo pruebas de raíz unitaria para estas, con resultados mixtos. De acuerdo con la prueba aumentada de Dickey y Fuller (1979) (*ADF*) no es posible rechazar la nula de existencia de raíz unitaria en la mayoría de los casos; sin embargo, este hallazgo contrasta con el obtenido de la prueba de Kwiatkowski et al. (1992) (*KPSS*) donde no fue posible rechazar la nula de estacionariedad en todos los casos.

Esta contradicción entre distintas pruebas no sorprende, dada la evidencia de bajo poder de este tipo de tests, especialmente en el caso del *ADF*. Así lo señalan por ejemplo Wu y Zhang (1997) quienes, utilizando un panel de países, demuestran que encontrar evidencia de integración en tasas de interés puede estar vinculado a un severo problema de poder en las pruebas usualmente utilizadas en muestras pequeñas. Los autores computan los valores críticos para distintos tests y con ellos rechazan la nula de raíz unitaria en gran parte de los países considerados, algunos de los cuales habían sido objeto de estudio previamente bajo el supuesto de no estacionariedad. Para el caso de Chile, Espinoza-Vega y Rebucci (2004) rechazan la nula de presencia de raíz unitaria al 99% de confianza para todas las tasas consideradas excepto para la de captación a plazos largos (no incluida en el presente análisis). Dada esta evidencia, el presente trabajo se lleva a cabo bajo el supuesto de que las tasas son estacionarias.

III. Metodología y Estimaciones

En esta sección se presentan los modelos estimados para el análisis del traspaso de la TPM hacia las tasas de colocación. Para las tasas de interés de colocación correspondientes a los distintos agentes y plazos descritos en la sección anterior, se especifican modelos lineales para los niveles, que incorporan, en términos generales: tasas de interés relacionadas, medidas de riesgo y propios rezagos, permitiendo, además, que el intercepto varíe junto con la semana para controlar por el patrón estacional antes detectado. Este tipo de especificación es similar a la utilizada en Becerra y Pedersen (2008), en la cual, además de los factores locales usuales que inciden sobre las tasas de colocación —como la TPM y propios rezagos, de acuerdo con Cottarelli y Kourelis (1994), Berstein y Fuentes (2004) y Jaramillo et al. (2009)—, se consideran medidas de riesgo para dar cuenta de la incidencia de esta variable sobre las tasas locales, especialmente en la última parte de la muestra. En este respecto, es posible argumentar que la inclusión de las variables de riesgo externo da cuenta de las expectativas de depreciación y tasas de interés internacionales que en conjunto configuran la especificación usual de paridad descubierta de tasas de interés. Sin embargo, una especificación rigurosa en este contexto en lugar de las tasas comerciales debería utilizar las de los papeles de Tesorería o del Banco Central como variables dependientes. Becerra y García (2009) estiman una especificación de este tipo para los bonos nominales y reales del Banco Central, y obtienen los signos esperados de acuerdo con la configuración de paridad descubierta de tasas, encontrando que las medidas de riesgo dan cuenta de gran parte de los movimientos de los papeles del BCCh.

La especificación general aquí estimada por mínimos cuadrados ordinarios puede formularse de la siguiente forma:

$$i_t = \alpha + \sum_{j=1}^{4} \beta_j d_{jt} + \delta i_t^* + \sum_{k=1}^{5} \gamma_k r_{kt} + \sum_{l=1}^{p} \rho_l i_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\text{con } \sum_{i=1}^{4} \beta_i = 0, \quad (2)$$

donde, i_t es la tasa de colocación para el agente/plazo (consumo/90-365 días, consumo/más de tres años, comercial/30-89 días o comercial/90-365 días) en t, p es el número de rezagos propios considerados, d_{jt} es una *dummy* semanal para cada una de las cuatro semanas j del mes t, i_t^* es la tasa relacionada utilizada para investigar el traspaso de la tasa de política monetaria (TPM o *swap* 90 días), y r_{kt} denota las distintas medidas de riesgo consideradas. Se impone, adicionalmente, la restricción (2) para impedir que la estacionalidad semanal de las tasas se relacione con su promedio mensual. La inferencia sobre el coeficiente no estimado β_R se realiza estimando una ecuación auxiliar donde la restricción se centra en $\beta_{\neq R}$, con $R \leq 4$.

En el presente documento se utilizan modelos que incluyen los regresores de manera contemporánea a la variable dependiente, dado que es de interés aquí estudiar los efectos directos e inmediatos de las variables de política y riesgo sobre las tasas de colocación. Esos modelos estáticos se complementan con modelos que incluyen un rezago de la tasa dependiente, lo cual permite investigar el traspaso en modelos dinámicos. Además, en los modelos estáticos hay evidencia de autocorrelación de primer orden y la inclusión del rezago parece resolver este problema estadístico. Esto no elimina la posibilidad de aumentar la bondad de ajuste del modelo incorporando un mayor número de rezagos. De hecho, los criterios de información (Akaike, Bayesiano y de Hannan-Quinn) y el test Lagrange Multiplier (LM) de autocorrelación de orden uno a cuatro, sugieren que en ciertos casos existen ganancias marginales al aumentar p y que existe evidencia de autocorrelación serial en los modelos dinámicos de consumo para 3 o más años; sin embargo, por parsimonia y para mantener los resultados comparables con otros estudios se fija p=1 en las especificaciones correspondientes a los ejercicios de simulación que se muestran en la sección siguiente. Incluir más rezagos en los modelos no cambia sustancialmente los resultados reportados, de todos modos los errores estándar computados son robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación.

Para entregar mayor robustez a los resultados, se consideraron alternativamente como tasas relacionadas (i_t^*): la de política monetaria (TPM) y la *swap* a 90 días. La similitud entre ambas tasas (no es posible rechazar las nulas de igualdad de media y varianza incondicional entre ambas) sugiere que no se deberían observar mayores discrepancias en los resultados obtenidos al utilizar una u otra en la especificación. Con el fin de capturar el factor de riesgo presente en la evolución de las tasas de colocación, se utilizaron cuatro medidas alternativas como *proxies* de incertidumbre interna y externa, las que se enumeran a continuación: *EMBI*, *spread Libor-OIS*, *VIX* y una medida de *spread* bancario para instituciones nacionales (diferencia entre *Libor* y tasa variable de corto plazo relevante para los bancos locales).

En el cuadro 1 se resumen los resultados obtenidos al estimar (1) con la restricción (2) para los plazos más relevantes de tasas de colocación de consumo y comerciales.

En general, para los plazos y agentes considerados, el coeficiente que acompaña la TPM (o, alternativamente, la tasa *swap* a 90 días) es positivo y significativo, en línea con lo esperado; en general, los parámetros que acompañan la TPM son levemente mayores que los estimados para la *swap* a 90 días; sin embargo, estas diferencias no son estadísticamente distintas de cero, dados los errores estándar estimados, lo cual es esperable dada la similitud entre ambas variables reportada anteriormente. Respecto de las *dummies* estacionales, los parámetros asociados son estadísticamente distintos de cero en la mayoría de los casos, exceptuando las tasas comerciales a menor plazo, las que parecen no presentar estacionalidad dentro del mes. En el resto de las tasas nominales consideradas, los coeficientes son significativos y muestran un patrón similar: signos positivos en las primeras dos semanas del mes, y negativos en las dos últimas (en especial durante la cuarta), dando cuenta de un claro componente estacional entre semanas. Las medidas de riesgo consideradas resultan ser significativas y con coeficientes positivos en todas las especificaciones estimadas; en particular para las tasas comerciales, los parámetros estimados asociados son distintos de cero tanto para el componente de riesgo idiosincrásico (*EMBI* Chile y premio bancario sobre *Libor*) como para el global (*Libor-OIS*). Finalmente, en los modelos dinámicos donde se incluye el primer rezago de la variable dependiente, este resulta positivo y significativo en todos los casos, dando cuenta de una persistencia algo mayor en el caso de las tasas de consumo más cortas.

En relación con la persistencia de las tasas de colocación, las estimaciones para el parámetro que acompaña el primer rezago de la variable dependiente se ubican entre 0.29 y 0.63, dependiendo del plazo y agente representativo (cuadro 1). Para las tasas comerciales el parámetro se ubica entre 0.3 y 0.4, encontrándose una persistencia casi dos veces superior en las tasas de consumo a 90 y 360 días. Dichos valores son algo inferiores a lo reportado a nivel internacional por Cottarelli y Kourelis (1994), quienes reportan un grado de rigidez que fluctúa entre 0.38 y 0.96 para distintos países, con una mediana de 0.78. Mayor aún es lo encontrado por Espinoza-Vega y Rebucci (2004), esto es, un alto grado de persistencia en torno a 0.95 para una muestra de nueve países (excluido Chile). A nivel local, y en línea con los resultados aquí obtenidos, Berstein y Fuentes (2004) estiman que dicho

CUADRO 1

Estimaciones de Modelos

	Consumo								Comerciales							
	90 a 360 días				3 o más años				30 a 89 días				90 a 360 días			
Constante	**25.83** (48.66)	**10.19** (6.14)	**25.94** (42.73)	**9.50** (5.87)	**13.83** (7.19)	**8.73** (4.14)	**12.97** (7.46)	**8.59** (4.40)	**4.19** (15.00)	**2.94** (6.03)	**4.11** (11.76)	**2.83** (5.91)	**10.60** (23.52)	**6.17** (5.82)	**10.44** (19.33)	**6.04** (5.65)
TPM	**0.99** (6.51)	**0.40** (3.92)			**1.28** (2.38)	**0.86** (2.44)			**0.45** (5.04)	**0.35** (4.25)			0.08 (0.80)	0.07 (0.89)		
Swap 90 días			0.92 (5.97)	**0.39** (4.05)			**1.51** (3.19)	**1.04** (3.20)			**0.44** (4.36)	**0.34** (3.56)			0.11 (0.96)	0.10 (1.06)
Dummy sem1	**0.41** (4.85)	**0.68** (6.60)	**0.38** (4.50)	**0.68** (6.58)	-0.40 (1.85)	0.50 (1.71)	**-0.43** (2.05)	0.40 (1.45)	0.03 (0.47)	0.03 (0.46)	0.01 (0.23)	0.02 (0.30)	**0.49** (5.94)	**0.76** (7.01)	**0.49** (5.99)	**0.76** (7.05)
Dummy sem2	**0.12** (2.03)	-0.10 (1.21)	**0.12** (1.96)	-0.11 (1.34)	**2.8** (17.55)	**2.98** (13.87)	**2.81** (17.27)	**2.97** (13.79)	-0.02 (0.37)	-0.02 (0.30)	-0.02 (0.38)	-0.02 (0.31)	**0.54** (6.66)	**0.36** (3.24)	**0.54** (6.66)	**0.36** (3.24)
Dummy sem3	-0.08 (1.12)	**-0.15** (2.05)	-0.06 (0.78)	-0.14 (1.94)	0.14 (0.91)	**-0.86** (2.64)	0.17 (1.13)	**-0.75** (2.31)	0.01 (0.22)	0.02 (0.29)	0.03 (0.46)	0.03 (0.46)	**0.35** (4.35)	0.57 (5.64)	**0.34** (5.99)	**0.57** (7.05)
Dummy sem4	**-0.45** (7.00)	**-0.43** (6.20)	**-0.44** (6.58)	**-0.42** (6.03)	**-2.55** (23.45)	**-2.63** (22.45)	**-2.55** (23.34)	**-2.62** (23.03)	-0.02 (0.38)	-0.03 (0.49)	-0.02 (0.33)	-0.03 (0.46)	**-0.69** (6.29)	**-0.55** (4.21)	**-0.69** (6.35)	**-0.55** (4.23)
Embi	**2.28** (6.59)	**0.92** (3.88)	**2.39** (7.46)	**0.83** (3.59)	**3.34** (3.25)	**2.12** (2.51)	**2.81** (3.01)	**1.88** (2.42)	**1.94** (5.77)	**1.25** (3.21)	**2.10** (6.56)	**1.35** (3.58)				
Libor-Ois									0.13 (0.31)	0.21 (0.63)	0.02 (0.04)	0.12 (0.39)				
Spread bancario									0.94 (1.75)	0.71 (1.66)	0.62 (1.10)	0.45 (1.06)	1.50 (1.74)	0.77 (1.07)	1.28 (1.37)	0.58 (0.73)
1er Rezago		**0.60** (9.84)		**0.63** (10.59)		**0.36** (4.20)		**0.33** (3.90)		**0.29** (2.78)		**0.30** (2.79)		**0.41** (4.52)		**0.41** (4.49)
R^2 ajustado	0.87	0.92	0.86	0.92	0.83	0.85	0.83	0.85	0.90	0.90	0.89	0.90	0.36	0.46	0.36	0.46
Estad. DW	0.80	2.01	0.75	2.04	1.30	2.16	1.38	2.16	1.45	2.00	1.43	1.90	1.24	2.09	1.23	2.09
LM test	26.41	**1.98**	29.70	**2.11**	7.16	2.59	5.55	3.23	6.78	**2.12**	7.71	**1.09**	18.25	**1.77**	18.83	**1.81**
Probabilidad	0.00	**0.10**	0.00	**0.08**	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00	**0.08**	0.00	**0.36**	0.00	**0.14**	0.00	**0.13**
N° de observaciones	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156

Fuente: Elaboración propia

Nota: Marcados con negrita, los parámetros estadísticamente distintos de cero al 95% de confianza. Entre paréntesis, los valores absolutos de los test t robustos estimados de acuerdo a Newey-West.

Para el test LM la hipótesis nula plantea que los residuos del modelo son ruido blanco, mientras la alternativa corresponde a la presencia de correlación serial de orden uno a cuatro (un mes), marcados con negrita todos aquellos casos en donde no es posible rechazar la nula a los niveles de confianza usuales.

parámetro se ubicaría en el rango comprendido entre 0.29 y 0.56 para tasas entre uno y tres meses, mientras que Espinoza-Vega y Rebucci (2004) reportan una persistencia de tasas nominales que varía entre 0.61 y 0.90, dependiendo de la muestra y el plazo, magnitudes dentro del intervalo de confianza estimado en el presente estudio para dicho parámetro.

Respecto del traspaso desde los movimientos en la tasa de política monetaria hacia las tasas comerciales hay al menos tres elementos a considerar antes de llevar a cabo una comparación directa con otros trabajos presentes en la literatura relacionada. El primero de ellos tiene relación con la frecuencia de datos utilizada. No hay evidencia previa obtenida con datos semanales para Chile, por lo que la comparación con los coeficientes de traspaso obtenidos con datos mensuales no es directa. En segundo lugar, y muy vinculado al punto anterior, dada la frecuencia utilizada, los estudios previos no debieron lidiar con la estacionalidad presente entre semanas que sí está presente en este estudio. La inclusión de variables *dummies* para controlar por este patrón hace que el contraste con dichos estudios que no las incluyen no sea directo. Finalmente, la incorporación de regresores adicionales para controlar por riesgo global e idiosincrásico, los cuales no están presentes en otros estudios relacionados, obligan a ser cuidadosos al comparar el grado de traspaso encontrado con especificaciones dispares.

A pesar de los elementos recién mencionados, que ponen distancia entre las especificaciones aquí consideradas y aquellas utilizadas en estudios que también utilizan datos para Chile y por tanto también en los coeficientes obtenidos, al comparar con la evidencia disponible nuestros resultados muestran similitudes importantes con aquellos reportados previamente por Espinoza-Vega y Rebucci (2004), Berstein y Fuentes (2004) y Jaramillo et al. (2009). En general, las tasas de colocación chilenas parecen ser bastante flexibles y sensibles a cambios en la TPM: el grado de traspaso encontrado en el presente estudio se ubica —en promedio— alrededor de 0.12 y 1.42 para las tasas comerciales de 90 a 360 días y las de consumo a más de tres años, respectivamente; para las correspondientes a consumo para 90 a 360 días es de 0.99 y, en el caso de las comerciales para 30 a 89 días, llega a 0.47; el traspaso promedio entre los distintos plazos y agentes es de 0.75, el cual se compara con los reportados por Berstein y Fuentes (1.10), Espinoza-Vega y Rebucci (0.71) y Jaramillo et al. (0.91 para comerciales y 1.50 para consumo).

Al igual que en Jaramillo et al., se encuentra alta heterogeneidad en el grado de traspaso para distintos agentes, mayor en el segmento de consumo respecto del comercial. Llama la atención el traspaso cercano, e incluso mayor, a 1 (esto es, traspaso total y más que el cambio en la TPM, respectivamente) hallado en el segmento de consumo. Sin embargo, es importante también notar que los coeficientes estimados para estos agentes muestran una alta desviación estándar, especialmente en el caso de la tasa de colocación de consumo para tres o más años, precisamente la que muestra el mayor grado de traspaso.

IV. Simulaciones Contrafactuales

En esta sección se presentan las simulaciones contrafactuales realizadas, y se trazan algunas conclusiones generales en base a lo obtenido para cada tasa de interés. Los coeficientes que se utilizan en los ejercicios de simulación fueron obtenidos de estimar por mínimos cuadrados ordinarios la especificación (1) sujeta a la restricción en (2) mostrada en la sección anterior, lo que se llevó a cabo con datos semanales para el período comprendido entre la última semana de mayo del 2005 y la primera semana de septiembre del 2008. Por su parte, los ejercicios contrafactuales que se desprenden de esta estimación fueron realizados extendiendo la muestra con datos hasta la última semana de marzo de 2009.

En el presente análisis, se procede a fijar la TPM y la tasa *swap* en dos puntos del tiempo. La primera fijación se hizo en el punto máximo de la tasa de colocación inmediatamente antes que el BCCh empezara a bajar la TPM en enero del 2009. Para las tasas de consumo, el máximo se encuentra en la primera semana de enero del 2009, al igual que para la tasa comercial entre 90 y 365 días, mientras que, para las tasas comerciales más cortas, es decir, entre 30 y 89 días, alcanza su cima la segunda semana de diciembre del 2008.

Para el segundo caso bajo análisis, se selecciona el mismo período para todas las tasas de interés, y corresponde a la primera semana de septiembre del 2008, período inmediatamente anterior a la debacle financiera que implicó que las medias de riesgo comenzaran una escalada alcista generalizada (gráfico 7).

CUADRO 2

Simulaciones. Cambio en las tasas de consumo
(puntos base)

		90-360 días		3 o más años	
		Riesgo	TPM	Riesgo	TPM
TPM	Dinámico	-604	251	-362	838
	Estático	-708	156	-375	786
Swap	Dinámico	-693	126	-537	624
	Estático	-716	53	-537	588
Memo: Cambio de tasa		103	-217	-504	-1,200

Fuente: Elaboración propia
Nota: Las columnas "Riesgo" indican cuántos puntos base por debajo de lo predicho por el modelo se ubicaría la tasa correspondiente, a la última semana de marzo del 2009, de haberse mantenido constantes las medidas de riesgo en su nivel observado durante la primera semana de septiembre del 2008. Las columnas "TPM" indican cuántos puntos base por sobre lo predicho por el modelo se ubicaría la tasa correspondiente, a la última semana de marzo del 2009, de haberse mantenido constante la TPM en su nivel registrado desde el último peak antes de las bajas iniciadas el 2009. Lo anterior fue calculado sobre series corregidas por estacionalidad

Una vez seleccionados los episodios de referencia, se plantean las siguientes interrogantes: (a) ¿Cuál habría sido la tasa de interés de colocación respectiva sin cambios en la TPM?, (b) ¿Cuál habría sido la tasa de interés de colocación respectiva sin cambios en las medias de riesgo (nacionales e internacionales)?

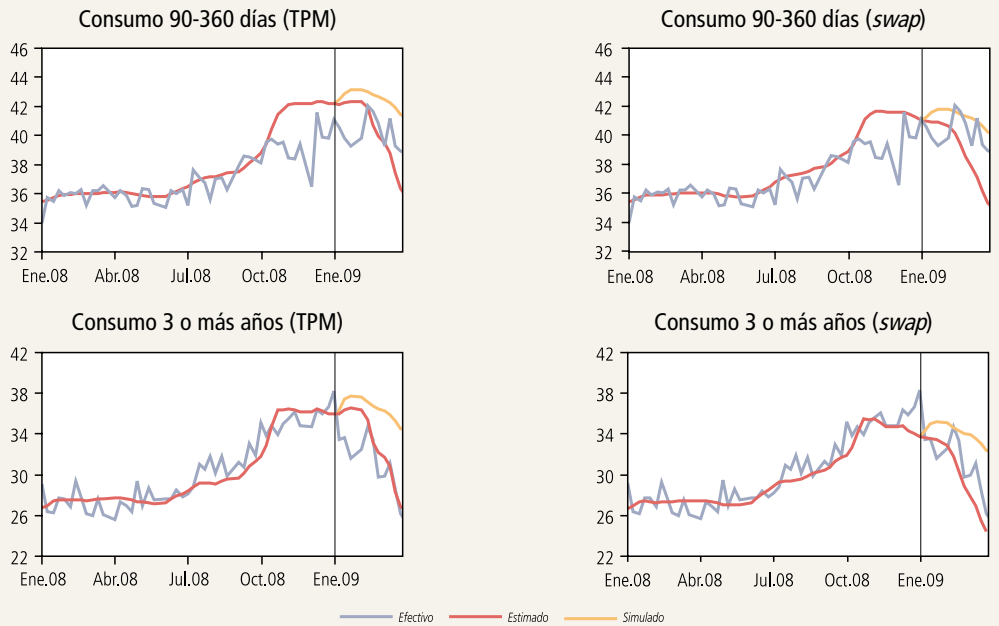
Para responder esas preguntas, se supondrá en el primer caso que la TPM no experimenta cambios desde la cima de cada tasa, es decir, la TPM se mantiene inalterada en 8.25%, con el fin de aislar el efecto de los fuertes recortes monetarios aplicados en los siguientes tres meses. Para el segundo caso, se mantiene el nivel de riesgo presente en la primera semana de septiembre, aislando los episodios de incertidumbre que se apoderaron de los mercados financieros internacionales.

1. Resultados para las Tasas de los Créditos de Consumo

En el cuadro 2 se resumen los resultados encontrados para las tasas de los créditos de consumo. Los detalles de los ejercicios contrafactuales se muestran en los gráficos 8 y 9 para responder la pregunta (a), y los gráficos 10 y 11 muestran los resultados del ejercicio (b). En estos gráficos, la línea naranja en cada panel muestra la evolución de la tasa de consumo manteniendo fija la TPM, y la línea verde representa la simulación manteniendo fijas las medidas de riesgo.

GRÁFICO 8

Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Dinámicos
(promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.
Nota: Las simulaciones están hechas fijando la TPM / tasa *swap* en su valor máximo antes de que empezara el período de bajas de la TPM. Línea vertical marca dicho período.

Analizando los resultados para los períodos seleccionados en base a los modelos dinámicos y estáticos, tanto para el que incluye la TPM como para el que utiliza la tasa *swap*, se encuentra que, desde su cima, la tasa de consumo a 90-365 días, corregida por estacionalidad, ha bajado 217 puntos base (pb) que se pueden atribuir completamente a la baja de la TPM; los ejercicios contrafactuales muestran que, si no se hubiese bajado la TPM, esta tasa habría sido entre 53 y 251 pb más alta. Para las tasas a más de tres años, la baja es mucho mayor, con una reducción superior a los 1000 puntos base, donde entre 50 y 70% se debe a la reducción de la TPM, según los modelos.

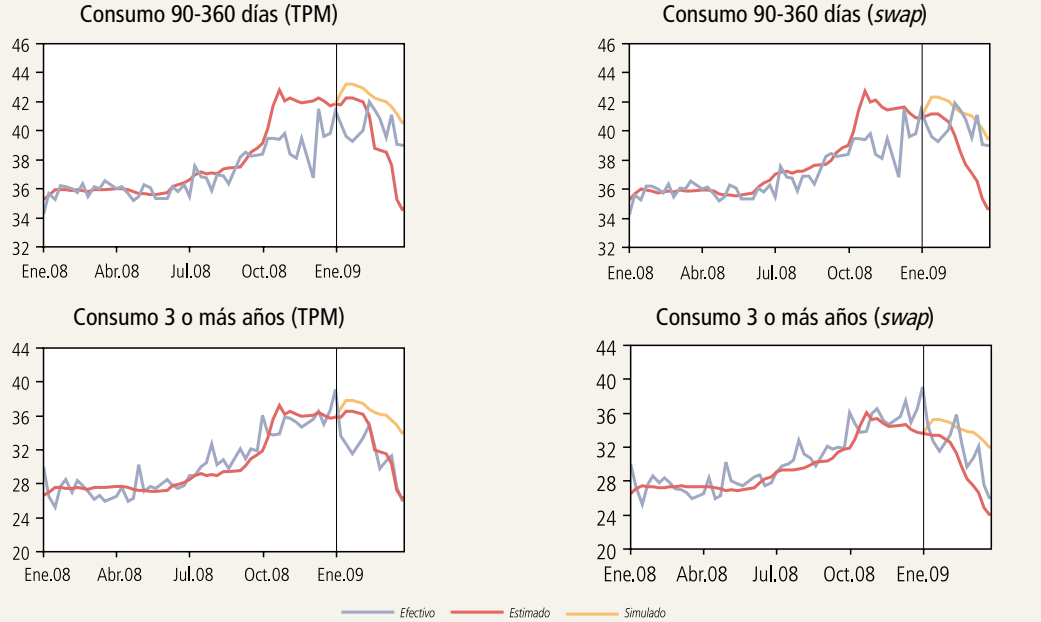
Los modelos dinámicos indican que las tasas de consumo a 90-360 días serían entre 70 y 100 pb superiores a las que estima el modelo estático. Para el caso de las tasas de consumo a más de tres años, el modelo dinámico indica que estaría entre 50 y 35 pb por debajo de lo sugerido por un modelo estático. Los modelos que utilizan la tasa *swap* revelan que las tasas de consumo a 90-360 días serían —en promedio— unos 80 pb inferiores a las estimadas con un modelo que utiliza la TPM. Las tasas a más de tres años serían inferiores en 200 pb, aproximadamente.

En el cuadro 2, también se puede apreciar cuántos puntos base, más arriba o más abajo, estaría la tasa de los créditos de consumo, para los distintos plazos, si se hubiese mantenido inalterado el nivel de riesgo desde septiembre del 2008, justo antes del recrudecimiento de la turbulencia financiera. Los detalles se muestran en los gráficos 10 y 11.

En el período analizado, las tasas comprendidas entre 90 y 360 días aumentaron alrededor de 100 pb, mientras para las tasas a más de tres años se verificó una baja superior a 500 pb. Los modelos estimados indican que, sin cambios en las medidas de riesgo, las tasas a 90-360 días habrían bajado entre 600 y 720 pb, y que las tasas a más de tres años serían entre 360 y 540 pb más bajas. Los modelos dinámicos indican que las tasas a 90-360 días serían alrededor de 20 a 100 pb superiores a lo que estiman los modelos estáticos. Para las tasas de consumo a tres o más años, los resultados no difieren mayormente.

GRÁFICO 9

Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Estáticos
(promedio semanal, porcentaje)

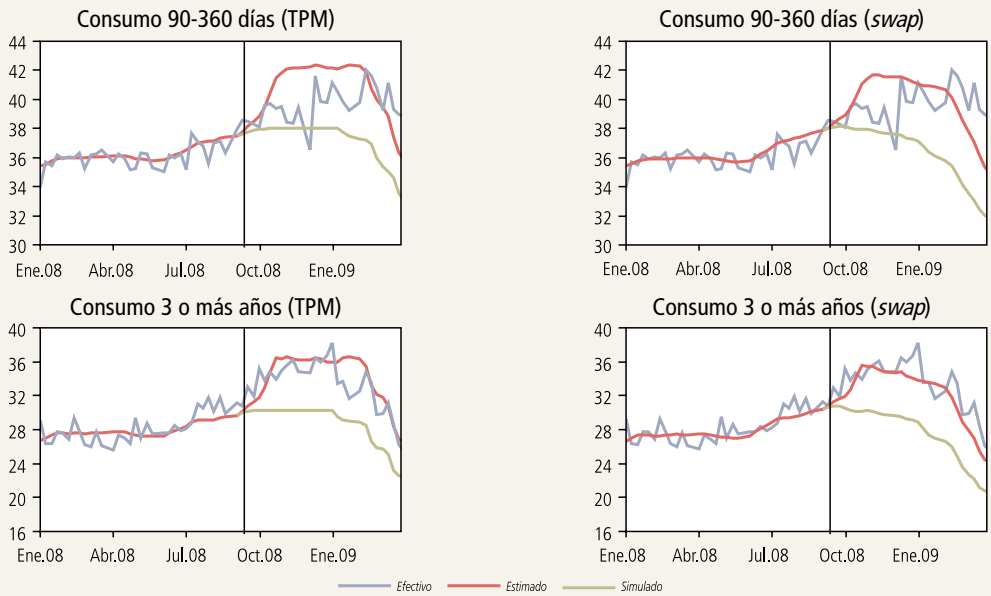


Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 8.

GRÁFICO 10

Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Dinámicos

(promedio semanal, porcentaje)

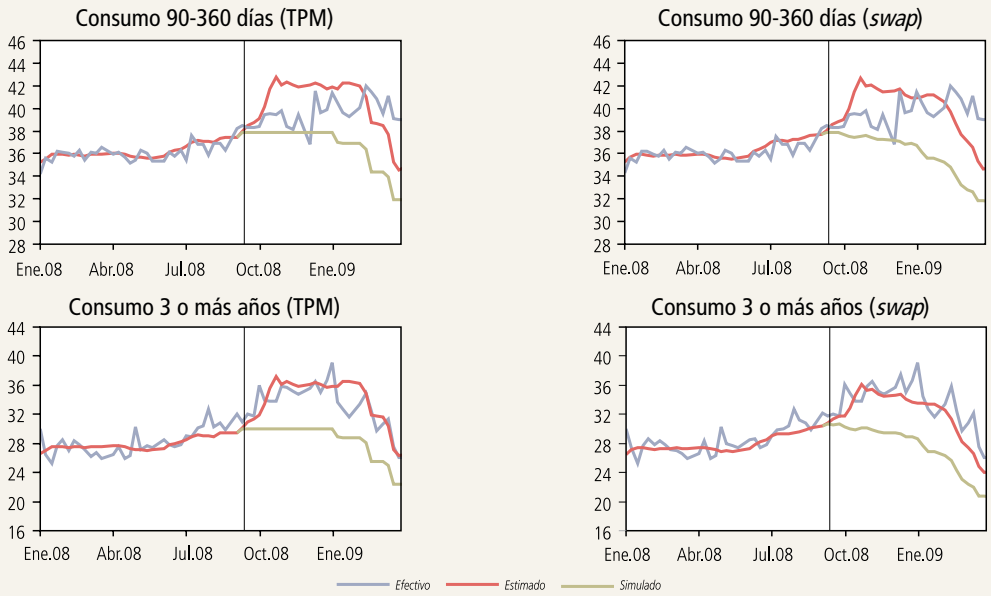


Fuente: Elaboración propia.
Nota: Las simulaciones están hechas fijando las medidas de riesgo en sus valores de la primera semana de septiembre del 2008. Línea vertical marca dicho período.

GRÁFICO 11

Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Estáticos

(promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 10.

Finalmente, los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas de consumo para 90 y 360 días serían entre 10 y 90 pb inferiores a las estimadas con un modelo que utiliza la TPM. Para las tasas a más de tres años, estas serían entre 160 y 180 pb inferiores.

2. Resultados para Tasas de Créditos Comerciales

Realizando un análisis similar al presentado en la sección IV, pero enfocado en la tasa de los créditos comerciales, encontramos que desde su punto máximo, la tasa para este tipo de créditos entre 30-89 días, ha bajado algo más de 820 pb, y que entre 50 y 60% de esta disminución puede atribuirse a las bajas de la TPM. Para el plazo 90-365 días, la baja es de 370 pb, de los cuales un 65% promedio se puede explicar por la menor TPM. Los resultados se resumen en el cuadro 3, mientras los gráficos 12 al 15 resumen la evolución que han experimentado las tasas comerciales y muestran el grado de ajuste que presentan los distintos modelos. La línea naranja en cada panel muestra la evolución de la tasa de interés de consumo manteniendo fija la TPM, y la línea verde representa la simulación manteniendo fijas las medidas de riesgo.

CUADRO 3

Simulaciones. Cambio en las tasas comerciales
(puntos base)

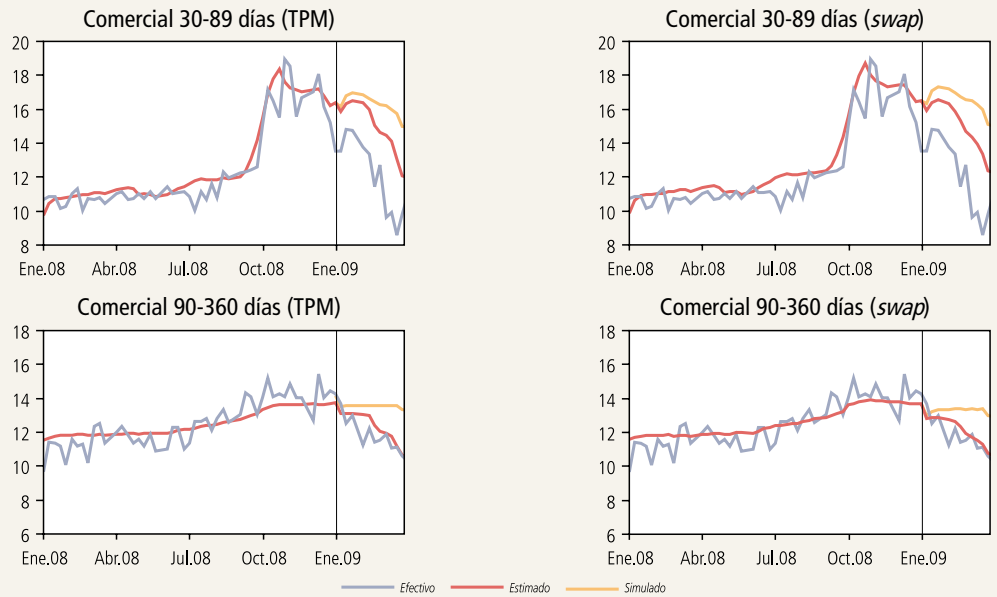
		30-89 días		90-360 días	
		Riesgo	TPM	Riesgo	TPM
TPM	Dinámico	-152	514	-31	274
	Estático	-72	450	-28	262
Swap	Dinámico	-151	526	-38	241
	Estático	-94	418	-27	213
Memo: Cambio de tasa		**-240**	**-826**	**-248**	**-370**

Fuente: Elaboración propia
Nota: Ver cuadro 2.

Los modelos dinámicos indican que las tasas de los créditos comerciales serían entre 60 y 100 pb inferiores a lo que indican los modelos estáticos para las tasas a 30-89 días. Para aquellas entre 90 y 365 días, esta diferencia oscila entre 10 y 30 pb. Los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas comerciales a 30-89 días serían entre 10 pb mayores y 30 pb inferiores a las estimadas con un modelo que utiliza la TPM. Para el plazo 90-365

GRÁFICO 12

Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Dinámicos
(promedio semanal, porcentaje)

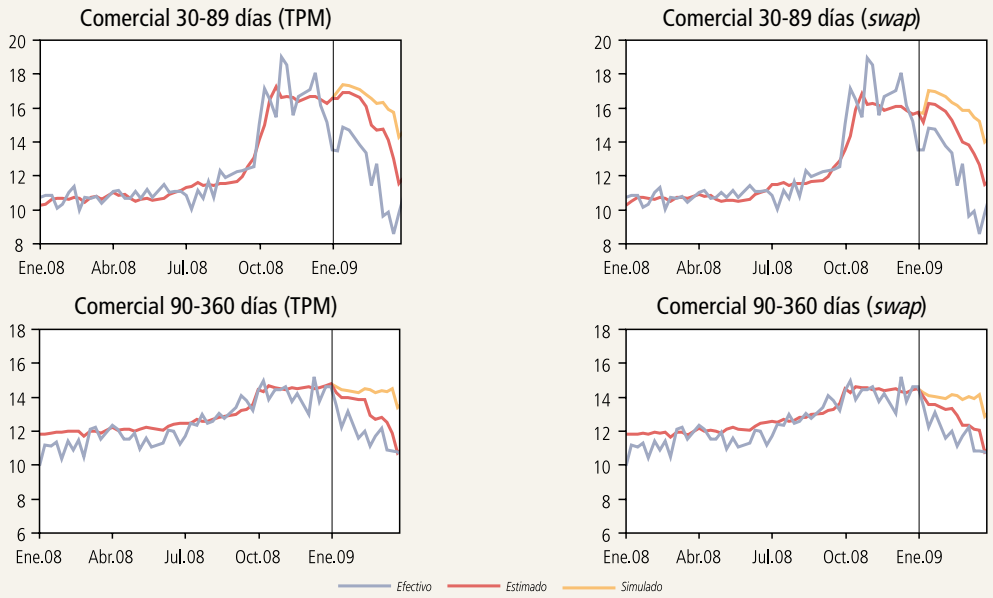


Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 8.

GRÁFICO 13

Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Estáticos

(promedio semanal, porcentaje)

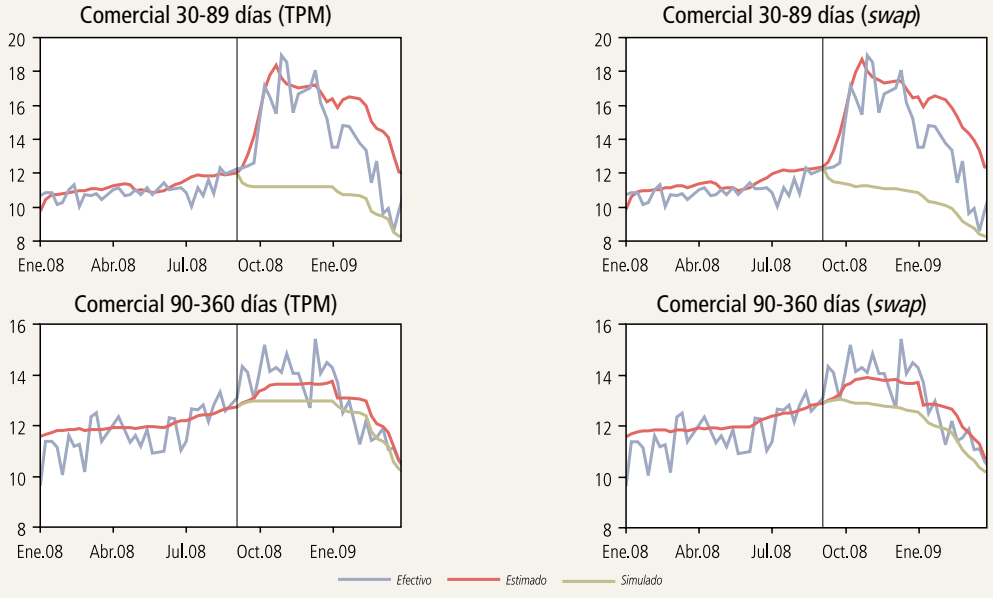


Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 8.

GRÁFICO 14

Tasas comerciales. Simulaciones en modelos dinámicos

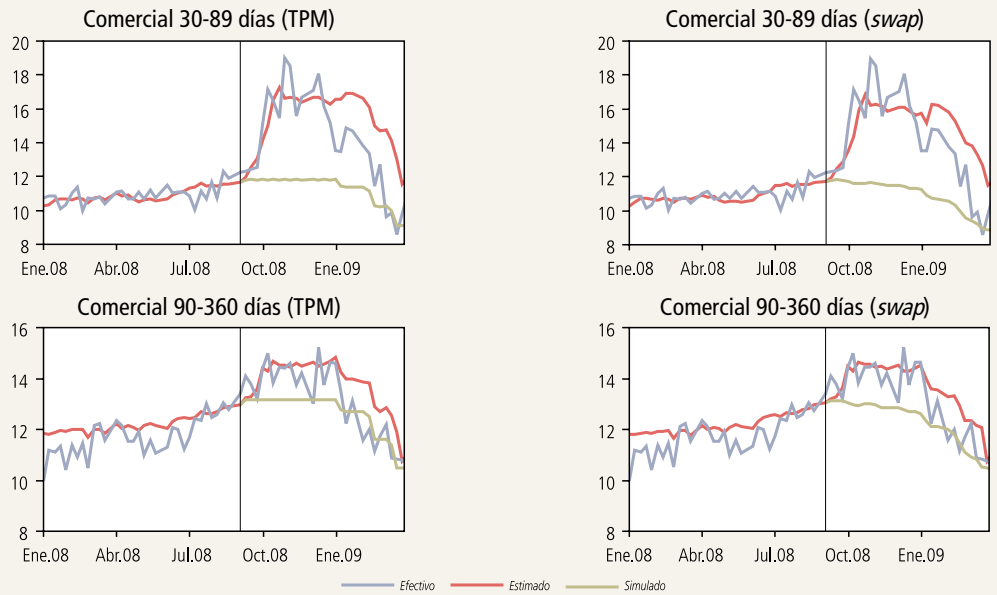
(promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 10.

GRÁFICO 15

Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Estáticos
(promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.
Nota: Ver gráfico 10.

días, las tasas serían inferiores entre 30 y 50 pb, aproximadamente.

En el segundo ejercicio, donde se mantienen fijas las medidas de riesgo, desde septiembre las tasas comerciales entre 30-89 días han bajado 240 pb, tasas que podrían haber sido entre 70 y 150 pb menores si las medidas de riesgo hubiesen mantenido su nivel de entonces. La tasa entre 90 y 365 días ha bajado 248 pb y los modelos indican que, sin cambio del escenario de riesgo, habrían bajado en promedio 30 pb adicionales. Los modelos dinámicos indican que las tasas a 30-89 días serían entre 60 y 80 pb inferiores a lo que estima el modelo estático. Para el caso de las tasas comerciales a 90-365 días, la discrepancia es menor.

Finalmente, los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas comerciales a 30-89 días serían alrededor de 20 pb inferiores a las estimadas con un modelo estático que utiliza la TPM. Para los créditos a 90-365 días, las tasas serían levemente menores.

En definitiva, se puede concluir que los cambios en la TPM han tenido en promedio un mayor efecto en las tasas de los créditos de consumo que en los comerciales, y que si las medidas de riesgo se hubiesen mantenido, las tasas de interés en general serían aun menores.

V. Conclusiones

En este documento se ha analizado el traspaso de la TPM en un período donde se redujo de manera significativa: 600 puntos en cuatro meses. Al contrario de estudios similares, el presentado aquí utiliza datos semanales y así permite analizar el traspaso con datos de mayor frecuencia. Se encuentra que las tasas semanales generalmente están afectadas por estacionalidad, por lo que se utilizan modelos que dan cuenta de este patrón, de manera de analizar movimientos de tasas vinculados a sus fundamentos.

El tema del traspaso de la TPM fue analizado con modelos tanto dinámicos como estáticos. En ambos casos hay evidencia de un traspaso significativo hacia las tasas de colocación; sin embargo, en el período estudiado dicho traspaso no ha sido completo. Parte de la falta de traspaso se puede explicar por los riesgos nacional e internacional, los cuales —se encontró—

tienen un impacto al alza en las tasas de colocación. En ese sentido, la baja de la TPM ha compensado el efecto de la incertidumbre económica causada por la crisis global de los mercados financieros.

Referencias

Banco Central de Chile (2009). *Informe de Política Monetaria*, enero.

Becerra, S., L. Ceballos, F. Córdova y M. Pedersen (2009). "Evolución Reciente de las Tasas de Interés de Colocación." Mimeo, Gerencia de División Estudios, Banco Central de Chile.

Becerra, S. y P. García. (2009). "Determinantes de las Tasas de Interés de los Instrumentos Nominales y Reajustables del Banco Central." Mimeo, Gerencia de División Estudios, Banco Central de Chile, mayo.

Becerra, S. y M. Pedersen (2008). "Explicando el Desarrollo de la Tasa de Colocación." Mimeo, Gerencia División Estudios, Banco Central de Chile, diciembre.

Berstein, S. y J.R. Fuentes (2004). "Is There Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry?" En *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por L.A. Ahumada y J.R. Fuentes. Banco Central de Chile.

Corvoisier, S. y R. Gropp (2002). "Bank Concentration and Retail Interest Rates." *Journal of Banking and Finance* 26(11): 2155-89.

Cottarelli, C. y A. Kourelis (1994). "Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy." *IMF Staff Papers* 41(4): 587–623.

De Bondt, G., B. Mojon y N. Valla (2005). "Term Structure and the Sluggishness of Retail Bank Interest Rates in Euro Area Countries." Working Paper N°518, Banco Central Europeo.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427–31.

Donnay, M. y H. Degryse (2001). "Bank Lending Rate Pass-Through and Differences in the Transmission of a Single EMU Monetary Policy." *Discussion Paper N° 0117*, Katholicke Universiteit Leuven, Center for Economic Studies.

Espinoza-Vega, M. y A. Rebucci (2004). "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is -Chile Atypical?" En *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por L.A. Ahumada y J.R. Fuentes. Banco Central de Chile.

Fuentes, M. (2009). "Revisión de la Literatura sobre Competencia y Tasas de Interés en el Mercado Bancario." Mimeo, Banco Central de Chile, septiembre.

Gropp, R., C. Kok Sørensen y J. Lichtenberger (2007). "The Dynamics of Bank Spreads and Financial Structure." Working Paper N°714, Banco Central Europeo.

Harvey, A., S.J. Koopman y M. Riani (1997). "The Modeling and Seasonal Adjustment of Weekly Observations." *Journal of Business and Economic Statistics* 15(3): 354-68.

Heinemann, F. y M. Schüler (2002). "Integration Benefits on EU Retail Credit Markets—Evidence from Interest Rate Pass-Through." Discussion Paper N°02-26, Center for European Economic Research.

Hofmann, B. (2006). "EMU and the Transmission of Monetary Policy: Evidence from Business Lending Rates." *Empirica* 33(4): 209-29.

Jaramillo, P., F. Ormazabal y F. Villatoro (2009). "Traspaso de Tasas de Interés en la Banca Chilena." Nota Técnica, Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.

Kobayashi, T. (2008). "Incomplete Interest Rate Pass-Through and Optimal Monetary Policy." *International Journal of Central Banking* 4(3): 77-118.

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

Marotta, G. (2009). "Structural Breaks in the Lending Rate Pass-Through and the Euro." *Economic Modelling* 26(1): 191-205.

Pierce, D.A., M.R. Grupe y W.P. Cleveland (1984). "Seasonal Adjustment of Weekly Monetary Aggregates: A Model-Based Approach." *Journal of Business and Economics Statistics* 2(3): 260-70.

Sander, H. y S. Kleimeier (2002). "Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: An Empirical Investigation into Interest Rate Pass-Through." *Kredit und Kapital* 2/2002: 161–92.

Sotz, C. y F. Alarcón (2007). "Mercado *Swap* de Tasas de Interés y Expectativas de TPM e Inflación." *Economia Chilena* 10(2): 97-102.

Toolsema, L.A., J. Sturm y J. de Haan (2001). "Convergence of Monetary Transmission in EMU: New Evidence." Working Paper N°465, CESifo.

Van Leuvensteijn, M., C. Kok Sørensen, J.A. Bikker y A. Van Rixtel (2008). "Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-Through in the Euro Area." Working Papers N°0828, Banco de España.

Wu, Y. y H. Zhang (1997). "Do Interest Rates Follow Unit-Root Processes? Evidence from Cross-Maturity Treasury Bill Yields." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 8(1): 69-81.

EVIDENCIA MICROECONÓMICA DE RIGIDECES NOMINALES DE SALARIOS EN CHILE*

Marcus Cobb C.[**]
Luis Opazo R.[***]

I. Introducción

El mercado laboral, y en especial la dinámica que siguen los salarios, constituye un elemento central del análisis macroeconómico. En este contexto, el objetivo principal de este trabajo es proveer evidencia de la frecuencia de ajustes de salarios nominales en Chile y, en particular, la frecuencia de reducciones salariales como medida de la rigidez del mercado laboral. Para tales efectos, se construyó un panel utilizando microdatos pertenecientes a la *Asociación Chilena de Seguridad* (AChS), el cual consta de 588 mil historias salariales para el período de diciembre del 2001 a diciembre del 2007.[1] Esta base de datos contiene información a nivel de trabajador sobre su género, edad, remuneración, firma donde trabaja y sector económico al que pertenece la firma.

Cabe señalar que a pesar del creciente interés a nivel internacional en este tipo de estudios, y la importancia del tema para la política monetaria, según nuestro conocimiento, este es el primer estudio de su tipo para Chile.[2] Adicionalmente, el período muestral bajo estudio es de especial interés, ya que este se caracterizó por tasas de desempleo cercanas al 10% hasta finales del año 2005, las que, posteriormente, descendieron hasta alcanzar un promedio de 7% el año 2007. En este sentido, este escenario es especialmente atractivo para estudiar la frecuencia de los ajustes salariales en dicho contexto, aportando de este modo información que permita dimensionar de manera más integral el grado de flexibilidad laboral del mercado chileno durante dicho período, aspecto que ha estado presente en la discusión de numerosos estudios para el caso de Chile (Cowan et al., 2005; Sapelli, 2007).

En particular, en este documento nos enfocamos en la rigidez al ajuste a la baja de los salarios nominales como primer paso de un proceso más integral de entendimiento de la dinámica salarial. Cabe señalar que el estudio de la frecuencia de reducción de los salarios nominales se considera en la literatura como una de las medidas para analizar la rigidez del mercado laboral. Sin embargo, es necesario mencionar que los trabajos para otros países no se restringen solo a rigideces nominales, sino también a rigideces reales (Messina et al., 2008; Hall, 2005; entre otros). Desde el punto de vista de la autoridad monetaria, cada uno de estos fenómenos conlleva diferentes problemas. Mientras una inflación más alta puede neutralizar los efectos de la rigidez nominal, esto no sucede cuando esta es real. Por otro lado, los efectos de la rigidez nominal se hacen notorios a nivel macroeconómico cuando la inflación es particularmente baja (Fehr y Goette, 2005).

En lo que se refiere a la metodología empleada en el estudio, se utiliza una técnica econométrica de detección de quiebres estructurales desarrollada por Bai y Perron (2003) para reducir los posibles errores de medición en los datos. Este enfoque ha sido utilizado antes por Gottschalk (2005) para Estados

* *Agradecemos los comentarios y sugerencias de Roberto Álvarez, David Bravo, Luis Felipe Céspedes, Kevin Cowan, Jaime Ruiz-Tagle, dos árbitros anónimos y participantes del Taller sobre la Dinámica de Precios y Salarios 2009 (Banco Central de Chile), del Encuentro de la Sociedad de Economistas de Chile 2008 y de la Reunión de Red de Investigadores CEMLA 2009 (Brasil). Errores u omisiones son responsabilidad de los autores: lopazo@bcentral.cl*

** *División de Estudios, Banco Central de Chile. E-mail: mcobb@bcentral.cl*

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

1 *La Asociación Chilena de Seguridad es una organización privada sin fines de lucro que desarrolla programas de prevención de riesgos y provee cobertura de salud a sus afiliados en caso de accidente. Cerca de 35% del total de trabajadores asalariados están afiliados a ella.*

2 *Jadresic (1992) utiliza información agregada para identificar la rigidez en Chile.*

Unidos y se basa en el supuesto de que los salarios permanecen fijos por un cierto número de períodos y solo tienen ajustes discretos. La metodología no solo reduce errores de medición, sino que también se hace cargo de fluctuaciones temporales que no están necesariamente relacionadas con un cambio en el perfil salarial de los individuos como, por ejemplo, un bono prepactado. La desventaja de esto es que este tipo de modificación podría esconder movimientos en el salario de un esquema flexible de salarios (o los movimientos de un componente variable, como sería el caso de personas que trabajan en ventas) al considerar los cambios reales como errores de medición. Sin embargo, el hecho de que los resultados de Gottschalk (2005) permitan conciliar las estimaciones a partir de una encuesta a nivel nacional con información macroeconómica de tipo administrativo sugiere que los beneficios de la metodología sobrepasan sus potenciales desventajas.

El resultado principal que proviene de examinar las historias salariales recopiladas es que el número promedio de períodos que se demorarían los salarios en ajustarse sería algo superior a nueve trimestres, con algunas diferencias entre sectores. En lo que se refiere a los determinantes de tales ajustes, el grado de flexibilidad a la baja de los salarios dependería positivamente de la participación de trabajadores jóvenes (menos de 30 años), positivamente del tamaño de la firma y negativamente de la proporción de trabajadores de altos ingresos. Los efectos sectoriales son estadística y económicamente significativos.

El resto del documento consiste en cuatro secciones. La sección II provee una revisión de la evidencia internacional. La sección III describe la base de datos. La sección IV presenta las estimaciones de frecuencia de ajuste así como el análisis de lo determinante. La sección V resume los principales resultados.

II. Evidencia Internacional

Los estudios más recientes en el área de ajustes salariales nominales a la baja han sido abordados utilizando estimaciones basadas en microdatos.[3] Los resultados, sin embargo, son variables a través de países (cuadro 1). Por ejemplo, en el caso de México, la frecuencia de reducción salarial es de 21% para el período 1983-86, mientras en Canadá se encontraría entre 0.3 y 0.4%. Por otra parte, las estimaciones difieren significativamente incluso en estudios para un mismo país. Por ejemplo, Blinder y Choi (1990) encuentran que los salarios en Estados Unidos son relativamente flexibles, mientras que Altonji y Devereux (1999) concluyen que estos son bastante rígidos. Incluso en casos en los que se cita la misma fuente de información, diferentes autores llegan a conclusiones contradictorias. Así, por ejemplo, McLaughlin (1994, 1999) argumenta ausencia de rigideces salariales basado en *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), en tanto Card y Hyslop (1997) encuentran evidencia de lo contrario con la misma base de datos.

Es necesario señalar que por diferentes razones las cifras del cuadro 1 no son directamente comparables unas con otras y solo se presentan para dar una idea de la diversidad de estudios, estimaciones y complejidad en sí de la estimación de la frecuencia de ajustes salariales a la baja. Así, por ejemplo, la comparabilidad puede verse afectada por el hecho de que los distintos países y períodos considerados en tales estudios implican, con una alta probabilidad, diferentes escenarios macroeconómicos —un ejemplo simple es que una cierta cifra tendrá una lectura distinta si se calcula en un período de inflación alta o baja. Más aún, si el país y el período analizado en dos estudios son los mismos, la diferencia de metodologías y fuentes de información atentan directamente contra la comparabilidad de tales estudios. Por ejemplo, el uso de una encuesta a nivel nacional requerirá un enfoque distinto al de un estudio basado en información administrativa de empresas particulares y, potencialmente, podrán responder un conjunto distinto de preguntas.

Lo expuesto deja en claro que se debe evitar comparar estudios directamente sin antes establecer de forma clara y precisa las diferencias entre ellos. Con respecto a este punto, es importante mencionar dos iniciativas que se están llevando a cabo actualmente. Por un lado está el *International Wage Flexibility Project* (IWFP), el cual corresponde a una red que estudia rigideces salariales para 17 países de la OECD y

[3] *Otra línea de estudio corresponde a Fortin y Dumont (2000) y a Farès y Lemieux (2001), quienes utilizan la Curva de Phillips y distintas medidas de crecimiento de salarios para hacer inferencias sobre rigidez salarial.*

CUADRO 1

Estudios Seleccionados de Rigidez Salarial

Estudio	Período	Frecuencia anual de reducción de salarios (porcentaje)
México		
Castellanos et al. (2004)	1986-2001	24.2
Estados Unidos[a]		
McLaughlin (1994)	1976-86	17.3
Card y Hyslop (1996)	1976-93	15.0 - 20.0
Kahn (1997)	1970-88	10.6 - 24.3
Akerlof et al. (1996)	1994-95	1.6 - 5.8
Altonj y Devereux (1999)	1971-92	0.5 - 2.5
Gottschalk (2005)	1986-93	1.5 - 2.0
Australia		
Dwyer y Leong (2000)	1987-99	3.5 - 8.0
Canadá		
Faruqui (2000)	1983-86	0.3 - 0.4
	1996-99	0.2 - 1.3
Suiza		
Fehr y Goette (2005)	1991-97	6.8 - 15.5

a. Información encontrada en Gottschalk (2005).

donde los resultados preliminares sugieren que las rigideces reales predominan por sobre las nominales en países de Europa, no así en Estados Unidos y el Reino Unido (Dickens et al., 2007). Por otro lado, el *Wage Dynamics Network* del Banco Central Europeo (WDN) ha conducido recientemente varias encuestas referentes a temas como ajuste de márgenes y sincronización de precios y salarios, entre otros.[4] Algunas de estas encuestas concluyeron que las reducciones salariales son muy infrecuentes.[5]

III. Los Datos

1. Información General

La base de datos se construye a partir de la información mensual reportada a la AChS por sus firmas afiliadas durante el período 2001.12-2007.12. La información se recolecta a partir de planillas de sueldos provistas por cada firma que contienen a nivel de trabajador el sueldo imponible, es decir, incluye tanto el componente variable como el fijo de las remuneraciones, y las características personales de género y edad de los trabajadores. Además, se cuenta con la información respecto del sector económico al que pertenece la firma a un nivel de clasificación de un dígito, a saber: agricultura, minería, industria, construcción; electricidad, gas y agua; comercio, transporte, y servicios.

Es importante destacar que la otra fuente de información nacional disponible sobre remuneraciones, la encuesta de remuneraciones del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), no permite realizar estudios de la naturaleza del que se presenta en este trabajo. En efecto, la encuesta del INE solo reporta información a nivel de empresa, básicamente costo por concepto de salarios y número de empleados, por lo que no permite examinar directamente el fenómeno de flexibilidad laboral a nivel microeconómico. Además, cabe destacar que la información proveniente de la AChS tiene una cobertura en torno al 35% de los trabajadores asalariados y de alrededor del 25% de las firmas en el país, lo cual se traduce en una buena cobertura muestral del estudio.[6] Por último, según análisis previos, la información reportada a la AChS no tendría problemas de registro de significancia.[7]

En cuanto a las limitantes de la base de datos, la más importante es que carece de información respecto de horas trabajadas, lo que significa que no se pueden aislar los efectos de un cambio salarial de los de un cambio en las horas trabajadas. Por otra parte, los salarios informados están truncados al salario máximo imponible. Este límite se encontraba, en diciembre del 2007, en unos US$2.300 al mes y, según encuestas de distribución de ingresos, afectaría en torno al 5% de los trabajadores asalariados chilenos.

4 La WDN organizó una conferencia para presentar avances en Frankfurt, en junio del 2008.

5 Babecky et al. (2009), muestran que solo 398 de 14,122 (2.82%) encuestados declaran una reducción salarial en los últimos cinco años.

6 Basado en información del Servicio de Impuestos Internos.

7 Aravena (2006) encuentra que problemas tales como la repetición del identificador del trabajador e información faltante, no son significativos para usos generales, esto para los años 2002 a 2005.

Además, la información se limita a las empresas afiliadas, por lo que el estudio de flujos de empleo es poco viable. Finalmente, el uso de la AChS como fuente de información restringe el estudio de la dinámica salarial a empleados pertenecientes al sector formal; por ende, la presente base de datos no puede emplearse para efectos del estudio del salario de los trabajadores informales.

2. Construcción del Panel

La base original consiste en la información de salarios de un promedio mensual de 1.5 millones de trabajadores para el período examinado. Esta base se utilizó para construir un panel desbalanceado de las historias salariales de los trabajadores, en particular si un trabajador deja de trabajar en firmas pertenecientes a la AChS, entonces, su historia salarial se descontinúa. Este punto, en línea con estudios previos en esta materia (ver más adelante), es abordado estableciendo criterios de presencia mínima en la base de observaciones de cada individuo.[8] Habida consideración de lo anterior, para tales efectos fue necesario filtrar la base debido a la presencia de ciertas inconsistencias, probablemente producidas por el ingreso manual de la información, información incompleta, historias truncadas o la aparición esporádica de trabajadores.[9] En términos concretos, los trabajadores reportados que cumplieran alguno de los siguientes criterios fueron removidos de la base de datos:

i) Número de identificación igual al de otro trabajador dentro del mismo período.

ii) Salario mayor que el máximo imponible o menor que el mínimo legal vigente.

iii) Salario igual al máximo imponible por más de dos períodos consecutivos.

Cabe señalar que los criterios (i) y (ii) controlan inconsistencias en los datos, mientras el criterio (iii) busca eliminar historias salariales que estén truncadas a partir de un cierto período y que, por lo tanto, puedan llevar a subestimar el grado efectivo de flexibilidad salarial. En relación con el criterio (i), encontramos que, en promedio, un 4% de los identificadores no son únicos dentro de un mismo mes. En cuanto a los criterios (ii) y (iii), la muestra contiene en promedio un 2% de trabajadores para los que se reporta un salario inferior al mínimo legal, mientras un 3% de las observaciones implicarían un salario truncado, es decir, igual o superior al máximo por más de dos períodos consecutivos.

CUADRO 2

Número de Trabajadores en la Muestra por Sector Económico

	Número de trabajadores[a]	Porcentaje sobre trabajadores asalariados[b]
Agricultura	36,455	8.4
Minería	2,302	3.1
Industria	89,417	14.0
Construcción	14,574	4.1
Electricidad, gas y agua	3,131	11.3
Comercio	68,414	10.8
Transporte	18,785	5.7
Servicios	195,067	13.7
Total	428,528	10.9

Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.
a. Promedio Muestral.
b. Estimación basada en la información publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas.

Una vez filtrada la base, en línea con el enfoque de Fehr y Goette (2005), se construye una muestra con aquellos trabajadores que presentan una historia salarial de al menos 24 meses consecutivos. Este procedimiento busca poder construir un panel donde existan historias salariales lo suficientemente largas como para inferir de mejor manera la dinámica de ajustes de los salarios.

La muestra final, que contiene un promedio de 429 mil trabajadores por mes, implica una representatividad del panel de aproximadamente 11% de los trabajadores chilenos a nivel nacional (cuadro 2). En lo que respecta a los sectores

[8] Cabe señalar que el no saber con certeza si los trabajadores que dejan de reportarse en firmas AChS pasan a un estatus de desempleado o se cambian a otra firma no AChS limita fuertemente el estudio de los flujos y la transición de empleos.

[9] En aquellos casos donde no hay información de salarios por no más de tres períodos consecutivos, y siempre y cuando el trabajador vuelva a trabajar con el mismo empleador, se supone que el trabajador permaneció empleado en la firma, pero la compañía dejó de reportar el salario. Cuando el salario no cambia durante dicho lapso, se supone que este permaneció constante en los períodos sin datos; mientras que si el salario sí cambió, el ajuste salarial se imputa suponiendo una probabilidad uniforme de ajuste salarial en aquellos períodos con datos faltantes.

CUADRO 3

Número de Firmas en la Muestra por Sector y Número de Trabajadores

	Número de firmas	Menos de 10 trabajadores	De 11 a 199 trabajadores	200 trabajadores o más
Agricultura	7,928	4,351	3,419	158
Minería	367	138	199	30
Industria	11,598	6,090	5,166	342
Construcción	4,603	2,345	2,188	70
Electricidad gas y agua	490	316	157	17
Comercio	7,330	3,749	3,324	257
Transporte	4,329	2,853	1,427	49
Servicios	13,843	5,998	7,101	744
Firmas en la base	**50,488**	**25,840**	**22,981**	**1,667**
Base/total de firmas en Chile	**23.3%**	**16.6%**	**40.1%**	**35.1%**

Fuente: Elaboración propia, basada en información del Servicio de Impuestos Internos y la Asociación Chilena de Seguridad.

económicos, la mayor representatividad se observa en el caso del sector Servicios e Industria con un 14%; el resto de los sectores fluctúa entre 3 y 11%, lo que permite un margen de confianza razonable para nuestras estimaciones.

En lo que se refiere al número de firmas, la base de datos incluye información de trabajadores provenientes de algo más de 50 mil empresas (cuadro 3), lo cual, según la información del Servicio de Impuestos Internos de Chile, equivaldría a una representatividad en torno al 23% del total de firmas registradas en Chile.[10] Respecto de la distribución de las firmas, la participación de las pequeñas, medianas y grandes corresponde a 51, 46 y 3% de la muestra, y la cobertura por tamaño es de 17, 40 y 35%, respectivamente. En este sentido, la muestra empleada tiende a sobrerrepresentar las firmas de tamaño mediano y mayor, situación que sugiere que los análisis posteriores deberían considerar el análisis de los ajustes salariales por tamaño de firma para no influenciar las estadísticas agregadas.

En lo que respecta a la representatividad de la muestra según características de los trabajadores, la distribución de la muestra no difiere significativamente de la poblacional publicada por el INE en lo que se refiere a género; sin embargo, los trabajadores más jóvenes se encontrarían subrepresentados respecto del total nacional (cuadro 4).

CUADRO 4

Representatividad de la Muestra: Edad y Género

	Muestra (porcentaje)	Población (porcentaje)
Género		
Femenino	37.7	35.2
Masculino	62.3	64.8
Edad		
Bajo 30	17.4	27.5
30 - 49	60.0	55.2
50 o más	20.6	17.3

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS y el Instituto Nacional de Estadísticas.

Relativo a la representatividad de la muestra con respecto a la distribución de salarios, se observa un sesgo al alza respecto de la distribución derivada de la Encuesta de Protección Social (gráfico 1). Este hecho no sorprende, dadas las características de la base de datos utilizada. Las firmas afiliadas a la AChS pertenecen al sector formal, por lo que no pueden pagar

[10] *La estimación considera todas las firmas con al menos un empleado.*

salarios inferiores al mínimo legal, lo que explica la ausencia de trabajadores que ganan menos del mínimo en la muestra. En consecuencia, las estimaciones que se obtienen se refieren a firmas y trabajadores asalariados que pertenecen al sector formal.

Como un último punto referente a la muestra utilizada, cabe mencionar que en la estimación de los determinantes de la flexibilidad salarial que se realiza en la sección IV.2 se aplican dos criterios adicionales para depurar la base y así controlar por las características de los trabajadores. Esto es, de la base que se utiliza para calcular las frecuencias de ajuste, se excluyen las historias salariales de aquellos trabajadores que cumplen una de las siguientes condiciones:

i) edad o género no especificado;

ii) edad mayor de 90 o menor de 15 años.

Los casos que caen dentro de una de estas categorías son del orden de 25% de la base original. Concretamente, la muestra que no presenta información respecto del género del trabajador asciende a 9% y la que no cumple los criterios de edad, a 23%. De este modo, como resultado de estos ajustes, la base utilizada en la estimación de los determinantes de la frecuencia de ajustes salariales contiene cerca de 336 mil historias salariales promedio por mes. Nótese que el número de historias salariales contenidas en el panel que no considera el filtro por no reporte de genero ni edad sobre 90 y bajo 15 años difiere en algo menos significativamente del panel que se obtiene sin aplicar estos criterios —es decir, 23% vs. 21.5%—, lo cual refleja un pequeño traslape entre la población que no cumple los dos criterios antes mencionados en forma simultánea.

3. Ajustes Salariales

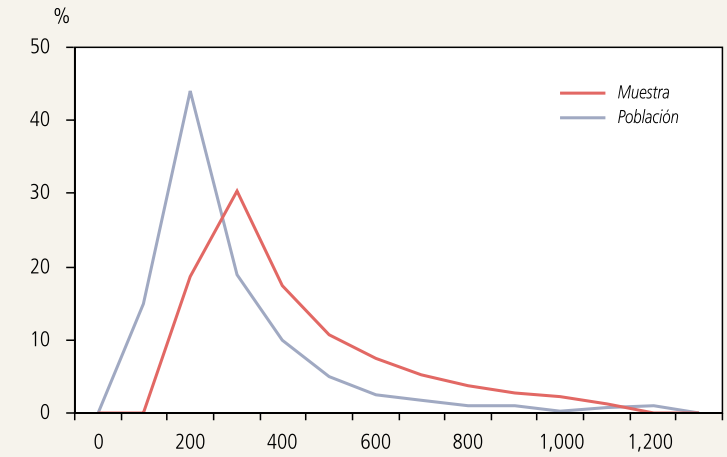
Tal como se mencionó más arriba, los salarios que se reportan en la base pueden estar sujetos a errores de medición, y eventualmente incluir fluctuaciones temporales que no representen necesariamente cambios efectivos en el salario de un trabajador. Un ejemplo es el caso de un bono fijo de fin de año acordado por contrato o beneficios como el bono de escolaridad que entregan algunas firmas a funcionarios con hijos al inicio de cada año escolar.

Dado este fenómeno, los salarios son corregidos siguiendo el enfoque usado por Gottschalk (2005). La metodología descansa sobre el supuesto de que los salarios nominales permanecen fijos por un número de períodos y, cuando se ajustan, se mueven de manera discreta. Este supuesto se implementa a través de la metodología de detección de quiebres estructurales desarrollado por Bai y Perron (2003).

Considerando lo anterior, se hace presente inmediatamente que el supuesto fundamental de esta metodología tiene como potencial desventaja ignorar cambios de salario de corta vigencia debido a que la identificación del cambio requiere que el ajuste tenga un impacto significativo en el salario promedio. Esto podría tener como consecuencia subestimar el nivel efectivo de flexibilidad salarial. Sin embargo, los resultados derivados utilizando esta metodología para el caso de Estados Unidos sugieren que dicha desventaja no jugaría un rol importante. En efecto, una lectura directa de la encuesta PSID indica que en torno a 17% de los trabajadores encuestados experimentarían una reducción salarial una vez al año, pero una vez que esta base es corregida por el método propuesto por Gottschalk (2005) se llega a la conclusión de que esta cifra sobreestima a la real aproximadamente por un factor de tres, encontrándose

GRÁFICO 1

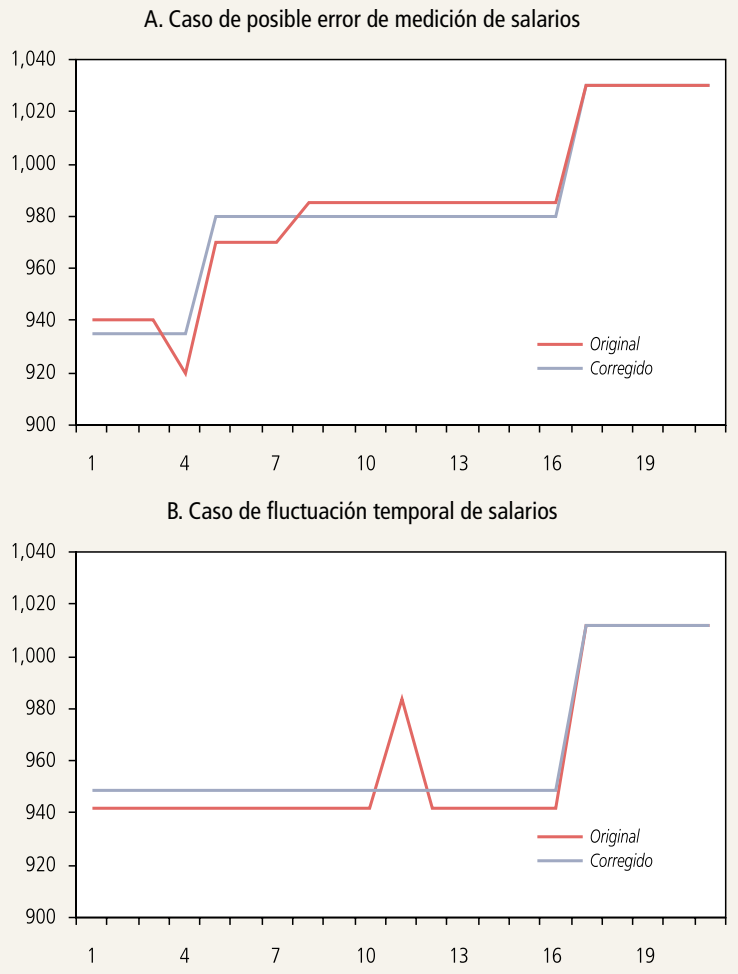
Representatividad de la Muestra en la Distribución de Salarios
(año 2004)



Fuente: Distribución poblacional derivada de la Encuesta de Protección Social, Universidad de Chile.

GRÁFICO 2

Salario Original y Corregido[a]



Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.
a. Según la metodología en Gottschalk, 2005.

la estimación corregida en línea con otras estimaciones realizadas con información administrativa provista por empresas particulares.

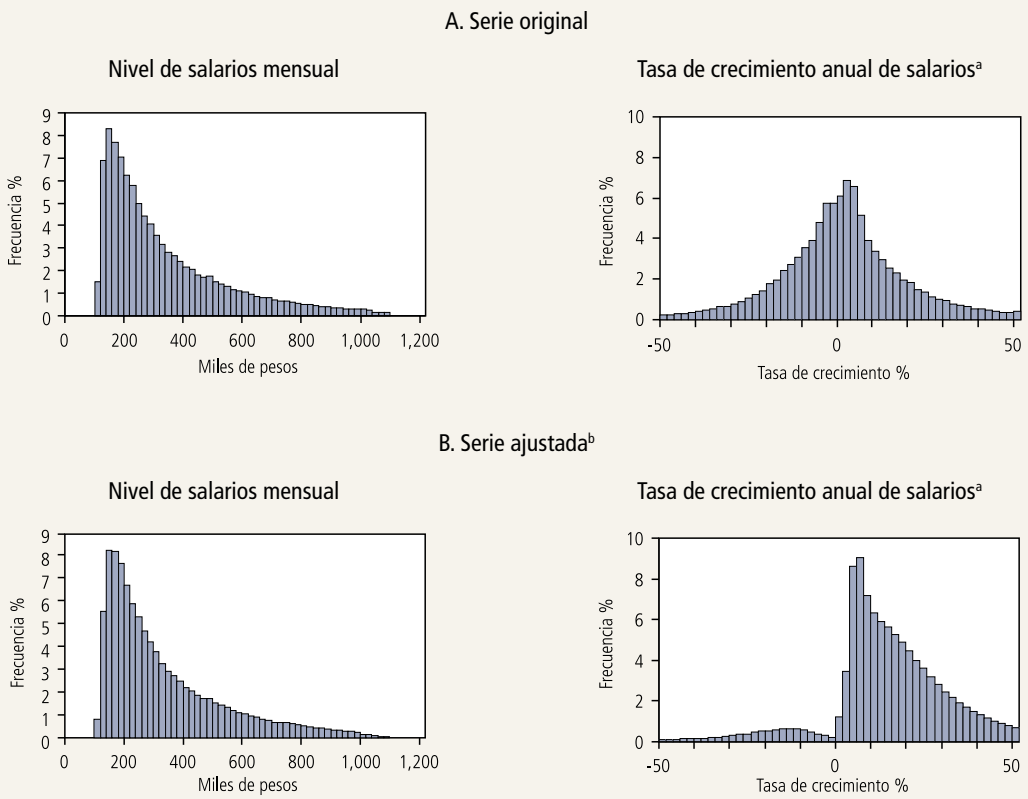
El gráfico 2 ilustra la aplicación de la metodología de ajuste. El panel izquierdo presenta una historia salarial de la base y su respectiva historia corregida. Se observan fluctuaciones en la serie efectiva de salarios alrededor de la fecha en que efectivamente ocurre un cambio discreto en el salario —línea roja—, mientras la línea azul corresponde a la secuencia salarial una vez aplicado el método de Gottschalk (2005). Tal como allí se observa, la historia simulada sigue bastante de cerca a la secuencia de salarios original; sin embargo, esta ignora pequeñas desviaciones en los meses 3 y 6. En el panel derecho, por otro lado, se replica el efecto de un bono en la historia salarial. La metodología de cambio estructural, como es de esperarse, considera el bono como un evento transitorio y no como un cambio de salario significativo.[11] Sin embargo, es necesario señalar que el método sí identifica como cambios salariales aquellos casos donde la magnitud de los eventuales bonos cambia significativamente. Por ejemplo, si una historia salarial considera un bono equivalente a 1 salario en diciembre de cada año, entonces el método asumirá un salario constante e igual a 1+1/12 salarios por mes; en cambio, si se observa que el bono de diciembre aumenta a 2 salarios por mes, entonces la metodología implicará un salario de 1+1/12 salarios mensuales para el período previo al aumento y, para el período posterior al cambio, el salario mensual promedio será de 1+2/12 salarios mensuales.

Cabe señalar que en términos agregados la aplicación de la metodología de cambio estructural no modifica de forma significativa la distribución del nivel de salarios; sin embargo, el impacto en la frecuencia de cambios es significativo (gráfico 3). En efecto, la frecuencia de cambio sin ajustar es más o menos simétrica centrada en un número poco mayor que cero, mientras que la de la base ajustada muestra una distribución claramente asimétrica con un sesgo hacia los incrementos salariales. Estos resultados implican que, si no se aplicara la metodología, la frecuencia muestral de ajustes reflejaría una flexibilidad significativamente mayor que la que se obtendría ajustando la base. Considerando los resultados de Gottschalk (2005), las series sin ajustar, con una probabilidad alta, sobreestimarían la frecuencia real de ajuste.

[11] *El anexo 1 contiene una descripción detallada de la metodología.*

GRÁFICO 3

Histogramas de Nivel y Crecimiento Anual de Salarios



Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.
a. Solo considera cambios de salario efectivos.
b. según la metodología en Gottschalk, 2005.

IV. Ajustes Salariales en Chile

1. Caracterización de la Frecuencia de Ajustes en Chile

Las estimaciones de ajustes salariales están divididas entre los cambios salariales no asociados a cambio de empresa por parte del trabajador y los que coinciden con trabajadores que cambian de empresa. Para el primer grupo, la frecuencia de ajuste promedio es de 3.7% al mes, siendo los incrementos y disminuciones 3.4% y 0.3%, respectivamente. Estas cifras sugieren que el tiempo que tomaría para que todos los salarios de la economía se ajustaran sería, en promedio, algo más de nueve trimestres (cuadro 5). Este último resultado es coherente con las estimaciones obtenidas en un modelo DSGE para Chile, donde el promedio de ajuste es de 12.5 trimestres con una cota inferior de 5.6 y un nivel de confianza de 66%.[12] Adicionalmente, la frecuencia de reducción de salarios nominales es bastante baja, lo cual, en cierta medida, sugiere que el mercado laboral podría exhibir un bajo grado de flexibilidad salarial como sugieren estudios tales como Cowan et al. (2005). Es necesario señalar que si no se aplicase la metodología de ajuste propuesta por Gottschalk (2005), la frecuencia de reducciones

[12] *Esta estimación se obtiene a partir de métodos bayesianos aplicados a un modelo DSGE para Chile. Ver Caputo et al. (2006).*

CUADRO 5

Frecuencia de Ajustes Salariales en Chile

Ítem	Cambios salariales (por mes, porcentaje)	Tiempo promedio para un ajuste completo (trimestres)	Incrementos salariales (por mes, porcentaje)	Disminuciones salariales (por mes, porcentaje)
Sin cambio de firma	3.68	9.05	3.36	0.32
Con cambio de firma[a]	58.90	-	35.40	23.50

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.
a. Frecuencia calculada considerando el último salario reportado en la firma anterior.

CUADRO 6

Frecuencia de Ajuste Salarial por Tamaño de Firma
(por mes, porcentaje)

Tamaño	Cambios salariales	Incrementos salariales	Reducciones salariales
Menos de 10 trabajadores	3.79	3.42	0.38
De 10 a 199 trabajadores	3.67	3.30	0.36
200 trabajadores o más	3.67	3.40	0.27

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.

salariales ascendería a 30.97%, cifra muy por sobre la mayor de las estimaciones para otros países y por sobre lo esperado para este tipo de estadísticos.

Entre aquellos trabajadores que cambian de firma, encontramos que 34% experimenta un incremento salarial, mientras que un 24% enfrenta una reducción salarial y, en torno a 42% no ve un cambio significativo en su salario. El hecho de que el cambio de firmas no esté vinculado única y exclusivamente a mejoras salariales, podría estar asociado a alguno de los siguientes dos elementos. Primero, la flexibilidad parcial de los salarios tiene como contrapartida el desempleo laboral, situación que en definitiva se traduce en que parte de los cambios laborales reportados en los datos sean de carácter involuntario y, en consecuencia, no necesariamente asociados a mejoras salariales. Segundo, este resultado también sería coherente con la existencia de factores complementarios al salario para determinar los beneficios asociados a trabajar en un determinado lugar y, en consecuencia, un trabajador podría estar dispuesto a cambiar de firma a un menor salario en presencia de algún otro elemento que compensara el menor salario; por ejemplo, mejores proyecciones laborales, mayor flexibilidad horaria, u otro. El rol específico de cada uno de estos factores, sin embargo, no es posible de establecer con la información disponible y escapa al objetivo del presente trabajo.

El análisis por tamaño de firma indica que las empresas pequeñas tienen una frecuencia levemente mayor que la de los otros dos grupos (cuadro 6). Sin embargo, la magnitud de dichas diferencias no parece significativa. Considerando la frecuencia de reducciones salariales como un indicador más directo de flexibilidad laboral, las firmas más grandes serían las más rígidas. Sin embargo, estas cifras deben considerarse con precaución, pues estas frecuencias pueden estar afectadas no solo por el tamaño de la empresa sino también por las características de los trabajadores. En la sección siguiente se realiza un análisis formal de la incidencia de dichas características en la frecuencia de ajustes.

La frecuencia de ajustes salariales por sector económico indica una alta heterogeneidad (cuadro 7). Por ejemplo, la frecuencia de ajuste de los sectores de

CUADRO 7

Frecuencia de Ajustes Salariales por Sector Económico

Ítem	Cambios salariales (por mes, porcentaje)	Tiempo promedio para un ajuste Completo (trimestres)	Incrementos salariales (por mes, porcentaje)	Disminuciones salariales (por mes, porcentaje)
Total	**3.68**	**9.05**	**3.36**	**0.32**
Agricultura	3.29	10.14	2.97	0.31
Minería	3.33	10.00	3.04	0.29
Industria	3.20	10.40	2.90	0.30
Construcción	4.01	8.30	3.50	0.52
Electricidad, gas y agua	3.29	10.13	3.02	0.27
Comercio	3.44	9.69	3.12	0.32
Transporte	3.40	9.81	3.06	0.34
Servicios	4.24	7.85	3.94	0.30

Fuente: Elaboración propia con datos de la AChS.

Servicios y Construcción son las más altas del panel (4.28 y 3.95% por mes, respectivamente), mientras el sector de Industria registra la más baja (3.11%). Al enfocarse en las reducciones, es interesante notar que las frecuencias observadas son bastante similares en todos los sectores, con la sola excepción de Construcción que casi duplica la de los demás sectores, situación coherente con el hecho de que la contratación en este sector está determinada en gran medida por la ejecución de proyectos de períodos acotados.

2. Determinantes de la Flexibilidad Salarial: Enfoque Econométrico

La literatura utiliza tanto características del trabajador como de la firma para explicar el grado de rigidez salarial presente en una economía. En lo que se refiere a las características del trabajador, Campbell y Kamlani (1997) enfatizan que variables relacionadas con las habilidades del trabajador son cruciales para entender rigideces laborales. Por otro lado, Messina et al. (2008), y Franz y Pfeiffer (2006) consideran relevante la información respecto del tamaño de la firma y el sector económico al que esta pertenece.

En lo que sigue emplearemos similares variables para explicar econométricamente la fracción de trabajadores en cada firma cuyos salarios se ven ajustados a la baja trimestralmente. Cabe señalar que empleamos una frecuencia trimestral y no mensual como el análisis anterior, ya que al emplear una frecuencia mensual se introduce demasiado ruido a las estimaciones, sin que los resultados se afecten significativamente. La variable a explicar se midió como el porcentaje de trabajadores de cada firma cuyo salario nominal disminuye durante un trimestre, sin encontrarse dicho cambio salarial asociado a un cambio de firma por parte del empleado. En relación con los estadísticos asociados a esta variable, el valor promedio incondicional es 1.3% trimestral, cifra que se compara con una frecuencia promedio mensual de reducción salarial cercana al 0.3%.

En términos de las características de los trabajadores, contamos con información respecto del género y edad del empleado. El primero se introdujo en el modelo como la proporción de trabajadores mujeres en cada firma a través del tiempo, mientras que para el segundo se utilizó una variable *dummy* para diferenciar entre tres grupos de firmas: firmas con edad promedio de sus trabajadores menor de 30, entre 30 y 50, y mayores de 50 años. Además, como una aproximación al nivel de habilidad de los trabajadores de la firma, se calculó el porcentaje de trabajadores de la firma que reciben un salario mayor al promedio sectorial, empleados versus obreros. En términos de características de la firma, se utilizó el tamaño de la firma (pequeña, mediana o grande) y el sector

económico al que pertenece.[13] También se controló por el nivel de sindicalización sectorial.

Empleando tales variables, y como ya se mencionó, se estimaron regresiones cuya variable dependiente es el porcentaje de trabajadores de cada firma que experimentan una disminución salarial cada trimestre, y las variables explicativas son las mencionadas en el párrafo anterior.[14] Cabe hacer notar que la variable dependiente está restringida al intervalo [0,1], por lo que el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios no es apropiado en este caso. Por tal razón, siguiendo a Papke y Wooldrige (1996) y Messina et al. (2008), estimamos un logit fraccional de la siguiente función logística:

$$E(y_{it} \mid w_{it}, f_{it}) = \frac{\exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)}{1+\exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)} \qquad (1)$$

donde y_{it} es el porcentaje de trabajadores que experimentan una reducción salarial en la firma *i* en el trimestre *t*, w_{it} es el conjunto de características del trabajador de la firma *i*, y f_{it} representa características de la firma *i* en el trimestre *t*. La estimación abarcó el período 2001-2007 y la frecuencia de los datos es trimestral.

El cuadro 8 presenta los efectos marginales sobre la variable dependiente, cuyo valor promedio incondicional es 1.3% trimestral. Tal como allí se observa, en lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de mujeres en cada firma no resulta ser estadísticamente significativa, resultado que es coherente con lo reportado para países europeos por Messina et al. (2008). Las variables de edad muestran que una mayor presencia de trabajadores menores de 30 años (grupo de referencia en las regresiones) está asociada a una mayor frecuencia de ajustes salariales a la baja, es decir, los trabajadores de más edad enfrentarían con menor frecuencia reducciones de su salario nominal. Así, por ejemplo, las firmas con una mayoría de trabajadores en el rango de 30 a 50 años tendrían una frecuencia de reducción salarial 0.3 puntos porcentuales menor a la de aquellas firmas con mayor participación de trabajadores menores de 30 años. Este resultado valida conceptualmente el rol de *outsider* asignado a los trabajadores jóvenes.[15] Esto sin embargo, contrasta con lo reportado por Messina et al. (2008) para el caso de Europa, donde se encuentra lo opuesto.

En lo que respecta a las características de las firmas, aquellas con menos de 10 trabajadores exhiben un menor ajuste de salarios a la baja que las más grandes (más de 200 trabajadores), siendo este efecto estadísticamente significativo cuando se controla por el porcentaje de trabajadores con salarios altos (columnas 2 y 4); el efecto marginal asociado a estas firmas con respecto a las de mayor tamaño es 0.15 puntos porcentuales menos de ajustes salariales a la baja. Una explicación para esto podría relacionarse con que puede que las firmas más grandes estén en una posición más favorable para aplicar esquemas de remuneración más complejos que permitan un mayor grado de flexibilidad. Complementariamente, en especial en el caso de las firmas pequeñas, las firmas evitarían la reducción de salarios debido a que el impacto de la pérdida de un pequeño número de trabajadores a causa de una disminución de salarios podría ser relativamente más importante mientras más pequeña fuera la empresa. Respecto del nivel de habilidad de los trabajadores (medido como el porcentaje de trabajadores en cada firma con salarios superiores al promedio sectorial), encontramos que hay una relación negativa entre la proporción de trabajadores de mayor ingreso y flexibilidad salarial, lo que podría indicar que el mayor nivel de habilidad de estos trabajadores les otorgaría un mayor grado de movilidad laboral, la cual, siguiendo la nomenclatura planteada para la variables de edad, les permitiría jugar un rol de *outsiders* en el mercado laboral y/o, complementariamente, esto resulta coherente con un marco conceptual de salarios de eficiencia, pues los trabajadores en cargos de mayor habilidad tienden a ser más difíciles de monitorear. El nivel de sindicalización no aparece como estadísticamente significativo.

En relación con los efectos fijos sectoriales, los efectos marginales se miden respecto del sector Agricultura, y los principales resultados indican que existen sectores

[13] *No contamos con más información para capturar una mayor heterogeneidad entre las firmas.*

[14] *Las cifras reportadas solo incluyen los trabajadores que permanecen en sus firmas, pero los resultados son coherentes con la muestra completa.*

[15] *La teoría* "insider-outsider" *considera que las firmas no despiden a sus trabajadores de planta* (insiders) *para contratar desempleados* (outsiders) *a un menor salario, debido al costo de despido de trabajadores y de contratación y entrenamiento de nuevos.*

CUADRO 8

Determinantes de la Rigidez Nominal a la Baja
Variable Dependiente: Porcentaje de Reducciones Salariales a Nivel de Firma
(efectos marginales, puntos porcentuales)

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]
Proporción de mujeres	-0.05	-0.07	-0.05	-0.07
Variable dicotómica para la edad de los trabajadores en la firma:				
Edad promedio de trabajadores entre 30 y 49 años	-0.34***	-0.26**	-0.34**	-0.26*
Edad promedio de trabajadores mayor o igual a 50 años	-0.25**	-0.20*	-0.25**	-0.20*
Variable dicotómica para el número de trabajadores en la firma:				
9 o menos trabajadores.	-0.07	-0.15***	-0.07	-0.15***
Entre 10 y 199 trabajadores.	-0.01	-0.05	-0.01	-0.05
Proporción de trabajadores con ingresos superiores al promedio sectorial		-0.54***		-0.54***
Sindicalizacón a nivel sectorial			-0.03	-0.02
Efectos fijos sectoriales				
Minería	0.32	0.47*	0.53	0.70
Industria	0.36***	0.42***	0.38***	0.44***
Construcción	0.81***	0.87***	1.05***	1.11**
Electricidad, gas y agua	-0.02	0.04	-0.01	0.05
Comercio	0.31***	0.39***	0.30***	0.39***
Transporte	0.42***	0.49***	0.50***	0.57***
Servicios	0.38***	0.50***	0.38***	0.49***
Efecto temporal	Sí	Sí	Sí	Sí

Fuente: Elaboración propia basada en información de la AChS.
***: significativo al 1%; **: significativo al 5%; *: significativo al 10%.

para los cuales el efecto marginal es tanto estadística como económicamente bastante significativo. Por ejemplo, el efecto marginal para el sector Construcción indicaría que las firmas de este sector en promedio tienen una frecuencia de reducciones salariales trimestrales aproximadamente 1 punto porcentual mayor que la frecuencia en las firmas que pertenecen al sector agrícola. Este número es bastante significativo si consideramos que el promedio muestral de ajustes a la baja es 1.3% trimestral. Efectos estadísticamente significativos, aunque de una magnitud menor, se observan también en el caso de los sectores Comercio, Transporte y Servicios.[16]

V. Principales Resultados

Este trabajo caracteriza la dinámica de ajustes salariales de Chile basado en un panel de información microeconómica compuesto por un promedio de 429 mil historias salariales para el período 2001.12-2007.12. El principal resultado es que la frecuencia de ajustes salariales de dicho período es de aproximadamente 3.7% por mes, donde un 0.3% corresponde a reducciones del salario nominal.

La frecuencia de los ajustes salariales muestra algunas diferencias entre sectores económicos. En particular, los sectores de Construcción, Comercio, Transporte y Servicios exhiben una mayor frecuencia de ajuste relativa. Estas diferencias son económicamente significativas, en especial en el sector de Construcción. Esto podría ser el reflejo de que en la Construcción existe una proporción importante de contratos salariales de menor duración.

El análisis econométrico de los determinantes de la rigidez nominal a la baja indica que tanto

[16] *La no linealidad del modelo implica que los efectos marginales de la variable* dummy *sectorial no pueda ser aislada completamente.*

las características del trabajador como las de la firma son relevantes. En lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de las mujeres no es estadísticamente significativa, pero sí lo es la participación de trabajadores más jóvenes, observándose una relación positiva entre jóvenes y frecuencia de reducción del salario nominal. Así también, la frecuencia de ajustes a la baja sería menor en las firmas con una mayor proporción de trabajadores de salarios altos (comparados al promedio del sector). Por el lado de la firma, las empresas pequeñas y medianas muestran una menor frecuencia de reducciones que las empresas de mayor tamaño (más de 200 empleados).

Si bien este documento presenta evidencia respecto del mercado laboral, varias preguntas interesantes quedan sin responder. En particular, la principal falencia de esta base que limita su uso para explorar otros temas es la insuficiente información respecto de las características de los trabajadores, como nivel de educación y condiciones contractuales. El espectro de estudios deberá ampliarse significativamente a medida que bases más completas se hagan disponibles.

Referencias

Akerlof, G. A., W. Dickens y G. Perry (1996). "The macroeconomics of low inflation." Brookings Papers on Economic Activity 1996 (1): 1–59.

Altonji, J. y P. Devereux (1999). "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity." NBER Working Paper N°7236.

Aravena, C. (2006). "Base de Datos AChS, Descripción y Análisis." Mimeo, Banco Central de Chile.

Babecký, J., P. Du Caja, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina y T. ROM (2009). "Downward Nominal and Real Wage Rigidity: Survey Evidence from European Firms." Working Paper Series 1105, Banco Central Europeo.

Bai, J. y P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics* 18(1): 1-22.

Blinder, A. y D. Choi (1990). "A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness." *Quarterly Journal of Economics* 105(4): 1003-15.

Campbell, C. y K. Kamlani (1997). "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms." *Quarterly Journal of Economics* 112(3):759-89.

Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2006). "Nominal Rigidities, Indexation and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation." Mimeo, Banco Central de Chile

Card, D. y D. Hyslop (1997) "Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?" NBER Chapters. En: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*. National Bureau of Economic Research, Inc.

Castellanos, S., R. García-Verdú y D. Kaplan (2004). "Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records." NBER Working Paper N°10383.

Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2005). *A Diagnostics Unemployment in Chile*. Universidad de Chile.

Dwyer, J. y K. Leong (2000) "Nominal Wage Rigidity in Australia." RBA Research Discussion Papers rdp2000-08, Reserve Bank of Australia.

Farès, J. y T. Lemieux (2001). "Downward Nominal Wage-Rigidity: A Critical Assessment and Some New Evidence for Canada." En *Proceedings of the Bank of Canada Conference on Price Stability and the Long Run Target for Monetary Policy*, editado por A. Crawford. Banco de Canadá.

Faruqui, U. (2000). "Employment Effects of Rated-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data." Bank of Canada Working Paper N°2000-14.

Fehr, E. y L. Goette (2005). "Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity." *Journal of Monetary Economics* 52(4): 779-804.

Fortin, P. y K. Dumont (2000). "The Shape of the Long-Run Phillips Curve: Evidence from Canadian Macro, 1956-97." Working Paper, Département des Sciences Économiques, Université du Quebec à Montréal.

Franz, W. y F. Pfeiffer (2006). "Reasons for Wage Rigidity in Germany." Discussion Papers N°2017, IZA Institute for the Study of Labor.

Gottschalk, P. (2005). "Downward Nominal Wage-Flexibility: Real or Measurement Error?" *The Review of Economic and Statistics* 87(3): 556-68.

Hall, R. (2005). "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness." *American Economic Review* 95(1): 50–65.

Jadresic, E. (1992). "Dynamics of Wages and Contracts in Chile." *Colección de Estudios Cieplan* 34: 5-30.

Kahn, S. (1997) "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata." *The American EconomicReview* 87(5): 993–1008.

McLaughlin, K.J. (1994). "Rigid Wages?" *Journal of Monetary Economics* 34(3): 383-414.

McLaughlin, K.J. (1999). "Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 81(3): 117–32.

Messina J., P. Du Caja, C. Duarte, M. Izquierdo y N. Hansen (2008). "The Causes and Consequences of Nominal and Real Wage Rigidity: A Sectoral Approach." Presentado en Wage Dynamic Network Conference, Frankfurt, Junio 2008.

Papke, L. y M. Wooldridge (1996). "Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates." *Journal of Applied Econometrics* 11(6): 619-32.

Sapelli, C. (2007). "Algunas Reflexiones sobre los Problemas que Presenta el Funcionamiento del Mercado Laboral." Punto de Referencia # 289, Centro de Estudios Públicos, noviembre.

APÉNDICE A

Metodología Bai-Perron (2003)

Este apéndice presenta una descripción del contraste de quiebre estructural utilizado para determinar los cambios de salarios. Bai y Perron (2003) hacen una presentación formal del contraste.

Definimos *T* como el número de períodos para los que se observa el salario de un trabajador en particular, con *m* siendo el número de quiebres que se observan en los períodos T_1, T_2... T_m. El salario de cualquier período es igual a una constante más un error de medición de la forma en que se especifica a continuación:

$$\begin{aligned} w_t &= \beta_1 + \mu_t; \qquad t = [1, T_1] \\ w_t &= \beta_2 + \mu_t; \qquad t = [T_1 + 1, T_2] \\ &\vdots \\ w_t &= \beta_{m+1} + \mu_t; \quad t = [T_m + 1, T] \end{aligned} \tag{A.1}$$

Bai y Perron (2003) proponen un estimador MCO para los β y *T*. Para dicho propósito, se supone que el número de quiebres es conocido e igual a *m*. En este caso, la idea es estimar los β y los *T* que minimizan la suma de cuadrados residuales (SSR) del sistema A.1. Sin embargo, este cálculo puede ser muy exigente en términos informáticos, dado que la duración entre quiebres es desconocida y por lo tanto hay un gran número de combinaciones de *T*. Bai y Perron (2003) muestran que el problema puede reducirse a través de programación dinámica, de la siguiente forma:

$$S\tilde{S}R(\hat{T}_1, .., \hat{T}_m) = S\tilde{S}R(\hat{T}_1, .., \hat{T}_{m-1}) + \min_{T_m} SSR(\hat{T}_m) \tag{A.2}$$

El algoritmo se resuelve recursivamente de acuerdo con el siguiente procedimiento. Se calcula la SSR para $T - 2h$ quiebres potenciales que dividen las *T* observaciones en dos segmentos de un largo mínimo de *h*. Se elige el punto de quiebre con la mínima *SSR* entre los $T - 2h$ puntos de quiebre potenciales. Se toman los dos segmentos derivados del paso anterior y se repite el procedimiento hasta que se tienen *m* segmentos. De allí se obtiene la mínima SSR de todas las posibles combinaciones de *m* quiebres con un largo de segmento mínimo de *h*.

Para determinar el *m* óptimo, se usa un procedimiento secuencial. Primero, al dividir la muestra en dos se contrasta la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural usando la SSR con y sin quiebre estructural en un contraste F. En el evento de que se rechace la hipótesis nula, se realiza el contraste para los segmentos provenientes de la etapa anterior. El proceso se repite hasta que no se pueda rechazar la hipótesis nula.

EL TRABAJO A TIEMPO PARCIAL EN CHILE

Tomás Rau B. [*]

I. Introducción

En Chile, la participación laboral femenina se ha convertido en un tema importante en el actual debate de políticas públicas. Con un nivel de 44%, las mujeres chilenas tienen una de las tasas de participación laboral más bajas de América Latina y una amplia brecha salarial de género pues, en promedio, reciben el 77% del salario que perciben los hombres por trabajos comparables.[1] Estos hechos han cobrado aún mayor relevancia desde que el informe anual del Foro Económico Mundial planteara que la baja participación laboral femenina es uno de los principales factores para ubicar a Chile en los últimos lugares de su ranking mundial de competitividad. El caso de los jóvenes también es clave, dado que ellos también presentan una baja tasa de participación en comparación con otros países de la Región.

Una hipótesis que se ha planteado es que el trabajo a tiempo parcial es un recurso importante para aumentar la participación laboral de las mujeres y los jóvenes. Si bien la legislación chilena permite celebrar contratos de trabajo con jornada parcial, se estima que esta práctica es poco utilizada en la actualidad.

Este estudio persigue dos objetivos: el primero es estudiar la evolución del trabajo a tiempo parcial en Chile y sus determinantes. El segundo es testear algunas hipótesis encontradas en la literatura internacional acerca de este tipo de jornada laboral, como son la precariedad laboral y si este tipo de trabajo es un trabajo final o de transición a la jornada completa. Para cumplir con dichos objetivos se analizan aspectos legales y factores de oferta y demanda que afectan el trabajo jornada parcial, y se realiza un trabajo empírico con distintas fuentes de información. También se complementa el trabajo empírico con información cualitativa recabada de entrevistas con asesores laborales y gerentes de recursos humanos (RRHH) de importantes empresas.[2]

El trabajo consta de cuatro secciones además de esta introducción. En la segunda sección se realiza un análisis de la literatura y se analizan los factores de oferta y de demanda de trabajo que podrían influir en la contratación de trabajo a tiempo parcial.

En la tercera sección se presentan estadísticas descriptivas, utilizando la encuesta de ocupación y desocupación para el Gran Santiago de la Universidad de Chile y la Encuesta Casen 2006. Primeramente nos centramos en la evolución del trabajo a tiempo parcial en el período 1961-2006 en el Gran Santiago. Se prosigue con un análisis a nivel nacional de los trabajadores asalariados del sector privado.

En la cuarta sección se realiza un análisis empírico donde se estudian los determinantes del trabajo a tiempo parcial femenino mediante un modelo *Probit* con corrección de sesgo de selección de participación en el mercado laboral. Una vez realizado el análisis se intenta responder la pregunta: ¿es el trabajo a tiempo parcial un trabajo precario? y se implementa una descomposición de Oaxaca para explicar el diferencial de salarios entre aquellos que trabajan jornadas parciales versus quienes lo hacen a tiempo completo. Para concluir el análisis empírico, se realiza un análisis de cadenas de Markov para estudiar la dinámica del

[*] *Departamento de Economía y Centro de Microdatos, Universidad de Chile.* *Se agradece la eficiente ayuda de Eugenio Rojas como también los comentarios de Andrea Repetto, Cristóbal Huneeus, Dante Contreras, Marina Bassi, un árbitro anónimo y a los participantes del Taller sobre Trabajo a Tiempo Parcial y SECHI 2008. El autor agradece el financiamiento proporcionado por el Banco Interamericano de Desarrollo y por la Iniciativa Científica Milenio "Centro de Microdatos", Proyecto P07S-023-F. Este artículo se basa en un estudio preparado para la discusión técnica del trabajo a tiempo parcial en el Consejo Asesor Presidencial Trabajo y Equidad.*

[1] *Ruiz Abrill (2003).*

[2] *Se realizó un focus group con los gerentes de RRHH de Cencosud, Embotelladora Andina, Watt's y Farmacias Ahumada en el marco del taller organizado por el BID sobre Trabajo a Tiempo Parcial para el Consejo Asesor Presidencial Trabajo y Equidad.*

trabajo a tiempo parcial y determinar si es un trabajo de transición a otros estados o es permanente.

En la quinta sección se expresan las conclusiones del análisis y se discuten las implicancias de política para alinear los incentivos si se quiere aumentar la contratación de jornadas parciales.

II. El Trabajo a Tiempo Parcial en la Literatura

El trabajo a tiempo parcial se ha constituido en una práctica muy común en Europa, en particular en los países escandinavos. En Chile, ha surgido la inquietud de si es posible aumentar la tasa de participación femenina incentivando este tipo de contratación. En esta sección se realiza un breve análisis a la literatura nacional e internacional acerca del trabajo a tiempo parcial y se analizan los factores de oferta y demanda que afectan este tipo de jornadas. Esto nos servirá para extraer hipótesis testeables y comparar la realidad chilena con la de otros países.

1. Análisis de la Literatura

En las últimas décadas, ha habido un número creciente de artículos relacionados con la inserción a tiempo parcial, especialmente enfocados en las mujeres. Muchos autores han investigado temas como los efectos que la vida familiar tiene en las decisiones de trabajar hasta los efectos de la educación sobre el trabajo a tiempo parcial. Por ejemplo, Booth y van Ours (2008) encuentran que muchas mujeres en Gran Bretaña deciden no entrar al mercado laboral, debido a que prefieren darle prioridad a su vida familiar. Tanto ellos como López Bóo et al. (2009) plantean que el trabajo a tiempo parcial permitiría compatibilizar la vida familiar con el trabajo.

La calidad de los empleos a tiempo parcial suele ser un tema bastante tratado en la literatura existente. Por ejemplo: Connolly y Gregory (2008), Gregory y Connolly (2008) y Manning y Petrongolo (2008) encuentran que la mala calidad de los trabajos a tiempo parcial podría desincentivar este tipo de jornada por el lado de la oferta. Muestran que los trabajos a tiempo parcial, incluso en países de alto ingreso per cápita como Inglaterra, suelen ser mal pagados. Gregory y Connolly (2008) muestran además que en algunos de esos trabajos se estaría subutilizando una gran cantidad de capital humano. De acuerdo con Manning y Petrongolo (2008), los problemas de calidad de los trabajos se verían aumentados en países en donde existe poca flexibilidad laboral.

Siguiendo con lo anterior, Dekker (2008) y López Bóo et al. (2009) estudian los efectos de la flexibilidad de la jornada laboral en la participación femenina. Como es de esperar, las jornadas parciales facilitan que las mujeres entren al mercado laboral. Un punto que valida lo anterior es que, en países donde el esquema laboral es más flexible, como es el caso de los Países Bajos expuesto por Dekker (2008), se tiene una mayor tasa de participación femenina. Además, encuentra que el trabajo a tiempo parcial tiende a ocupar una fracción importante del total de trabajo.

Con respecto a los determinantes del trabajo a tiempo parcial, López Bóo et al. (2009) y Connolly y Gregory (2008) estiman la probabilidad de elegir este tipo de jornadas. Los principales resultados encontrados son que la educación y la edad suelen contribuir positivamente en la probabilidad de trabajar a tiempo parcial, al igual que el estado civil (casado o soltero), el cual suele influir en la decisión de pasar a este tipo de jornada. Además, Dekker (2008) y Manning y Petrongolo (2008), encuentran que un mayor nivel de educación tiende a hacer que la gente prefiera el trabajo a tiempo parcial, mientras que los resultados relacionados con la edad muestran que este tipo de trabajo se da mayormente entre jóvenes, mujeres en edad fértil y personas de edad más avanzada.

Dekker (2008) y Connolly y Gregory (2008) analizan la dinámica del trabajo a tiempo parcial mediante el estudio de matrices de transición, y encuentran que este no es un estado persistente (en economías con un mercado laboral poco flexible); es decir, este sería un trabajo de transición hacia la jornada laboral a tiempo completo.

Manning y Petrongolo (2008) analizan la brecha salarial, medida por el salario por hora, entre trabajadoras con jornadas a tiempo completo y aquellas con jornadas a tiempo parcial. Ellos encuentran que las trabajadoras a tiempo parcial suelen ganar menos que las trabajadoras a tiempo completo y para entender sus causas realizan una descomposición de

Oaxaca. En ella encuentran que aproximadamente la mitad de la brecha salarial puede ser explicada por características observables de las trabajadoras. La otra mitad se explica por la posición ocupacional de las trabajadoras, creándose así lo que ellos llaman una segregación ocupacional.

En la literatura enfocada en el caso chileno destacan los trabajos de Leiva (2000) y de Contreras et al. (2004). Leiva (2000) estudia el trabajo a tiempo parcial desde una perspectiva de género, usando datos de la encuesta Casen 1994. Analiza el trabajo a tiempo parcial en Chile, dando especial relevancia a la evolución que ha presentado el trabajo femenino como consecuencia de la globalización económica producida en Chile en los últimos años. La autora argumenta que esta globalización ha incluido cambios en la estructura del mercado del trabajo, los que se han manifestado a través del surgimiento de nuevas formas de trabajo, a las cuales se refiere como formas "no estándares" de empleo. Estas nuevas formas de empleo se caracterizan, en general, por condiciones precarias de empleo e incertidumbre respecto de la fuente laboral. Las características de estos empleos son: ser temporales, de tiempo parcial, trabajos subcontratados y, en general, de menor salario y menor protección para el trabajador (seguridad social).

Contreras et al. (2004) analizan los efectos de la apertura comercial y de la cuenta de capitales sobre el empleo femenino y en particular sobre las diferencias salariales, tasa de participación, tipo de inserción laboral y cambios en la demanda por trabajo femenino. El análisis se realiza utilizando la encuesta de ocupación y desocupación para el Gran Santiago de la Universidad de Chile. En lo que respecta a la inserción a tiempo parcial, Contreras et al. (2004) observan que para el período 1960-1996, el trabajo a tiempo parcial alcanza a un 13% de la ocupación femenina total, con un máximo de 19% en 1963 y un mínimo de 9% en 1994. Además, este tipo de inserción muestra un marcado comportamiento contracíclico y una clara tendencia a la baja a partir de 1985 y hasta 1996.

2. Factores que Afectan el Trabajo a Tiempo Parcial

En esta sección se discuten los aspectos de oferta y demanda que influyen en la contratación de jornadas parciales de trabajo. Antes de realizar el análisis, es necesario aclarar qué se entiende por trabajo a tiempo parcial.

En 1994, la OIT definió al trabajador a tiempo parcial en el Convenio Nº175 como: "Todo trabajador asalariado cuya actividad laboral tiene una duración normal inferior a la de los trabajadores a tiempo completo en situación comparable". Esta definición es relativamente amplia, puesto que, en rigor, cualquier jornada de trabajo de menos horas que la jornada completa podría ser considerada como una jornada parcial de trabajo. Por otra parte, en la reforma laboral del 2001, la ley Nº19.759 incorporó cinco artículos donde no solo se define sino que se regula el trabajo a tiempo parcial. En ella, se define la jornada a tiempo parcial como aquella que no exceda los dos tercios de una jornada ordinaria de trabajo, con lo cual queda limitada a jornadas de hasta 30 horas a la semana.

La reforma laboral del 2001 plantea la igualdad de derechos de los trabajadores a tiempo parcial ante sus pares a tiempo completo. Esto puede introducir una desigualdad económica si existen costos fijos para la contratación de trabajadores a tiempo parcial proporcionalmente mayores que para trabajadores a tiempo completo. A continuación, analizamos factores de demanda y oferta que afectan el trabajo a tiempo parcial y su relación con aspectos regulatorios que se desprenden de la reforma.

Factores de demanda

a) Política de salas cuna

El artículo 203 del Código del Trabajo establece que las empresas con 20 o más trabajadoras deben proveer de salas cuna donde las mujeres puedan alimentar a sus hijos menores de dos años y dejarlos a su cuidado mientras estén en el trabajo.[3] Esto, sin duda alguna consiste en un costo fijo potencial a la contratación

[3] *El artículo 203 afecta solo a trabajadoras con hijos menores de dos años en empresas elegibles (20 o más trabajadoras). Una trabajadora con hijos de dos años o más debe costear el jardín infantil por sus propios medios o postular a un jardín infantil de la fundación Integra si pertenece a una familia en situación de pobreza o vulnerabilidad social. Para las trabajadoras en empresas no afectas al artículo 203, su alternativa es una sala cuna privada o postular a una sala cuna JUNJI o de la fundación Integra.*

de trabajadoras y, más aún, encarece la contratación de trabajadoras a tiempo parcial por dos razones. La primera es que una trabajadora a tiempo parcial es equivalente a una trabajadora a tiempo completo para el conteo de las 20 que requiere la ley para la provisión de salas cuna. Luego, y a modo de ejemplo, 38 mujeres trabajando 20 horas a la semana proporcionan igual número de horas que 19 mujeres trabajando 40 horas. La diferencia es que el primer escenario obliga al empleador a proveer, o a pagar el costo de, una sala cuna y el segundo no. La segunda razón por la que esta ley encarece la contratación de trabajadoras a tiempo parcial es la política de precios de las salas cuna, las cuales cobran, en promedio, un 64% de la tarifa íntegra por el cuidado de un niño por media jornada.

De acuerdo con Aedo (2002) el costo promedio de una sala cuna era de alrededor de $100.000 (pesos del 2002), el cual reajustado por IPC da la cantidad de $120.000. Este número fue calculado por el autor tras un sondeo a 10 salas cuna a inicios de ese año.

Según el informe de Politeia Soluciones Públicas (2007), el costo laboral de contratar a una trabajadora en edad fértil entre 25 y 44 años fluctúa entre 5.4 y 12.5% de la remuneración mensual, dependiendo de si es calificada o no calificada. De este costo laboral, el elemento más significativo es el de salas cuna (alrededor de un 84% del costo total para una trabajadora no calificada). Se puede inferir del informe que los porcentajes fueron calculados sobre los supuestos de que el costo de la sala cuna es de $100,000 (misma cantidad calculada por Aedo, 2002), que una mujer entre los 25 y 44 años tiene dos hijos, y que las remuneraciones y costos se mantienen constantes en el período.[4]

Como una manera de complementar las estimaciones de Aedo (2002) y Politeia Soluciones Públicas (2007) se realizó un sondeo telefónico a 30 salas cuna del Gran Santiago entre el 14 y el 21 de enero de 2008. Los resultados de este sondeo arrojan un costo promedio de la sala cuna de $137,438 para una jornada completa, y de $88,325 para una jornada parcial. Como se dijo anteriormente, la jornada parcial corresponde a un 64% de la jornada completa por la política de precios de las salas cuna que deben amortizar costos fijos. Por último, las salas cuna cobran, al igual que los colegios, una cuota de incorporación o matrícula de $84,414 en promedio.

Un elemento interesante que encontramos en 10 de las 30 salas cuna consultadas fue la discriminación de precios que realizan según quién paga el servicio. Estas salas cuna cobran en promedio $29,500 (mensual) más si el empleador es quien paga la sala cuna. También se observó cierta informalidad en dicha política de precios cuando se les preguntó si el empleador encontraba muy cara la tarifa. Seis de las salas cuna que discriminan precios expresaron la posibilidad de acordar una tarifa menor. Luego, para el cálculo de los promedios se tomaron los valores mínimos.

A partir de los promedios recién expresados, el costo total de sala cuna resultante para el empleador de que una trabajadora tenga un hijo es de aproximadamente $3,382,920 en 24 meses, si esta se desempeña a tiempo completo y $2,204,219 si es a media jornada. Ahora bien, según un cálculo propio basado en el Censo 2002, la probabilidad de que una mujer jefa de hogar tenga un hijo entre los 20 y los 30 años en un año determinado, es de 9.1%, lo cual da un costo fijo esperado de $307,846 en el caso de una trabajadora a tiempo completo, y de $200,584 si esta trabaja a tiempo parcial.[5]

Este monto corresponde a más de un sueldo líquido promedio mensual en todo el período. Para trabajadoras a tiempo completo, este costo corresponde a 1.19 sueldos líquidos mensuales y, para las trabajadoras a tiempo parcial, a 1.32 sueldos líquido mensuales. Esto constituye entre un 10 y un 11% más en la planilla anual por cada mujer entre 20 y 30 años contratada por una empresa de 20 o más trabajadoras.

[4] *Politeia considera dentro de los costos laborales de contratar a una mujer en edad fértil: salas cuna, lactancia, reemplazo pre y post-natal y licencias. Estiman que, para una trabajadora no calificada, el costo de sala cuna es un 10.5% del sueldo, mientras los otros costos son bien menores.*

[5] *Se calculó para mujeres jefas de hogar, debido a que es el único grupo de mujeres para las que se sabe con certeza que el niño en el hogar es su hijo. Para calcular la probabilidad de tener un hijo en un año determinado se calculó la tasa de fecundidad para esa cohorte, corrigiendo por nacimientos múltiples. Luego, esta tasa de fecundidad corregida se puede interpretar como la probabilidad spot de tener un hijo. La tasa que revela el Censo 2002 concuerda con las cifras de Larrañaga (2003), quien encuentra una tasa de fecundidad de 88.5 nacimientos por cada 1000 mujeres en el tramo de edad 20-24 y de 94.1 nacimientos por cada 1000 mujeres en el tramo de edad 24-29.*

Cabe señalar que esta estimación de costo laboral esperado de contratar a una mujer de entre 20 y 30 años —por concepto de sala cuna— corresponde a cuánto deberá pagar un empleador determinado en un año si contrata a una mujer en dicho rango de edad. Esto difiere de la estimación de Politeia Soluciones Públicas (2007) que estima el mayor costo laboral que generará una mujer que tiene dos hijos en un intervalo de 20 años.

Por último, dado que las tasas de fecundidad alcanzan su máximo en el tramo etario 25-29, la probabilidad *spot* (en un año determinado) de tener un hijo disminuye, pero la mayor exposición a dicho evento aumenta la probabilidad total si se considera un horizonte de tiempo más largo. Otro factor a considerar es que la probabilidad de tener un hijo, condicional a que ya se tuvo uno, disminuye de manera importante. El ejercicio realizado es incondicional y no pretende predecir el comportamiento reproductivo de la población, sino solo obtener un cálculo conservador del costo esperado de contratar a una mujer en edad fértil, en particular en el tramo de edad 20-30 años, por concepto de salas cuna.

b) Aumento de costos de administración de turnos

La contratación de trabajadores a tiempo parcial incrementaría el costo de administración de turnos. Un ejemplo sencillo es el de las empresas de *retail* que suelen contratar trabajadores a jornada parcial (menos de 30 horas) para satisfacer la demanda en los días punta, que son los viernes, sábados y domingos. Dado que el artículo 38 del Código del Trabajo establece que dos de los días de descanso en el respectivo mes calendario deberán necesariamente otorgarse en día domingo, se impone una restricción que aumenta la complejidad de la administración de turnos, puesto que el domingo es un día punta y es uno de los días en que las empresas de *retail* necesitan más personal. Esto no solo aumenta los costos de administración de turnos sino que genera un tipo particular de jornada parcial, los trabajadores con jornadas de 20 horas o jornadas a tiempo punta o *peak-time*. Lo anterior se debe a que el artículo 38 en su octavo inciso exime al empleador del cumplimiento de la norma de los dos domingos al mes para trabajadores con jornadas de hasta 20 horas. Si bien esta exención puede ser vista como un incentivo al trabajo a tiempo parcial por el lado de la demanda (al menos de jornadas menores o iguales a 20 horas semanales), impone una restricción activa a la hora de contratar trabajadores y jornadas.

En relación con lo anterior, y si bien esto escapa a la discusión de los factores de demanda, se genera un tipo de empleo (la jornada a tiempo punta) que podría ir en contra de uno de los objetivos de incentivar el trabajo a tiempo parcial: compatibilizar la vida familiar (especialmente para las mujeres) con la vida laboral.[6]

c) Restricción de continuidad de la jornada y salario por hora

La restricción a la interrupción de la jornada para trabajadores con contratos a tiempo parcial (artículo 40 bis A) establece que "la jornada ordinaria diaria deberá ser continua y no podrá exceder de las 10 horas, pudiendo interrumpirse por un lapso no inferior a media hora ni superior a una hora para la colación". Para algunos asesores laborales y gerentes de recursos humanos (RRHH) consultados para este estudio, esta restricción inhibiría dicho tipo de contratación. Esta restricción es activa para negocios que presentan discontinuidad de servicio diario como por ejemplo restaurantes. No obstante, es probable que las actividades que podrían verse beneficiadas con esta regulación sean pocas, como trabajadores de centros de llamados o ciertas ocupaciones en el sector comercio en particular en los *malls*, donde los turnos en su mayoría son continuos y de 8 a 10 horas de duración.

Por otra parte, esta restricción tiene una implicancia de oferta. Es probable que los trabajadores a tiempo parcial se vean desincentivados a trabajar en jornadas discontinuas si estas implican más traslados, puesto que el costo de movilización reduce la remuneración líquida del trabajador.

d) Factores culturales y discriminación estadística

Según lo expresado por asesores laborales y gerentes de recursos humanos, existiría cierta reticencia a contratar trabajadores a tiempo parcial, por motivos culturales. Por una parte, algunos concordaron en que no existe una cultura para el trabajo a tiempo parcial

[6] *Este tema es tratado en Paull (2008) y Booth y van Ours (2008) con detalle. En ellos se encuentra que las mujeres prefieren trabajos más flexibles, aun cuando estos pudieran ser trabajos de peor calidad.*

por parte de los empleadores. Por otra parte, algunos gerentes de RRHH revelaron que los trabajadores a tiempo parcial presentarían una mayor incidencia de ausentismo laboral y una menor identificación con la empresa. Este último es un argumento de discriminación estadística. Si los empleadores perciben (aun cuando las probabilidades sean creencias difusas) que los trabajadores a tiempo parcial tienen una mayor probabilidad de ausentarse del trabajo, lo cual los obliga a incurrir en costos laborales adicionales, preferirán contratar trabajadores a tiempo completo para minimizar el costo laboral esperado.

Factores de oferta

a) Costos de movilización

Los costos de movilización pueden jugar un rol preponderante a la hora de tomar la decisión de emplearse con jornada a tiempo parcial. Esto, debido a que para quienes deben usar el transporte público (una gran parte de los trabajadores) el costo de movilización diario a precios corrientes es de $760 en Santiago. Imagine a un trabajador asalariado con una jornada de 20 horas a la semana, y por lo tanto, que trabaja cuatro horas diarias. El salario por hora de un trabajador dependiente a tiempo parcial, según cifras de la encuesta Casen 2006, es de alrededor de $2,091 en el sector privado.[7] Por lo tanto, para el trabajador de nuestro ejemplo los costos de movilización podrían llegar a un 9% de su ingreso, porcentaje nada despreciable. Para un trabajador a tiempo completo, este porcentaje caería a 6.5%, puesto que el salario por hora promedio de un trabajador a tiempo completo es de $1,300. Antes del Transantiago, cuando los trasbordos debían ser pagados, este costo monetario era muchísimo mayor para las personas que debían tomar más de una locomoción para llegar al trabajo.

b) Temor de los trabajadores a negociar jornadas a tiempo parcial

Los trabajadores que lo hacen a tiempo completo y que por circunstancias de la vida quieren acortar su jornada laboral temen negociar con sus empleadores una reducción de su jornada de trabajo. Según muchos asesores y gerentes de recursos humanos consultados para este trabajo, los trabajadores a tiempo completo temen negociar reducciones de jornada puesto que pasarían a integrar la lista de los menos comprometidos con la empresa y, en consecuencia, de los prescindibles en caso de un futuro ajuste de personal.

c) Factores culturales

Los factores culturales que afectarían la oferta de trabajo femenino a tiempo parcial serían presiones familiares a que opten por el trabajo doméstico. Según el Segundo Estudio Nacional de Opinión Pública realizado por el CEP en 1995, las principales razones por las cuales la mayoría de las mujeres del círculo de amigos no trabaja, fueron las alternativas "porque al marido no le gusta" y "porque prefieren la vida doméstica", alcanzando a 52 y 51%, respectivamente.

Por otra parte, cuando la encuesta de Comunidad Mujer (2005) les preguntó a las mujeres cuál es la medida más eficaz para que ellas se incorporen a un trabajo o para permanecer en él, la respuesta mayoritaria que arrojó fue "flexibilizar los horarios de trabajo". Luego, según dicha encuesta, las mujeres que no participan desearían posiciones a tiempo parcial, tal como sucede en otros países (Booth y van Ours, 2008; López-Bóo et al., 2009; y Paull, 2008).

Por último, Politeia Soluciones Públicas (2007) muestra que el principal motivo por el cual las mujeres inactivas entre 15 y 60 años no buscaron trabajo en los últimos dos meses fue "quehaceres del hogar" con un 54%. La segunda causa fueron "los estudios" con un 26% y, la tercera, el "no tener con quién dejar a los niños", con un 8%. Esta última razón aumenta su importancia en los tramos de mayor fecundidad y, como señalan los autores, es posible que para algunas mujeres encuestadas el cuidado de los niños sea considerado parte de los quehaceres del hogar.

En el cuadro 1 se presenta un resumen de los factores, tanto de oferta como de demanda, que desincentivan el trabajo a tiempo parcial.

III. Estadísticas Descriptivas

En esta sección se realiza un análisis descriptivo acerca del trabajo jornada parcial en Chile usando tres

[7] *Como veremos más adelante, el salario por hora de un trabajador asalariado a tiempo parcial en el sector privado es un 60% mayor que el de los trabajadores a tiempo completo.*

CUADRO 1

Regulaciones y Obstáculos al Trabajo a Tiempo Parcial

Regulación/ Obstáculo al trabajo parcial	Análisis
Artículo 40 bis A, necesidad de continuidad en la jornada de trabajo	Prohíbe discontinuidades en la jornada laboral a tiempo parcial. Esto rigidizaría este tipo de contratos y desincentivaría la contratación de trabajadores en esta modalidad.
Artículo 40 bis B, igualdad de derechos	Establece la igualdad de derechos para los trabajadores a tiempo parcial y completo. Sin embargo, un trabajador a tiempo parcial resulta más costoso que uno a tiempo completo (existen costos fijos asociados a la contratación).
Artículo 203, políticas de sala cuna	Se requiere un mínimo de 20 mujeres en la empresa para que se provea una sala cuna. El hecho de que una trabajadora a tiempo parcial cuente igual que una a tiempo completo encarece la contratación de las primeras, puesto que trabajan menos horas y su presencia cuenta para la provisión de sala cuna.
Artículo 38, costos de administración de turnos	Establece que dos días de descanso del mes deberán ser día domingo. Este día suele ser de alta demanda en establecimientos de retail o en malls, por lo que esta restricción eleva los costos de administración de turnos de este tipo de empresas.
Factores Culturales, discriminación estadística	La cultura local no fomenta el trabajo femenino, lo que ciertamente afecta negativamente la oferta laboral de mujeres. El caso del trabajo a tiempo parcial no es la excepción. También existe discriminación estadística, puesto que se asocia un alto ausentismo laboral a los trabajadores a tiempo parcial.
Costos de Movilización	Los costos de movilización pueden llegar a llevarse una parte importante de los ingresos de los trabajadores a tiempo parcial, por lo que existiría un desincentivo a este tipo de trabajo por este concepto.
Temor a negociar jornadas a tiempo parcial	El negociar reducciones de la jornada laboral, o bien la renegociación de jornadas a tiempo parcial, provoca temor en los trabajadores, puesto que ellos ven esta situación como una señal al empleador de falta de compromiso con la empresa, haciéndolos prescindibles al momento de ajustes de personal.

Fuentes: Ley 19.759, N°13, artículo único, D.O. 5-10-2001, focus groups, y cálculos propios.

fuentes de información: la encuesta de Ocupación y Desocupación para el Gran Santiago de la Universidad de Chile, la encuesta Casen y el panel de la encuesta Casen 1996-2001-2006.

Antes de adentrarnos en el análisis para el caso chileno, en el cuadro 2 presentamos estadísticas relativas a trabajo jornada parcial para una lista de países de la OCDE donde se incluye Chile. La elección de los países es *ad hoc* y es solo para mostrar países con altos niveles de trabajo jornada parcial y países con menor incidencia. Además de estos nueve países de la OCDE, incluimos el promedio para 19 países de la misma organización obtenidos del *OECD Employment Outlook (2007)*. La definición de trabajo jornada parcial es la que utiliza la OCDE para comparaciones internacionales, a no ser que indique lo contrario. Esta incluye jornadas de horas "usuales" de menos de 30 horas a la semana.

Como se explicó anteriormente, consideramos la jornada parcial de trabajo como aquella que contempla hasta 30 horas a la semana, la cual corresponde a la definición legal según el artículo 40 bis del Código del Trabajo y, además, está muy en línea con la definición de la OCDE. Llama la atención que las cifras para

CUADRO 2

Trabajo a Jornada Parcial[a] en Algunos Países de la OCDE y Chile, 2006
(porcentaje)

	Todos	Hombres	Mujeres	Mujeres jornada parcial / Total jornada parcial
Países Bajos	35.5	15.8	59.7	75.5
Australia[b,c]	27.1	16.0	40.7	67.3
Suiza[c]	25.5	8.8	45.7	81.2
Japón[b,d]	24.5	12.8	40.9	69.4
Reino Unido	23.4	9.9	38.8	77.6
Hungría	2.7	1.5	4.2	70.4
República Eslovaca	2.5	1.3	4.1	70.0
República Checa	3.3	1.6	5.6	72.8
Corea del Sur[b]	8.8	6.3	12.3	58.5
Promedio OCDE	16.1	8.1	26.4	72.1
Chile[b]	16.0	10.7	24.6	58.9

Fuentes: OECD database on Labour Force Statistics. Para los Países Bajos y el Reino Unido, datos de European Union Labour Force Survey. Para Chile, encuesta Casen 2006.
a. Se refiere a personas trabajando menos de 30 horas a la semana, ocupación principal. Incluye a personas declarando horas usuales.
b. Datos basados en horas efectivamente trabajadas.
c. Jornada parcial basada en horas trabajadas en todos los trabajos.
d. Menos de 35 horas a la semana.

Chile están muy en sintonía con el promedio para los países de la OCDE, aun cuando existe la percepción de que el trabajo jornada parcial en Chile es muy infrecuente. Por otro lado, la tasa de participación femenina es efectivamente baja si se compara con otros países y, por cierto, la jornada parcial de trabajo puede ser una alternativa para aumentar la participación femenina.

El caso holandés es sin duda sorprendente, puesto que seis de cada diez mujeres que trabajan lo hacen en jornada parcial. Cabe señalar que hay un tema de comparabilidad de las series entre países.[8] La definición de jornada parcial de trabajo para la mayoría de los países listados en el cuadro 2 corresponde a una carga de hasta 35 horas a la semana. En los casos indicados se distingue a quienes lo hacen usualmente versus quienes trabajaron efectivamente esa cantidad de horas la semana anterior. Para los casos de Suiza y República Checa, la definición de trabajo a tiempo parcial se basa en la percepción que tiene el trabajador acerca de su jornada. Por último, la cifra para Chile incluye a todas las personas que trabajaron hasta 30 horas la semana anterior e incluye a trabajadores por cuenta propia. A continuación se presenta un análisis exhaustivo del trabajo a tiempo parcial considerando solo a los asalariados.

1. Evolución del Trabajo a Tiempo Parcial: Gran Santiago

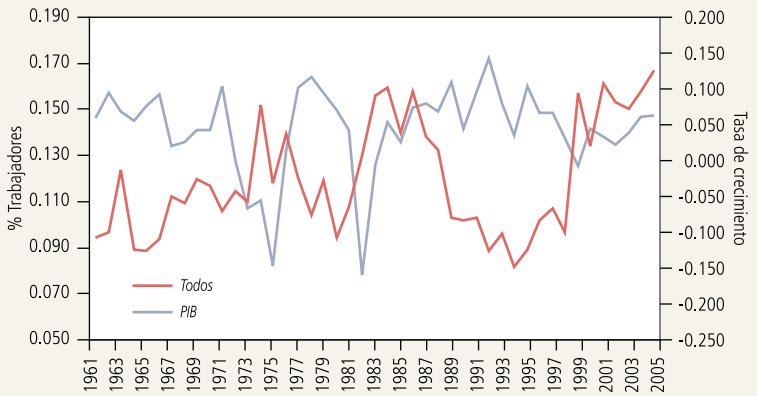
En el gráfico 1, podemos apreciar la evolución del trabajo jornada parcial en el Gran Santiago entre 1961 y 2006 y el crecimiento del PIB. Se puede observar (panel A) que el trabajo jornada parcial medido como porcentaje de los trabajadores con jornadas iguales o menores de 30 horas a la semana es eminentemente contracíclico. Es decir, se puede apreciar una correlación negativa entre trabajo

[8] *Por ejemplo, mientras las cifras para los países aquí listados incluyen a los trabajadores por cuenta propia, las cifras para Estados Unidos (que no se muestran en este cuadro) incluyen solo a trabadores asalariados, y la proporción de trabajadores en jornada parcial sobre el total de empleados es de solo 12.6% según datos de la Current Population Survey (CPS) 2006*

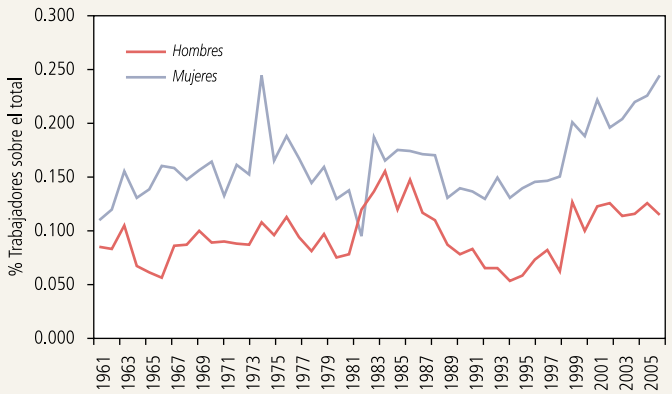
GRÁFICO 1

Evolución del Trabajo a Tiempo Parcial en el Gran Santiago

A. Trabajo a tiempo parcial y crecimiento



B. Trabajo a tiempo parcial por género



Fuente: Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile.

jornada parcial y tasa de crecimiento del PIB, la cual es más nítida para las recesiones y recuperaciones. La intuición es que durante las recesiones proliferarían los programas de empleo de emergencia que son mayoritariamente de jornada parcial, y lo contrario sucedería en los ciclos expansivos.

Puede ser interesante analizar la trayectoria del trabajo a tiempo parcial separando entre hombres y mujeres para ver si hay diferencias por género. El gráfico 1 (panel B) nos muestra la evolución de la jornada parcial de trabajo por género para el período 1961-2006. Se puede apreciar que, para prácticamente todo el período, el trabajo *part-time* es mayoritariamente femenino y la brecha mujer-hombre parece aumentar en la última década, tal como han encontrado Connolly y Gregory (2008), Gregory y Connolly (2008) y Manning y Petrongolo (2008). En particular, y en línea con la literatura internacional, no solo se observa un aumento en la brecha de trabajo jornada parcial mujer/hombre sino también un aumento sostenido desde mediados de los noventa.

Esta perspectiva de mediano o largo plazo nos da pie para enfocarnos más en detalle en las características de los trabajadores con jornada parcial. En la sección que sigue trabajamos con la encuesta Casen para poder caracterizar de mejor forma a los trabajadores con jornadas de trabajo parcial y estudiamos también al grupo específico de los asalariados (trabajadores dependientes).

2. Análisis a Nivel Nacional

En esta sección realizamos un análisis del trabajo jornada parcial usando la encuesta Casen en sus versiones 2000, 2003 y 2006. Si bien el análisis se centrará en los asalariados del sector privado, presentamos una reducida evidencia para todos los trabajadores, incluidos los por cuenta propia.

En el cuadro 3 se puede observar el porcentaje de trabajadores con jornada parcial para los años 2000, 2003 y 2006. En la segunda columna se expresan los porcentajes de trabajadores jornada parcial respecto de todos los trabajadores, tanto hombres como mujeres. En la tercera y cuarta columnas se incluyen los porcentajes por género, y en la quinta columna se expresa la participación relativa de las mujeres sobre el total de trabajadores con jornada parcial (hombres y mujeres). Por último, se presenta evidencia para todos los trabajadores (incluyendo a los por cuenta propia) y para los asalariados solamente.

La primera característica que llama la atención en el cuadro 3 es que el trabajo jornada parcial aumenta sostenidamente en el período 2000-2006, lo cual concuerda con lo que se observó en la sección anterior para el Gran Santiago. Este aumento ocurre tanto para hombres como para mujeres, aunque para las últimas

CUADRO 3

Trabajo a Jornada Parcial en Chile[a]
(porcentaje)

	Todos	Hombres	Mujeres	Participación mujeres
	Todos los trabajadores			
1990	11.4	8.5	17.6	49.9
2000	13.0	8.6	20.5	57.7
2006	16.0	10.7	24.5	58.9
	Trabajadores asalariados			
	Todos	**Hombres**	**Mujeres**	**Part. mujeres**
1990	7.0	5.5	11.7	48.4
2000	6.8	4.6	12.1	53.7
2006	9.0	6.0	15.3	55.0

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen.
a Proporción del trabajo total.

el aumento es sustancialmente mayor (en términos relativos y absolutos). De hecho, en el año 2000 la participación de las mujeres con jornada parcial respecto del total de trabajadores con jornada parcial era alrededor de la mitad, y en 2006 alcanzaba alrededor de un 59% en el caso de todas las trabajadoras y 55% para las asalariadas.

En el cuadro 4 se puede ver la distribución por edad de los trabajadores asalariados a tiempo parcial por tramos de edad. En la segunda columna se realiza el cruce horizontal, esto es, se divide el número de trabajadores a tiempo parcial por el número total de trabajadores para ese grupo etario. En la tercera columna se realiza el cruce vertical, es decir, se divide el número de trabajadores a tiempo parcial de ese grupo etario por el total de trabajadores a tiempo parcial.

En la primera fila se observa el porcentaje de trabajadores a tiempo parcial para el tramo de edad 15 a 17 años. Este grupo es sensible, puesto que enfrenta un salario mínimo menor que el de aquellos con 18 años o más, lo cual implica un costo laboral menor para el empleador. De hecho, cuando vemos el cruce horizontal, se aprecia que un 43.4% de los trabajadores entre 15 y 17 años lo hace en jornadas menores de 30 horas semanales. Por otra parte, el cruce vertical nos muestra que son un porcentaje pequeño del total de trabajadores a tiempo parcial. Inmediatamente después, en el tramo 18-24, se

CUADRO 4

Jornada Parcial por Tramo de Edad
(porcentaje)

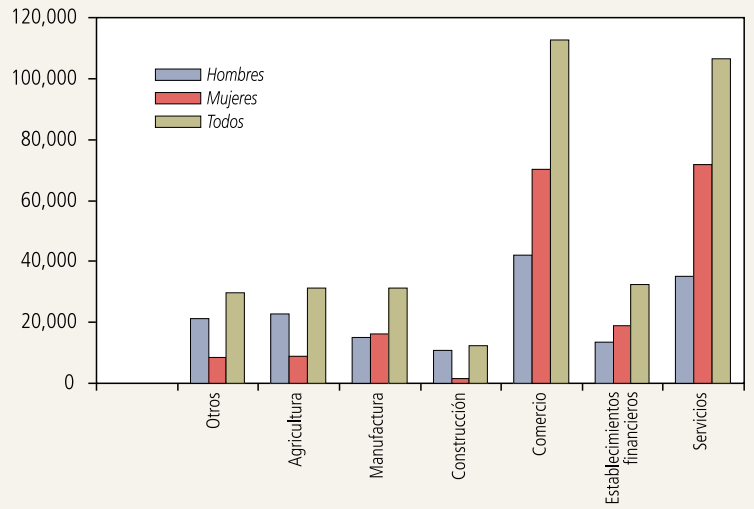
Edad	Cruce horizontal	Cruce vertical
15-17	43.4	4.1
18-24	15.6	29.2
25-34	7.4	23.2
35-44	6.6	19.4
45-54	6.6	13.5
55-64	8.0	6.9
65 y más	17.3	3.8
Total	**9.0**	**100**

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.
Incluye a trabajadores asalariados del sector privado.

observa un porcentaje bastante menor, igual a 15.6%, en relación con el grupo 15-17. Con todo, el trabajo a tiempo parcial es muy relevante para los jóvenes, puesto que, como vemos en la tercera columna, un tercio de todos los trabajadores a tiempo parcial son jóvenes entre 15 y 25 años. Estos resultados son consistentes con lo encontrado por Dekker (2008), en donde la distribución de los trabajadores a tiempo parcial por edad es similar al caso chileno. Un argumento que se da para explicar este fenómeno es que los jóvenes tienden a usar este tipo de trabajo

GRÁFICO 2

Distribución de Empleo a Jornada Parcial por Rama de Actividad Económica y Género
(asalariados sector privado)



Fuente: Encuesta Casen 2006.

como una introducción al mercado laboral, mientras que las mujeres en edad fértil buscan el trabajo a tiempo parcial por su flexibilidad.

El cruce horizontal nos muestra un patrón en forma de U para el porcentaje de trabajadores a tiempo parcial y la edad. Es decreciente entre los 15 y los 54 años y crece a partir de los 55. En todo caso, la participación relativa del trabajo a tiempo parcial para quienes tienen 55 y más años es menor, como se puede apreciar en el cruce vertical, de casi un 11% del total de trabajadores a tiempo parcial.

Ahora bien, se ha caracterizado a los trabajadores a tiempo parcial según variables socio-demográficas, pero no sabemos cómo se distribuyen según ramas de actividad económica, categoría ocupacional o tamaño de la empresa. En el gráfico 2 se puede ver cómo se distribuyen según la rama de actividad económica. Destaca, sin duda alguna, el notable aporte en puestos de trabajo a tiempo parcial de los sectores comercio y servicios, con alrededor de dos tercios de todo el empleo a tiempo parcial. Dentro de estos sectores, las posiciones ocupacionales más frecuentes son los vendedores de tienda y almacenes y los limpiadores de hoteles y oficinas, con alrededor del 20% del empleo a tiempo parcial. Por último, se puede apreciar la predominancia femenina en la mayoría de los sectores, a excepción de los sectores construcción y agrícola.

IV. Análisis Empírico

1 Determinantes del Trabajo Parcial Femenino

Como se ha visto, el trabajo parcial no se distribuye en forma aleatoria por rama de actividad económica o tamaño de la empresa. Tampoco lo hace cuando se consideran tramos etarios o de escolaridad. Luego, la pregunta que cabe hacer es: ¿cuáles son los factores que influyen en la decisión de tomar un empleo a tiempo parcial? Una dificultad para responder esta pregunta subyace en que el trabajo parcial podría enmascarar subempleo y, por lo tanto, ser involuntario. Una segunda dificultad se origina en la selección de la muestra, puesto que solo observamos a mujeres trabajando en jornadas parciales que ingresaron a la fuerza laboral. Más de la mitad de las mujeres en edad de trabajar no lo hace y, como vimos anteriormente, el acceso a jornadas parciales de trabajo puede determinar su incorporación a la fuerza laboral. La primera dificultad es infranqueable con los datos de que se dispone. La segunda puede ser abordada estimando un modelo *Probit* con corrección de sesgo de selección conocido como *Heckprob* propuesto por van de Ven y van Praag (1981). En este modelo, se tiene que la probabilidad de tener un trabajo a tiempo parcial solo se observa para mujeres que decidieron participar en el mercado laboral. Así, la decisión de participación se modela conjuntamente con la decisión de tomar un empleo a tiempo parcial por sobre otro a tiempo completo.

Para evitar incorporar más fuentes de sesgo de selección, se procedió a estimar el modelo *Probit* para todas las mujeres y no solo las asalariadas.

Definimos D_{1i} como una variable dicotómica que toma el valor igual a 1 si la mujer trabaja a tiempo parcial y 0 si lo hace a tiempo completo. Sea D_{2i} una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la mujer decide participar en el mercado laboral y 0 si no. Luego, el

modelo *Probit* que queremos estimar está dado por la siguiente ecuación:

$$D_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i} > 0 \text{ y } D_{2i} = 1 \\ 0 & \text{si } y_{1i} \leq 0 \text{ y } D_{2i} = 1 \\ \text{no observada} & \text{si } D_{2i} = 0 \end{cases}$$

donde la variable y_{1i} es una variable latente de elección de jornada (tiempo parcial o tiempo completo). Nótese que tenemos selección y solo observamos D_{1i} si D_{2i} = 1. En el caso que D_{2i} = 0 no observamos D_{1i} y básicamente tenemos un *missing value*. La ecuación de selección es la usual de un modelo a la Heckman,

$$D_{2i} = \begin{cases} 1 \text{ si } y_{2i} > 0 \\ 0 \text{ si } y_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

y las ecuaciones para las variables latentes están dadas por

$$y_{2i} = z_i\delta + v_{2i} \quad (a)$$
$$y_{1i} = x_i\beta + v_{1i} \quad (b)$$

donde se supone que el vector (v_{1i}, v_{2i}) se distribuye como una normal bivariada con media (0,0), varianzas (1,1) y correlación ρ. Obsérvese que, así como está presentado el modelo, tenemos tres realizaciones posibles para el vector (D_{1i}, D_{2i}): (1,1),(0,1),(no observada,0). La función de verosimilitud para el caso simultáneo se puede formular de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} l(\beta,\delta,\rho) = &\sum \ln\{\Phi_2(x_i\beta, z_i\delta, \rho)\} D_{1i} D_{2i} \\ &+ \sum \ln\{\Phi_2(-x_i\beta, z_i\delta, -\rho)\}(1 - D_{1i}) D_{2i} \\ &+ \sum \ln\{1 - \Phi(z_i\delta)\}(1 - D_{2i}) \end{aligned}$$

donde Φ_2 corresponde a la función de distribución acumulada de una normal bivariada. Note que cada término del lado derecho de la ecuación corresponde a una de las tres posibles realizaciones para el vector (D_{1i}, D_{2i}) en el orden respectivo. Note también que, como las decisiones son simultáneas, las distribuciones son conjuntas. Esto es lo que se conoce como *heckprob* y existen *software* econométricos como STATA que incorporan esta rutina.

CUADRO 5

Heckprob,Trabajo a Tiempo Parcial Femenino

	Coeficiente	Error est.
Trabajo parcial		
Edad	-0.124 ***	0.009
Edad2	0.001 ***	0.000
Escolaridad	-0.074 ***	0.004
Casada	0.309 ***	0.030
N. niños de [0-5] años	0.029 **	0.013
N. niños de [6-17] años	0.097 ***	0.008
D[2-5 trab]	-0.359 ***	0.028
D[6-9 trab]	-0.584 ***	0.048
D[10-49 trab]	-0.728 ***	0.044
D[50-199 trab]	-0.966 ***	0.058
D[200+ trab]	-0.885 **	0.052
D[minas]	-0.337	0.185
D[manu]	0.246	0.034
D[EGA]	0.342	0.150
D[constru]	-0.082	0.094
D[comercio]	0.002	0.026
D[transporte]	-0.090	0.056
D[serv fin.]	-0.005	0.045
D[servicios]	0.169 ***	0.027
Log salario/hora	0.371 ***	0.021
Ingreso no laboral	0.000 ***	0.000
Constante	0.866 **	0.394
Participación		
edad	0.173 ***	0.002
edad2	-0.002 ***	0.000
escolaridad	0.093 ***	0.001
casada	-0.511 ***	0.011
N. niños de [0-5] años	-0.041 ***	0.008
N. niños de [6-17] años	-0.056 ***	0.005
N. adultos	-0.021 ***	0.004
Ingreso no laboral	0.000 ***	0.000
Constante	-4.252 ***	0.039
ρ	-0.632 ***	0.071
Número de observaciones	=	96.534
Censuradas	=	67.039
No censuradas	=	29.495
Wald chi2(21)	=	6,399.330
Prob > chi2	=	0.000

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.
*, **, *** significancias al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En el cuadro 5 podemos ver los resultados de la estimación del modelo *Probit* para la probabilidad de trabajar en un puesto a tiempo parcial versus a tiempo completo con corrección de sesgo de selección. La variable dependiente es una variable binaria que toma el valor 1 si la persona trabaja hasta 30 horas a la semana y cero si trabaja más de 30 horas. Las variables dependientes incluyen edad y su cuadrado, escolaridad, una variable binaria que toma el valor 1 si la mujer es casada y cero si no, el número de niños en el hogar menores de cinco años (N. Niños [0,5] años), el número de niños en el hogar entre 6 y 17 años (N. Niños [6,17] años), *dummies* para el número de trabajadores de la empresa donde la categoría de referencia son empresas con un trabajador, y *dummies* para la rama de actividad económica a un dígito donde la categoría de referencia es Agricultura. Se agregó también el logaritmo del salario por hora, puesto que estamos estimando una función de oferta de trabajo; por último, se incorporó una medida de ingresos no laborales que incluyen los subsidios monetarios que recibe la familia y otros ingresos autónomos del hogar. Para la ecuación de selección (*Probit* de participación), se usaron las mismas variables socio-demográficas, excluyendo las relativas al trabajo porque no se observan para toda la muestra, y se agregó como variable excluida de la ecuación principal el número de personas adultas en el hogar.

Los resultados de la estimación son interesantes. Primero, el modelo *Probit* con corrección de sesgo de selección tiene validez estadística, por cuanto el coeficiente de correlación de ambas ecuaciones latentes es significativo al 1% y el modelo ajusta razonablemente bien los datos a la luz de las pruebas convencionales como el test de razón de verosimilitud.

Un análisis por variables para la ecuación de participación a tiempo parcial debe considerar que la categoría de comparación es el trabajo a tiempo completo. Así, por ejemplo, se observa que con la edad disminuye la probabilidad de trabajar a tiempo parcial al igual que la escolaridad, lo cual concuerda con lo reportado por Dekker (2008) para los Países Bajos, Gran Bretaña y Alemania. Una mujer casada tendrá una mayor probabilidad de trabajar a tiempo parcial. Se puede apreciar que el número de niños menores de cinco años afecta positivamente la inserción a tiempo parcial, al igual que el número de niños entre 6 y 17 años, concordando con lo reportado por Dekker (2008). Los ingresos no laborales aumentan la probabilidad de que una mujer trabaje a tiempo parcial, como también el logaritmo del salario por hora. Esto último implica que, en promedio, el efecto ingreso es mayor que el efecto sustitución para el caso del ocio, o que se estaría en la zona *backward bending* de la oferta de trabajo. Una implicancia interesante de lo anterior es que cualquier política de subsidio, ya sea de suma alzada o proporcional al salario, aumenta la probabilidad de que una mujer trabaje a tiempo parcial respecto de que lo haga a tiempo completo.

En relación con las empresas individuales (categoría de referencia), las trabajadoras a tiempo parcial tienden a trabajar con menor probabilidad en empresas grandes. Esto puede estar relacionado al mayor costo de administración de turnos para empresas con mayor número de trabajadores, lo que podría desincentivar la contratación de trabajadores a tiempo parcial. Quizás más interesante aun sea el hecho de que la probabilidad de trabajar a tiempo parcial decrece a medida que aumenta el tamaño de la empresa y alcanza su punto más bajo en las empresas de entre 50 y 199 trabajadores, mientras en las empresas de más de 200 trabajadores aumenta marginalmente. Es probable que una empresa de 50 trabajadores pueda ajustar su contratación en términos de género —y así evitar el artículo 203— con mayor facilidad que una empresa de 200 trabajadores. En relación con la agricultura (categoría excluida), las mujeres asalariadas tienen una mayor probabilidad de hacerlo en el sector manufacturas y servicios.

El *Probit* de participación muestra también resultados interesantes, aunque en su mayoría esperados. El número de niños en el hogar, para ambos tramos de edad, reducen la probabilidad de participar en el mercado laboral. Lo interesante es que al mismo tiempo aumentan la probabilidad de que una mujer trabaje a tiempo parcial en relación con una ocupación a tiempo completo como se discutió anteriormente. El ingreso no laboral disminuye también la probabilidad de participar en el mercado laboral. Las mujeres casadas tendrán una probabilidad menor de participar en el mercado laboral, y si lo hicieran, lo harían en ocupaciones a tiempo parcial en mayor proporción. La edad aumenta la probabilidad de participar en el

CUADRO 6

Trabajadores Asalariados: Inestabilidad e Inseguridad Laboral
(porcentaje)

Jornada de trabajo	Tiene contrato	Está cotizando	Seguro de desempleo	Tasa de pobreza
Parcial	48.3	47.2	26.9	10.7
Completa	84.3	84.3	56.9	7.4
Total	81.1	81.0	56.0	7.7

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.

mercado laboral (a tasas decrecientes) y de hacerlo a tiempo completo, como se vio en el análisis de la ecuación de oferta. La escolaridad incrementa la probabilidad de que una mujer participe en el mercado laboral y la variable excluida, el número de adultos en el hogar, afecta negativamente la participación.

2. ¿Es el Trabajo Parcial un Trabajo Precario?

En esta sección se intenta responder la pregunta de si el trabajo asalariado a tiempo parcial es un trabajo precario o no. Esta parte sigue de cerca a Leiva (2000), quien intenta responder la misma pregunta utilizando la encuesta Casen 1994. Para ello, abordamos tres dimensiones de precariedad: la inestabilidad laboral, medida por la inexistencia de contrato o contratos a plazo fijo o transitorios; la inseguridad o desprotección social, medida por las cotizaciones previsionales y el seguro de desempleo; y la insuficiencia de ingresos, medida como incidencia de la pobreza entre los trabajadores a tiempo parcial y por los salarios.[9]

En el cuadro 6 se pueden apreciar algunos indicadores relacionados con las dimensiones de precariedad antes descritas. En la primera columna se presentan los porcentajes de trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo que tienen un contrato de trabajo. Se observa un alto grado de informalidad entre los trabajadores con jornadas parciales, a diferencia de lo que ocurre con los trabajadores a tiempo completo. Consecuentemente, lo mismo ocurre en la segunda columna con el porcentaje de trabajadores que están cotizando en algún sistema previsional, donde vemos que un 84.3% de quienes trabajan a tiempo completo están cotizando, frente a solo un 47.2% de sus pares a tiempo parcial. En la tercera columna se puede apreciar el porcentaje de trabajadores que participan del seguro de desempleo. También aquí se observa una asimetría importante entre las dos jornadas analizadas. Mientras un 56.9% de los trabajadores a tiempo completo participa del seguro de desempleo, solo lo hace un 26.9% de los trabajadores a tiempo parcial. Esto es contraintuitivo, puesto que la rotación en los empleos a jornada parcial es más alta; en consecuencia, deberíamos observar por lo menos la misma proporción de trabajadores que participan en el seguro de cesantía que los trabajadores a tiempo completo.[10] Esto se debe a que los contratos de trabajo celebrados con posterioridad al primero de octubre de 2002 tienen derecho al seguro de cesantía. Por último, en la cuarta columna se observa la tasa de pobreza para los trabajadores asalariados según su jornada laboral, que revela una mayor incidencia de esta para los trabajadores a tiempo parcial. Esta tasa se calcula dividiendo el número de trabajadores a tiempo parcial con ingreso total del hogar per cápita menor que la línea de pobreza oficial ($47,099 urbana y $31,756 rural en 2006). Claramente no se puede hablar de causalidad, sino de incidencia o concomitancia.

En el cuadro 7 podemos apreciar el tipo de relación contractual que tienen los trabajadores con sus empleadores. Se puede ver que los trabajadores a tiempo parcial tienen menos contratos indefinidos que sus pares a tiempo completo. Además, tienen más contratos a plazo fijo, por obra o faena, y de

[9] *Para la dimensión de insuficiencia, Leiva (2000) utiliza la proporción de familiares no remunerados.*

[10] *Según la encuesta Casen 2006, la antigüedad promedio en el empleo para un trabajador a tiempo parcial era de 5.76 años y para uno de tiempo completo, de 7.65 años.*

CUADRO 7

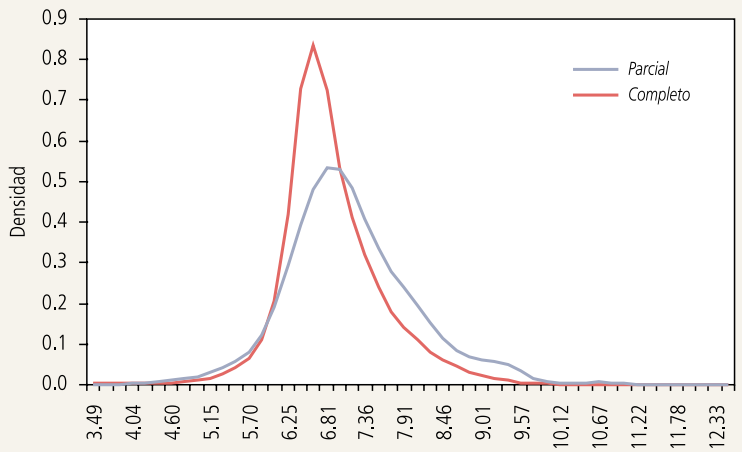
Trabajadores Asalariados y Tipo de Contrato
(porcentaje)

Tipo de contrato/jornada	Completa	Parcial	Todos
Plazo indefinido	67.1	41.5	64.8
Plazo fijo	13.2	18.9	13.7
Por obra o faena	16.4	23.5	17.1
De aprendizaje	0.8	1.6	0.9
Servicios transitorios	1.8	12.5	2.8
Sin información	0.6	2.0	0.7
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.

GRÁFICO 3

Distribución del log Salario por Hora



Fuente: Elaboración propia en base a Casen 2006.

cotizaciones al seguro de cesantía si los trabajadores con contratos más inestables lo desconocen.

A la luz de los resultados expuestos en los cuadros 6 y 7, se concluye que el trabajo a tiempo parcial presenta una mayor informalidad (menos contratos y menos contratos indefinidos), una mayor incidencia de la pobreza, y una mayor desprotección social, entendida como un menor porcentaje de cotizaciones y una menor participación en el seguro de cesantía relativo a sus pares a tiempo completo.

En el cuadro 8 podemos ver los ingresos de la ocupación principal para los trabajadores asalariados del sector privado a tiempo parcial y a tiempo completo. Se puede apreciar un diferencial importante en cuanto a que los trabajadores con jornada parcial ganan en promedio un 59% del ingreso de la ocupación principal de los trabajadores a tiempo completo. No obstante, cuando se compara el ingreso de la ocupación principal por hora, la historia es diferente: los trabajadores a tiempo parcial ganan un 61% más por hora que los trabajadores a tiempo completo. El diferencial en el ingreso de la ocupación principal mensual se explica porque unos trabajan, en promedio, 20.2 horas, y los otros, 48.3 horas. De todas maneras, el diferencial en el salario por hora es bastante pronunciado y merece un análisis más profundo.

CUADRO 8

Ingreso de la Ocupación Principal de los Trabajadores
(en pesos de 2006)

Jornada de trabajo	Salario mensual	Salario por hora
Completa	258,397	1,301
Parcial	152,112	2,091
Total	249,000	1,371

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.

aprendizaje, lo cual muestra una mayor inestabilidad laboral potencial en comparación con los trabajadores a tiempo completo. Esto puede influir en las

Antes que nada, se analizan las densidades de distribución para el salario por hora según el tipo de jornada. En el gráfico 3 se pueden apreciar las densidades de distribución para el logaritmo del salario por hora de los asalariados. Se puede apreciar que, para los salarios altos, la distribución del salario por hora de los trabajadores a tiempo parcial es más densa que la de los trabajadores a tiempo completo. Esto implica que hay un mayor porcentaje de trabajadores a tiempo parcial percibiendo remuneraciones por hora más altas en relación con sus pares a tiempo completo.

Ahora es interesante verificar si este diferencial del salario por hora está presente en otros años de la encuesta Casen. En el cuadro 9 podemos ver el salario por hora para los años 1990, 2000 y 2006 en pesos de 2006. Cabe señalar que para 1990 no es posible separar a los trabajadores del sector público de los del sector privado. Sin embargo, el diferencial salarial es muy parecido al del año 2000, en torno al 80%. De hecho, en 2006 el diferencial salarial es de "solo" 61%, marcando una baja importante en los últimos años.

Descomposición de la brecha salarial

Para intentar explicar el pronunciado diferencial en el salario por hora en favor de los trabajadores a tiempo parcial por sobre sus pares a tiempo completo, estimamos una descomposición de Oaxaca de forma similar a Manning y Petrongolo (2008) para Gran Bretaña, aunque en su caso la brecha salarial es en favor de los trabajadores a tiempo completo.

Sea el siguiente modelo lineal para los trabajadores a tiempo parcial (p) y los trabajadores a tiempo completo (c):

$$Y_p = X_p\beta_p + u_p \quad (1)$$

$$Y_c = X_c\beta_c + u_c \quad (2)$$

donde Y_p, Y_c es el salario por hora de cada grupo. Si el valor esperado de los residuos $E(u_p)=E(u_c)=0$, podemos descomponer la diferencia de los promedios de ingreso para cada grupo, como sigue:

$$Brecha = \overline{X}_p\beta_p - \overline{X}_c\beta_c \quad (3)$$

$$= (\overline{X}_p - \overline{X}_c)\beta_c + \overline{X}_c(\beta_p - \beta_c) + (\overline{X}_p - \overline{X}_c)(\beta_p - \beta_c) \quad (4)$$

donde $\overline{X}_p$ y $\overline{X}_c$ son los vectores con las características promedio de cada grupo. Luego, la brecha promedio entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo se puede descomponer en tres términos: el primero, $(\overline{X}_p - \overline{X}_c)\beta_c$, da cuenta de las diferencias en dotación; el segundo, $\overline{X}_c(\beta_p - \beta_c)$, da cuenta de diferencias en los parámetros o precios; y el tercero, $(\overline{X}_p - \overline{X}_c)(\beta_p - \beta_c)$, da cuenta de la interacción entre coeficientes y dotación (véase Winsborough y Dickenson, 1971; Jones y Kelley, 1984; Daymont y Andrisani, 1984).

CUADRO 9

Evolución del Salario por Hora de los Trabajadores a Tiempo Parcial
(en pesos de 2006)

Jornada	1990	2000	2006
Completa	1,007	1,269	1,301
Parcial	1,843	2,293	2,091
Total	1,102	1,338	1,371

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuestas Casen 1990, 2000 y 2006.

CUADRO 10

Descomposición de Oaxaca: Salario por Hora

Descomposición	Estimación	Error estándar
Dotación	-0.134***	0.008
Coeficientes	0.439***	0.020
Interacción	-0.034*	0.016
Diferencia Total	**0.271*** **	**0.014**

Fuente: Elaboración propia con cifras de encuesta Casen 2006.
Nota: *,**, *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Las ecuaciones de salario incluyen las siguientes variables: escolaridad, experiencia potencial y su cuadrado, género, *dummies* por rama de actividad económica, *dummies* por tipo de contrato, una variable *dummy* si la persona está casada (o convive) y *dummies* por región. La muestra consistió en trabajadores asalariados del sector privado.

En el cuadro 10 se pueden apreciar los resultados de la descomposición de Oaxaca para el logaritmo del salario por hora de los trabajadores a tiempo parcial en comparación con el salario por hora de los trabajadores a tiempo completo. Se observa que el efecto dotación es significativo al 1% y tiene un signo negativo, al igual que el resultado de Manning y Petrongolo (2008). Esto se puede interpretar como sigue: si uno considera solo las características observables de los dos grupos, en promedio los trabajadores a tiempo parcial deberían ganar menos que los trabajadores a tiempo completo, como sucede en Gran Bretaña. Por otro lado, el efecto de los coeficientes es también significativo al 1%, pero positivo. Esto sugiere que por razones que no pueden explicarse con las variables

CUADRO 11

Matriz de Transición de Un Paso

	Inactivo (s=1)	Desocupado (s=2)	Jornada parcial (s=3)	Jornada completa (s=4)	Total
Inactivo (s=1)	0.713 (0.011)	0.056 (0.005)	0.06 (0.005)	0.171 (0.01)	1
Desocupado (s=2)	0.255 (0.03)	0.087 (0.013)	0.134 (0.026)	0.524 (0.034)	1
Jornada parcial (s=3)	0.253 (0.025)	0.035 (0.007)	0.175 (0.02)	0.537 (0.03)	1
Jornada completa (s=4)	0.124 (0.008)	0.048 (0.005)	0.104 (0.01)	0.724 (0.013)	1

Fuente: Elaboración propia basada en Panel Casen 1996-2001-2006.
Incluye a todas las personas en edad de trabajar.
Errores estándar entre paréntesis.

antes descritas, los trabajadores a tiempo parcial ganan más que sus pares a tiempo completo. Es más, de no ser por el efecto dotación negativo, si los dos grupos tuviesen las mismas características, la brecha sería aun mayor. Por último, la interacción de los coeficientes y la dotación es pequeña, significativa solo al 10% y negativa. Con todo, el efecto total es positivo y significativo, lo que dice que, por razones no atribuibles a diferencias en las características de los trabajadores, quienes trabajan a tiempo parcial ganan más que sus pares a tiempo completo.

Los argumentos teóricos para explicar esta brecha en el salario por hora entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo son: una mayor productividad potencial de los trabajadores a tiempo parcial; los trabajos a trato (por obra o faena) captarían a trabajadores más hábiles, quienes demorarían menos horas en hacer el mismo trabajo que sus pares a tiempo completo y, por último, habría una compensación del empleador por concepto de diferencia igualizante. Las razones de productividad pueden ser plausibles para algunas actividades, pero es difícil explicar un diferencial de 60% en el salario por estas razones. Si la productividad de los trabajadores a tiempo parcial fuera tan elevada, observaríamos bastante más empleos de ese tipo. La compensación del empleador puede parecer poco plausible a primera vista, pero según algunos gerentes de recursos humanos consultados para este estudio, efectivamente se les paga más a los trabajadores a tiempo parcial para hacer atractivo el trabajo puesto que, de otra manera, no tomarían este tipo de puestos. Aun así, a muchas empresas les conviene este tipo de contrato, como, por ejemplo, a las del comercio minorista o *retail* que necesitan más trabajadores los viernes, sábados y domingos.

3. Análisis de Cadenas de Markov

En esta sección se desarrolla un análisis de la dinámica de la participación laboral usando el Panel de la encuesta Casen 1996-2001-2006. La pregunta que se intenta responder es si el trabajo a tiempo parcial constituye un trabajo de transición a otro de tiempo completo o al desempleo o inactividad. Para ello, se supone la existencia de cuatro estados de la naturaleza, y que la probabilidad de transitar de un estado a otro sigue una cadena de Markov homogénea de primer orden. Luego, considere los siguientes estados posibles agrupados en $S=\{1,2,3,4\}$, el conjunto de estados posibles de la naturaleza, donde $s=1$ corresponde a la inactividad, esto es, personas de 15 años de edad o mayores que no participan en el mercado laboral; el estado $s=2$ corresponde a estar desempleado; el estado $s=3$ corresponde a trabajo a tiempo parcial; y el estado $s=4$ corresponde a trabajar a tiempo completo.

En el cuadro 11 se presentan los resultados de la estimación de la matriz de transición (la cual se denota con la letra P) mediante máxima verosimiltud. Se puede apreciar que todos los estados son *accesibles*,

es decir, existe una probabilidad positiva de que en algún momento en el futuro se estará en cualquier estado, y por lo tanto la matriz es *regular* (i.e. para alguna potencia r, P^r tiene todos sus valores propios estrictamente positivos) y *ergódica*. Destaca también la ausencia de estados *absorbentes*, aquellos con probabilidad de transición igual a cero.

Se puede apreciar una alta persistencia en los estados de inactividad y de trabajo a tiempo completo, esto es, la probabilidad de que una persona que está inactiva siga inactiva el próximo período es de 0.71. Lo mismo sucede con aquellos que trabajan a tiempo completo. Esto concuerda con Connolly y Gregory (2008) y Dekker (2008), quienes encuentran que los estados de inactividad y de tiempo completo resultan ser muy persistentes. Llama la atención la alta probabilidad de transitar de un estado de trabajo a tiempo parcial a un estado de trabajo a tiempo completo. Esto podría indicar una alta presencia de subempleo en aquellos que trabajan a tiempo parcial y que apenas encuentran un trabajo a tiempo completo se cambian. Por otra parte, se aprecia una probabilidad no despreciable (0.10) de transitar del estado de jornada a tiempo completo al de jornada a tiempo parcial. Esto es, trabajadores que negocian reducción de jornada con sus empleadores o que simplemente se cambian de trabajo a uno de menos horas.

Una propiedad interesante de las cadenas de Markov regulares es la existencia de un vector de probabilidades de estado estacionario. Esto es, la probabilidad de largo plazo de encontrarnos en un estado en particular, cualquiera sea el estado de partida. Este vector de estado estacionario se calcula como el vector propio asociado al valor propio igual a la unidad de la matriz P. Con este vector podemos calcular la tasa de participación laboral de largo plazo, así como la proporción de trabajo a tiempo parcial y la tasa de desempleo. En el cuadro 12 se pueden apreciar las tasas de participación y de desempleo, además de la proporción de trabajadores a tiempo parcial sobre el total de los trabajadores, en el largo plazo. Se aprecia que la tasa de participación laboral de todos los trabajadores (hombres y mujeres) alcanzará un 65.1%, que es la tasa de participación de países desarrollados como Estados Unidos y Canadá, entre otros. Esto implica que, de

CUADRO 12

Tasas de Estado Estacionario
(porcentaje)

Indicador	2006 (panel)	Estado estacionario
Participación	52.2	65.1
Desempleo	8.3	7.9
Proporción J. parcial	15.7	16.1

Fuente: Elaboración propia en base a Panel Casen 1996-2001-2006

mantenerse las tendencias y las políticas actuales, la tasa de participación convergerá a la de los países desarrollados. La tasa de desempleo de largo plazo es de 7.9%, la cual es relativamente alta si se compara con la de países desarrollados, pero no tan alta si se compara con datos históricos para la economía chilena. Por último, la proporción de trabajo a tiempo parcial sobre el total de trabajadores de largo plazo es básicamente igual a la actual (16% Casen 2006 y 15.7% con Panel Casen). Esto, al igual que lo que sucede con el desempleo, se puede interpretar como que, condicional a la dinámica observada entre 1996 y 2006, y de no mediar cambios en dicha dinámica, los valores de largo plazo para las variables analizadas son los que reporta el cuadro 12.

La pregunta que cabe hacer es cuántos años se requieren para converger al vector de estado estacionario. Una manera de averiguarlo es explotar una propiedad elemental de las cadenas de Markov. Esta propiedad nos dice que el vector de probabilidades en el período t, N_t corresponde al vector de probabilidades en el período anterior N_{t-1} multiplicado por la matriz de transición P, luego

$$N_t = N_{t-1}P$$

lo que implica que $N_t=N_0P^t$, donde N_0 es el vector inicial en t=0. Cuando t tiende a infinito, el vector converge al vector de probabilidades de estado estacionario. Con esto, podemos comparar el vector N_t con el de estado estacionario y ver el número de períodos que tarda en converger.

En el cuadro 13 se puede apreciar el vector de probabilidades a medida que aumenta el número de períodos. En cada fila se presenta N_0P^t y se puede ver como se acerca al vector de estado estacionario

CUADRO 13

Número de Períodos para alcanzar Estado Estacionario y Probabilidades

t	Inactivo	Desocupado	Jornada parcial	Jornada completa
1	0.421	0.053	0.090	0.437
2	0.391	0.052	0.093	0.464
3	0.373	0.052	0.095	0.480
4	0.363	0.052	0.096	0.490
5	0.357	0.052	0.096	0.495
6	0.353	0.052	0.097	0.498
7	0.351	0.052	0.097	0.500
8	0.350	0.052	0.097	0.501

Fuente: Elaboración propia basada en Panel Casen 1996-2001-2006.

a medida que aumenta *t*. Se puede apreciar que, para *t*=5 o *t*=6, el sistema parece converger. Esto dice que, de no mediar cambios en la dinámica del mercado laboral, se requiere de 25 a 30 años para alcanzar el estado estacionario y con ello una tasa de participación de 65%.[11] Si se considera que la tasa de participación laboral, según la cifras de la encuesta Casen, fue igual a 52% en 1990 y 57.3% en 2006 y que, por lo tanto, esta aumentó un poco más de 5 puntos porcentuales en 16 años, la estimación de 25 a 30 años para un aumento de 8 puntos no está alejada de la realidad.

V. Conclusiones y Discusión

El objetivo de este estudio ha sido analizar el trabajo a tiempo parcial en Chile desde una dimensión empírica, y analizar los aspectos regulatorios que afectan a este tipo de inserción laboral.

Se pudo apreciar que el trabajo a tiempo parcial en Chile ha aumentado significativamente en la última década, situándolo a niveles comparables al promedio de los países de la OCDE cuando se analizan todos los trabajadores, a pesar de existir incentivos contrarios a la contratación de este tipo de jornada laboral.

El análisis de la regulación muestra que el principio de igualdad de derechos que se impulsó en la reforma laboral del 2001 entre los trabajadores a tiempo parcial y sus pares a tiempo completo, genera una asimetría en el costo laboral de contratar trabajadoras a tiempo parcial versus a tiempo completo. Como se discutió en la segunda sección, el artículo 203 del Código del Trabajo obliga al empleador de una empresa con 20 o más trabajadoras a proveer el servicio de salas cuna o al pago de los gastos de sala cuna. Una trabajadora incrementa en una unidad el conteo de trabajadoras, aun si se desempeña en una jornada a tiempo parcial, lo que hace menos atractiva para la empresa mediana la contratación de trabajadoras, y en especial en jornada parcial. Esto se pudo corroborar en el análisis de los determinantes del trabajo a tiempo parcial femenino.

Se suma a lo anterior la política de precios de las salas cuna, que cobran un 64% de la tarifa completa para quienes requieren una jornada parcial de cuidado infantil. Además, el 33% de las salas cuna encuestadas cobran en promedio $29,500 más si la sala cuna es costeada por el empleador. Por lo tanto, el costo laboral de contratar a una trabajadora a tiempo parcial no es proporcional a su jornada laboral, sino que aumenta el costo fijo (conteo artículo 203); en tanto, el costo variable, en relación con su remuneración, es mayor que para una trabajadora a tiempo completo.

Otros factores de demanda de trabajo que afectan negativamente la contratación de trabajadores a tiempo parcial son el mayor costo laboral por concepto de administración de turnos, aspectos culturales y discriminación estadística.

Cuando se analizan los factores de oferta que afectan el trabajo, se constata que los costos de movilización promedio corresponden a un 9% del ingreso líquido de la ocupación principal para un trabajador santiaguino que se desempeña a tiempo parcial. Este costo es mayor que el 6.5% promedio para trabajadores asalariados a tiempo completo. Por último, factores culturales y el temor de los trabajadores a negociar reducciones de la jornada impedirían el desarrollo de este tipo de trabajo.

En el análisis empírico se pudo apreciar que el trabajo a tiempo parcial presenta una serie de características que lo hacen precario. A saber, el trabajo a tiempo parcial presenta altos índices de informalidad e

[11] *El cálculo anterior se obtiene de multiplicar t=5 o t=6 por el intervalo de tiempo del panel Casen que es de 5 años: 1996-2001-2006.*

inestabilidad laboral, lo cual repercute en la baja proporción de trabajadores a tiempo parcial que cotizan en el sistema previsional y que participan del seguro de cesantía. Se pudo apreciar, además, que hay una mayor incidencia de la pobreza entre los trabajadores a tiempo parcial y que, a pesar de que el salario por hora de un trabajador a tiempo parcial es mayor que el de su par a tiempo completo, su salario líquido mensual corresponde a un 60% del que obtiene este último.

El análisis de la dinámica del mercado laboral mediante cadenas de Markov sugiere que el trabajo jornada parcial es un estado poco persistente en el tiempo cuando se analiza a las mismas personas. Más de la mitad de quienes en algún momento trabajan a tiempo parcial cambian a jornada completa. Por otra parte, solo un 10% de las personas que trabajan a tiempo completo cambiarán a jornada parcial. Finalmente, de mantenerse la dinámica actual, se encuentra que la tasa de participación de estado estacionario es de 65%, la cual corresponde a la tasa de participación de países como Estados Unidos o Canadá. Esta tasa se alcanzaría en no menos de 25 años, de no mediar cambios en la dinámica del mercado laboral.

A la luz de la discusión anterior, las recomendaciones de política para impulsar el trabajo a tiempo parcial, como una herramienta para aumentar la tasa de participación femenina, deben analizarse desde la perspectiva de evitar la precarización del empleo y agilizar la incorporación femenina a la fuerza laboral. Se entiende que un movimiento desde la inactividad hacia una posición de trabajo parcial puede ser una ganancia de bienestar. No obstante, no es evidente que la transición de jornada completa a jornada parcial implique una ganancia de bienestar para el trabajador o trabajadora, dadas las condiciones desventajosas de esta última. Teniendo en cuenta este punto, las principales recomendaciones de política para fomentar el trabajo a tiempo parcial son las siguientes:

a) Corregir la asimetría de costos laborales de contratar a una trabajadora a tiempo parcial versus una a tiempo completo. Esto puede obtenerse derogando el artículo 203 del Código del Trabajo como propone el Consejo Asesor Presidencial para Políticas de Infancia. En su reemplazo las empresas deberán hacer un aporte al estado desligado del número de mujeres que estas emplean. Con esto, se reduce no solo la asimetría de costos entre trabajadoras a tiempo parcial y a tiempo completo, sino también la asimetría entre el costo laboral de contratar hombres y mujeres. Si dicha medida no pudiese implementarse en el corto plazo, se sugiere reducir la ponderación de trabajadoras a tiempo parcial en el cálculo de las 20 trabajadoras a que dice relación el artículo 203 del Código del Trabajo. Esta reducción puede ser proporcional a la jornada que realice la trabajadora. De acuerdo con el análisis de los determinantes del trabajo a tiempo parcial femenino se espera que esta medida afecte la distribución de trabajadoras a tiempo parcial por tamaño de la empresa, pudiendo estas incorporarse a empresas medianas, que son las más expuestas al desincentivo provocado por el artículo 203.

b) Se pudo ver que los costos de movilización podrían corresponder a un 9% del sueldo líquido de un trabajador a tiempo parcial en Santiago. Si se quiere alinear los incentivos por el lado de la oferta, se recomienda algún tipo de subsidio al transporte público para trabajadores a tiempo parcial que reduzca la brecha de costos de movilización entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo. Como se vio anteriormente, para un trabajador a tiempo completo que usa el Transantiago, el costo de movilización representa un 6.5% de su ingreso líquido mensual. Para evitar incentivos perversos que tiendan a la sustitución ocio-trabajo, el subsidio debe ser decreciente con respecto al número de horas y de un monto moderado. El efecto de una medida de este tipo aumentará la probabilidad de que más mujeres trabajen a tiempo parcial a la luz del análisis de la sección IV.

c) Se recomienda estudiar una modificación al requisito de que dos de los días de descanso en el respectivo mes calendario deben necesariamente otorgarse en día domingo (artículo 38) para disminuir los costos de administración de turnos asociados a la contratación de trabajadores a tiempo parcial. Una alternativa sería eliminarlo para todos los trabajadores, lo cual disminuiría el costo recién descrito, pero podría disminuir el incentivo generado en favor de las jornadas parciales. Una segunda alternativa es extender la exención del requisito en cuestión (inciso octavo

del artículo 38) para todas las jornadas de trabajo a tiempo parcial y no solo para las de hasta 20 horas a la semana. Con esto se evitaría la concentración de jornadas en horarios punta de 20 horas de trabajo y disminuirían los costos de administración de turnos generados por dicha norma para las empresas que enfrentan una alta demanda los fines de semana como el comercio minorista. Este último punto es relevante puesto que, en el caso de las mujeres, los costos de administración de turnos se sumarían a la asimetría de costo de contratación para trabajadoras a tiempo parcial versus trabajadoras a tiempo completo que se discutió más arriba.

Estas acciones tienen la intención de reducir la asimetría en los costos laborales de contratar a trabajadores a tiempo parcial frente a sus pares a tiempo completo. No obstante lo anterior, el aspecto cultural que está detrás de la baja participación laboral femenina probablemente no cambie automáticamente con la implementación de estas acciones; por lo tanto, será necesario un esfuerzo de largo plazo para promover el valor por el trabajo.

Referencias

Aedo, C. (2002). "Evaluación Económica de la Prolongación del Postnatal."

Booth, A. y J. van Ours (2008). "Job Satisfaction and Family Happiness: The Part-Time Work Puzzle." *The Economic Journal* 118(febrero): F77-F99.

Comunidad Mujer (2005). "Mujer, Familia y Trabajo: Hacia una Nueva Realidad."

Connolly, S. y M. Gregory (2008). "Moving Down: Women's Part-Time Work and Occupational Change In Britain 1991-2001." *The Economic Journal* 118(febrero): F52-F76.

Contreras, D., E. Puentes y T. Rau (2004). "Trade Openness and the Female Worker: The Case of Chile." En *Women at Work: Challenges for Latin America*, editado por C. Piras. Washington, DC, EE.UU.: Bando Interamericano de Desarrollo.

Daymont, T.N. y P.J. Andrisani (1984). "Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings." *Journal of Human Resources* XIX(3): 408-28.

Dekker, R. (2008). "Part-Time Work as a Transitional Phase? The Role of Preferences and Institutions in Germany, Great Britain and The Netherlands." MPRA Paper N 8029.

Gregory, M. y S. Connolly (2008). "Feature: The Price of Reconciliation: Part-Time Work, Families and Women's Satisfaction." *The Economic Journal* 118(febrero): F1-F7.

Jones, F.L. y J. Kelley (1984). "Decomposing Differences Between Groups." *Sociological Methods & Research* 12(3): 323-43.

Larrañaga, O. (2006). "Fertilidad en Chile 1960-2003" en Samuel Valenzuela, Eugenio Tironi y Timothy Scully (eds): "El eslabón perdido. Familia, modernización y bienestar en Chile." Editorial Taurus.

Leiva, S. (2000). "Part-Time Work in Chile. Is It Precarious Employment? Reflections from a Gender Perspective." Serie Mujer y Desarrollo N°26, CEPAL.

López-Bóo, F., L. Madrigal y C. Pagés (2009). "Part-Time Work, Gender and Job Satisfaction: Evidence from a Developing Country." Inter-American Development Bank Research Department, Working Paper N 664.

Manning, A. y B. Petrongolo (2008). "The Part-Time Pay Penalty for Women in Britain." *The Economic Journal* 118 (febrero): F28-F51.

OCDE (2007). *OECD Employment Outlook*.

Paull, G. (2008). "Children and Women's Hours of Work." *The Economic Journal* 118 (febrero): F8-F27.

Politeia Soluciones Públicas (2007). "Modificaciones al Permiso Pre y Postnatal y Extensión de Cobertura de Salas Cunas y Jardines Infantiles para Hijos e Hijas de Mujeres Trabajadoras. Informe Final."

Ruiz Abrill, M. (2003). "Desafíos y Oportunidades para la Equidad de Género en América Latina y el Caribe." Banco Mundial, Washington D.C.

Van de Ven, W. y B. van Praag (1981). "The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit Model with Sample Selection." *Journal of Econometrics* 17(2): 229-52.

Winsborough, H.H. y P. Dickinson (1971). "Components of Negro-White Income Differences." Proceedings of the Social Statistics Section: 6-8.

Agradecemos a las siguientes personas que colaboraron como árbitros en la evaluación de los artículos presentados para su eventual publicación en ECONOMÍA CHILENA *durante el año 2009.*

Manuel Agosín
Ari Aisen
Roberto Álvarez
Claudio Bravo
Rodrigo Caputo
Jaime Cassassus
Pablo Castañeda
Luis Felipe Céspedes
Rómulo Chumacero
Sebastián Claro
Fernando Coloma
Viviana Fernández
Miguel Fuentes
J. Rodrigo Fuentes
Arturo Galindo
Carlos García
Javier García-Cicco
Pablo Ibarrarán
Borja Larrain
Fernando Lefort
Marco Morales
Pablo Pincheira
Alfredo Pistelli
Francisco Rosende
Diego Saravia
Claudio Soto
Raimundo Soto
Marcos Vergara
Félix Villatoro

Los editores

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

INCERTIDUMBRE EN LAS SERIES DESESTACIONALIZADAS DE ACTIVIDAD Y DEMANDA EN CHILE*

*Carlos A. Medel V.***
*Michael Pedersen*****

I. Introducción

Parte importante del análisis de la coyuntura económica consiste en evaluar el contenido de los últimos datos publicados, los cuales normalmente tienen frecuencia mensual o trimestral. Debido a que muchas series con dichas frecuencias están afectadas por estacionalidad, es necesario ocupar una herramienta que extraiga el componente estacional con el propósito de evaluar la información marginal. Esta filtración puede ser especialmente importante cuando los datos del período más reciente han sido afectados por grandes cambios como, por ejemplo, en momentos de crisis donde el contenido informativo de las variaciones anuales puede ser limitado. Los métodos de desestacionalización, sin embargo, son sensibles en menor o mayor grado a las observaciones disponibles, por lo cual los datos desestacionalizados están afectos a incertidumbre, lo que influye sobre el diagnóstico de la economía. En el presente estudio se pretende cuantificar la incertidumbre propia del método de desestacionalización en los datos de actividad y demanda en Chile.

Al igual que otros bancos centrales, el Banco Central de Chile (BCCh) presenta mensualmente al público, en los *Antecedentes Reunión de Política Monetaria*, parte de la información utilizada en la discusión sobre la conducción de la política monetaria. Esta información se basa frecuentemente en series desestacionalizadas, existiendo para ello diversas metodologías de ajuste estacional.[1] La utilizada por el BCCh (como se describe en Bravo et al., 2002) es X12-ARIMA, creada por el *U.S. Census Bureau* (ver Findley et al., 1998). Como su nombre lo indica, realiza una modelación ARIMA de series de tiempo para estimar y aplicar el ajuste estacional. Es importante destacar que los datos desestacionalizados no son datos duros, sino estimaciones con datos duros. Como cabe esperar de modelos empíricos con un número limitado de observaciones, la incorporación de nuevos datos a la serie puede ocasionar cambios al ajuste del modelo que posiblemente deriven en un diagnóstico distinto.

En este trabajo se intenta cuantificar dicho efecto evaluando lo que pasa con las velocidades históricas del producto interno bruto (PIB) y la demanda interna (DI) cuando hay más observaciones disponibles, prescindiendo de las revisiones de datos. Para ello se utilizan series de datos fijos, para que eventuales cambios históricos solo ocurran por la incorporación de observaciones adicionales. Se realizan dos ejercicios: el primero tiene como objetivo ilustrar el problema y se realiza de la siguiente forma: A partir de la serie completa, se generan otras 34 hacia atrás, con la diferencia de que cada una contiene una

* *Se agradecen los comentarios, revisiones y sugerencias de Pablo Pincheira y Hernán Rubio. Las ideas y opiniones presentadas no necesariamente representan la visión del Banco Central de Chile o de sus consejeros. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores.*

** *Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: cmedel@bcentral.cl; mpederse@bcentral.cl*

[1] *Una revisión histórica de métodos de desestacionalización se encuentra en Fischer (1995) y en el capítulo 1 de Ladiray y Quenneville (2001).*

observación menos. Así, la serie más corta comienza en 1986.I y termina en 2000.IV, mientras la más larga comienza en 1986.I, pero termina en 2009.II. Luego, se desestacionalizan las 35 series disponibles y se calcula la diferencia de velocidad máxima menos mínima para un mismo trimestre. Por ejemplo, la segunda serie señala que la velocidad del PIB en 1999.IV fue de 11.07 puntos porcentuales (pp), y la trigésima segunda señala que para ese mismo período la velocidad fue de 8.17 pp. De esta forma se construye una serie de diferencias cuyo valor, siguiendo el ejemplo, en 1999.IV es de 2.91 pp (=11.07–8.17). Los resultados muestran que estas diferencias alcanzan un máximo de 3.11 pp en el caso del PIB y 5.34 puntos para la DI, constituyendo una forma de exposición de la inestabilidad del método, probablemente compartida por otros métodos de filtración.

En el segundo ejercicio se estima cuánto cambia, en promedio, la velocidad a medida que se incorporan desde una hasta ocho observaciones. Por ejemplo, con la tercera serie del PIB, la velocidad de 1999. II se calcula en 0.36 pp, con la cuarta se calcula en -0.08 pp, y con la undécima, en -0.15 pp. Repitiendo el procedimiento para los 35 casos, se estima este cambio absoluto promedio (CAP), desde uno hasta ocho pasos adelante. A diferencia del primer ejercicio, donde el objetivo es cuantificar cambios en las velocidades de trimestres particulares, el segundo cuantifica la incertidumbre general, es decir, para cualquier trimestre a través del tiempo, en que se publiquen cifras adicionales. Los resultados de este ejercicio indican que la incorporación de una nueva observación puede provocar, en promedio, un cambio de 0.43 pp en la velocidad del PIB, y de 0.65 puntos en la DI. En tanto, para un horizonte de ocho trimestres, los cambios promedio son 1.41 y 2.05 puntos para el PIB y la DI, respectivamente. Estos resultados pueden ayudar a entender la evolución de la incertidumbre en las velocidades estimadas a medida que se agregan observaciones, y se pueden utilizar para definir un rango para las velocidades.

Pocos trabajos han analizado la problemática investigada en esta nota y, a conocimiento de los autores, no existen estudios que cuantifiquen el efecto en cifras desestacionalizadas cuando se incorporan nuevos datos. Sin embargo, Bruce y Jurke (1992) analizan la estabilidad del método X12-ARIMA contra la de modelos estructurales y encuentran que los últimos son más estables. Maravall y Sánchez (2001) investigan el desempeño fuera de la muestra del método TRAMO-SEATS con datos del índice de precios al consumidor de Suiza. Concluyen que dicho método ha sido estable para el período analizado. Por su parte, Thorp (2003) reporta los desafíos enfrentados por el Banco de Inglaterra al sustituir el método GLAS (*General Linear Abstraction of Seasonality*) a X12-ARIMA, reconociendo que este genera correcciones por la incorporación de nuevos datos. Para minimizar el efecto de la incorporación de datos nuevos, se propone, al igual que Dossè y Planas (1996) y Eurostat (2002), incorporar proyecciones de los datos originales. Siguiendo esa línea, la *Office for National Statistics* de Inglaterra[2] argumenta que la incorporación de *priors* en la serie original reduce los cambios en la serie desestacionalizada. Se identifican dos tipos de *priors*: transitorios y permanentes. Los transitorios se remueven una vez finalizado el proceso, mientras que los permanentes (por ejemplo, corrección de errores en los datos, quiebres de estacionalidad y ajuste por días hábiles, entre otros), constituyen una redistribución de los datos originales, por lo que es probable que los efectos se cancelen entre sí.

Las estimaciones en esta nota se centran en la velocidad de expansión y no en otro aspecto de la desestacionalización, debido a la importancia de esta para el análisis coyuntural. Se destaca, sin embargo, que en la práctica existen revisiones de datos con un horizonte menor que el considerado en este trabajo, lo que implica que desde un período determinado las estimaciones presentadas comienzan a ser redundantes.[3] Por esta razón, el horizonte relevante en el segundo ejercicio puede ser solo un trimestre, dado que los datos del PIB y DI están sujetos a revisiones cada trimestre. Siguiendo esta línea, Chumacero y Gallego (2002) calculan la tendencia del Imacec desestacionalizado con X12-ARIMA, utilizando una base de datos en tiempo real. Los autores encuentran que, utilizando distintos filtros, las revisiones de datos

[2] *Documento disponible en http://www.ons.gov.uk/about-statistics/user-guidance/ios-methodology/ts-data/index.html.*

[3] *Para el caso chileno, el calendario de publicaciones y revisiones de Cuentas Nacionales y Balanza de Pagos se presenta en la página web del Banco Central, www.bcentral.cl.*

son muy importantes ya que producen estimaciones inconsistentes y los modelos pierden robustez. Dentro de este ambiente, por tanto, para estimar únicamente la incertidumbre que se deriva de la metodología, es necesario prescindir de las revisiones de datos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la siguiente sección se describe brevemente la metodología X12-ARIMA. En la sección III se define la velocidad de expansión y se expone la problemática cuando existe más información disponible. En la sección IV se calcula y compara la velocidad de expansión para las series desestacionalizadas bajo estudio, cuando se incluyen desde una hasta ocho observaciones en la muestra utilizada para el proceso de desestacionalización. Finalmente, se concluye el análisis en la sección V.

II. Breve Descripción de la Metodología X12-ARIMA

En esta sección se describen los elementos esenciales del método X12-ARIMA. Una descripción teórica detallada y comparada se encuentra en Villarreal (2005). En general, las metodologías de desestacionalización (por ejemplo, X12-ARIMA y TRAMO-SEATS[4]) tienen por objeto separar una serie de tiempo en distintos componentes no observados: tendencia-ciclo (T_t), factor estacional (S_t), y componente irregular (I_t). Dependiendo de la serie bajo análisis, la descomposición puede ser aditiva o multiplicativa:[5]

$$Y_t = T_t + S_t + I_t,$$

$$Y_t = T_t \cdot S_t \cdot I_t.$$

A su vez, el componente irregular puede ser separado en dos: "eventos" (EV_t) y componente irregular residual (I_t^*):

$$I_t = EV_t + I_t^*.$$

En el conjunto de eventos se incluyen los siguientes componentes: valores anómalos (AO_t), cambios de nivel (LS_t), cambios transitorios (TC_t), y el efecto calendario (EC_t) derivado de meses con distinto número de días hábiles:

$$EV_t = AO_t + LS_t + TS_t + EC_t.$$

Una vez identificado el grupo de eventos, es posible obtener el componente irregular residual (I_t^*). En consecuencia, la descomposición final corresponde a (existiendo además una versión multiplicativa equivalente):

$$Y_t = T_t + S_t + EV_t + I_t^*.$$

La metodología X12-ARIMA, por su parte, se presenta en detalle en Findley et al. (1998). Esta se basa en el programa previo, X11, creado por *Statistics Canada*, y descrito en Dagum (1980, 1988). Un punto de partida, en tanto, es la descripción del método X11. El proceso se realiza en dos etapas. A la serie resultante del segundo proceso se le aplican distintas especificaciones SARIMA, y se reporta la de mejor ajuste, de acuerdo con determinados criterios (ver Ladiray y Quenneville, 2001; Gallardo y Rubio, 2009). El proceso de la desestacionalización se presenta en el cuadro 1.

En Ladiray y Quenneville (2001), se señala que la inestabilidad del método proviene de la utilización de medias móviles. Asimismo, en Eurostat (2002) se reconoce que un problema importante del método es la identificación de los componentes en los últimos datos. Para evadir tales efectos se propone: (i) utilizar un promedio móvil diferente del promedio simple aritmético, que estará sujeto a las iteraciones realizadas automáticamente por el programa, y (ii) alargar (o acortar) la muestra en los extremos hasta alejarla (o acercarla) a la simetría; es decir, que comience y termine en la misma "estación". El programa tiene la opción de proyectar la serie empleando la metodología de Box y Jenkins (1970). Una vez incorporadas tales proyecciones como datos efectivos, la rutina X12-ARIMA desestacionaliza nuevamente y, con respecto a la versión previa X11, agrega el módulo *regARIMA* para corregir la serie original de efectos indeseados, entre otras mejoras.

De hecho, Dossè y Planas (1996) muestran que incluir proyecciones como datos finales genera

[4] *La que se describe en Gómez y Maravall (1996).*

[5] *En el primer caso, el "factor" estacional es técnicamente llamado "componente" estacional. Existen otras descomposiciones además de las aquí mencionadas, como la log-aditiva y la pseudo-aditiva. En Findley et al. (1998) se presentan otros detalles sobre descomposiciones de este tipo.*

CUADRO 1

Algoritmo base del programa X11[a]

		Estimación de:	
Etapa 1	1	Tendencia-ciclo con una media móvil de *2×12*:	$T_t^{(1)} = M_{2\times12}(Y_t)$
	2	Componente estacional-irregular:	$(S_t + I_t)^{(1)} = Y_t + T_t^{(1)}$
	3	Componente estacional con una media móvil *3×3* sobre cada mes:	$S_t^{(1)} = M_{3\times3}\left[(S_t + I_t)^{(1)}\right]$
		y normalizado a:	$\tilde{S}_t^{(1)} = S_t^{(1)} - M_{2\times12}(S_t^{(1)})$
	4	Serie corregida de variaciones estacionales:	$A_t^{(1)} = (C_t + S_t)^{(1)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(1)}$
Etapa 2	5	Tendencia-ciclo con una media móvil de Henderson de 13 términos:	$T_t^{(2)} = H_{13}(A_t^{(1)})$
	6	Componente estacional-irregular:	$(S_t + I_t)^{(2)} = Y_t - T_t^{(2)}$
	7	Componente estacional con una media móvil de *3×5* sobre cada mes:	$S_t^{(2)} = M_{3\times5}\left[(S_t + I_t)^{(2)}\right]$
		y normalizado a:	$\tilde{S}_t^{(2)} = S_t^{(2)} - M_{2\times12}(S_t^{(2)})$
	8	Serie corregida de variaciones estacionales:	$A_t^{(2)} = (C_t + S_t)^{(2)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(2)}$

Fuente: Ladiray y Quenneville (2001).
a. El operador $M_{N\times P}$ es de medias móviles de $N\times P$ términos. El operador H_M es un promedio de Henderson de M términos. Los supraíndices (1) y (2) indican en que etapa se está realizando la operación.

un estimador preliminar óptimo, ya que reduce el sesgo en los parámetros. A pesar de esta mejora, el factor estacional puede cambiar no solo por la incorporación de nuevos datos, sino también por nueva información que implique modificaciones a las proyecciones emplazadas como datos finales. Tomando en cuenta que el ajuste puede mejorarse de esta forma, el ejercicio aquí planteado es directo, prescindiendo de proyecciones.

III. Velocidades e Incertidumbre de la Estimación

En esta sección se define primeramente la velocidad de expansión y luego se expone la problemática de cambios en dichas velocidades cuando hay más datos disponibles para estimar el modelo utilizado en el proceso de desestacionalización.

1. Definición de Velocidad de Expansión

Para los efectos que se persiguen en este trabajo, se entiende por *velocidad de expansión*, o más breve, *velocidad*, la tasa de variación trimestral (o mensual) anualizada calculada a partir de niveles desestacionalizados. Como se señaló, se analizan estas series debido a su importancia para el análisis coyuntural cuando es necesario entender la información marginal por sobre la información entregada por variaciones anuales. Sea X_t, las observaciones del nivel de la serie desestacionalizada, entonces la velocidad ($V(X_t)$), prescindiendo de las revisiones de datos, se define como:[6]

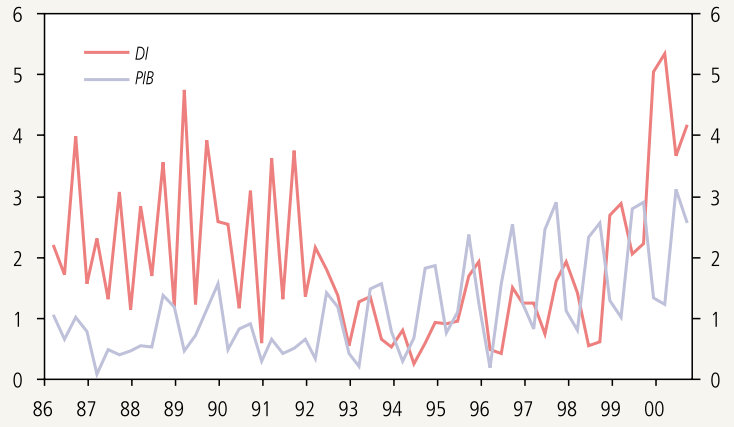
$$V(X_t) = \left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)^4 \cdot 100 - 100,$$

donde se usa la potencia 4, ya que las series analizadas son trimestrales. En este trabajo se calcula la velocidad de series desestacionalizadas, es decir, con $X_t = T_t \cdot I_t$. Se emplea un modelo multiplicativo porque,

[6] *Existen otras definiciones que concuerdan con este concepto como, por ejemplo, $400\cdot[\log(X_t)-\log(X_{t-1})]$, la cual produce resultados similares.*

GRÁFICO 1

Diferencias entre las Velocidades Máxima y Mínima a Medida que se Agregan Nuevos Datos de PIB y DI
(puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

siguiendo a Villarreal (2005), es la especificación que maximiza el ajuste a los datos de acuerdo con los criterios del programa X12-ARIMA.

2. Exposición de la Incertidumbre en la Estimación de la Velocidad

Las series utilizadas corresponden a PIB y DI. La fuente es el BCCh y su unidad de medida es millones de pesos ($) de 2003. Son de frecuencia trimestral y la muestra abarca desde 1986.I hasta 2009.II (94 observaciones). Ninguna considera las revisiones de datos, por lo que se trabaja con las versiones de las series dadas a conocer en el *Boletín Mensual* del BCCh de agosto del 2009.

Como se ha señalado, el objetivo de este trabajo es analizar la evolución de las velocidades históricas a medida que se agregan nuevos datos. Para enfocar el ejercicio solo en cambios causados por la incorporación de observaciones adicionales, se evalúan los cambios promedio de las velocidades considerando la misma versión de datos. En la misma línea, la desestacionalización se realiza con la misma especificación para todas las series de la misma variable. La especificación del modelo para el PIB es la misma presentada por el BCCh al público,[7] mientras que para la DI es estimada automáticamente por X12-ARIMA. Los modelos son multiplicativos y se estiman con las series originales empalmadas desde 1986. El modelo SARIMA para el PIB es (1 0 0)(0 1 1) y para la DI es (0 1 1)(0 1 1).

Dado que se encuentra con series de datos con observaciones limitadas, es probable en un modelo paramétrico que la incorporación de nuevos datos modifique el ajuste del modelo. Para exponer esta problemática se realiza el siguiente ejercicio. De la serie original completa conocida, desde 1986.I hasta 2009.II, se generan 34 series hacia atrás, con la diferencia de que cada una contiene una observación menos. En cada caso se redesestacionalizan las series para obtener nuevas estimaciones de las velocidades históricas. De esa manera se obtienen 35 estimaciones de la velocidad del trimestre *t*. Si de_t^s corresponde al nivel del dato del trimestre *t* desestacionalizado con observaciones hasta el trimestre *s*, entonces la medida utilizada para evaluar el efecto de incorporar nuevos datos es:

$$k_t^s = \max_{s \in S} \left\{ V(de_t^s) \right\} - \min_{s \in S} \left\{ V(de_t^s) \right\},$$

donde $V(de_t^s)$ es la velocidad y $S=[2001.I\text{-}2009.II]$. En el gráfico 1 se presenta la serie k_t^s desde 1986.II hasta 2000.IV, período en el cual se construye con las diferencias de las 35 series desestacionalizadas. En general, las variaciones en las estimaciones de las velocidades de la DI son mayores que las del PIB. Destaca el hecho de que, por ejemplo, para el caso de la DI, incluyendo datos hasta 2003.I (décima serie), la velocidad de 2000.II se calcula en 7.31, y con datos hasta 2000.IV (primera serie) la velocidad del mismo trimestre se estima en 2.17 (con lo cual $k_t^s = 5.34$). En el cuadro 2 se presentan las características estadísticas típicas de las dos series k_t^s. De ahí se observa que existen diferencias en los valores de las velocidades que, como se ha manifestado, se deben únicamente a la incorporación de nuevos datos. En promedio, las velocidades de la DI cambian más que las del PIB,

[7] *Mayor información se presenta en los "Cuadros Estadísticos" de la sección "Base de Datos Estadísticos" de la página web del Banco Central, www.bcentral.cl.*

CUADRO 2

Características de las Series de Diferencias de Velocidades, Variaciones Anuales y Velocidades
(puntos porcentuales)

	Serie k_t^s		Serie variación anual		Serie de velocidades[a]	
	PIB	DI	PIB	DI	PIB	DI
Promedio	1.18	1.94	6.63	7.70	6.96	8.49
Desviación estándar	0.80	1.26	3.91	7.07	7.11	13.39
Mínimo	0.09	0.25	-4.07	-10.03	-12.79	-23.80
Máximo	3.11	5.34	16.26	21.22	23.22	43.95
Período	1986.II-2000.IV	1986.II-2000.IV	1987.I-2000.II	1987.I-2000.II	1986.II-2000.II	1986.II-2000.II

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile.
a. Calculadas con datos desde 1986.I hasta 2009.II.

y también con una desviación estándar mayor. Todo esto en un contexto donde la velocidad de la DI es mayor que la del PIB. Un análisis teórico de las posibles causas de estas diferencias se encuentra en Villarreal (2005). Es importante notar que los promedios de las diferencias (k_t^s) alcanzan a 17 y 23 puntos porcentuales de la velocidad del PIB y de la DI, respectivamente. Así los cambios en las velocidades solo por agregar más datos a la muestra pueden ser considerables.

En esta sección se expuso la problemática de ocupar métodos de desestacionalización presentando la diferencia de velocidades máxima y mínima de cada trimestre desde 1986.II hasta 2000.IV. En la siguiente sección se realiza un ejercicio distinto para estimar, en promedio, el cambio en la velocidad cuando se agrega desde una hasta ocho observaciones. Este ejercicio sirve para evaluar la incertidumbre general del método empleando datos del PIB y de la DI de Chile.

IV. Incertidumbre con la Incorporación de Información Marginal

Como se ha mencionado antes, el presente trabajo analiza solamente la incertidumbre en las estimaciones de las velocidades del PIB y la DI causada por el método utilizado para desestacionalizar. En la práctica, sin embargo, las estimaciones de las velocidades también son afectadas por revisiones de los datos y, en el caso de Chile, los datos del PIB y DI son revisados cada trimestre con la publicación de las cifras del trimestre siguiente. Además, con la publicación de las cifras del cuarto trimestre del año, se hacen revisiones más años atrás. Por esa razón, la incertidumbre debida al método puede ser más relevante considerando solo las observaciones publicadas en el futuro más cercano, donde las correcciones pueden ser de menor tamaño. Este tema se investiga en esta sección, donde se utilizan, como muestra inicial, datos del período 1986.I – 2000.IV.

La evaluación de la estabilidad se basa en la estimación del cambio absoluto promedio (CAP), el cual se calcula como:

$$CAP_t^i = \frac{100}{T}\sum_{t=1}^{T}\left|\left(\frac{de_t^t}{de_{t-1}^t}\right)^4 - \left(\frac{de_t^{t+i}}{de_{t-1}^{t+i}}\right)^4\right|, \quad i = 1,2,...,8,$$

donde, de acuerdo con la notación usada en la sección anterior, el superíndice para *de* indica los datos utilizados para aplicar la desestacionalización, e *i* es el número de observaciones disponibles después del trimestre evaluado. En el cuadro 3 se presentan los resultados de una comparación de la velocidad estimada cuando se publica la cifra del trimestre, y la del mismo trimestre incluyendo desde una hasta ocho observaciones más. Se observa que el PIB posee un CAP de 0.43 pp para el primer trimestre de rezago, y 0.96 pp promedio para ocho

CUADRO 3

Resultados de la Evaluación de las Series Desestacionalizadas
(puntos porcentuales)

	PIB				DI				
	CAP	**Mínimo**	**Máximo**	σ	**CAP**	**Mínimo**	**Máximo**	σ	***T***
$i = 1$	0.43	-1.18	2.83	0.60	0.65	-1.53	2.19	0.79	34
$i = 2$	0.68	-5.23	4.51	1.28	1.35	-18.09	4.18	3.31	34
$i = 3$	0.76	-7.73	4.16	1.64	1.71	-18.89	6.73	3.73	33
$i = 4$	0.91	-2.57	1.87	1.17	1.89	-5.72	6.84	2.56	32
$i = 5$	1.15	-2.55	8.01	1.78	2.43	-5.28	20.63	4.38	31
$i = 6$	1.21	-2.43	6.12	1.64	1.87	-6.57	4.51	2.41	30
$i = 7$	1.09	-2.88	5.47	1.47	2.37	-3.57	15.27	3.69	29
$i = 8$	1.41	-4.33	2.02	1.76	2.05	-6.43	6.02	2.66	28
Promedio	**0.96**	**-3.61**	**4.37**	**1.42**	**1.79**	**-8.26**	**8.3**	**2.94**	

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile.
T: Es el tamaño de la serie de desvíos absolutos utilizada para el cálculo del CAP.
σ: Es la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos.
Mínimo (Máximo): Es el valor mínimo (máximo) de la serie de desvíos no absolutos.

trimestres. La DI presenta un CAP algo mayor: 0.65 puntos para el primer trimestre, y un promedio de 1.79 puntos para ocho trimestres.

En ambas variables es posible observar paulatinos, aunque no continuos, aumentos en la incertidumbre de la velocidad a medida que se agregan nuevas observaciones. Se destaca que en ambos casos la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos presenta un importante aumento a partir de la agregación de un segundo dato (cerca de un 50%), y luego se mantiene relativamente alta. En el Anexo A se presenta el resultado del mismo ejercicio para la tendencia-ciclo, donde se observan valores de magnitud mayor, indicando que una fuente importante de la incertidumbre es dicha tendencia-ciclo.

Los resultados del cuadro 3 señalan un importante componente de incertidumbre metodológica en el cálculo de las velocidades. Existen trabajos que indican que se puede minimizar las correcciones de los datos desestacionalizados incluyendo en la muestra proyecciones de los datos originales, y Tiller y Evans (2010) proponen proyectar los factores estacionales utilizando datos efectivos del año anterior. En el presente trabajo se agrega un elemento adicional, que es una medida de la incertidumbre, por lo que los resultados pueden utilizarse para la construcción de rangos de velocidad. Dependiendo de su uso, es una decisión subjetiva el horizonte en el cual aplicar el CAP. Ya que las cifras del PIB y DI están sujetas a revisiones cada vez que se publica una observación nueva, se puede argumentar que el horizonte relevante para evaluar la incertidumbre relacionada con el método de desestacionalización es de solo un período ($i=1$). Siguiendo esta línea, se puede presentar las velocidades como $V(PIB_t)\pm 0.43$ y $V(DI_t)\pm 0.65$, respectivamente.[8]

En caso de requerirse mayor información sobre la robustez de la desestacionalización de los últimos datos de la serie, se debe mencionar que el programa X12-ARIMA reporta los resultados de distintas pruebas en un archivo separado. En ese reporte se muestran diferentes estadísticos que evalúan la calidad del ajuste aplicado. Todos fluctúan entre cero y tres, siendo deseable un valor cercano a cero. Dentro de ese conjunto, existen

[8] *Esta sugerencia está en línea con lo argumentado por Franses (2001), señalando que los datos desestacionalizados deberían presentarse junto con las desviaciones estándar.*

dos elementos especialmente diseñados para el análisis en los últimos datos: los estadísticos M10 y M11.[9] El estadístico M10 compara las fluctuaciones estacionales de los años recientes respecto de la serie total. Por su parte, el estadístico M11 realiza lo mismo con las fluctuaciones estacionales en promedios móviles. En los procesos de desestacionalización realizados en este trabajo, todos los estadísticos mostraron un resultado admisible cercano a uno.

V. Comentarios Finales

Este trabajo tuvo por objetivo estimar la incertidumbre ocasionada exclusivamente por factores metodológicos en la velocidad de expansión de dos variables relevantes para la economía chilena: PIB y DI. Para ello, primeramente se quitaron, de uno en uno, los últimos 34 datos de cada variable. Posteriormente se desestacionalizaron con el método X12-ARIMA, utilizado por el BCCh y diversas instituciones estadísticas, descrito sintéticamente en la sección II. Se evaluó la estabilidad de las velocidades calculando el cambio absoluto promedio (CAP) agregando observaciones extra en la muestra (de uno a ocho trimestres).

Los resultados señalan que el PIB posee un CAP de 0.43 puntos porcentuales cuando se agrega un trimestre más en la muestra, y 0.96 puntos promedio para ocho trimestres. La DI presenta un CAP de 0.65 puntos para el primer trimestre, y de 1.79 puntos en promedio para ocho trimestres.

En este trabajo se ha entregado una cuantificación de la incertidumbre, que puede utilizarse en la elaboración de rangos de velocidad, proveyendo la ventaja de dar a conocer intrínsecamente la calidad del ajuste estacional; mejorar el juicio en el diagnóstico basado en dichas velocidades, como así también transparentar la incertidumbre relacionada con el método empleado. Para minimizar las correcciones de los datos desestacionalizados, existe literatura (por ejemplo, Dossè y Planas, 1996, Eurostat, 2002) que propone la utilización de proyecciones de los datos originales, y reducir la frecuencia en la aplicación del ajuste, utilizando proyecciones de los factores estacionales. Aún se desconoce el efecto de estas sugerencias para los datos chilenos, un tema que se deja para investigación futura.

Referencias

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, CA, EE.UU.: Holden Day.

Bravo, H.F., V. Correa, L. Luna y F. Ruiz (2002). "Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento usado por el Banco Central de Chile." Documento de Trabajo Nº177, Banco Central de Chile.

Bruce, A.G. y S.R. Jurke (1992). "Non-Gaussian seasonal adjustment: X-12-ARIMA versus robust structural models." *Statistical Research Report Series* N°92/14, Bureau of the Census Statistical Research Division.

Chumacero, R. y F. Gallego (2002). "Trends and cycles in real-time." *Estudios de Economía* 29(2): 211-29.

Dagum, E.B. (1980). *The X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Statistics Canada.

Dagum, E.B. (1988). *The X11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method*, Statistics Canada.

Dossè, J. y C. Planas (1996). "Revisions in Seasonal Adjustment Methods: An Empirical Comparison." Working Paper NºD3/SA/08, Eurostat.

Eurostat (2002). *DEMETRA Pedagogical Manual*, Statistical Office of the European Commission.

Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto y B. Chen (1998). "New Capabilities and Methods of the X12-ARIMA Seasonal Adjustment Program." *Journal of Business and Economics Statistics*, 16(2): 27-152.

Fischer, B. (1995). "Decomposition of Time Series, Comparing Different Methods in Theory and in Practice.", Eurostat Working Group Document.

Franses, P.H. (2001). "Some Comments on Seasonal Adjustment." *Revista de Economía del Rosario* 4: 9-16.

Gallardo, M. y H. Rubio (2009). "Diagnóstico de Estacionalidad con X12-ARIMA, Nota Metodológica." Serie Estudios Económicos Estadísticos Nº76, Banco Central de Chile.

Gómez, V. y A. Maravall (1996), "Programs TRAMO (Time series Regresion with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series)). Instructions for the user", Working Paper Nº9628, Departamento de Investigaciones, Banco de España.

Ladiray, D. y B. Quenneville (2001). *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics 158, Springer Verlag.

[9] *Para una descripción y análisis de todos los estadísticos reportados por X12-ARIMA, ver Gallardo y Rubio (2009).*

Maravall, A. y F.J. Sánchez (2001). "An Application of TRAMO-SEATS: Model Selection and Out-of-Sample Performance. The Swiss CPI Series." Documento de Trabajo N°14, Banco de España.

Thorp, J. (2003). "Change of Seasonal Adjustment Method to X12-ARIMA." *Monetary & Financial Statistics* (diciembre): 4-8.

Tiller, R.B. y T.D. Evans (2010). "Methodology for Seasonally Adjusting National Household Labor Force Series with Revisions for 2010." *CPS Survey Methods Publications*, enero.

Villarreal, F.G. (2005). "Elementos Teóricos del Ajuste Estacional de Series Económicas utilizando X12-ARIMA y TRAMO-SEATS." *Estudios Estadísticos y Prospectivos* N°38, CEPAL.

APÉNDICE A

En este anexo se presenta la estimación del CAP para otro componente de la serie: la tendencia-ciclo, de manera de evaluar cuanto de la incertidumbre en la serie general proviene de dicha tendencia. La tendencia-ciclo, a diferencia de la serie desestacionalizada, excluye el componente irregular, es decir, se calcula la velocidad con $X_t=T_t$. En el cuadro A1 se presentan los resultados, de donde se observa que en promedio, el PIB presenta un CAP de 1.02 puntos porcentuales y la DI de 2.56 puntos porcentuales. La CAP a un período es de 0.85 puntos para el PIB y 2.70 puntos para la DI. Estos valores son levemente mayores a los del ejercicio anterior, mostrando magnitudes similares. El resultado concuerda, además, con los de Chumacero y Gallego (2002), en el sentido de que la tendencia es altamente sensible a cambios en las observaciones de la muestra.

CUADRO A1

Resultados de la Evaluación de la Tendencia Ciclo
(puntos porcentuales)

	PIB				DI				
	CAP	**Mínimo**	**Máximo**	σ	**CAP**	**Mínimo**	**Máximo**	σ	***T***
$i=1$	0.85	-1.27	5.80	1.01	2.70	-6.33	9.11	3.43	34
$i=2$	1.14	-1.63	4.42	1.39	3.01	-17.56	10.11	4.52	34
$i=3$	1.16	-1.64	5.80	1.50	2.58	-8.27	10.24	3.40	33
$i=4$	1.15	-1.49	5.36	1.49	2.40	-8.24	7.58	3.13	32
$i=5$	1.06	-1.68	5.56	1.39	2.53	-7.54	12.32	3.56	31
$i=6$	0.94	-1.67	4.48	1.23	2.30	-5.14	6.93	2.86	30
$i=7$	0.92	-1.76	3.88	1.20	2.52	-5.11	10.61	3.34	29
$i=8$	0.94	-1.74	3.69	1.19	2.46	-5.06	6.64	2.96	28
Promedio	**1.02**	**-1.61**	**4.87**	**1.30**	**2.56**	**-7.91**	**9.19**	**3.40**	

Fuente: Cálculos de los autores a partir de datos del Banco Central de Chile.
T: Es el tamaño de la serie de desvíos absolutos utilizada para el cálculo del CAP.
σ: Es la desviación estándar de la serie de desvíos no absolutos.
Mínimo (Máximo): Es el valor mínimo (máximo) de la serie de desvíos no absolutos.

ANÁLISIS DE DERECHOS CONTINGENTES: APLICACIÓN A CASAS COMERCIALES

Rodrigo Alfaro A. [*]
Natalia Gallardo S. [*]
Camilo Vio G. [*]

I. Introducción

El Análisis de Derechos Contingentes (CCA por su sigla en inglés) ha resultado útil para establecer el riesgo de no pago de las firmas. Esta metodología se basa en Merton (1974), quien supone que el valor de los activos de las firmas es aleatorio, por lo que su valor bursátil corresponde al valor de una opción de compra cuyo precio de ejercicio es igual al monto de la deuda de la institución valorada a la tasa libre de riesgo. De esta forma, se propone un estadístico suficiente para el análisis de riesgo de crédito, el cual corresponde a la distancia a la insolvencia (DI). Este indicador es interpretado como el número de desviaciones estándares a las que el valor del activo se encuentra por sobre el valor de la deuda.

Moody's KMV ha ajustado la DI para obtener con ella una probabilidad de no pago que se aproxime a la distribución histórica de no pagos (Gray y Malone, 2008). Dichas medidas se conocen como *Expected Default Frequency* (EDF) y han servido para predecir tanto la insolvencia de las firmas como algunas variables macroeconómicas (Duffie y Wang, 2004; Gilchrist, Yankov y Zakrajsek, 2008). Para el caso chileno, algunas aplicaciones del CCA incluyen el sistema bancario (Gray, Echeverría y Luna, 2008) y el análisis de quiebras de empresas no financieras (Zurita, 2008).

En esta nota presentamos la metodología del CCA en conjunto con la simplificación propuesta por Byström (2007), la cual permite calcular la DI sin necesidad de resolver el sistema no lineal de ecuaciones. Discutimos, sobre la base de una aplicación empírica, la aplicabilidad de dicha simplificación y notamos que, si bien esta permite una rápida aproximación de la medida mediante el uso de información del balance y de mercado, su uso es limitado debido a que la medida es sesgada, por lo que entrega señales erróneas cuando se trata de firmas fuertemente apalancadas o que se encuentran en una situación financiera frágil.

Nuestra aplicación empírica se basa en el mercado de las casas comerciales. Este mercado resulta muy interesante por las características financieras de las empresas que lo componen, en particular por tener dentro de sus activos colocaciones de créditos de consumo propias. De este modo, la DI reflejaría conjuntamente las oportunidades de negocio del sector y la calidad crediticia de sus colocaciones. Este último elemento resulta relevante en el análisis de crédito, pues estas empresas tienen carteras de clientes atomizadas, es decir, con un número elevado de deudores pequeños. De hecho, utilizando datos de la Encuesta Financiera de Hogares 2007, notamos que los valores medianos de deudas con casas comerciales presentan pequeñas diferencias a través de los distintos estratos de ingreso, lo que implica que estas empresas han orientado sus colocaciones a hogares de menores ingresos. Los resultados econométricos avalan esta conjetura, ya que la tasa de desempleo resulta ser uno de los principales factores en explicar la DI, puesto que esta variable macroeconómica se relaciona directamente con las ventas de las casas comerciales y el comportamiento de no pago de los hogares. Este resultado se encuentra en línea con lo presentado por Fuenzalida y Ruiz-Tagle (2009), quienes establecen que el desempleo es una de las principales fuentes de riesgo de no pago.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera: En la segunda sección se explica el CCA y se discute sobre los métodos para obtener la DI. En la tercera sección se presentan los resultados obtenidos al aplicar el CCA a este sector y un análisis de regresión donde se

[*] *División de Política Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: ralfaro@bcentral.cl; ngallardo@bcentral.cl; cvio@bcentral.cl*

relaciona la DI con variables macroeconómicas. En la última sección se presentan las conclusiones.

II. Metodología de Análisis de Derechos Contingentes

Merton (1974) propone la distancia a la insolvencia (DI) como un estadístico suficiente para el análisis de riesgo de no pago de las empresas. Esta medida ha sido utilizada por Moody's KMV como un indicador de riesgo (Crouchy, Galai y Mark, 2000) para el cual han generado una equivalencia en términos de probabilidad efectiva de insolvencia, la que se comercializa bajo el nombre de *Expected Default Frequency* (EDF).

La relación exacta entre la DI y la EDF está protegida por derechos de autor, pero se basa en una función de probabilidad más general que la distribución normal y es continuamente calibrada con la probabilidad de no pago observada para una extensa muestra de empresas (Crouchy, Galai y Mark, 2000).

Korablev y Qu (2009) muestran que durante la actual crisis financiera el poder predictivo de las EDF no ha presentado un cambio significativo al observado durante el período 1996-2006, lo que valida su uso durante situaciones en las cuales la economía está bajo tensión. Un competidor cercano a la EDF, en términos de indicadores de riesgo, es el premio obtenido del *Credit Default Swap* (CDS), el cual se obtiene de precios de mercado, por lo que se encuentra disponible solo para un número limitado de firmas. Los autores estiman que la información que se recoge de los CDS no es superior en términos de predicción de insolvencia a la que se extrae de las EDF.

En esta sección introducimos la DI como elemento de análisis de riesgo, dejando para un estudio posterior su equivalencia con una probabilidad de no pago.

1. Obtención de la Distancia a la Insolvencia

La DI corresponde al d_2 de la fórmula de Black-Scholes utilizada para valorar opciones:[1]

$$d_2 = \frac{\ln(A/B) + (r - \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \qquad (1)$$

donde A es el valor económico de los activos; σ_A su volatilidad; r la tasa de interés libre de riesgo; T el horizonte temporal considerado para el cálculo, el cual generalmente se fija en un año, y B el precio de ejercicio de la opción implícita de venta, que en este caso corresponde a la barrera, la cual se define sobre la base de la deuda de la firma. En general, se utiliza el total de las obligaciones de corto plazo (D_{CP}) y una proporción (λ) de los pasivos de largo plazo (D_{LP}). Para el caso de empresas no financieras la práctica internacional sugiere λ=1/2 (Gray y Malone, 2008),[2] factor que Zurita (2008) utiliza en su análisis de sociedades anónimas chilenas. En el caso de instituciones bancarias Gray, Echeverría y Luna (2007) indican que el factor apropiado para este sector es λ=1. Este trabajo se adhiere a la convención internacional utilizando un λ=1/2, puesto que las casas comerciales deben pagar sus deudas en una secuencia de cuotas o cupones.

Dado que el valor económico de los activos y su volatilidad no son observables en el balance, la metodología de CCA propone calcularlos sobre la base del modelo de Merton (1974), el cual establece que los premios asignados a un bono corporativo están basados en el hecho de que los activos son riesgosos.

De este modo, el patrimonio de una firma es un derecho subordinado cuyo valor se deriva del valor residual de la empresa después que la deuda se ha pagado, por lo que se puede decir que los dueños del patrimonio "tienen" una opción de compra sobre el valor residual de los activos, la cual se expresa de la siguiente manera:

$$E = AN(d_2 + \sigma_A \sqrt{T}) - Be^{-rT} N(d_2) \qquad (2)$$

donde E es el valor de mercado del patrimonio, que se obtiene multiplicando el precio de la acción de cada firma por la cantidad de acciones circulantes, σ_A es

[1] *Para la derivación de la DI, véase Gray y Malone (2008).*

[2] *Gray y Malone (2008) señalan que la práctica internacional para empresas no financieras sugiere utilizar la mitad de D_{LP} si el ratio entre D_{LP} y D_{CP} es menor que 1.5; de lo contrario, se debe multiplicar D_{LP} por $(0.7\text{-}0.3D_{CP}/D_{LP})$. Para el caso de las casas comerciales analizadas en este trabajo, el ratio promedio del sistema para el período de estudio es 0.96, por lo que se utiliza la primera opción.*

la volatilidad de los activos y $N(\cdot)$ es la función de probabilidad acumulada de una distribución normal estándar. Para cerrar el modelo y obtener tanto el valor de los activos como su volatilidad se utiliza el lema de Ito, del cual se desprende que la dinámica del derecho subordinado del patrimonio sobre los activos se puede derivar de la siguiente ecuación:

$$dE = \left(\frac{\partial E}{\partial A} \mu_A A + \frac{\partial E}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 E}{\partial A^2} \sigma_A^2 A^2 \right) dt + \frac{\partial E}{\partial A} \sigma_A A dZ$$

Por otra parte, suponemos que la dinámica empírica del patrimonio se puede ajustar mediante un proceso browniano geométrico como el siguiente:

$$dE = \mu_E E dt + \sigma_E E dZ$$

En el entendido de que el primer proceso corresponde a la relación intrínseca entre el patrimonio y los activos, mientras que el segundo proceso es el ajuste empírico observado, entonces podemos igualar parámetros para el cual la comparación de varianzas entrega la siguiente relación:

$$E\sigma_E = A\sigma_A \frac{\partial E}{\partial A} = A\sigma_A N\left(d_2 + \sigma_A \sqrt{T}\right)$$

Reordenando, tenemos:

$$E = \frac{\sigma_A}{\sigma_E} A \cdot N(d_2 + \sigma_A \sqrt{T}) \qquad (3)$$

Las ecuaciones (2) y (3) definen un sistema no lineal, el cual se resuelve numéricamente a través del método de Newton.[3]

Notamos que CCA supone que la mayor fuente de incertidumbre es la volatilidad de los activos, lo cual se observa en el caso de las casas comerciales, específicamente en las colocaciones que realizan a los hogares, las que representan un 26.5% del total de activos. Por otro lado, sus pasivos son similares a los de las empresas no financieras, es decir, gran parte del financiamiento de las colocaciones de estas firmas tiene como base de financiamiento el capital propio. Esto hace una diferencia considerable con respecto a los bancos, los que basan su financiamiento en gran medida en los depósitos, generando un alto grado de apalancamiento e introduciendo una fuente de incertidumbre adicional que el modelo no considera en forma explícita.

2. Simplificación Empírica

Como se aprecia en la sección anterior, d_2 envuelve una solución de ecuaciones no lineales cuyo cálculo es complejo. Para subsanar parcialmente este problema, Byström (2007) propone una simplificación que utiliza el supuesto que $N(d_2)\approx 1$, el cual se cumple cuando la probabilidad de insolvencia (PI) es baja.[4] Así, suponiendo $N(d_2)\approx 1$, y bajo una tasa de interés pequeña, la ecuación (2) puede reducirse a:

$$E \approx A - B \qquad (4)$$

Cuando en la barrera se considera el total de los pasivos, esta relación se transforma en una ecuación netamente contable donde el valor de los activos carece de incertidumbre. Sin embargo, observamos que la relación es aproximada porque los activos siguen siendo riesgosos y el compromiso inmediato de la empresa ante un problema de solvencia implica cierta negociación de los pasivos de más largo plazo.

La simplificación a la DI obtenida en (1) propuesta por Byström (2007) supone que la expresión $(r - \sigma_A^2/2)$ es pequeña y que el horizonte temporal T considerado sigue siendo un año, con lo cual la DI se reduce a:

$$d_3 = \frac{\ln(A/B)}{\sigma_A}$$

Bajo el supuesto de que $N(d_2)\approx 1$, la volatilidad del activo puede ser reemplazada por $\sigma_E(E/A)$ como se establece en (3), así la nueva medida de la DI posee solo un elemento desconocido: el valor de mercado de los activos.

$$d_3 = \frac{\ln(A/B)}{\sigma_A} = \frac{\ln(A/B)}{\sigma_E E/A} \qquad (5)$$

Finalmente, se considera una medida del nivel de apalancamiento $L \equiv B/A$, donde los activos se obtienen del balance. Sobre la base de (4) esta puede expresarse

[3] *Se agradece a Daniel Oda por facilitar el código del algoritmo en Stata.*

[4] *Es necesario advertir que dicho supuesto es bastante fuerte, puesto que a priori no podemos saber cual será la PI, por lo que su uso sin un mayor conocimiento puede ser errado.*

como $L \equiv B/(E+B)$. Con ella la expresión simplificada de la DI está dada por:

$$d_3 = \frac{\ln(1/L)}{\sigma_E(1-L)} = \frac{\ln(L)}{(L-1)}\frac{1}{\sigma_E} \qquad (6)$$

De este modo, la DI resultante se puede inferir directamente de la información del balance y de bolsa sin necesidad de resolver el sistema de ecuaciones no lineales.

3. Estimación de la Probabilidad de Insolvencia

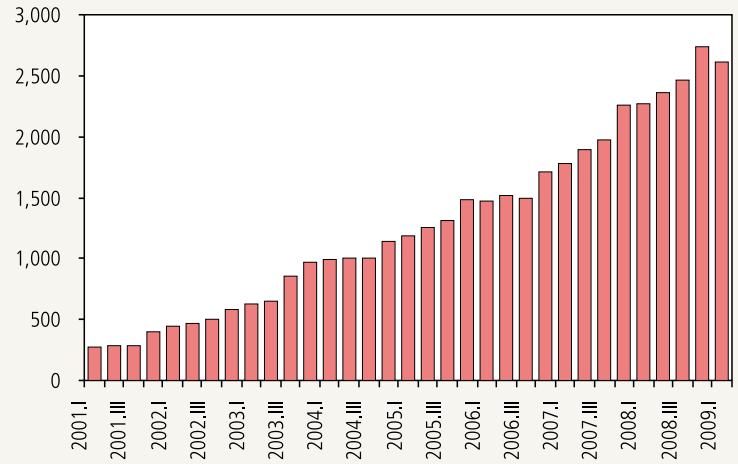
En el modelo de Merton (1974), la probabilidad de insolvencia (PI) se obtiene como $N(-d_2)$.[5] En general, esta es mayor que las PI observadas, como se muestra en Zurita (2008) para el caso de Chile. Por este motivo, Moody's KMV modifica la escala de probabilidades (Crouchy, Galai y Mark, 2000) en su medida EDF. Por otra parte, la distribución normal es poco sensible en las colas de la distribución, por lo que un cambio en la DI tiene poco efecto en la PI. En este sentido, se prefiere una distribución con mayor masa en las colas, como la distribución *t* o logística.

III. Aplicación Empírica a las Casas Comerciales

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación del CCA a las casas comerciales: Cencosud, Falabella, D&S, Ripley y La Polar. Para ellas se cuenta con información pública a través de sus balances, comunicados de prensa e información bursátil. En primer lugar se describe el mercado y cómo han evolucionado sus colocaciones, principal fuente de volatilidad del valor de los activos. A continuación se describen los datos, para luego mostrar las DI obtenidas por los métodos descritos anteriormente. Se observa que ambas medidas presentan estadísticas similares, lo que acredita que estas empresas tienen bajos niveles de riesgo según esta metodología. Finalmente, un análisis de regresión permite relacionar la DI con variables macroeconómicas —crecimiento, desempleo y tasas de interés— estableciendo la importancia del ciclo económico en este indicador de riesgo.

GRÁFICO 1

Colocaciones Nominales de Casas Comerciales
(millones de pesos corrientes)



Fuente: Superintendencia de Valores y Seguros.

1. Antecedentes de Mercado

Un sector interesante de la economía chilena lo constituyen las casas comerciales, las que, en la muestra, suman ventas totales por US$20,951 millones para el año 2008, las que representan el 15% del PIB, con una tasa de crecimiento anual promedio de 11.8% en el nivel previo a la crisis *subprime* y constituyen más del 90% del índice sectorial *retail* de la Bolsa de Santiago. Sin embargo, el elemento de mayor interés para la aplicación de la metodología CCA corresponde al hecho de que estas empresas manejan colocaciones de créditos de consumo propias, poniendo explícitamente un componente de riesgo en el valor de mercado de sus activos. De hecho, el porcentaje de ventas a crédito de esta muestra alcanzó un 62.6% promedio previo al segundo semestre de 2008, el que disminuyó a 58.6% durante el 2009.[6] Estas cifras representan el 17% del total de préstamos de consumo de los hogares. No obstante este porcentaje, las colocaciones han crecido durante la última década (gráfico 1).

[5] *Para detalles sobre la derivación de la PI, véase Gray y Malone (2008).*
[6] *Para mayor detalle, véase Banco Central de Chile (2010).*

CUADRO 1

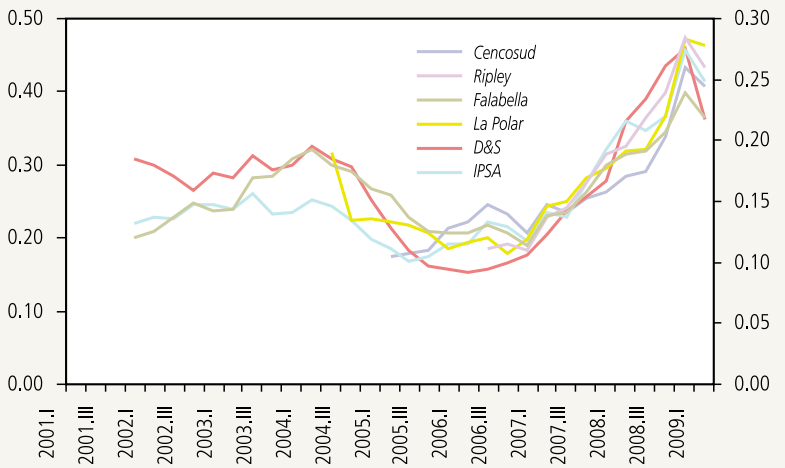
Ingreso del Hogar y Valor de la Deuda de Casas Comerciales por Estrato de Ingreso[a]

Estrato de ingreso	Ingreso total del hogar	Deuda casas comerciales
Estrato 1 (deciles 1 al 5)	509,791 (418,554)	196,000 (366,279)
Estrato 2 (deciles 6, 7 y 8)	783,364 (528,366)	225,425 (405,224)
Estrato 3 (deciles 9 y 10)	2,773,365 (1,625,755)	299,076 (511,864)

Fuente: Encuesta Financiera de Hogares 2007.
a. El primer número indica el valor mediano y el segundo, entre paréntesis, el valor del rango intercuartil.

GRÁFICO 2

Serie de Tiempo de la Volatilidad del Patrimonio



Fuente: Elaboración propia a base de información de Bloomberg.
* Media móvil con una ventana de 4 trimestres
** Eje principal: Cencosud, Falabella, D&S, Ripley y La Polar
*** Eje secundario: IPSA

Analizando la Encuesta Financiera de Hogares 2007 encontramos importantes diferencias entre las distribuciones de ingreso total del hogar y la deuda de casas comerciales, debido a un acceso al crédito por parte de la población con menos recursos y a la menor necesidad de endeudarse de los estratos con ingresos altos (cuadro 1).

Notamos que la distribución de la deuda de consumo de las casas comerciales a través de los estratos económicos tiene una mayor densidad, comparada con el ingreso, en los estratos más bajos, lo que genera una mayor vulnerabilidad en estas empresas, asociada a la recaudación de las cuentas por cobrar.

Por último, la composición del balance de estas firmas muestra que la proporción de deudores por ventas sobre el total de los activos alcanzó a un 26.5% a fines del año 2007, mientras que, por el lado de los pasivos, presentan deuda en instrumentos de renta fija y créditos con la banca, los cuales constituyen poco más del 20% del patrimonio efectivo del sistema bancario.

2. Descripción de la Información

El período de análisis va desde 2001.I a 2009.I, con frecuencia trimestral para coincidir con la información de la deuda obtenida de los balances de las FECU. El valor del patrimonio se obtuvo del valor bursátil de cada firma en el último día transado de cada trimestre por medio de *Bloomberg*. La volatilidad del patrimonio se calculó a través de la desviación estándar del retorno diario del precio de cierre de cada firma utilizando una ventana móvil de tres meses. Finalmente, se usó la tasa de interés de política monetaria vigente en el trimestre como una medida de la tasa de interés libre de riesgo.

Al analizar el comportamiento de la volatilidad del patrimonio se observa que, desde fines del año 2006 hasta fines del 2008, aumentó, pasando de 19% en promedio a 44%, a causa de la mayor incertidumbre existente en el mercado originada en la crisis financiera (gráfico 2). A principios del año 2009, los niveles de volatilidad habían descendido conforme la crisis maduraba; sin embargo, los niveles de riesgo aún se mantienen en cifras históricamente altas.

Por su parte, la medida de apalancamiento definida en la sección anterior se mantiene relativamente estable durante el período de la muestra. Se observan diferencias significativas entre firmas, lo que permite clasificarlas en dos grupos (gráfico 3).

3. Resultados para la Distancia a la Insolvencia

Los resultados muestran que no existen grandes diferencias entre las dos formas utilizadas para calcular la DI (cuadro 2). A su vez, las casas comerciales se pueden clasificar en dos grandes grupos, el primero compuesto por Cencosud, D&S y La Polar, quienes tienen una DI promedio levemente por sobre 7 desviaciones estándares, y el segundo compuesto por Falabella y Ripley, cuya DI promedio está por sobre las 10 desviaciones.

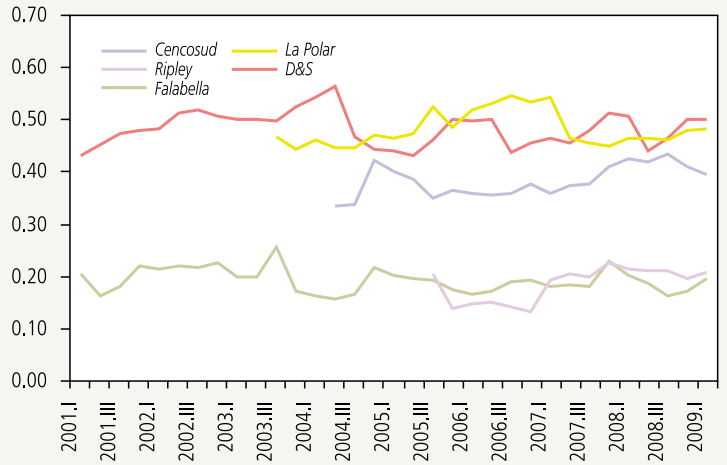
Por otro lado, al analizar la evolución de la DI y la volatilidad de su patrimonio a lo largo del tiempo, se aprecia que el sector se ha movido siguiendo la tendencia del mercado (gráfico 4). Es así como todas las firmas presentan un aumento en la volatilidad del patrimonio entre el 2006 y el 2008, lo cual es coherente con la mayor incertidumbre financiera (gráfico 2).

Del mismo modo, durante el primer trimestre del año 2009 se observa una disminución de la volatilidad del patrimonio acompañada de un aumento de la DI, lo cual muestra que las condiciones del mercado han sido más favorables este año.

Si comparamos la PI de las casas comerciales con la de otros estudios realizados en Chile, observamos que, en el caso de Zurita (2008), el promedio de la PI para las sociedades anónimas que analiza es de 4.9% con una desviación de 14.6%, mientras el promedio de las PI de las firmas de este estudio es 0.08%, con una desviación estándar de 0.60% para el caso de d_2 y de 0.05% con una desviación de 0.38% para d_3. Esto indica que, bajo esta metodología, estas firmas se encuentran con niveles de riesgo de insolvencia acotados.

GRÁFICO 3

Serie de Tiempo del Ratio entre la Barrera y el Total de Activos



Fuente: Elaboración propia a base de información de la Superintendencia de Valores y Seguros.

CUADRO 2

Descripción de las Distintas Formas de Cálculo de DI

	d_2		d_3	
	Media	**Desviación estándar**	**Media**	**Desviación estándar**
Cencosud	7.51	2.79	7.51	2.74
Falabella	11.34	3.64	11.33	3.56
D&S	6.86	2.63	6.88	2.57
Ripley	10.49	5.55	10.47	5.45
La Polar	7.22	3.06	7.24	2.99

Fuente: Elaboración propia a base de información de *Bloomberg* y de la Superintendencia de Valores y Seguros.

4. Relación entre la Distancia a la Insolvencia y Variables Macroeconómicas

Para estimar la relación de la DI con variables del ciclo económico, se consideran regresiones lineales donde el logaritmo de la DI puede ser explicado por su propio rezago, variables macroeconómicas y componentes propios de cada firma. Esto es:

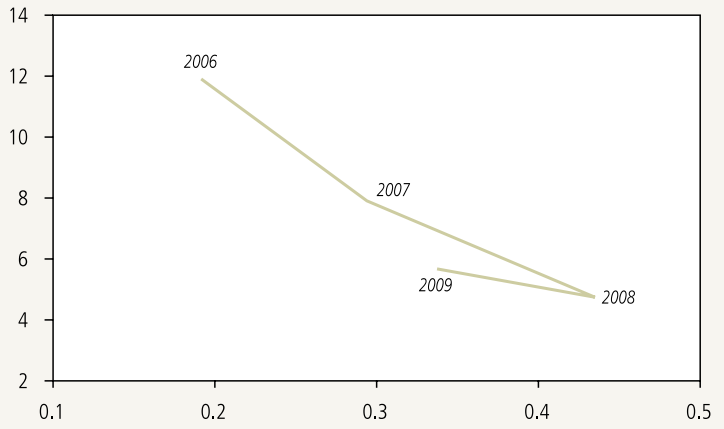
$$y_{it} = \alpha + \beta y_{it-1} + z_t'\delta + x_{it}'\varphi + e_{it}$$

donde $y_{it}=\ln(d_{it})$, z_t representa las variables macroeconómicas, y x_{it} corresponde al conjunto de variables propias de cada firma.

Como variables macroeconómicas se utilizaron: el cambio en la tasa de desempleo reportada por el INE (u_t), el cambio en la tasa de interés nominal a 90 días de los PDBC (r_t) y el cambio porcentual del índice de actividad mensual Imacec (g_t), mientras las variables

GRÁFICO 4

Comparación entre la Distancia a la Insolvencia y la Volatilidad del Patrimonio
(promedio anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de información de Bloomberg y de la Superintendencia de Valores y Seguros.
* El año 2009 sólo incluye el primer trimestre.

propias de cada firma consideradas son: el cambio porcentual en el ingreso financiero (f_{it}) y el nivel de apalancamiento (l_{it}), definido previamente como el cociente entre la barrera y los activos totales, estos últimos obtenidos del balance.

Los resultados obtenidos utilizando tanto la versión original como la simplificada de la distancia a la insolvencia son similares en las distintas especificaciones analizadas (cuadro 3).[7]

Se observa que el efecto de un cambio en la tasa de desempleo es robusto entre especificaciones en ambos casos. Al seleccionar el modelo de acuerdo con el mayor R^2 ajustado (modelos 5 y 10), notamos que el efecto de un cambio de un punto porcentual en la tasa de desempleo genera aproximadamente una reducción de la DI de 0.17 desviaciones estándares. Por otra parte, las variables tasa de interés de corto plazo y cambio en el nivel de actividad también resultan significativas y con los signos esperados.[8]

IV. Conclusiones

En este trabajo se presentó y utilizó el Análisis de Derechos Contingentes (CCA). Esta metodología supone que los activos de las empresas poseen variabilidad, y esta podría generar un riesgo de insolvencia al afectar su capacidad para cumplir con sus obligaciones. Nuestro foco de interés fue el mercado de las casas comerciales, las cuales son empresas que poseen entre sus activos colocaciones propias. Esto implica que el valor de mercado de los activos, obtenidos por esta metodología, refleja tanto las oportunidades de mercado de este sector como la calidad de la cartera de las colocaciones que tienen en balance.

En este sentido se calcula, para las empresas de la muestra, la distancia a la insolvencia, y luego se ilustra una versión simplificada del mismo indicador, bajo el supuesto de que la probabilidad de insolvencia es muy pequeña. La ventaja de esta versión simplificada es que permite calcularla mediante información que proviene del balance y del mercado, sin tener que resolver sistemas de ecuaciones no lineales. Sin embargo, sus alcances son limitados ya que solo puede utilizarse cuando se cumple que la probabilidad de insolvencia es cercana a cero, resultado que no es válido para el caso de firmas que presentan fragilidad financiera.

Los resultados indican que las probabilidades de insolvencia obtenidas por ambos métodos son bajas comparadas con otros estudios realizados en Chile, como es el caso de Zurita (2008), quien obtiene una PI para las sociedades anónimas de 4.9%; en este estudio, en cambio, se encuentra que para las casas comerciales la PI es en promedio de 0.08% para la versión original y de 0.05% para la versión simplificada. Esto indica que, bajo esta metodología, estas firmas se encuentran con niveles de riesgo de insolvencia acotados.

Finalmente, se relaciona la DI con variables macroeconómicas, como son la tasa de desempleo,

[7] *Las estimaciones están basadas en 119 observaciones, las que corresponden a un panel desbalanceado de cinco firmas. Dos de ellas presentan información completa (32 observaciones) mientras las tres restantes tienen al menos 14 períodos.*

[8] *Es importante notar que los resultados de significancia estadística no cambian al considerar los errores estándares estimados por el método de Jackknife, los cuales son más apropiados para muestras pequeñas. Similar conclusión se obtiene al computar los errores estándares por errores robustos utilizando la matriz de varianza y covarianza de sándwich, así como aquellos que resultan de hacer* bootstrap.

CUADRO 3

Regresiones Lineales de la Distancia a la Insolvencia

	d_2					d_3				
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**	**(9)**	**(10)**
y_{it-1}	0.4873 (0.0786) [0.0785]	0.5837 (0.0818) [0.0859]	0.4356 (0.0835) [0.0802]	0.6424 (0.0723) [0.0741]	0.5322 (0.0861) [0.0854]	0.4967 (0.0782) [0.0779]	0.5885 (0.0812) [0.0853]	0.4474 (0.0833) [0.0801]	0.6506 (0.0734) [0.0734]	0.5393 (0.0857) [0.0856]
u_t	-13.7719 (6.5576) [6.6419]	-19.3104 (6.5653) [6.6441]	-11.7927 (6.6012) [6.6178]	-15.7444 (6.1286) [6.3218]	-17.3334 (6.5983) [6.607]	-13.1063 (6.2884) [6.3271]	-18.4043 (6.3099) [6.2728]	-11.3177 (6.3379) [6.36]	-15.0635 (6.0243) [6.0243]	-16.6174 (6.3491) [6.2949]
l_{it-1}	-0.5126 (0.2026) [0.2015]	-0.3851 (0.1995) [0.1883]	-0.5928 (0.2062) [0.2101]		-0.4649 (0.2027) [0.1939]	-0.4956 (0.1955) [0.1948]	-0.3760 (0.1926) [0.183]	-0.5707 (0.1994) [0.203]		-0.4507 (0.1962) [0.1884]
f_{it}	0.0574 (0.0252) [0.0212]	0.0638 (0.0243) [0.0181]	0.0530 (0.0251) [0.0226]	0.0661 (0.0159) [0.0172]	0.0594 (0.0242) [0.0187]	0.0556 (0.0241) [0.0201]	0.0615 (0.0234) [0.0169]	0.0517 (0.0241) [0.0215]	0.0639 (0.0161) [0.0161]	0.0576 (0.0233) [0.0177]
r_t		-36.3451 (11.6575) [10.6701]		-41.5450 (9.8523) [10.4847]	-36.2152 (11.5483) [10.5907]		-34.2107 (11.157) [10.2761]		-39.1709 (10.0920) [10.0920]	-34.1277 (11.068) [10.2192]
g_t			5.7955 (3.3525) [3.8815]	4.0890 (3.2744) [3.3972]	5.7313 (3.2288) [3.5215]			5.2759 (3.2271) [3.6609]	3.6131 (3.1979) [3.1979]	5.2331 (3.1121) [3.3205]
α	1.1950 (0.2065) [0.2177]	0.9458 (0.2144) [0.2254]	1.2794 (0.2105) [0.2137]	0.6597 (0.1605) -0.1651	1.0303 (0.2177) [0.2174]	1.1727 (0.2045) [0.2149]	0.9356 (0.2120) [0.2231]	1.2552 (0.2092) [0.2121]	0.6494 (0.1621) [0.16]	1.0181 (0.2159) [0.2169]
R^2	0.5028	0.5422	0.5157	0.5338	0.5547	0.5139	0.5512	0.5251	0.5416	0.5623
R^2-adj	0.4854	0.5220	0.4942	0.5132	0.5309	0.4968	0.5313	0.5041	0.5214	0.5388

Fuente: Elaboración propia a base de información de *Bloomberg* y de la Superintendencia de Valores y Seguros.
El primer número indica el coeficiente; el segundo, entre paréntesis, su error estándar y el tercero, entre corchetes, el error estándar estimado por Jackknife.

el crecimiento del producto y la tasa de interés. Los resultados corroboran los signos esperados, dado que este conjunto de variables se relaciona directamente con las ventas de las casas comerciales y el comportamiento de no pago de los hogares.

Referencias

Banco Central de Chile (2010). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre 2009.

Byström, H. (2007). "Merton for Dummies: A Flexible Way of Modeling Default Risk." Documento de Trabajo, University of Technology Sydney.

Crouchy, M., D. Galai y R. Mark (2000). "A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models." *Journal of Banking & Finance* 24:59-117.

Duffie. D. y K. Wang (2004). "Multi-Period Corporate Failure Prediction with Stochastic Covariates." NBER Working Paper N°10743.

Fuenzalida, M. y J. Ruiz-Tagle (2009). "Riesgo Financiero de los Hogares." *Economía Chilena* 12(2): 35-53.

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., C. Echeverría y L. Luna (2007). "Una Medida del Riesgo de Insolvencia de la Banca en Chile." En *Informe Estabilidad Financiera*, segundo semestre de 2006.

Gray, D., C. García, L. Luna y J.E. Restrepo (2009). "Riesgo Financiero y Política Monetaria: Una Aplicación para Chile." *Economía Chilena* 12(2):11-33.

Gray, D. y S. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis.* Hoboken, NJ, EE.UU.: John Wiley & Sons.

Korablev, I. y S. Qu (2009). "Validating the Public EDF™ Model Performance during the Credit Crisis." White Paper, Moody's KMV.

Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rate." *Journal of Finance* 29:449-70.

Zurita, F. (2008). "La Predicción de la Insolvencia de Empresas Chilenas." *Economía Chilena* 11(1): 93-116.

CRISIS EN LA ZONA EURO: FUNDAMENTOS TRAS EL RECIENTE AUMENTO DE *SPREADS* SOBERANOS*

*Ari Aisen***
*Ignacio Badilla F.****
*Felipe Jaque S.****
*David Moreno S.***

I. Introducción

El fuerte aumento de la deuda pública de la Zona Euro, generado por las políticas fiscales expansivas —paquetes de estímulo económico y efectos cíclicos sobre los ingresos fiscales—, es un riesgo central presente actualmente en los mercados financieros internacionales, que causa preocupación por la sostenibilidad de las cuentas fiscales y el efecto adverso que tendrían sobre las expectativas de crecimiento en el mediano y largo plazo.[1]

A consecuencia de lo anterior, se observan importantes aumentos en los *spreads* y *credit default swaps* (CDS) de la deuda soberana de estas economías.

Esta nota evalúa la reacción de los mercados financieros internacionales ante los problemas fiscales presentados por los países de la Zona Euro, especialmente los denominados PIIGS (Portugal, Irlanda, Italia, Grecia y España), siendo los más afectados Grecia y Portugal (ver gráficos 1 y 2).

Analizar las posibles implicancias de la crisis fiscal en los países de la Zona Euro es relevante para la política macro-financiera de países pequeños y abiertos como Chile, ya que los efectos a nivel global de la mayor incertidumbre en los mercados tras la crisis pueden afectar negativamente las condiciones de acceso —costos, montos y plazo de financiamiento— de bancos y firmas y del Estado al mercado financiero internacional.

En la sección II se presenta la cronología de los eventos relacionados con la crisis de deuda de estas economías; la sección III presenta un análisis y perspectivas de la situación fiscal; la sección IV analiza la exposición de la banca europea a las economías PIIGS; la sección V aporta un análisis econométrico sobre los determinantes de los cambios en los CDS de la deuda pública en este último período. Finalmente, la sección VI entrega los comentarios finales y conclusiones de la nota.

II. Cronología de Eventos

El 20 de octubre de 2009 podría definirse como el comienzo de las preocupaciones por la deuda soberana de Grecia, fecha en la cual el gobierno griego corrigió su estimación de déficit para el año 2009 de 6% a 12.7% de su PIB. Esta sorpresa generó cuestionamientos a las estadísticas públicas del país, desencadenando que, en el mes de noviembre, la Comisión Europea declarara que revisaría las cifras fiscales de Grecia, reportando el 12 de enero del presente año varias irregularidades. Tanto Fitch como Moody's rebajaron, en el mismo mes de octubre, la clasificación de la deuda soberana griega (ver cuadro A1 en apéndice A).

Durante el mes de diciembre, continuaron los ajustes a la baja de las clasificaciones de riesgo[2] de Grecia, acompañados esta vez de un cambio negativo en el Outlook de las deudas soberanas de Irlanda, Portugal y España. Las disminuciones de Grecia efectuadas por Fitch Ratings y Standard & Poor's, dejaron los bonos griegos en un nivel por debajo del requerimiento como colateral

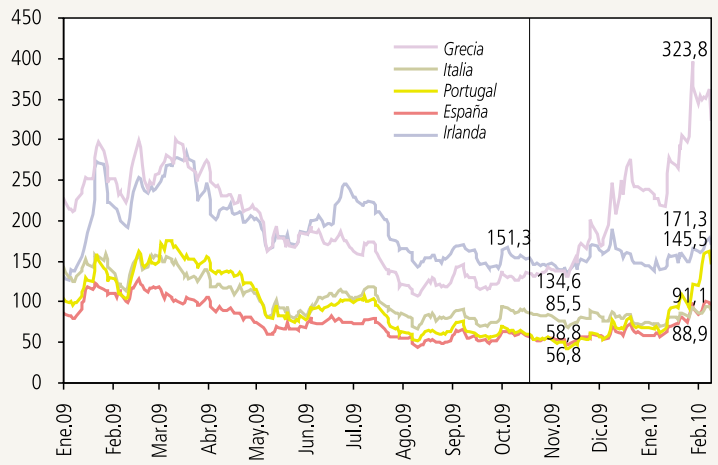
* *Agradecemos los comentarios de Pablo Pincheira, Kevin Cowan, Sergio Lehmann y Pablo García. El presente estudio se cerró a fines de febrero de 2010, por lo que no incluye sucesos posteriores a esta fecha.*
** *Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mails: aaisen@bcentral.cl; dmoreno@bcentral.cl*
*** *Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: ibadilla@bcentral.cl; fjaque@bcentral.cl*
1 *Cecchetti, Mohanty y Zampoli (2010) discuten en detalle los problemas fiscales que enfrentan los países avanzados después de la crisis de 2008 y sus implicancias respecto del mayor costo de financiamiento futuro a que estarían expuestos estos países.*
2 *Se refiere a rebajas en la clasificación de deuda de largo plazo en moneda local y extranjera.*

para operaciones en el Banco Central Europeo, lo que aumentó aun más el costo financiero de su deuda. Sin embargo, aún permanece en la lista de activos elegibles por el BCE, debido a que Moody's solo disminuyó la clasificación a A2.[3]

En enero, la revisión de las cifras fiscales por parte de la Comisión Europea generó una mayor incertidumbre, y los mercados pusieron aún más atención en los otros países periféricos de la Zona Euro. A fines de mes, Portugal y España entregaron una nueva estimación de su déficit (mayor en 1-2% del PIB respecto del último anuncio), pero al mismo tiempo entregaron planes de austeridad fiscal. Aun así, los *spreads* continuaron subiendo.

GRÁFICO 1

***Spreads* de bonos soberanos a 10 años[a]**
(puntos base)



Fuente: *Bloomberg.*
a. *Spread* sobre el Bund a 10 años. Valores al 20 de octubre de 2009 y al 8 de febrero de 2010.

III. Análisis y Perspectivas de la situación fiscal en la Zona Euro Periférica[4]

Grecia

El gobierno de este país envió el 15 de enero su plan de estabilización a la Comisión Europea, el cual busca reducir su déficit presupuestario desde 12.8% del PIB en 2009 hasta 2.8% en 2012. Las medidas se encuentran especificadas solo para 2010, incluyendo la reducción de la evasión y exenciones tributarias y aumento de impuestos específicos. También están la reducción de contrataciones en el sector público y recortes en transferencias a personas. El 3 de febrero, la Comunidad Europea pidió fijar fechas de implementación para estas medidas.

La situación de Grecia es bastante más precaria que la de los otros países considerados. El gobierno debe enfrentar requerimientos de €55 miles de millones este año (la mitad vence hacia mayo, incluyendo €17 miles de millones en amortizaciones de deuda de largo plazo), lo que se suma a sus persistentes déficits fiscales (7.7% del PIB en promedio desde 1980) y a su alto nivel de deuda pública ——la que ha bordeado el 100% constantemente—, lo que genera dudas respecto de la capacidad del gobierno para cumplir sus compromisos de deuda y del respaldo político con que pueda contar para solucionar el problema.

En el corto plazo, el apoyo financiero por parte de la Zona Euro sería la salida más probable a la situación de Grecia. De encontrar dificultades de financiamiento a través de los mercados, podría haber préstamos bilaterales con sus socios europeos, coordinados por la Comisión Europea, bajo el paraguas del Artículo 122 que permite este arreglo en situaciones excepcionales.[5] La Comisión Europea ya presentó por su parte, el 3 de febrero, las recomendaciones para que Grecia alcance un déficit de 3% del PIB en el mediano plazo.[6]

[3] *Recientemente, Moody's declaró que también podría revisar a la baja la clasificación de Grecia, lo que haría que los papeles griegos dejasen de ser considerados como colateral elegible para operaciones del Banco Central Europeo.*

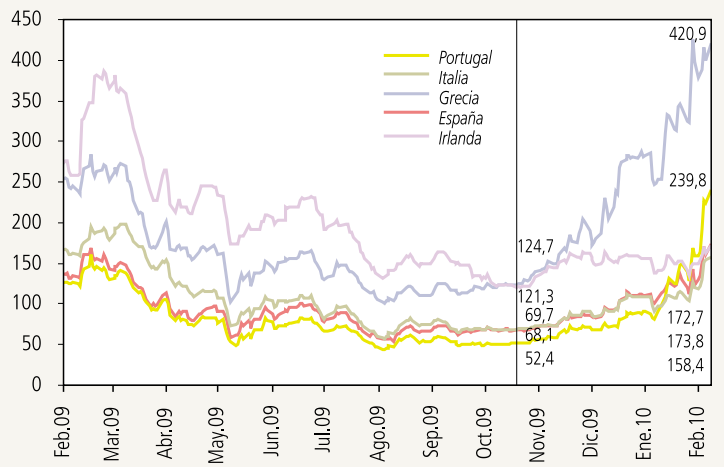
[4] *Para datos y proyecciones macroeconómicas, ver cuadro A2 en el apéndice A.*

[5] *En el artículo 122 del Tratado de Funcionamiento de la Unión Europea se establece que: "En caso de dificultades o en caso de serio riesgo de dificultades graves en un Estado miembro, ocasionadas por catástrofes naturales o acontecimientos excepcionales que dicho Estado no pudiere controlar, el Consejo, a propuesta de la Comisión, podrá acordar, en determinadas condiciones, una ayuda financiera de la Unión al Estado miembro en cuestión. El Presidente del Consejo informará al Parlamento Europeo acerca de la decisión tomada".*

[6] *En esta situación, el FMI también puede formar parte del rescate. Algunas dudas, sin embargo, apuntan que, al igual que la Comisión Europea, haría recomendaciones sobre política fiscal. A favor, juega el poco apoyo político en los países de la Zona Euro a rescatar a Grecia, pues el FMI no tendría esta carga.*

GRÁFICO 2

CDS soberanos a 5 años[a]
(puntos base)



Fuente: *Bloomberg*.
a. Valores al 20 de octubre de 2009 y al 8 de febrero de 2010.

Por el lado de Portugal, las medidas han sido consideradas correctas, pero que se requiere mayor audacia. En comparación con España, su deuda pública ha registrado un aumento bastante mayor en los *spreads* (gráficos 1 y 2).

Italia e Irlanda

El caso de Italia no ha sido considerado como precario, su déficit fiscal es sustancialmente menor para 2009 (5.3% del PIB) y presenta bastante fortaleza en el balance, aun cuando su deuda pública es bastante elevada, al igual que el servicio de su deuda pública (114% y 14.1% del PIB para 2009, respectivamente). Irlanda, por su parte, ya inició un fuerte proceso de ajuste, que el mercado ha premiado sin aumentarle los *spreads* a su deuda pública, los que se encuentran actualmente al mismo nivel que España e Italia.

España y Portugal

Los gobiernos respectivos presentaron, a fines de enero, sus nuevas estimaciones del déficit de 2009 y los planes de austeridad fiscal en adelante. El mercado ha considerado, en general, que las medidas del gobierno español son realistas y creíbles, en parte debido al bajo nivel actual de su deuda pública. Esto ha puesto cierto grado de diferenciación respecto de Grecia, en los *spreads* cobrados a su deuda.

Perspectiva general

La manera y la oportunidad con que Grecia resuelva sus problemas fiscales serán de vital importancia para determinar el nivel de contagio a otros países de la Zona Euro. Dado el escenario fiscal general de otros países europeos, cabe esperar que los potenciales problemas de insolvencia de Grecia no sean compartidos por otras economías (ver cuadro 1).

CUADRO 1

Resumen de Posición Fiscal
(% del PIB, % de la deuda total)

País	Deuda pública 2009(e) (% del PIB)	Déficit fiscal 2010(f) (% del PIB)	Vencimientos de la deuda pública 2010(f)[a]
Zona Euro	78.2	-6.8	–
Grecia	112.6	-12.2	11.7
Irlanda	65.8	-14.7	9.2
Italia	114.6	-5.3	16.2
Portugal	77.4	-8.0	16.6
España	54.3	-10.0	17.3

Fuentes: *Capital Economics*, Comisión Europea y Moody's.
(e) Estimación. (f) Proyección.
a. Porcentaje de la deuda total.

IV. Exposición de la Banca de la Zona Euro a las economías PIIGS

Según información del BIS, a septiembre de 2009, los bancos internacionales reportantes a éste tendrían una exposición de US$302 miles de millones en Grecia, de los cuales US$106.9 miles de millones estarían en el sector público, representando cerca del 30% de la deuda pública de este país. La mayor parte de los activos internacionales de estos bancos en Grecia, está en manos de bancos franceses (25%), suizos (21%) y alemanes (14%). Otro de los países que también presenta un 30% de su deuda pública en manos de bancos internacionales es Portugal, con US$52.5 miles de millones.

Por otra parte, Grecia representa el 5.9% de los activos internacionales de los bancos portugueses y 3.5% de los bancos suizos (ver cuadro 2). La exposición total a las economías periféricas (PIIGS) de los bancos de Bélgica, Francia, Alemania y Portugal, representa más del 20% de sus activos extranjeros. Los bancos de Irlanda, los Países Bajos, España y el Reino Unido también presentan exposiciones considerables a estas economías (por sobre el 10% de sus activos extranjeros).

Estas interrelaciones se ven reflejadas en los precios de acciones y en los CDS de los bancos de los principales países acreedores y de los bancos en la Zona Euro periférica (ver gráficos 3 a 6), los cuales han reaccionado a la par con los eventos ya mencionados. Además, el aumento de los CDS de los bancos podría estar relacionado con la exposición de sus activos a la deuda pública —en parte utilizada como activo para atender sus manejos de liquidez—, lo que podría generar problemas sistémicos especialmente en Grecia y Portugal.

Considerando la matriz acreedora bancaria de Chile, esta exposición no representa riesgos relevantes directos, por cuanto los bancos con exposición a la Zona no son las instituciones financieras más importantes que prestan a Chile. Sin embargo, no se pueden descartar otros riesgos relevantes, entre ellos un aumento del costo de fondeo de los bancos españoles en Chile, lo que podría generar una contracción crediticia.

CUADRO 2

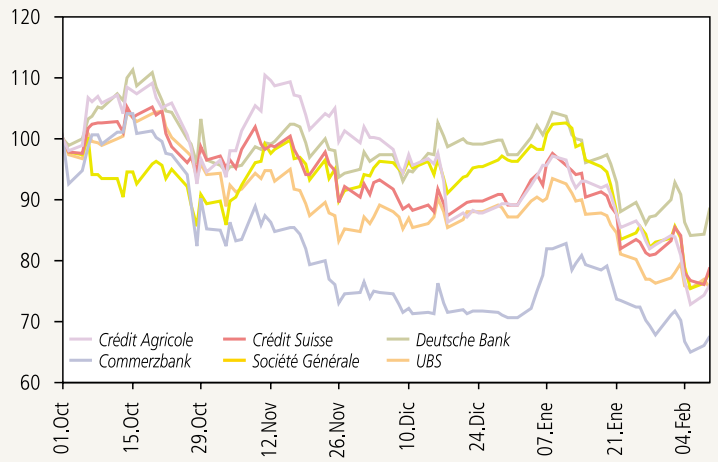
Activos Internacionales de los Bancos Reportantes al BIS
(porcentaje del total de activos extranjeros en las economías PIIGS)[a]

	Austria	Bélgica	Francia	Alemania	Irlanda	Italia	Países Bajos	Portugal	España	Suiza	Reino Unido	Estados Unidos	Bancos europeos
Grecia	1.2	0.9	2.0	1.2	1.3	0.8	0.7	5.9	0.1	3.5	0.3	0.6	1.2
Irlanda	1.8	8.3	2.1	5.5		2.3	2.1	12.5	1.2	1.0	5.2	2.7	3.4
Italia	4.0	5.8	13.4	6.0	7.3		4.7	3.2	3.8	1.2	2.1	2.3	5.3
Portugal	0.5	1.0	1.0	1.4	0.9	0.7	0.7		6.6	0.2	0.7	0.2	1.2
España	1.8	5.3	5.3	6.9	4.9	3.1	7.6	16.6		0.8	3.2	1.9	4.3
Total	9.3	21.3	23.8	21.0	14.4	6.9	15.7	38.1	11.6	6.6	11.5	7.8	15.4

Fuente: BIS.
a. Tabla 9B *Locational banking statistics* a septiembre de 2009.

GRÁFICO 3

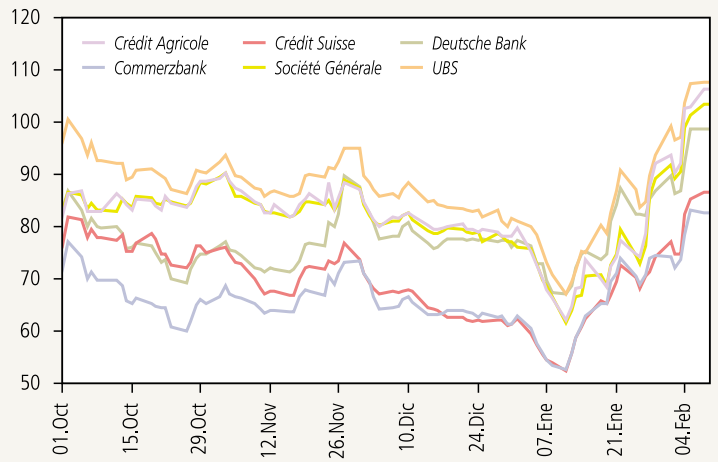
Precios de acciones de bancos de países acreedores
(indice 01/10/09=100)



Fuente: *Bloomberg.*

GRÁFICO 4

CDS de bancos de países acreedores
(puntos base)



Fuente: *Bloomberg.*

V. Análisis Empírico de las determinantes en los cambios de las Primas por Riesgo en el reciente Período de Turbulencia

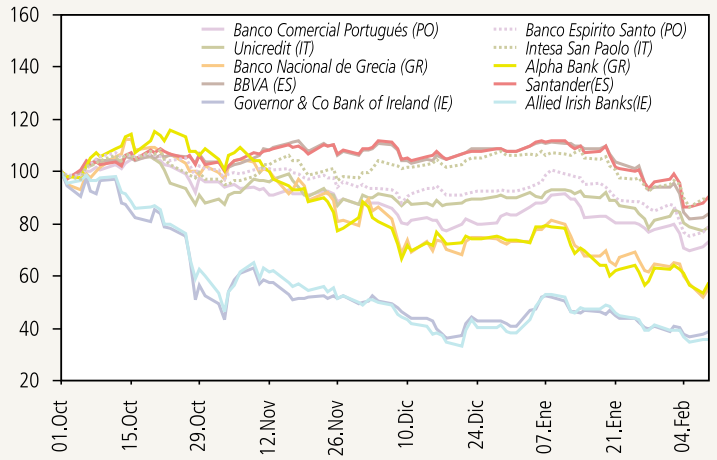
Para medir el rol de las condiciones macroeconómicas en la evolución de los premios por riesgo observada en una muestra de economías emergentes y desarrolladas —medidos como el cambio en los CDS de cada país—durante el reciente episodio de turbulencia en Europa, se consideraron variables asociadas al stock de deuda pública como porcentaje del PIB, así como los cambios esperados en su nivel de endeudamiento público (saldo fiscal proyectado para el 2010) y externo (saldo en cuenta corriente proyectado para el 2010). En este sentido, es esperable que una posición fiscal más débil afecte negativamente las primas por riesgo en escenarios de mayor incertidumbre. Asimismo, la debilidad de las cuentas externas debería incidir en el mismo sentido sobre la variable dependiente.

Para incorporar el cambio en la percepción del mercado relativa al desempeño esperado para las economías, se incluyó el cambio en las proyecciones de crecimiento para el 2010 de la encuesta de *Consensus Forecast* de septiembre del 2009 y enero del 2010. Esta variable busca capturar el cambio de las expectativas del mercado para una estimación de corte transversal. De acuerdo con esto, una reducción de las perspectivas de crecimiento de las economías debería producir mayores aumentos en la prima por riesgo de los países, dado su impacto en la capacidad para amortizar los vencimientos de más corto plazo de su deuda.

Por otro lado, para medir el posible contagio desde Grecia hacia las restantes economías periféricas PIIGS, se incorporó una *dummy* que toma valor 1 para estos países, con la excepción de Grecia. Esta *dummy* busca medir el efecto de poseer una moneda única y, consecuentemente, la imposibilidad de

GRÁFICO 5

Precios de acciones de bancos PIIGS
(índice 01/10/09=100)



Fuente: *Bloomberg.*

utilizar la devaluación como instrumento de salida a una crisis de deuda. Adicionalmente, podría capturar el aumento de incertidumbre respecto de la credibilidad fiscal de estas economías. En este sentido, Kannan y Köhler-Geib (2009) mencionan que se produce un canal de contagio adicional a los tradicionales vínculos comerciales y financieros ante crisis sorpresivas que generan incertidumbre de los inversionistas respecto de la confiabilidad de la información financiera disponible.[7]

Para la variable dependiente, se consideró el cambio de los premios de los contratos CDS entre octubre del 2009 y febrero del 2010, para una muestra de 39 economías de Europa, América Latina, Asia y otras industrializadas. Zhu (2004) revisa la dinámica de los premios soberanos[8] y los premios de los contratos CDS, y encuentra una alta correlación en el largo plazo, mientras que en el corto plazo los premios de los contratos de CDS muestran una reacción más rápida ante cambios en las condiciones de mercado. En la coyuntura actual, los premios de CDS nos permiten comparar la situación de las economías de la Zona Euro con las de otras regiones. Sin embargo, se debe considerar que estos instrumentos son susceptibles a una mayor volatilidad, dado que no se requiere tener el activo subyacente para contratar estas coberturas.[9]

Los resultados de las estimaciones se resumen en el cuadro 3. Las distintas especificaciones consideran las variables fiscales de saldo y deuda en conjunto y alternativamente. Asimismo, se realizaron estimaciones que incorporan la *dummy*. Si bien los ajustes de las expectativas afectan tanto a la variable dependiente como a las variables explicativas —lo que podría generar problemas de endogeneidad—, se puede suponer que al medir las variables de control con proyecciones realizadas al inicio del período de turbulencia —octubre 2009—, se remueve parte de este problema. De todas formas, cabe mencionar que los parámetros estimados podrían presentar sesgos por este factor.[10]

El ajuste de las expectativas de crecimiento para el 2010 en el último trimestre juega un rol a la hora de explicar el mayor aumento de las primas por riesgo de algunas de las economías de la muestra. Así, podemos asociar esta variable al empeoramiento del desempeño macroeconómico y su efecto en la capacidad de las economías para cumplir sus compromisos de deuda o bien refinanciarlos.

Al controlar por el cambio en las expectativas de crecimiento, las variables fiscales capturan el efecto de una posición fiscal débil sobre la prima por riesgo. Por un lado, el saldo fiscal proyectado para el 2010 explica parte del aumento del premio. Sin embargo, al considerar la especificación en conjunto con el stock de deuda del 2009, ambas variables pierden significancia. Se puede argumentar que el stock de

[7] *En el caso de Grecia, las dudas sobre la información de las finanzas públicas podría haber generado dudas entre los inversionistas con respecto a las estadísticas de otras economías de la Zona Euro.*

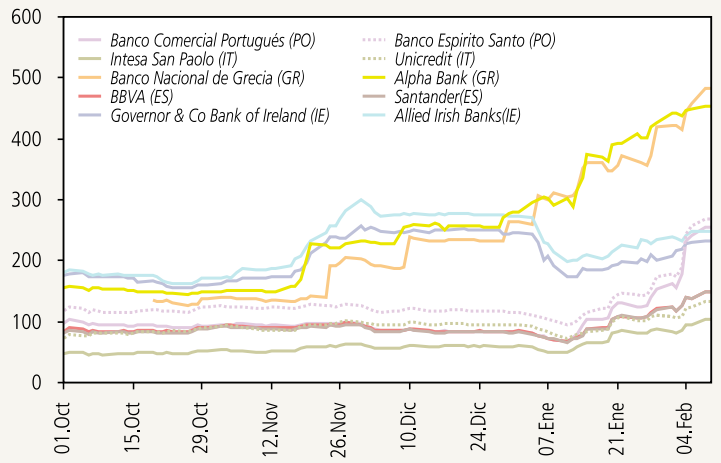
[8] *Corresponde a la diferencia de rendimiento entre el bono soberano y la de su benchmark libre de riesgo. En el caso de Europa, considera como benchmark los bonos del gobierno alemán (Bunds).*

[9] *Analistas de mercado comparan el caso del mercado de CDS de Grecia con la caída del fondo LTCM en 1998, y AIG en 2008, ejemplificando el efecto espiral de operaciones de instrumentos derivados en medio de un episodio de alta turbulencia.*

[10] *Sesgos por variables omitidas también podrían estar presentes, dado que el modelo no incluye todas las variables que podrían afectar la evolución de los CDS. Hilscher y Nosbusch (2007) identifican una amplia lista de variables que afectan el riesgo soberano de una muestra de economías.*

GRÁFICO 6

CDS de bancos PIIGS
(puntos base)



Fuente: *Bloomberg.*

Por otro lado, el saldo de cuenta corriente esperado para el 2010 indica que las economías que han registrado un mayor incremento en sus primas por riesgo son aquellas cuya posición externa ha empeorado más. Cabe destacar la robustez de esta variable en las distintas especificaciones, lo que indicaría que, en una crisis como la actual, en la que el mayor endeudamiento público se traduce en mayor endeudamiento externo, amplifica el efecto sobre el costo de financiamiento de una economía.

Adicionalmente, la variable *dummy* incluida para las economías PIIGS no resulta significativa, lo que indicaría que el efecto en las primas por riesgo para estos países está bien capturado por su situación fiscal y externa, sin evidencia preliminar de un castigo adicional de los inversionistas a la deuda de estas economías.

CUADRO 3

Regresiones en Sección Cruzada
(muestra de 39 economías)

Cambio en premios de CDS Oct.09-Feb.10

Variables independientes	Especificaciones			
	1	2	3	4
Constante	9.49 (0.53)	5.96 (0.68)	12.88 (0.37)	13.73 (0.31)
Saldo fiscal / PIB	-2.39 (0.34)	-3.07 (0.21)	-5.25 (0.01)	
Deuda pública / PIB	0.30 (0.13)	0.31 (0.12)		0.42 (0.01)
Cuenta corriente / PIB	-3.83 (0.01)	-4.19 (0.00)	-4.15 (0.00)	-4.43 (0.00)
Ajuste expectativas PIB	-21.48 (0.09)	-18.79 (0.13)	-20.68 (0.10)	-16.88 (0.17)
Dummy PIIGS	23.13 (0.34)			
R^2 ajustado	0.39	0.39	0.36	0.37

Fuente: Elaboración de los autores.
P-values en paréntesis.

Al revisar los residuos entre el cambio efectivo de prima por riesgo y los estimados con la especificación 4,[11] se encuentra que 20 de las economías de la muestra registran aumentos de su prima por riesgo menores que lo estimado por el modelo. Por otro lado, Grecia y Portugal aparecen como las economías más afectadas, por sobre lo que sugiere su condición fiscal y externa. Esto podría indicar la presencia de riesgos específicos no considerados en la regresión[12] (ver gráficos 7 y 8).

Por otra parte, economías como Estonia y Letonia arrojan residuos negativos, lo que indica que su prima por riesgo reaccionó menos que lo estimado durante el reciente episodio de turbulencia. Esto podría estar ligado a los planes de apoyo que recibieron del FMI durante el 2009, lo que atenuaría el ajuste de los inversionistas sobre sus papeles de deuda.

deuda pública proyectado para el 2010 incorpora ambos efectos y, por tanto, captura de mejor manera el rol de la situación fiscal.

[11] *Incluye las variables cambio en expectativa de crecimiento, deuda pública proyectada,y saldo en cuenta corriente esperado para 2010.*

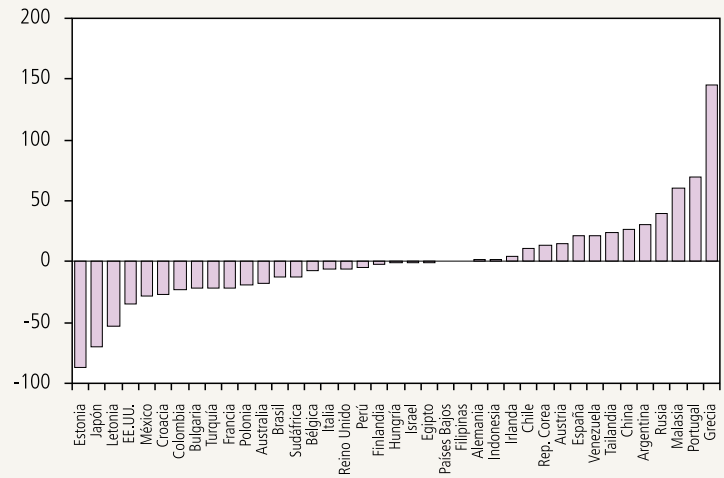
[12] *Parte del mercado podría estar asignando una probabilidad a la salida de Grecia y Portugal de la Zona Euro, lo que podría suponer un incumplimiento de la deuda pública. Adicionalmente, podría reflejar una sobrerreacción del mercado de CDS soberanos, ante la entrada de agentes especuladores.*

Otra economía que muestra un aumento acotado de su prima por riesgo es Japón, el que, a pesar de tener un elevado nivel de deuda pública que bordea el 200% del PIB, registraría un nuevo superávit externo durante el 2010.

En resumen, si bien la mayoría de las economías de la muestra mostraron aumentos de la prima por riesgo durante el reciente período de mayor incertidumbre, esta estuvo en la mayoría de los casos dentro de lo esperable, dada la débil situación fiscal y externa del período 2009-2010. Destacan los incrementos de Grecia y Portugal, las que muestran una desafortunada mezcla de alto endeudamiento fiscal y externo, a lo que sumarían las especulaciones respecto de las posibles salidas a la situación que enfrentan.

GRÁFICO 7

Residuos para Cambio en Primas por Riesgo en base a especificación 4
(puntos base)



Fuente: Elaboración de los autores.

VI. Comentarios Finales

Las primas por riesgo de los bonos soberanos de las economías PIIGS muestran significativas alzas en los últimos meses, a consecuencia, en parte, de preocupaciones por la evolución esperada de su situación fiscal, sumadas, en algunos casos, a un elevado déficit externo esperado para el 2010.

A partir de un ejercicio simple, se busca explicar la magnitud del ajuste de primas por riesgo en función de la situación fiscal y de cuenta corriente de una muestra de economías de distintas regiones, incluida la Zona Euro. Los principales resultados de las estimaciones muestran que una posición fiscal esperada más débil y mayores déficits en cuenta corriente implicarían mayores ajustes en el premio por riesgo de las economías. Asimismo, el empeoramiento de las expectativas de crecimiento también jugaría un rol en los aumentos en los premios. La incorporación de una *dummy* para las economías PIIGS, que busca medir el grado de contagio generado por la incertidumbre de la situación en Grecia, no resulta relevante para explicar los movimientos de los *spreads* de los bonos de gobierno.

De esta forma, las estimaciones logran capturar los movimientos de los premios por riesgo en la mayoría de los casos, siendo la mayor excepción Grecia, cuya prima implícita en los papeles de deuda aumenta muy por sobre lo que indicaría su situación de endeudamiento fiscal y externo. Algo similar enfrenta Portugal, cuya economía suma un importante déficit externo a una débil situación fiscal.

Referencias

Hilscher, J. y Y. Nosbusch (2007). "Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt." EFA 2007 Ljubljana Meetings Paper.

Cecchetti, S., M. Mohanty y F. Zampolli (2010). "The Future of Public Debt: Prospects and Implications." Banco de Pagos Internacionales (BIS).

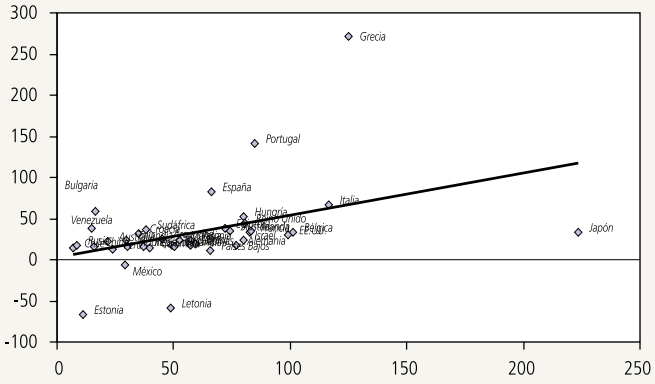
Kannan, P. y F. Köhler-Geib (2009). "The Uncertainty Channel of Contagion, Working Paper, 09/219, Fondo Monetario Internacional.

Zhu, H. (2004). "An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market." Working Paper 160, Banco de Pagos Internacionales (BIS).

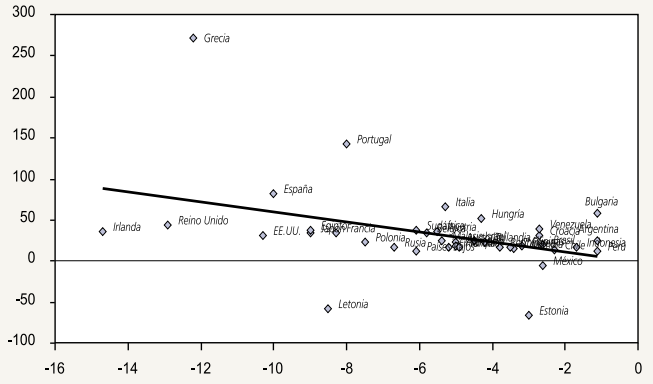
GRÁFICO 8

Relaciones entre Variables

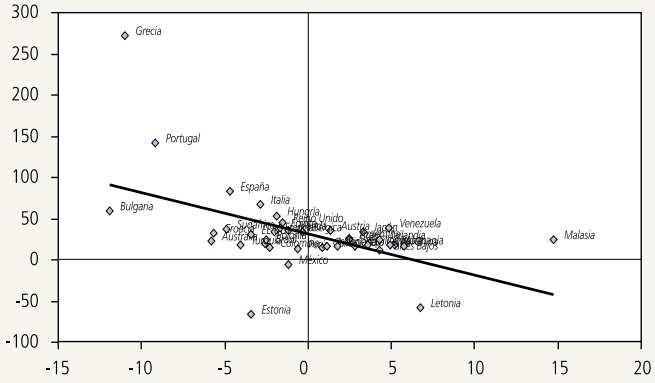
Cambio premio CDS vs. deuda pública
(puntos base, % del PIB)



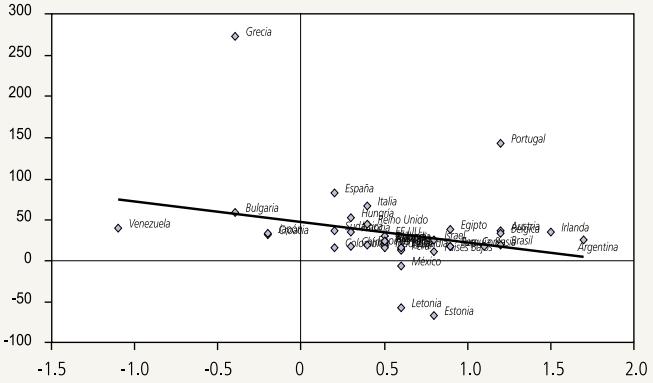
Cambio premio CDS vs. saldo fiscal
(puntos base, % del PIB)



Cambio premio CDS vs. Saldo en cuenta corriente
(puntos base, % del PIB)



Cambio premio CDS vs. ajuste de expectativas de PIB
(puntos base, puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración de los autores.

APÉNDICE

CUADRO A1

Revisión de Clasificaciones de Riesgo
(entre octubre de 2009 y 5 de febrero de 2010)

País	Fecha	Tipo de rating	Agencia	Rating actual	Rating anterior
Italia	14.Oct.09	Foreign Currency LT Debt	JCR	AA	AA+
Italia	14.Oct.09	Local Currency LT Debt	JCR	AA	AA+
Italia	14.Oct.09	Outlook	JCR	STABLE	
Grecia	22.Oct.09	Foreign Currency LT Debt	Fitch	A-	A
Grecia	22.Oct.09	Local Currency LT Debt	Fitch	A-	A
Grecia	22.Oct.09	LT FC Issuer Default	Fitch	A-	A
Grecia	22.Oct.09	LT LC Issuer Default	Fitch	A-	A
Grecia	29.Oct.09	FC Curr Issuer Rating	Moody's	A1 *-	A1
Grecia	29.Oct.09	Foreign Currency LT Debt	Moody's	A1 *-	A1
Grecia	29.Oct.09	LC Curr Issuer Rating	Moody's	A1 *-	A1
Grecia	29.Oct.09	Local Currency LT Debt	Moody's	A1 *-	A1
Portugal	29.Oct.09	Outlook	Moody's	NEG	
Irlanda	04.Nov.09	Foreign Currency LT Debt	Fitch	AA-	AA+
Irlanda	04.Nov.09	Local Currency LT Debt	Fitch	AA-	AA+
Irlanda	04.Nov.09	LT FC Issuer Default	Fitch	AA-	AA+
Irlanda	04.Nov.09	LT LC Issuer Default	Fitch	AA-	AA+
Irlanda	04.Nov.09	Outlook	Fitch	STABLE	
Grecia	07.Dic.09	Foreign Currency LT Debt	S&P	A- *-	A-
Grecia	07.Dic.09	Local Currency LT Debt	S&P	A- *-	A-
Portugal	07.Dic.09	Outlook	S&P	NEG	
Grecia	08.Dic.09	Foreign Currency LT Debt	Fitch	BBB+	A-
Grecia	08.Dic.09	Foreign Currency ST Debt	Fitch	F2	F1
Grecia	08.Dic.09	Local Currency LT Debt	Fitch	BBB+	A-
Grecia	08.Dic.09	LT FC Issuer Default	Fitch	BBB+	A-
Grecia	08.Dic.09	LT LC Issuer Default	Fitch	BBB+	A-
Grecia	08.Dic.09	Outlook	Fitch	NEG	
Grecia	08.Dic.09	ST Issuer Default Rating	Fitch	F2	F1
España	09.Dic.09	Outlook	S&P	NEG	
Grecia	11.Dic.09	Domestic Curr Issuer Rtg	R&I	A+ *-	AA-
Grecia	11.Dic.09	Foreign Curr Issuer Rtg	R&I	A+ *-	AA-
Grecia	16.Dic.09	Foreign Currency LT Debt	S&P	BBB+ *-	A- *-
Grecia	16.Dic.09	Foreign Currency ST Debt	S&P	A-2 *-	A-2
Grecia	16.Dic.09	Local Currency LT Debt	S&P	BBB+ *-	A- *-
Grecia	16.Dic.09	Local Currency ST Debt	S&P	A-2 *-	A-2
Grecia	22.Dic.09	FC Curr Issuer Rating	Moody's	A2	A1 *-
Grecia	22.Dic.09	Foreign Currency LT Debt	Moody's	A2	A1 *-
Grecia	22.Dic.09	LC Curr Issuer Rating	Moody's	A2	A1 *-
Grecia	22.Dic.09	Local Currency LT Debt	Moody's	A2	A1 *-
Grecia	22.Dic.09	Outlook	Moody's	NEG	
Irlanda	13.Ene.10	Domestic Curr Issuer Rtg	R&I	AA	AA+
Irlanda	13.Ene.10	Domestic ST Credit Rtg	R&I	a-1+	a-1+
Irlanda	13.Ene.10	Foreign Curr Issuer Rtg	R&I	AA	AA+
Irlanda	13.Ene.10	Foreign ST Credit Rtg	R&I	a-1+	a-1+
Irlanda	13.Ene.10	LT Domestic outlook	R&I	NEG	
Irlanda	13.Ene.10	LT Foreign Crncy Outlook	R&I	NEG	

Fuente: *Bloomberg*.

CUADRO A2

Datos Macroeconómicos Relevantes

País	2005	2006	2007	2008	2009(f)	2010(f)
PIB real (% variación anual)						
Eurozona	1.7	3.0	2.8	0.6	-4.0	0.7
Grecia	2.2	4.5	4.5	2.0	-1.1	-0.3
Irlanda	6.4	5.7	6.0	-3.0	-7.2	-1.1
Italia	0.7	2.0	1.6	-1.0	-4.7	0.7
Portugal	0.9	1.4	1.9	1.0	-2.9	0.3
España	3.6	3.9	3.6	0.9	-3.7	-0.8
Ahorro bruto doméstico a PIB (%)						
Eurozona	22.2	22.8	23.7	23.1	20.7	20.8
Grecia	12.1	12.2	11.8	12.1	12.6	13.2
Irlanda	38.8	38.6	37.2	32.5	31.5	31.4
Italia	20.6	20.8	21.6	20.7	18.8	19.0
Portugal	13.7	14.0	14.7	12.8	10.4	10.1
España	24.2	24.5	24.4	23.7	23.0	22.4
Gasto total del gobierno general (% variación anual)						
Eurozona	3.30	3.50	3.80	4.70	4.70	2.00
Grecia	0.90	5.10	11.40	15.80	4.00	0.00
Irlanda	9.30	10.70	13.70	11.10	0.70	2.30
Italia	3.60	5.20	2.40	3.50	3.20	1.00
Portugal	6.10	1.20	3.70	2.50	9.70	0.80
España	6.90	8.20	9.20	8.30	6.20	0.50
Saldo financiero del gobierno general (% del PIB)						
Eurozona	-2.5	-1.3	-0.6	-2.0	-6.4	-6.8
Grecia	-5.2	-2.9	-3.7	-7.7	-12.7	-12.2
Irlanda	1.7	3.0	0.3	-7.1	-12.5	-14.7
Italia	-4.4	-3.3	-1.5	-2.8	-5.3	-5.3
Portugal	-6.0	-4.0	-2.5	-2.7	-7.9	-8.0
España	1.0	2.0	1.9	-4.1	-11.2	-10.0
Deuda del gobierno general (% del PIB)						
Eurozona	69.6	67.8	65.6	69.2	78.2	84.0
Grecia	100.0	97.1	95.6	99.2	112.6	124.9
Irlanda	27.6	25.0	25.1	44.1	65.8	82.9
Italia	105.8	106.5	103.5	105.8	114.6	116.7
Portugal	63.6	64.7	63.6	66.3	77.4	84.6
España	43.0	39.6	36.2	39.5	54.3	66.3
Saldo de Cuenta Corriente (% del PIB)						
Eurozona	0.1	-0.1	0.1	-0.7	-1.0	-0.8
Grecia	-7.3	-11.1	-14.2	-14.4	-8.8	-7.9
Irlanda	-3.5	-3.6	-5.3	-5.2	-3.1	-1.8
Italia	-1.6	-2.6	-2.4	-3.4	-2.4	-2.4
Portugal	-9.5	-10.0	-9.4	-12.1	-10.2	-10.2
España	-7.4	-9.0	-10.0	-9.5	-5.4	-4.6

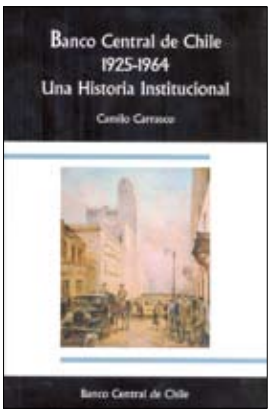
Fuentes: Moody's y Comisión Europea (para datos de gasto de gobierno).

REVISIÓN DE LIBROS

COMENTARIO AL LIBRO "BANCO CENTRAL DE CHILE 1925–1964. UNA HISTORIA INSTITUCIONAL"*

de Camilo Carrasco A.
Banco Central de Chile, 2010

*Andrés Bianchi L.***



Este libro de dimensión algo intimidatoria —más de 600 páginas— es mucho más que un extenso relato de los primeros cuarenta años de vida del Instituto Emisor. En efecto, en él no solo se describe en forma exhaustiva la trayectoria del Banco Central en esas cuatro décadas, sino que se analizan también, con lucidez y equilibrio, los numerosos y profundos cambios del entorno político, económico e ideológico que condicionaron aquella trayectoria.

Por ello, esta obra representa, a mi juicio, un aporte de inestimable valor a nuestra relativamente escasa historiografía económica. Es más, si se me pidiera sintetizar su esencia en una frase, me atrevería a decir que ella es una narración brillante de una historia que estuvo lejos de ser brillante.

Permítanme tratar de justificar las dos partes de esta afirmación un tanto categórica. En primer término, por qué es esta una historia muy bien narrada. Lo es, en parte, por el estilo claro, elegante y exento de tecnicismos en que está escrita, lo cual contribuye a que su lectura, además de instructiva, sea fácil y cautivante, incluso para los no especialistas.

Lo es, también, por la acertada distribución del riquísimo y variado material incluido, entre el texto principal, los recuadros y los anexos.

En algunos de los recuadros se explican de manera didáctica ciertos temas más técnicos, como la teoría, funcionamiento y modalidades del patrón oro, ayudando así a comprender procesos y controversias claves relatadas en el texto. Otros describen en forma breve y precisa ciertas instituciones —como la Comisión de Cambios Internacionales y los convenios de compensación— cuyo conocimiento es indispensable para entender tanto la enmarañada complejidad de los regímenes cambiarios que prevalecieron durante la mayor parte del período analizado como las considerables distorsiones que ellos generaron.

En aun otros recuadros se informa acerca de creaciones institucionales algo insólitas como las Consejerías Parlamentarias —que implicaron que desde 1947 hasta 1961 integraran el Directorio del Banco cuatro miembros del Senado y de la Cámara de Diputados— y se informa, asimismo, acerca del hecho no menos exótico de que entre 1952 y 1955 el Banco fuese encargado de comercializar el cobre producido por las empresas norteamericanas de la Gran Minería.

Estos recuadros deberían ser, en mi opinión, lectura obligatoria en cualquier curso sobre la historia económica de Chile en el siglo XX. Y lo propio cabe decir del anexo 1, que incluye una completa y utilísima

* *Esta es una trascripción revisada de los comentarios del presentador del libro con motivo de su lanzamiento, realizado el 12 de enero pasado en el Banco Central de Chile.*

** *Ex presidente del Banco Central de Chile.*
E-mail: a.bianchi.l@gmail.com

tabla cronológica de los hitos históricos y económicos ocurridos en los 100 años que se extienden desde la guerra con España en 1865 hasta el término de la presidencia de Jorge Alessandri en 1964.

Un tercer factor que contribuye a la calidad y atractivo del relato es la acuciosa investigación en que él se sustenta. En este aspecto, cabe destacar especialmente el estudio minucioso y la diestra utilización de fuentes originales —como las actas de las sesiones del Directorio— a las cuales anteriores investigadores no habían tenido acceso por su carácter confidencial. Así, el libro proporciona información, hasta ahora desconocida, sobre las posiciones mantenidas por distintos directores y ministros en el seno del Consejo, en relación no solo con las políticas propias del Banco, sino también con la política fiscal y la evolución general y las perspectivas de la economía.

En un plano menos trascendental, el acceso a las actas —y una cierta dosis de humor británico del autor—, permite enterarse de hechos anecdóticos, sabrosos y sugerentes, como el acuerdo adoptado por el Directorio, a petición de uno de sus miembros, de proponer al todopoderoso Consejo Nacional de Comercio Exterior (el Condecor) que en el presupuesto anual de divisas se considerara "la posibilidad de agregar una partida de whisky escocés", y la petición similar formulada poco después por el Senador Amunátegui, Consejero Parlamentario del Banco, para que entre las importaciones autorizadas se incluyeran "los caballos de fina sangre".

Con todo, la razón principal por la cual este es un excelente relato es, a mi juicio, el certero análisis que en él se hace de la forma en que los cambios en el contexto político y económico y en las corrientes económicas e ideologías dominantes incidieron en las modificaciones introducidas en los objetivos, estructura y políticas del Banco Central.

Dos procesos históricos ilustran claramente estas interrelaciones. El primero se refiere al establecimiento, defensa, suspensión temporal y abandono definitivo del patrón oro. El segundo, a la forma en que los cambios en las teorías y concepciones económicas surgidas durante la Gran Depresión influyeron para que, en especial a partir de 1940, las políticas del Banco fuesen privilegiando objetivos de fomento económico sectorial por sobre la estabilidad del nivel de precios.

Reintroducción, auge y caída del patrón oro

Como se sabe, la fundación del Banco Central en 1925 coincidió con la reintroducción de dicho régimen monetario y cambiario al cabo de 27 años de inconvertibilidad.

Hasta 1929, el sistema funcionó razonablemente bien: hubo estabilidad del tipo de cambio, libertad en las operaciones comerciales y financieras con el exterior y, especialmente en el bienio 1928-29, tuvo lugar un notable auge de la actividad económica, impulsado principalmente por un vigoroso programa de obras públicas, que se financió en buena medida con empréstitos externos.

Sin embargo, en 1930 empezaron a manifestarse los primeros efectos de la crisis mundial. Los términos de intercambio se deterioraron, las exportaciones cayeron, y las reservas comenzaron a disminuir. Al mismo tiempo, surgieron rumores sobre la posibilidad de que se abandonara el régimen de convertibilidad.

Como era previsible, tanto el Gobierno como el Banco Central negaron terminantemente que ello pudiese suceder. De hecho, en mayo de 1931, las autoridades reiteraron que esos rumores no tenían el menor fundamento, argumentando que la moneda chilena era una de las más seguras, tanto por el encaje de oro que la garantizaba como por la capacidad que tenían el Banco Central y el Gobierno, de contratar los créditos que fuesen necesarios para aumentar esa garantía.

En ese mismo mes, y no obstante la pronunciada contracción de la actividad económica, el Consejo subió dos veces la tasa de redescuento, intentando con ello frenar la pérdida de las reservas, tal como lo recomendaba la doctrina del patrón oro.

La verdadera seducción que esta ejercía todavía, incluso sobre sus partidarios más lúcidos, fue expresada con singular franqueza por Guillermo Subercaseaux, a la sazón Director del Banco y con seguridad el chileno que más sabía de banca central en esa época. En un artículo publicado el 30 de junio de 1931 en El Mercurio, Subercaseaux escribió:

> "Cuando en medio de la terrible crisis económica y financiera por que atraviesa nuestro país y el mundo casi entero, en medio de la baja general de los precios y de la restricción de

créditos, vemos al Banco Central de Chile elevar extraordinariamente la tasa de interés del dinero y restringir el crédito, nos parece que se trata de un verdadero contrasentido y, en efecto, en cierta medida, así lo es.

Hay circunstancias en que la manutención del patrón oro exige estos dolorosos contrasentidos. El régimen del papel moneda, que es el otro sistema a que suelen recurrir los países que no pueden mantener el patrón oro, tiene tantos otros inconvenientes y peligros, que los más distinguidos economistas y los más experimentados hombres de negocios y financistas, estiman en todo caso preferible soportar los inconvenientes apuntados del patrón oro, antes que caer en los peligros del papel moneda.

Y, refiriéndonos a nuestro país, creo que no debemos tener el candor de pensar que una vuelta al papel moneda pudiera ser hoy un remedio para los males que sufrimos."

Pero en los 30 días que siguieron a la publicación del artículo de Subercaseaux los acontecimientos se precipitaron con inusitada rapidez. El 16 de julio el agotamiento casi total de las reservas forzó al Gobierno a suspender transitoriamente el servicio de la deuda externa; diez días después renunció el Presidente Ibáñez; el 27 de julio se decretó un feriado bancario de tres días; y el 30 de julio se estableció el control de las operaciones de cambio, supuestamente con carácter temporal, pues la ley que lo impuso debía caducar el 1° de agosto de 1932.

En los meses siguientes, y en un marco de extrema inestabilidad política, la espiral descendente se acentuó, hasta el punto que en abril de 1932 se declaró la inconvertibilidad de los billetes del Banco Central, estableciéndose así de manera definitiva un régimen de papel moneda de curso forzoso.

Es interesante recordar que apenas seis días antes que se diera a conocer esta decisión, Subercaseaux publicó otro artículo en El Mercurio, también notable por su honestidad. En él expresó:

"Yo he sido de los más partidarios de establecer y mantener el funcionamiento del patrón de oro; y en el Consejo del Banco Central apoyé esta política hasta donde creí que podría llegarse con ella. Pero dada la situación que se nos ha producido, empecinarse hoy en mantener lo que existe, dando a entender al país que con ello se mantiene el patrón de oro, es algo demasiado absurdo para que el país pueda aceptarlo."

El viaje hacia el intervencionismo y sus efectos sobre las políticas del Banco

El derrumbe del patrón oro no solo socavó las bases conceptuales que hasta entonces habían inspirado la política del Banco Central sino que, junto al devastador impacto de la Gran Depresión, contribuyó a generar un marcado viraje hacia concepciones que favorecían una mayor intervención del Estado en la economía.

Esta tendencia —que se había empezado a manifestar ya durante el gobierno de Ibáñez, con la creación de una serie de entidades de fomento sectorial— se acentuó a partir de mediados de 1931 y prosiguió en 1932, en especial durante los cien días de la denominada República Socialista.

En el Banco Central, estas nuevas orientaciones se reflejaron, primero, en el aumento del límite del financiamiento que él podía otorgar al fisco y a otras instituciones del sector público (el cual fue elevado en septiembre de 1931 de 30 a 80% del capital y reservas del Banco); en segundo lugar, en la obligación que se impuso a este, en julio de 1932, de descontar documentos, por montos muy considerables, de la Caja de Crédito Agrario, el Instituto de Crédito Industrial, la Caja de Crédito Minero y otras entidades de fomento; y, por último, en la autorización que se dio a la Tesorería para emitir valores descontables en el Banco Central.

A raíz de estos cambios, las colocaciones totales de este se más que cuadruplicaron entre junio de 1931 y diciembre de 1932, y la participación del sector público en el crédito interno del Banco subió de 33 a 96% en ese lapso. Con ello, la deflación de la primera mitad de 1931 fue reemplazada en los 18 meses siguientes por una fuerte inflación, la cual en 1932 se aproximó al 28%, tasa jamás registrada hasta entonces.

Luego de la reelección de Arturo Alessandri como presidente de la República en diciembre de 1932 y de la designación de Gustavo Ross en el Ministerio

de Hacienda y de Guillermo Subercaseaux en la presidencia del Banco Central, la aceleración inflacionaria fue controlada con rapidez. Mediante el establecimiento de nuevos impuestos y el control del gasto del Gobierno, Ross restableció el equilibrio fiscal. A su vez, Subercaseaux dispuso que el nuevo objetivo prioritario de la política monetaria debía ser la mantención del poder adquisitivo interno de la moneda, lo cual exigía que se estabilizara el nivel general de precios.

No obstante que la política monetaria global pasó así a manejarse conforme a criterios más ortodoxos, durante el sexenio de Subercaseaux persistió la discrecionalidad en el otorgamiento de los créditos del Banco Central y se consolidaron las prácticas discriminatorias que habían surgido en los años de la crisis. De hecho, utilizando decretos leyes dictados durante la República Socialista, el Banco continuó ampliando el crédito a las instituciones de fomento, para las cuales aquél pasó a constituir una fuente permanente de financiamiento. Al mismo tiempo, leyes especiales autorizaron la concesión de cuantiosos créditos a la industria salitrera, la Empresa de Ferrocarriles del Estado, las instituciones hipotecarias, la Caja de Crédito Popular y otras entidades estatales.

La proliferación de organismos a los cuales el Banco otorgó financiamiento fue acompañada, además, por la ampliación de la política de tasas diferenciadas de interés y redescuento.

En conjunto, estas acciones reflejaban que, adaptándose a las nuevas concepciones económicas prevalecientes, el Banco aceptaba, al menos implícitamente, que junto con velar por la estabilidad del nivel de precios, él debía cumplir ciertas labores de fomento.

Durante los 14 años en que la presidencia de la República fue ejercida por miembros del Partido Radical, volvieron a alterarse las prioridades relativas asignadas por el Banco Central a los objetivos de estabilidad de precios y de promoción del desarrollo.

Por una parte, disminuyó notoriamente el celo que las anteriores autoridades monetarias habían mostrado por mantener la inflación bajo control. Como resultado de ello, entre 1939 y 1952, el ritmo de aumento de los precios siguió una tendencia ascendente y la inflación media anual fue de aproximadamente 15%.

Por otra parte, y como era de esperar —dada la orientación ideológica de los gobernantes y por el apoyo más generalizado que existía a las políticas económicas intervencionistas— se acentuó el rol del Banco Central en el financiamiento de las entidades de fomento y de una vasta y variada gama de otras instituciones públicas.

Una prueba convincente de ello es que, a fines de 1945, existían 24 tasas de interés —fijadas algunas por leyes específicas y otras por el directorio del Banco— que se aplicaban a los créditos que este otorgaba a un número similar de entidades estatales. No menos indicativo de la nueva orientación del Banco era que todas estas tasas —que fluctuaban entre 1 y 5%— eran fuertemente negativas en términos reales.

La inclinación del Banco a priorizar, en la práctica, la promoción del desarrollo por encima de la estabilidad de precios fue formalmente reconocida en su nueva Ley Orgánica que entró en vigencia a comienzos del segundo gobierno de Ibáñez, en agosto de 1953. En contraste con la ley original de 1925, la nueva ley definió explícitamente el objetivo del Banco al señalar en su artículo 2° que:

> "el Banco Central de Chile tendrá por objeto propender al desarrollo ordenado y progresivo de la economía nacional mediante una política monetaria y crediticia que, procurando evitar tendencia inflacionistas o depresivas, permita el mayor aprovechamiento de los recursos productivos del país."

La jerarquización de los fines era así clara, como lo era su congruencia con las concepciones desarrollistas que empezaban a predominar en Chile y en muchos países de América Latina. En efecto, el objetivo prioritario del Banco era *propender al desarrollo de la economía nacional*; el instrumento de que disponía el Banco para contribuir al logro de ese objetivo era la política monetaria y crediticia, la cual, además, debía *permitir el mayor aprovechamiento de los recursos productivos del país*. Al perseguir estos fines, la política monetaria tan solo debería *procurar evitar tendencias inflacionistas o depresivas.*

Talvez más revelador de la amplia aceptación que habían alcanzado las nuevas corrientes del pensamiento económico fue que la redacción de este artículo fue escrupulosamente respetada cuando en

el gobierno liberal de Jorge Alessandri se aprobó una nueva Ley Orgánica del Banco Central en 1960.

El desempeño del Banco Central de Chile: Un intento de evaluación

Como afirmé al comienzo, en esta obra, la calidad del relato contrasta con la calidad de la historia relatada.

En efecto, analizado desde una perspectiva actual, el desempeño del Banco Central durante la mayor parte de sus primeros cuarenta años de vida difícilmente puede calificarse como satisfactorio.

En ese lapso, salvo en el período en que rigió el patrón oro y durante la administración de Arturo Alessandri, la inflación no solo fue alta, sino que a partir de 1940 mostró una tendencia ascendente, y fue, con mucho, la más elevada de América Latina.

Si bien la causa principal de este proceso inflacionario pertinaz fueron los déficits fiscales, que el Banco debió financiar, los esfuerzos de este para promover la estabilidad de precios fueron relativamente débiles. La prueba más clara de ello es que durante nada menos que 16 años —entre 1935 y 1951— el Banco no modificó ni una sola vez sus tasas de descuento y redescuento, cuyos niveles, además, fueron inferiores a los de la inflación.

La renuencia a utilizar la tasa de redescuento como instrumento antiinflacionario contrastó con el establecimiento de un complejo sistema de tasas de interés diferenciadas, aplicadas a los créditos otorgados a numerosas entidades estatales. También estas tasas fueron negativas en términos reales.

Por otra parte, el Banco mostró una confianza excesiva en que los efectos inflacionarios generados por la rápida expansión de las colocaciones serían neutralizados si estas se destinaban a financiar las llamadas "actividades productivas".

Unido a la carencia de objetivos institucionales claros y a la débil autonomía del Banco, ello condujo, como lo señala el autor, a que "la mayoría de los directores, tanto representantes del gobierno como del sector privado, prefirieran dedicar sus esfuerzos a dar solución a situaciones sectoriales o de empresas específicas, dejando en segundo plano los efectos macroeconómicos de sus decisiones" (pág. 509).

Sin embargo, sería injusto asignar exclusivamente al Banco la responsabilidad de la alta inflación y de las crisis de balanza de pago que ocurrieron durante sus primeros 40 años de vida.

Para juzgar su gestión con ecuanimidad, es preciso tener en cuenta que diversas leyes especiales lo obligaron a financiar el casi permanente saldo negativo de las cuentas fiscales y también a conceder créditos a entidades de fomento y a otras instituciones públicas a tasas subsidiadas de interés. En este marco, la capacidad del Banco para definir e implementar políticas monetarias más efectivas fue necesariamente limitada.

Asimismo, durante buena parte del período analizado, el Banco tuvo escasas atribuciones en materia cambiaria. De hecho, la fijación de los tipos de cambio, la administración del intrincado sistema de cambios múltiples, y el control de las operaciones comerciales y financieras con el exterior, estuvieron a cargo de los Ministerios de Hacienda y de Economía, del Condecor y de la Comisión de Cambios Internacionales.

A estas limitaciones se agregó la disminución gradual, pero significativa que sufrió la autonomía real del Banco después del abandono del patrón oro. Ese largo y sostenido proceso culminó durante la administración de Jorge Alessandri cuando —como acertadamente observa el autor— la autonomía legal del Banco prácticamente desapareció con la entrada en vigencia de su nueva Ley Orgánica en 1960. La pérdida de autonomía real se hizo aún más evidente ese mismo año, a raíz de la designación como Ministro de Hacienda del Presidente del Banco Central, Eduardo Figueroa, quien pasó a ejercer, simultáneamente, ambos cargos. Esta práctica se repitió en 1962 con la elección como Presidente del Banco Central del Ministro de Hacienda, Luis Mackenna, quien mantuvo las dos posiciones hasta el término del gobierno de Alessandri en 1964.

Para evaluar la gestión del Banco durante sus primeras cuatro décadas, es también necesario tener en cuenta la extraordinaria inestabilidad que durante ese período existió en el Ministerio de Hacienda. En esos cuarenta años, hubo nada menos que 53 secretarios de Hacienda, lo que significó que, en promedio, ellos ocuparon ese cargo durante solo nueve meses. Es más, si se excluyen los 12 años de las presidencias de

Arturo y Jorge Alessandri, que en conjunto tuvieron cinco ministros de Hacienda, la duración media de los secretarios de esa cartera en los 28 años restantes fue de apenas 7 meses. En ese contexto, y dada la injerencia creciente que los ministros de Hacienda fueron teniendo en las decisiones del Consejo del Banco, era difícil mantener la continuidad y coherencia de la política monetaria.

Por último, pero por cierto no menos importante, deben considerarse las concepciones económicas prevalecientes en esos 40 años, tema que el autor analiza con gran equilibrio en sus reflexiones finales. Como él señala:

> "Es particularmente relevante tener en cuenta que el Banco nació y maduró durante una época en que en gran parte del mundo y en particular en América Latina prevalecieron y se fortalecieron las ideologías conocidas como intervencionistas, desarrollistas o estructuralistas. Para esas corrientes de pensamiento era fundamental la intervención directa e indirecta del Estado en el fomento de actividades o sectores productivos considerados de mayor relevancia para el crecimiento y desarrollo del país. En ese contexto, la mayoría de los problemas se atribuían a causas estructurales y la importancia de la política monetaria pasó a un lugar secundario" (pág. 521).

Además, y como también subraya el autor, "en el área más específica de la política monetaria, fue particularmente importante la vigencia generalizada de la denominada *real bills doctrine* , según la cual todo aumento de la emisión que tuviera su origen en el descuento de papeles comerciales generados en el proceso productivo no tenía carácter inflacionario" (pág. 521).

En suma, si como en rigor corresponde hacerlo, se tienen en cuenta las circunstancias políticas, económicas e ideológicas que existieron durante los primeros cuarenta años de vida del Banco, el juicio sobre su desempeño es indudablemente más positivo.

Dos reflexiones finales

Permítanme concluir con dos reflexiones más personales y de índole muy distinta.

La primera es que quien lea este libro, y además conozca lo que es hoy el Banco Central de Chile, tendrá que concluir que en esta área el progreso realizado ha sido gigantesco, en especial desde que, en 1989, se le otorgó plena autonomía.

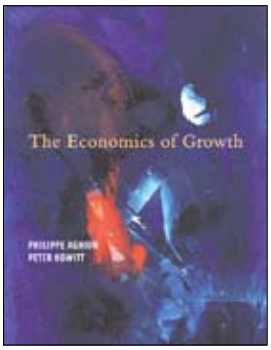
La segunda es que el libro que acabamos de presentar merece, con justicia, ser calificado como la obra definitiva sobre la materia. Quien en el futuro desee escribir sobre la historia del Banco Central deberá elegir un período distinto. Si lo hace, contará con la enorme ventaja de disponer de un excelente modelo. Pero también enfrentará un reto formidable, pues, con su libro, Camilo Carrasco ha dejado la vara alta; en verdad, muy alta.

COMENTARIO AL LIBRO

"THE ECONOMICS OF GROWTH"

de Philippe Aghion y Peter Howitt
Mit Press, 2009

Mauricio Calani C.[*]



Raras veces podemos encontrar un libro cuyas lecciones puedan transmitirse con tanta agudeza, facilidad y nitidez como las presentadas en esta obra de Philippe Aghion y Peter Howitt. El título nos anticipa la característica distintiva del libro. El énfasis del libro es la *economía* del crecimiento económico, es decir, la estructura de incentivos y decisiones que se traducen en innovación, creatividad y, finalmente, en prosperidad.

Contexto

Aghion y Howitt han estudiando por alrededor de veinte años las bases y aristas de la teoría del crecimiento endógeno. Su primer libro, *Endogenous Growth Theory* —publicado en 1998— expone, en algo más de seiscientas páginas, los avances técnicos de una década de manera rigurosa pero varias veces poco amigable para quienes no están familiarizados con la literatura específica. En efecto, su dificultad puede haber limitado su impacto y difusión. *The Economics of Growth*, por el contrario, se diferencia sustancialmente de su predecesor en dos sentidos. Primero, elabora y actualiza el conocimiento en materia de crecimiento de dos décadas. Segundo, y más importante, simplifica sustancialmente la técnica —sin sacrificar la intuición— de sus contenidos, en 442 páginas que requieren una preparación previa que cualquier estudiante de economía de pregrado posee, convirtiéndolo potencialmente en un libro de texto para un curso a este nivel.

Aunque el título del libro (ya) no tiene las palabras "crecimiento endógeno" en el título, este es el principal tema desde el segundo capítulo. La historia de rendimientos crecientes que nos cuentan Aghion y Howitt es la culminación de una línea argumental tan antigua como los escritos de Adam Smith, pero con la que pocos economistas habían estado cómodos, al menos durante un tiempo. Esto no era de extrañar. En efecto, la *Riqueza de las naciones* contiene al menos dos mensajes importantes. El primero es la existencia de la "mano invisible" o sistema de precios que se hace cargo de la escasez. El segundo —aunque parcialmente eclipsado por el primero— tiene que ver con la especialización y la división del trabajo, que serían fundamentales en la creación de riqueza. Sin embargo, a primera vista ambas lecciones parecen ser contradictorias. Mientras la mano invisible se trata de escasez, la historia de la especialización se trata de abundancia.

La historia de la especialización —que lleva a rendimientos crecientes— pasó por el escrutinio de grandes economistas que en gran medida terminaron abrazando sus implicancias. En los albores del siglo veinte, Edward Chamberlin propuso el término "competencia monopolística", planteando lo fundamental de las pequeñas diferencias estratégicas, que buscan obtener

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

rentas para el emprendedor: diferenciar su producto, crear marca, y obtener un monopolio, por efímero que pueda ser. Sin embargo, la obra de Chamberlin no tuvo el impacto que él esperaba. Ciertamente, su análisis narrativo quedaba rezagado en la corriente de formalización matemática predominante. Tampoco obtuvo atención, en su momento, la obra *The Theory of Economic Development* escrita por el joven austriaco Joseph A. Schumpeter, quien planteó el término "destrucción creativa",[1]que Aghion y Howitt rescatan y formalizan. Schumpeter puso en el centro del debate el rol innovador del empresario y habló de nuevos bienes, mercados, y métodos logísticos. Siendo contratado durante la debacle de la Gran Depresión por la Universidad de Cambridge, su historia de rendimientos crecientes se perdió de vista casi naturalmente cuando en EE.UU. el desempleo bordeaba el 25%. En efecto, fue Keynes quien capturó la atención de la profesión, con sus ideas de falta de demanda, que invitaban al activismo de política económica, centrando la atención en el ciclo más que en el crecimiento de tendencia. Y durante décadas, esa fue la preocupación protagónica: los ciclos económicos.

La intuición de Schumpeter fue aun menos popular con el aporte de Robert Solow. Ciertamente, el modelo de Solow —de rendimientos decrecientes y competencia perfecta— dejaba fuera, por construcción, la posibilidad de crecimiento sostenido. No es sino hasta la mitad de la década de los ochenta, con aportes de Paul Romer y las *Marshall Lectures* de Robert Lucas, que se respira en el aire la necesidad de resucitar los rendimientos crecientes. El mismo Paul Krugman acudía a este principio para explicar patrones de especialización en el comercio, que el principio de ventaja comparativa relativa no podía explicar por sí solo.[2] Por supuesto, el modelo de Solow también tuvo sus defensores. Quizás el aporte más citado en la literatura es el de Mankiw, Romer y Weil (1992) (MRW) quienes, aumentando el modelo de Solow con el tercer factor Capital Humano, logran una descomposición satisfactoria del crecimiento. Así, MRW concluyen que no es necesario recurrir a un argumento de rendimientos crecientes para entender la historia del crecimiento. Sin embargo, la razón misma de por qué algunos países eligen invertir más en educación, no se explica dentro del modelo, dejando espacio para argumentar que el capital humano es simplemente una *proxy* del esfuerzo en innovación y avance tecnológico de los países: una explicación que admite y quizás llama por rendimientos crecientes.

¿Cómo conciliar el principio de competencia perfecta con el de rendimientos crecientes? ¿Cómo incluir el rol de los emprendedores, protagónicos como lo eran para Schumpeter, en equilibrio general? ¿Qué determina la decisión de educarse e invertir en crear conocimiento? ¿Por qué el conocimiento podría escapar a los rendimientos marginales decrecientes, y otros factores no podrían hacerlo? Paul Romer profundiza en la naturaleza no rival y (temporal y parcialmente) excluible del conocimiento. Las ideas pueden replicarse y mejorarse sin desgastarse. Y con este empujón inicial, una nueva generación de economistas se puso a elaborar modelos, con crecimiento sostenido enfocándose en el fenómeno de competencia monopolística descrito por Chamberlin y formalizado por Dixit y Stiglitz (1977). En esta carrera, y con su primer artículo pionero, Aghion y Howitt (1992) toman el estandarte de la *destrucción creativa*, y pronto se convierten en referentes obligados cuando se trata de crecimiento endógeno, sin desmerecer aportes de otros como G. Grossman, E. Helpman y D. Jorgenson, entre muchos otros.

Lecciones interesantes y descripción de los capítulos

El libro de Aghion y Howitt se divide en tres secciones bastante bien pensadas y logradas. La presentación busca proveer teoría y presentar estadísticas que dejan como lección que el paradigma de crecimiento endógeno no tiene conflicto —y, en efecto, es más acertado que el modelo neoclásico— con la historia y datos del crecimiento de los países. Primero se esbozan los modelos básicos sobre los cuales se construye el resto del libro. Partiendo por el modelo pionero de Solow, y pasando por el modelo AK y los aportes de Romer (1986, 1990) y Lucas (1988), se

[1] *Schumpeter (1934).*

[2] *Incluso en su discurso al recibir el Premio Nobel, Krugman plantea la aguda observación: "¿Por qué los Volkswagen van de Alemania a Italia, y los Fiat de Italia a Alemania? Seguramente tiene que ver con especialización, retornos crecientes y tamaño de mercado. Por otro lado, nadie pensaría que Silicon Valley debe su existencia al principio de ventaja comparativa relativa. Dios hizo el valle de Santa Clara para producir duraznos, no semiconductores."*

presenta una simplificación del modelo de Aghion y Howitt (1992) en el que el motor del crecimiento es la destrucción creativa. El cuarto capítulo del libro se trata, precisamente, del modelo schumpeteriano, en el que el crecimiento se genera por una secuencia de innovaciones de mejoramiento de calidad.

El debate sobre las implicancias de los modelos de crecimiento endógeno ha encontrado cuestionamientos fuertes en la literatura. Una característica del libro de Aghion y Howitt es que estas críticas se nos presentan rápidamente en conjunto con el progreso teórico con el cual se van abordando tales cuestionamientos (en ese sentido, también se cuenta una historia del pensamiento económico). Al menos dos críticas recurrentes reciben gran atención. Jones (1995) plantea su preocupación a la implicancia del efecto escala que se deriva de este tipo de modelos: aun si solamente consideramos como tamaño de mercado a los ingenieros y científicos, en EE.UU el número de estos profesionales, trabajando en I+D, se habría multiplicado nueve veces entre 1953 y 1994 sin aparente cambio en la productividad. Combinando innovación vertical (schumpeteriana) y horizontal (Romer, 1986), los autores muestran cómo este efecto desaparece sin atentar contra el motor del crecimiento: las ideas, su no rivalidad y los monopolistas que las echan a andar. Una segunda observación empírica planteada por Young (1995) es que el notable crecimiento de los tigres asiáticos —basado en contabilidad del crecimiento— se habría debido principalmente a acumulación de capital. Aghion y Howitt resumen la evidencia que hace tal resultado, al menos, dudoso. En efecto, la literatura ha documentado la existencia de sobre-reporte de acumulación de capital en estas economías, además del punto levantado por Hsieh (2002), quien plantea que la razón por la cual la tasa de retorno del capital en Asia no habría caído (como debería bajo competencia perfecta ante tal aumento del nivel de capital) es precisamente el desarrollo tecnológico. Aghion y Howitt plantean un modelo híbrido de crecimiento schumpeteriano con ahorro endógeno que es coherente con la evidencia de contabilidad del crecimiento, pero en el que el motor inicial del crecimiento es el conocimiento. El resto del libro busca, usando estos modelos base, identificar el rol de políticas en el crecimiento. Sin embargo, no se trata de un libro de recetas (e interpretarlo así sería irresponsable), sino de un esfuerzo por proveer marcos teóricos compactos y simples para juzgar la avasalladora evidencia de políticas, prácticas, regímenes e instituciones y otros factores que podrían afectar el crecimiento de largo plazo.

En la segunda parte del libro se analizan minuciosamente otros tópicos que son recurrentes en la literatura de crecimiento, utilizando el modelo básico de destrucción creativa. Aghion y Howitt toman la exhaustiva revisión de la literatura de King y Levine (1993) sobre la interacción y causalidad entre desarrollo financiero y crecimiento, y expanden las implicancias a temas como la transferencia de tecnología de países líderes del conocimiento a países más pobres (ventaja de retraso). Proveen un marco teórico al análisis de la divergencia de remuneraciones de trabajo calificado/ no calificado usando el modelo schumpeteriano modificado para ver desarrollo técnico dirigido, y posteriormente se hacen cargo de los grandes rasgos de la historia del crecimiento económico, como el estancamiento previo y la prosperidad del último siglo. Asimismo, proponen una racionalidad a los ciclos de productividad (o de Kondratieff) que tendrían su origen en el desarrollo de Tecnologías de Ámbito General. Por último, analizan la literatura de instituciones, y en especial de instituciones "apropiadas". Aghion y Howitt entienden que no hay una receta que acomode a todos los países en todo momento. Regímenes que aceleran el crecimiento en una etapa de desarrollo podrían atentar contra este en otra. Así, como dice Fabrizio Zilibotti en la contratapa del libro, Aghion y Howitt toman la complejidad del desarrollo económico en la teoría del crecimiento.

Política de crecimiento y desafíos

No hay "balas de plata" para el crecimiento económico. Pero ciertamente existen políticas que de alguna manera todos sabemos que acercan a los países a la prosperidad. La tercera parte del libro de Aghion y Howitt analiza algunos de estos temas, proponiendo canales de transmisión, y luces para interpretar y producir evidencia empírica. Se tratan tópicos como la educación, la política ambiental y el medio ambiente, el comercio, la democracia, la política de competencia y la volatilidad. Este análisis es valioso no solo porque

nos permite defender la implementación de estas políticas, sino porque permite realizar diagnósticos de prioridades. No todos los países tienen las mismas dificultades y restricciones, y por lo tanto no todos deben seguir las mismas estrategias en el mismo momento. De nuevo, no hay "balas de plata" para el crecimiento económico.

Aún más, cada modelo identifica prioridades, requisitos y potenciales dificultades para que políticas públicas intuitivamente beneficiosas tengan un efecto real en el crecimiento. Por ejemplo, todos intuimos que educarse es bueno para los países, teniendo en mente el modelo aumentado de Solow o teniendo en cuenta el modelo de destrucción creativa. Sin embargo, este último puede extenderse para concluir cómo optimizar el gasto en educación. En efecto, Aghion y Howitt dejan muy nítida la lección que los países más lejanos en la frontera tecnológica deben invertir más en educación primaria y los más cercanos a la frontera tecnológica deben invertir más en educación superior. Es decir, a medida que los países se desarrollan y salen de la pobreza, deben también adaptar sus políticas públicas para no estancarse. Un segundo ejemplo tiene que ver con la política anticíclica de los países. Ramey y Ramey (1995) muestran que hay una relación negativa entre la volatilidad del crecimiento y el nivel de este. Aghion y Howitt muestran que los países que tienen mercados financieros más profundos escaparían de esta dinámica. La implicancia de política es clara. Los países menos desarrollados financieramente, como los latinoamericanos, se benefician más de reglas de política fiscal y monetaria anticíclicas y salen perjudicados del populismo y la irresponsabilidad monetaria. La teoría del crecimiento, por lo tanto, tiene prescripciones directas e inequívocas para temas de desarrollo. El conocimiento, desde Solow, ciertamente ha progresado.

En resumen, Aghion y Howitt han tomado la intuición de la fábrica de alfileres, la han desarrollado y han aprovechado las críticas de sus detractores para elaborar una teoría unificada. Aún más, la han hecho accesible a estudiantes de pregrado, que es el mayor valor agregado de este texto. En efecto, para entender las páginas de este libro se requiere de conocimientos que no van más allá de un par de cursos de econometría y la secuencia de cálculo multivariado. Este libro se distingue del anterior de los mismos autores y de otros referentes nuevos en la literatura (por ejemplo, Acemoglu, 2009) en su simplicidad y nitidez.

Quiero terminar pensando en los desafíos que quedan por delante. La literatura del crecimiento económico ha dado pasos grandes. Quizás el conocimiento en este tema es el mejor ejemplo de sus propios modelos. Hoy, efectivamente, nos paramos en *hombros de gigantes* y podemos abordar temas antiguos con una nueva perspectiva: variantes del modelo básico de destrucción creativa. Así, sin dedicar muchos minutos a pensar, después de leer este libro, vienen a mi mente temas que podrían re-visitarse desde esta nueva óptica, como la dinámica de migración del trabajo calificado, temas de política impositiva o el costo del ciclo económico. Asimismo, en demografía, Krugman planteó alguna vez la interrogante del por qué de la existencia de grandes centros urbanos. Siendo mucho más caro vivir en NYC que en los suburbios, las personas eligen hacerlo. Uno podría esgrimir proximidad a centros comerciales, educativos y de entretención. Pero estos se han expandido geográficamente y aún así los rascacielos son cada vez más altos. Al parecer, la gente vive en NYC básicamente porque el resto de la gente vive en NYC. Algo como lo que Lucas llamó *trabajar codo a codo*. ¿Qué explicación podrá tener la teoría del crecimiento schumpeteriano? ¿Deberemos esperar un mundo futuro con mayor concentración localizada? Aún queda mucho por entender y este libro nos lleva de la mano a poder plantear nuestras propias preguntas y aplicaciones.

Referencias

Acemoglu, D. (2009). *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.

Aghion, P., y P. Howitt (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction." *Econometrica* 60: 323-51.

Dixit, A. K. y J. E. Stiglitz (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review* 67: 297-308.

Hsieh, C. T. (2002). "What explains te Industrial Revolution in East Asia? Evidence from the Factor Markets." *American Economic Review* 92: 502-26.

Jones, C. I, (1995). "R&D Based Models of Economic Growth." *Journal of Political Economy* 103: 759-84.

King, R. G. y R. Levine (1993). "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence." *Journal of Monetary Economics* 32: 513-42.

Lucas, R. E. Jr. (1988). "On the mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics* 22: 3-22.

Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics* 107: 407-37.

Ramey, G. y V. Ramey (1995). "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth." *American Economic Review* 85: 1138-51.

Romer, P. (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy* 94: 1002-37.

Romer, P. (1990) "Endogenous Technical Change." *Journal of Political Economy* 98: 71-102.

Schumpeter, J.A. (1934). *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Young, A. (1995). "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience." *Quarterly Journal of Economics* 110: 641-80.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2010

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*

* Betancor, A. y P. Pincheira (2010). "Predicción de Errores de Proyección de Inflación en Chile." *El Trimestre Económico* LXXVII(1): 129–54.

Capistrán, C and Ramos – Francia, M. (2010). "Does Inflation Targeting Affect the Dispersion of Inflation Expectations?" *Journal of Money, Credit and Banking* 1: 113–34.

* Crowe, C. (2010). **"**Testing the Transparency Benefits of Inflation Targeting: Evidence from Private Sector Forecasts." *Journal of Monetary Economics* 2: 226-32.

García, C. y V. Simoncelli (2009). "Más allá del Manejo de la Tasa de Interés para Enfrentar la Actual Crisis: El Canal de Crédito y las Asimetrías de la Política Monetaria en Chile." Documento de Trabajo N°230, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Kühl Teles, V. y M. Zaidan (2010). "Taylor Principle and Inflation Stability in Emerging Market Countries." *Journal of Development Economics* 91: 180–3.

* Moura M. y A. De Carvalho (2010). "What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America?" *Journal of Macroeconomics* 1: 392–404.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* Álvarez, R. y J.R. Fuentes (2009). "Entry into Export Markets and Product Quality Differences." Documento de Trabajo N°367, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Keunsuk C. y S. Turnovsky (2010). **"**Foreign Debt Supply in An Imperfect International Capital Market: Theory and Evidence." *Journal of International Money and Finance* 2: 201–33.

Kohler, M. (2010). "Exchange Rates During Financial Crises." *BIS Quarterly Review*, March 2010: 39-50.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

Adler, M. y J. Song (2010). "The Behavior of Emerging Market Sovereigns' Credit Default Swap Premiums and Bond Yields Spreads." *International Journal of Finance and Economics* 15: 31–58.

Bai, Y. y C.J. Green (2010). "International Diversification Strategies: Revisited from the Risk Perspective." *Journal of Banking & Finance* 34(19): 236–45.

* Agostini, C. y M. Siravegna (2009). "Efectos de la Exención Tributaria a las Ganancias de Capital en el Precio de las Acciones en Chile." Documento de Trabajo N°233, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Marinovic, I. y S. Valdés (2010). "La Demanda de las AFP Chilenas: 1993-2002." Documento de Trabajo N°369. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

* Vergara, R. (2010). "Taxation and Private Investment: Evidence for Chile." *Applied Economics* 42(6): 717–25.

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

Agostini, C. (2010). "Pobreza, Desigualdad y Segregación en la Región Metropolitana." Documento de Trabajo N°242, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/ Georgetown.

* Álvarez, R. y A. García (2010). "Productividad, Innovación y Exportaciones en la Industria Manufacturera Chilena." *El Trimestre Económico* LXXVII(1): 155–84.

* Williamson, J. G. (2010). "Latin American Growth-Inequality Trade-Offs: The Impact of Insurgence and Independence." NBER Working Paper N°15680.

Blanco, L. (2010). "Life is Unfair in Latin America, But Does it Matter for Growth?" *World Development* 3: 393–404.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

Agostini, C., E. Saavedra y M. Willington (2009). "Fusión Procompetitiva y Economías de Escala en el Mercado de AFPs." Documento de Trabajo N°238, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Agostini, C., M. C. Plottier y E. Saavedra (2009). "La Demanda Residencial por Energía eléctrica en Chile." Documento de Trabajo N°240, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Agostini, C. (2010). "Efectos del Diferencial de Impuestos a las Gasolinas en la Demanda de Automóviles." Documento de Trabajo N°243, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Cea, S., M. I. Contreras, C. Martínez y E. Puentes (2009). "Trabajadores por Cuenta Propia: ¿Quienes Son?, ¿De Donde Vienen?, ¿Para Donde Van?" Documento de Trabajo N°308, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Celhay, P., C. Sanhueza y J.R. Zubizarreta (2009). "Intergeneracional Mobility of Income: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°237, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Contreras, D. y E. Puentes (2009). "Informal Jobs and Contribution to Social Security: Evidence from a Double Selection Model." Documento de Trabajo N°307, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Contreras, D. y T. Rau (2009). "Tournaments, Gift exchanges, and the Effect of Monetary Incentives for Teachers: the Case of Chile." Documento de Trabajo N°305, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

García, C., W. González y L. Navarro (2009). "Mercado Laboral Chileno en Tiempos de Crisis: Políticas Macroeconómicas y Reformas Pendientes." Documento de Trabajo N°231, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Gallegos, S., Mizala, A. y P. Romaguera (2010). "Public-Private Wage Gap in Latin America (1999-2007): A Matching Approach." Documento de Trabajo N°268, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

* Kandilov, I.T. (2009). "Do Exporters Pay Higher Wages? Plant-Level Evidence from an Export Refund Policy in Chile." *The World Bank Economic Review* 23(2): 269-94.

* Makovec, M., A. Mizala and A. Barrera (2010). "Parental Decisions in a Choice Based School System: Analyzing the Transition between Primary and Secondary School." Documento de Trabajo N°269, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Mayer, R. y C. Sanhueza (2009). "Top Incomes in Chile 1957-2007: Evolution and Mobility." Documento de Trabajo N°235, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Medrano, Patricia (2009). "Public Day Care and Female Labor Force Participation: Evidence from Chile." Documento de Trabajo N°306, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

* Moreira V. y B. Bravo-Ureta (2010). "Technical Efficiency and Metatechnology Ratios for Dairy Farms in Three Southern Cone Countries: A Stochastic Meta-Frontier Model." *Journal of Productivity Analysis* 1: 33 -45.

Paraje, G. y M. Willington (2009). "Los Efectos de un Mal Diseño en la Licitación: El Caso del Puerto Terrestre de los Andes." Documento de Trabajo No. 241. Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

Sanhueza, Claudia (2009). "Family Size and Birth Order in Chile: Using Twins as a Natural Experiment." Documento de Trabajo No. 234. Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / *MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA*

* Betancor, A. y P. Pincheira (2010). "Predicción de Errores de Proyección de Inflación en Chile." *El Trimestre Económico* LXXVII(1): 129-54.

En este artículo evaluamos las proyecciones de inflación provenientes de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile. Nuestro análisis, para el período 2000-2008, detecta un exceso

de autocorrelación en los errores de predicción y un sesgo estadísticamente significativo hacia el final de la muestra. El sesgo y el exceso de autocorrelación encontrados posibilitan mejorar las proyecciones de inflación mediante la incorporación de un buen predictor de errores. Los resultados de un ejercicio fuera de muestra indican que el ajuste propuesto permite reducir el sesgo y el error cuadrático medio de las proyecciones de inflación hasta en 34 y 29%, respectivamente. En general estas reducciones son estadísticamente significativas.

* Crowe, C. (2010). **"**Testing the Transparency Benefits of Inflation Targeting: Evidence from Private Sector Forecasts." *Journal of Monetary Economics* 2: 226-32.

Using inflation forecast data for 11 IT adoption countries, IT adoption is found to promote convergence in forecast errors, suggesting that it enhances transparency. This result, which is subjected to several robustness checks and found to be robust, supports Morris and Shin's (2002) contention that better public information is most beneficial for forecasters with bad private information. However, it does not support their hypothesis that better public information could make private forecasts less accurate.

* Moura M. y A. De Carvalho (2010). **"**What Can Taylor Rules Say about Monetary Policy in Latin America?" *Journal of Macroeconomics* 1: 392–404.

This paper examines the way monetary policy has been conducted recently in the seven largest Latin American economies. We run 16 alternative specifications for the Taylor rule and select the most appropriate functional form through out-of-sample measures of forecasting performance. We find strong empirical support for endogenous monetary policy reacting to macroeconomic variables. We find empirical evidence that Mexico and Brazil pursues a 'tough' monetary policy, whereas Chile and Peru appear to pursue 'mild' monetary policy against inflation. Apparently, Argentina, Colombia and Venezuela do not change nominal interest rates to tackle inflation fluctuations and adopt 'lax' monetary policies. Exchange rate change seems to be a relevant variable for interest rate decisions only for Mexico, whereas the output gap only appears to matter to Chile, Colombia and Venezuela.

Código JEL: F / *ECONOMÍA INTERNACIONAL*

* Álvarez, R. y J.R. Fuentes (2009). "Entry into Export Markets and Product Quality Differences." Documento de Trabajo N°367, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Using a rich dataset of Chilean exporters, we analyze several issues related to the relationship between entry into export markets and product quality. We find that every year a large number of new exporting relationships are initiated, but the survival rate of these entries is very low and declines over time. Using unit values as a proxy for product quality, our estimations show that entry is generally associated with higher product quality. This higher product quality, however, tends to reduce over time and eventually disappears three years after entry. To better identify this effect, we explore whether there are systematic differences across sectors. As expected, for sectors in which quality differentiation may be important, our findings reveal that reference-price and differentiated products show a higher price in the year of entry and it takes longer to converge to the incumbent prices. These results hold after controlling for potential sample selection bias.

Código JEL: G / *ECONOMÍA FINANCIERA*

* Agostini, C. y M. Siravegna (2009). "Efectos de la Exención Tributaria a las Ganancias de Capital en el Precio de las Acciones en Chile." Documento de Trabajo N°233, Departamento de Economía, Universidad Alberto Hurtado – ILADES/Georgetown.

La Reforma al Mercado de Capitales de 2001 en Chile (MK I), estableció la exención del impuesto a la renta para las ganancias de capital provenientes de la enajenación de acciones con presencia bursátil. Los objetivos de la reforma eran aumentar la participación, la profundidad y la liquidez en el mercado local de acciones. Sin embargo, no es evidente cuál es el efecto que tiene una rebaja tributaria en el precio de las acciones ya que hay dos efectos que actúan en sentido contrario. Por un lado, hay un efecto de capitalización que lleva a un aumento en los precios. Por otro lado, hay un efecto lock-in que lleva a una reducción en los precios. Determinar cuál efecto domina es, por lo tanto, una pregunta que debe responderse empíricamente. Este trabajo contribuye a responder esa pregunta, determinando empíricamente los efectos que tuvo la exención tributaria introducida en 2001 en el precio de las acciones en Chile. Utilizando un estimador de diferencias en diferencias, los resultados muestran un impacto anticipado promedio de alrededor de -14% en el precio de las acciones que se cotizan en la Bolsa de Santiago frente a la futura exención tributaria. La elasticidad del precio respecto a la tasa de impuesto, entre 0.006 y 0.01, es mucho menor a la estimada en la literatura económica para otros países a partir de reformas similares, donde la elasticidad fluctúa entre 0.20 y 0.27. Sin embargo, es de magnitud similar a la elasticidad estimada para períodos de tiempo donde el efecto lock-in domina.

* Vergara, R. (2010). "Taxation and Private Investment: Evidence for Chile." *Applied Economics* 42(6): 717-25.

Along with several structural reforms, Chile embarked upon a major income tax reform in the eighties. Its basic feature was a significant reduction in the corporate income tax rate. The purpose of this article is to investigate empirically the link between the tax reform and the investment performance of Chile since the reform. Macroeconomic and microeconomic evidence is found to be consistent with the hypothesis of the reduction in the corporate income tax as being one of the determinants of the investment boom of the late eighties and nineties in Chile. Our estimations suggest that there are two channels in which taxes affect investment: on the one hand, higher taxes increase the cost of capital (cost of capital channel); and on the other, they reduce internal funds available for investment (liquidity constraint channel).

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

* Álvarez, R. y A. García (2010). "Productividad, Innovación y Exportaciones en la Industria Manufacturera Chilena." *El Trimestre Económico* LXXVII(1): 155-84.

En este artículo se estudia la relación entre exportaciones, productividad e innovación tecnológica. En primer lugar, se analiza la relación de causalidad entre desempeño exportador y productividad de las empresas A diferencia de otros trabajos que utilizan una metodología similar, los resultados no muestran pruebas en favor del aprendizaje por exportar. En realidad, aunque una vez que las empresas comienzan a exportar existe un aumento de la productividad total de aproximadamente 10%, éste no es estadísticamente significativo y no se mantiene a lo largo del tiempo. Este artículo analiza, además, si existen otras maneras de aprendizaje vinculadas al proceso exportador. A diferencia de otros trabajos en

economías desarrolladas, los resultados para Chile no sugieren ganancias significativas provenientes de la aglomeración geográfica y sectorial de los exportadores. Finalmente, se estudia si la actividad innovadora de las empresas favorece el desempeño exportador. Con indicadores de innovación de productos y procesos, y también de inversión en investigación y desarrollo (ID), no se encuentra pruebas de que éstos incrementen la probabilidad de exportar. En este ámbito, los resultados revelan que el tamaño de las empresas y el hecho de haber exportado previamente son más importantes que la innovación para incrementar la probabilidad de exportar.

* Williamson, J.G. (2010). "Latin American Growth-Inequality Trade-Offs: The Impact of Insurgence and Independence." NBER Working Paper N°15680.

Did independence push Latin America down a growth-inequality trade-off? During the late colonial decades, the region completed two centuries of growth unmatched anywhere and inequality reached spectacular heights. During the half century after insurgency and independence, inequality fell steeply and growth was so modest that the period is called the lost decades. With the appearance of the belle époque in the 1870s, growth rose to impressive levels, again even by world standards, and inequality surged to the highest levels ever, where they have remained for a century. This paper explores the connection.

Código JEL: Y / *NO CLASIFICADOS*

* Kandilov, I.T. (2009). "Do Exporters Pay Higher Wages? Plant-Level Evidence from an Export Refund Policy in Chile." *The World Bank Economic Review* 23(2): 269-94.

The impact of increased export activity on plant wages is estimated in a developing country context. To avoid potential endogenous selection problems, the empirical analysis benefits from exogenous variation in exports induced by a policy experiment--an export subsidy system implemented in Chile in 1986. Analyses using data from a panel survey of Chilean manufacturing establishments show that while the export subsidy had only a modest positive impact on the industrywide relative high-skilled wage, it significantly increased the plant-level relative high-skilled wage in medium-size establishments, which are most likely to take advantage of the subsidy and enter the export market

* Makovec, M., A. Mizala y A. Barrera (2010). "Parental Decisions in a Choice Based School System: Analyzing the Transition between Primary and Secondary School." Documento de Trabajo N°269, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

We study parental choice focusing on the transition between primary and secondary school, taking advantage of the fact that most Chilean students have to switch school at the end of the 8th grade, the last year of primary school. Using a recursive probit model we estimate jointly the probability of attending private voucher versus public school, taking explicitly into account the endogeneity of the school choice at primary level. We find that parents caring more about school academic performance are more likely to have their children enrolled in public schools at the secondary school level, while parents taking into account peers' socioeconomic background and school values are more likely to select voucher schools. We also show that while private voucher schools "cream skim" the best students from the socioeconomic standpoint, this does not necessarily hold for high ability students.

* Moreira V. y B. Bravo-Ureta (2010). "Technical Efficiency and Metatechnology Ratios for Dairy Farms in Three Southern Cone Countries: A Stochastic Meta-Frontier Model." *Journal of Productivity Analysis* 1: 33 -45.

This paper compares technical efficiency (TE) and metatechnology ratios (MTR) for dairy farms from Argentina, Chile and Uruguay using the meta-frontier (MF) approach. The estimated average MTRs for Argentina, Chile and Uruguay are 83.8, 79.6 and 91.4%, respectively, and these results are significantly different from each other. The TEs estimated with respect to the MF are 72.8, 65.8 and 73.4% for Argentina, Chile and Uruguay, respectively. The average TEs for Argentina and Uruguay are not significantly different from each other but are significantly higher than the value for Chile. The production frontiers for Argentina and Uruguay are relatively close to the MF, which suggests that these two countries might need to increase investments to promote local research to generate new technologies and/or search for technologies to adapt from more distant areas. By contrast, Chile could benefit from adaptive research, designed to make borrowed technology from Argentina and/or Uruguay applicable to local conditions, which could be a cost effective way to improve dairy farm performance.

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 1 al 14.

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. 1981-2008. 2009 (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^{os} 1 al 34.

Documentos de Trabajo. N^{os} 1 al 564**.**

Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.

Economía para Todos. Octubre 2004.

Economic and Financial Report (Publicación mensual desde 1983 a 2003, discontinuada a partir de enero de 2004).

Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.

Estudios Económicos Estadísticos. N^{os} 50 al 80.

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

Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.

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 hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. (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 renominada, a partir del número 50, como Estudios Económicos Estadísticos).

Series Monetarias. 1979.

Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.

Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual (ediciones en español y en inglés).

Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones / Banco Central de Chile
Morandé 115 - Santiago / Fono: 6702888 - Fax: 6702231

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Esta publicación del Banco Central de Chile da a conocer trabajos de investigación en el ámbito económico, teórico o empírico. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco. La versión PDF de los documentos puede obtenerse gratis en la dirección electrónica **http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.** Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa contactando al Departamento Publicaciones del Banco o a través del correo electrónico **bcch@bcentral.cl**, con un costo de $500 dentro de Chile y de US$12 al extranjero.

DTBC 568 Abril 2010
How does political instability affect economic growth?
Ari Aisen y Francisco José Veiga

DTBC 567 Abril 2010
Auge y caída de precios de commodities y su impacto
sobre precios domésticos: Comparación internacional
Alfredo Pistelli y Víctor Riquelme

DTBC 566 Abril 2010
Propagation of inflationary shocks in Chile and an international
comparison of propagation of shocks to food and energy prices
Michael Pedersen

DTBC565 Marzo 2010
El Éxito de las Casas Comerciales en Chile:
¿Regulación o Buena Gestión?
Juan Pablo Montero y Jorge Tarziján

DTBC564 Marzo 2010
Liquidity Crises and Corporate Cash Holdings in Chile
Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Carla Valdivia

DTBC563 Marzo 2010
Ricardian Equivalence Proposition in a NK DSGE Model
for two Large Economies: The EU and the US
Jorge A. Fornero

DTBC562 Marzo 2010
Competencia y Toma de Riesgo en el Mercado
de Créditos de Consumo Bancario Chileno (1997-2009)
Daniel Oda y Nancy Silva

DTBC561 Marzo 2010
Estimating Models for Monetary Policy Analysis
in Emerging Countries
Javier García-Cicco

DTBC560 Marzo 2010
An assignment model with match specific productivity
Alberto Naudon

DTBC559 Marzo 2010
El Escaso Poder Predictivo de Simples Curvas de Phillips en Chile:
Una Evaluación en Tiempo Real
Pablo Pincheira y Hernán Rubio

DTBC558 Marzo 2010
Un Modelo de Asignación Estocástica
Alberto Naudon

DTBC557 Marzo 2010
Valorización por Arbitraje de Bonos y Acciones Chilenas
Mediante el Método de Componentes Principales
Natalia Gallardo y Andrés Sagner

DTBC556 Febrero 2010
A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile
GDP Growth Forecasts.
Pablo Pincheira

DTBC555 Diciembre 2009
Financiamiento del Riesgo de Liquidez
en un Modelo Cuantitativo de Estabilidad Sistémica
David Aikman, Piergiorgio Alessandri, Bruno Eklund,
Prasanna Gai, Sujit Kapadia, Elizabeth Martin, Nada Mora,
Gabriel Sterne y Matthew Willison

DTBC554 Diciembre 2009
Financial Stability, Monetary Policy and Central Banking:
An Overview
Rodrigo Alfaro y Rodrigo Cifuentes

DTBC553 Diciembre 2009
Incorporating Financial Sector Risk
into Monetary Policy Models: Application to Chile
Dale Gray, Carlos García, Leonardo Luna y Jorge E. Restrepo

DTBC552 Diciembre 2009
Crisis Financiera y Uso de Derivados Cambiarios
en Empresas Exportadoras
María Gabriela Acharán, Roberto Álvarez y José Miguel Villena

DTBC551 Diciembre 2009
Efectos de las Emisión de Bonos del Banco Central
Sobre las Tasas de Interés
Marco Batarce

DTBC550 Diciembre 2009
Defining Financial Stability and a Framework
for Safeguarding It
Garry J. Schinasi

DTBC549 Diciembre 2009
Determinantes del Precio de Viviendas en Chile
Andrés Sagner

DTBC548 Diciembre 2009
A Historical Perspective on the Crisis of 2007–08
Michael D. Bordo

DTBC547 Diciembre 2009
Modeling a Housing and Mortgage Crisis
Charles A.E. Goodhart, Dimitrios P. Tsomocos
y Alexandros P. Vardoulakis

DTBC546 Diciembre 2009
Policy Reform Under Electoral Uncertainty
Dalibor Eterovic

DTBC545 Diciembre 2009
Forecasting Chilean Inflation From Disaggregate Components
Marcus Cobb

DTBC544 Diciembre 2009
Towards an Operational Framework for Financial Stability:
"Fuzzy" Measurement and its Consequences
Claudio Borio y Mathias Drehmann

DTBC543 Diciembre 2009
Institutional Bias Towards The Status Quo
Dalibor Eterovic

DTBC542 Diciembre 2009
A Network Model of Super-systemic Crises
Prasanna Gai y Sujit Kapadi

DTBC541 Diciembre 2009
New Framework for Measuring and Managing
Macrofinancial Risk and Financial Stability
Dale F. Gray, Robert C. Merton y Zvi Bodie

DTBC540 Diciembre 2009
Households' Financial Vulnerability
Marcelo Fuenzalida y Jaime Ruiz-Tagle

DTBC539 Diciembre 2009
Exchange Rate Volatility and Export Margins
Roberto Álvarez, Michael Doyle y Ricardo A. López

DTBC538 Diciembre 2009
On The Role and Effects of IMF Seniority
Diego Saravia

DTBC537 Diciembre 2009
The Balance Sheet Channel
Ethan Cohen-Cole y Enrique Martinez-Garcia

DTBC536 Diciembre 2009
Entry into Export Markets and Product Quality Differences
Roberto Álvarez y J. Rodrigo Fuentes

DTBC535 Diciembre 2009
Análisis de Derechos Contingentes:
Aplicación a Casas Comerciales
Rodrigo Alfaro y Natalia Gallardo

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.

MONETARY POLICY UNDER UNCERTAINTY AND LEARNING
Klaus Schmidt-Hebbel y Carl E. Walsh, eds.
"The global financial crisis is a powerful reminder of how uncertainty affects the effectiveness and design of demand policies. This book offers a unique collection of contributions that throw light on how monetary authorities can best set, operate and communicate policy when their information about the economy and shocks is imperfect and learning is underway. Undoubtedly a must-read for policymakers and scholars alike as we slide further into unchartered economic territory."
Nicoletta Batini, International Monetary Fund
Tapa dura, 601 pp. Ch$15.000, US$40.

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, 578 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 fluctua-tions 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, 420 pp. Ch$15.000, US$40.

BANCO CENTRAL
DE CHILE

AGUSTINAS 1180
SANTIAGO / CHILE