

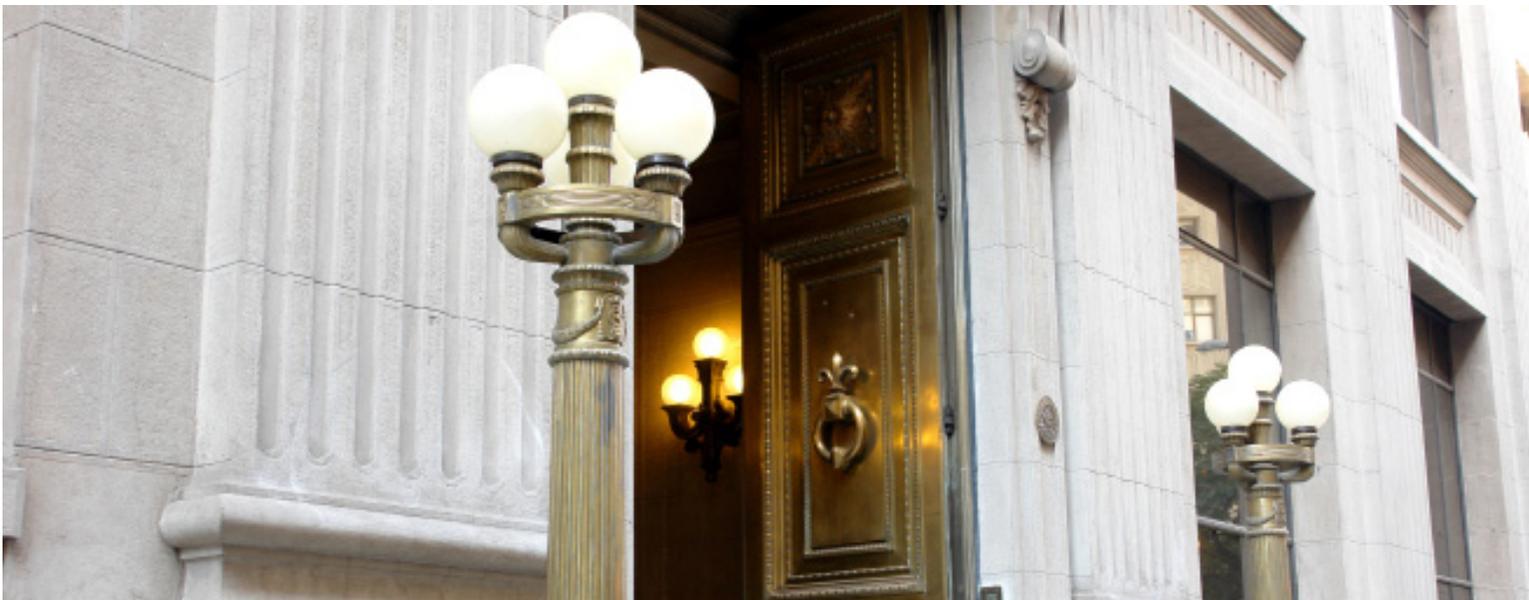
# DOCUMENTOS DE TRABAJO

## Tasas de crédito ajustadas por riesgo e implicancias para políticas de tasa máxima convencional

Carlos Madeira

N.º 654 Enero 2012

BANCO CENTRAL DE CHILE





**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180, Santiago, Chile  
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

# TASAS DE CRÉDITO AJUSTADAS POR RIESGO E IMPLICANCIAS PARA POLÍTICAS DE TASA MÁXIMA CONVENCIONAL

Carlos Madeira  
Banco Central de Chile

## Resumen

Este trabajo estima el impacto de diferentes políticas de Tasa Máxima Convencional (TMC) sobre la proporción de familias excluidas del acceso al crédito en Chile. Utilizando las probabilidades de no-pago estimadas por un modelo probit basado en variables demográficas y carga financiera, simulo la distribución de tasas ajustadas por el riesgo de las familias, para diferentes choques al empleo y a los ingresos. Los resultados muestran que un factor de 0.35 sobre la TMC excluiría entre un 11% y un 18% de las familias del mercado del crédito, dependiendo de la severidad de la perturbación. Esta exclusión se concentra principalmente en los quintiles de menores ingresos.

## Abstract

This work estimates the impact of different policies of Interest Rate Ceilings on the proportion of families excluded from credit access in Chile. Using the default probabilities estimated by a probit model based on demographic variables and financial debt-load, I simulate the distribution of risk-adjusted interest rates of Chilean households for different shocks to income and employment. The results imply that an interest rate ceiling factor of 0.35 would exclude 11% to 18% of the families from credit access, depending on the severity of the shock. This exclusion is heavily concentrated on the poorest income quintiles.

---

\* Este paper se ha beneficiado de los comentarios de Rodrigo Alfaro, Andrés Alegría, Rodrigo Cifuentes, Kevin Cowan, y Luis Opazo. Comentarios son bienvenidos en [cmadeira@bcentral.cl](mailto:cmadeira@bcentral.cl).

## 1. Introducción

Las autoridades de diversos países imponen máximos a las tasas de interés que pueden ser cobradas en los créditos (Reifner, Clerc-Renaud, and Knobloch, 2010). Estos máximos tienen la característica de proteger a los consumidores, pero también tienen la consecuencia negativa de limitar el acceso al crédito de familias con un perfil más riesgoso y de menores recursos. Varios estudios internacionales han encontrado que las leyes de tasa máxima de interés tienen dos tipos de efectos negativos: i) reducir el crédito total en la economía (Greer, 1975), sobre todo entre los consumidores más riesgosos (Villegas, 1987, 1989, Rigbi, 2010) y las familias con menores ingresos (Villegas, 1982, Ellison and Forster, 2008); ii) aumentar la búsqueda de formas de crédito menos reguladas (Zinman, 2008) o ilegales (Collard, Ellison and Forster, 2006). Así, una buena política de Tasa Máxima Convencional (TMC) debe ser suficientemente flexible para no excluir a las familias más pobres del acceso al crédito de consumo y no incentivar la búsqueda de fuentes de financiamiento menos reguladas.

Este trabajo analiza el efecto de diferentes Políticas de Tasa Máxima Convencional en la proporción de familias excluidas del mercado crediticio en Chile. Si asume que las instituciones de crédito cobran a cada deudor una tasa de interés ajustada al riesgo de no-pago, lo que permite al acreedor recuperar el capital prestado más un costo de fondeo. En este caso, las instituciones acreedoras rechazarían el crédito a las familias cuando la tasa ajustada por riesgo es superior al techo impuesto por la TMC, dado que esos créditos representan pérdidas para los acreedores.

En un primer paso, se estima la probabilidad de no-pago de cada familia deudora en base a un modelo probit con información proveniente de la Encuesta Financiera de Hogares (2007-08) del Banco Central de Chile. Estas probabilidades de no-pago son una función de las características demográficas del hogar y tres factores de riesgo económico-financiero: el ingreso del hogar, el ratio carga financiera sobre ingreso, y la probabilidad de despido promedio de los trabajadores de la familia. La probabilidad de despido promedio en la familia es construida de forma no-paramétrica con base en las tasas de desempleo de trabajadores similares de la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI) del INE.

Los resultados de la regresión probit confirman que hogares de más altos ingresos son más seguros, tal como Alfaro, Gallardo y Stein (2010). Al contrario de los estudios anteriores, el modelo atribuye una influencia estadísticamente significativa a los efectos de más endeudamiento y probabilidad de despido sobre el riesgo de no-pago del hogar.

Dado que la probabilidad de no-pago de las familias puede cambiar con el ambiente económico, simulo como cambian las probabilidades de no-pago si el Chile de hoy sufriese de los choques económicos observados en los últimos 20 años (1991-2009). De esta forma, replico una muestra aleatoria de 50,000 familias y sus miembros con la EFH 2007-08, aplicando a cada trabajador las tasas de desempleo y volatilidad de ingresos observadas en cada año, de acuerdo a sus características (edad, región, educación, e ingreso). Estos choques generan experiencias asimétricas para familias diferentes en cada año, siendo algunos años más severos para ciertas familias que para otras. Además de choques de desempleo y de ingresos, aplico a la deuda y carga financiera de cada familia un choque creado por el aumento de la deuda promedio de consumo y el cambio

de las tasas de interés en los préstamos de consumo con la cual los deudores refinancian sus deudas. Este es un choque agregado al mercado de crédito que afecta el riesgo de no-pago de toda la población de deudores dado un escenario económico.

De esta forma, es posible estimar el efecto de políticas de Tasa Máxima Convencional para varios tipos de familias chilenas y en diferentes periodos del ciclo económico.

El estudio muestra que los bancos tienen dos perfiles de clientes de consumo muy distintos. El primer grupo es más seguro y tiene tasas ajustadas por riesgo cercanas al 18%. El segundo grupo es más riesgoso y tiene tasas ajustadas por riesgo alrededor del 25%. Las casas comerciales explotan un tercer grupo de consumidores, los cuales tienen tasas ajustadas por riesgo cercanas al 30%.

Las estimaciones de riesgo de crédito de las familias oscilan mucho con el ciclo económico. En particular, el porcentaje de familias excluidas del crédito bancario con un factor sobre la TMC de 0.35 puede variar desde un 11% en años económicos favorables hasta un 18% en años más severos. Estos valores de exclusión del sistema bancario son muy superiores a los estimados para el actual factor de 0.50 sobre la TMC.

## 2. El modelo de riesgo de crédito: dispersión en corte transversal y cambios temporales

### 2.1 Factores de riesgo – Desempleo, Ingresos y Carga Financiera

Se propone un modelo *probit* de no-pago de deuda estimado con la EFH 2007-08:

$\Pr(\text{No-Pago de alguna Deuda de Consumo en los últimos 12 meses} \mid \beta, X_i, Z_{i,t}),$

donde  $X_i$  son factores demográficos de riesgo del hogar (sexo, edad, educación, y estado civil del jefe de hogar, nro. de personas, ingreso del hogar);  $Z_{i,t}$  son factores de riesgo variables en el tiempo (Ratio Carga Financiera sobre Ingreso ( $RCI_{i,t}$ ), ingreso ( $Y_{i,t}$ ), y probabilidad de despido ( $PD_{i,t} = \sum_k w_k PD_{k,i,t}$ )). El  $RCI_{i,t}$  es considerado un factor de riesgo, porque puede sufrir choques macro tales como cambios en la tasa de interés.

La probabilidad de despido para cada familia es estimada como el promedio de las tasas de cada miembro,  $PD_{k,i,t}$ , ponderadas por sus ingresos ( $w_k$ ). La probabilidad de despido de cada trabajador está definida como la proporción de trabajadores que han perdido su trabajo en los últimos 3 meses:

$PD_{k,i,t} = \Pr(U_{i,k,t} = 1 \mid U_{i,k,t-1} = 0, X_{k,i}),$

donde  $U_{i,k,t}$  toma el valor 1 si el individuo  $k$  del hogar  $i$  está desempleado en el trimestre  $t$  y 0 en caso que esté empleado. Por lo tanto, este parámetro representa la probabilidad que un trabajador empleado de características  $X_{k,i}$  pierda su empleo en un periodo de 3 meses. Estas tasas son estimadas de forma no-paramétrica (Shimer, 2007) con base en datos micro de la Encuesta Suplementaria de Ingresos (ESI). Las estimaciones son obtenidas a través del ratio del número de trabajadores con una duración de desempleo inferior a 13 semanas ( $dur_{k,i,t}$ ) sobre el número total de participantes en la fuerza laboral ( $FL_{k,i,t} = 1$ ) de características similares ( $X_{k,i}$ ):

$$PD_{k,i,t} = \frac{\sum_{i,k} 1(dur_{i,k,t} \leq 13, FL_{i,k,t} = 1 | X_{k,i})}{\sum_{i,k} 1(FL_{i,k,t} = 1 | X_{k,i})}$$

La ESI incluye regularmente información de empleo e ingresos para cerca de 100,000 trabajadores chilenos en cada año, lo que permite estimaciones precisas del riesgo laboral de cada tipo de familia. Así, calculamos tasas heterogéneas para cada trabajador en base a sus características,  $X_{k,i}$  (sexo, edad, educación, industria de actividad, quintil de ingreso, residencia en la Región Metropolitana o no).

La tabla 1 presenta los coeficientes estimados para el modelo con la EFH 2007-08. El modelo de no-pago estimado atribuye claramente una influencia significativa a los factores de RCI y probabilidad de despido. Por otro lado, el modelo está estimado con factores de expansión, lo que genera resultados más confiables que otros estudios anteriores como el de Alfaro, Gallardo, Stein (2010).

**Tabla 1: Modelo Probit estimado con la EFH 2007-08**

<b>Variables Exógenas</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Error-Estándar</b>
log(Ingreso)	-0.180	0.053 <sup>***</sup>
Ratio Carga Financiera Sobre Ingreso (RCI)	0.540	0.270 <sup>**</sup>
Grado Universitario	-0.029	0.118
Probabilidad de Despido	4.334	2.081 <sup>***</sup>
Constante	0.418	0.772
Nr de Observaciones	2143	

Errores-estándar estimados con 1000 réplicas bootstrap.

\*\*\* Significancia estadística a 1%, \*\* significancia a 5%, \* significancia a 10%.

**Controles adicionales** – La variable RCI está censurada en un máximo de 75%. El modelo incluye las siguientes variables: dummy para RCI superior a 75% (no significativa), número de miembros del hogar, años de edad del jefe de hogar, dummy para el estado civil y sexo del jefe de hogar, dummy para el año 2008.

Madeira (2011a) muestra que es posible simular este modelo con choques de RCI, ingreso y probabilidad de despido de otros años (1990-2009). La tasa de default de las simulaciones realizadas con el modelo tiene una correlación de 79.3% con el porcentaje de cartera vencida reportado por la SBIF en el periodo 1990-2009. Esto confirma que es un modelo válido para estudiar no sólo diferencias de riesgo en la población chilena, sino también para analizar choques temporales de riesgo. La sección siguiente detalla como el modelo puede ser simulado, produciendo estimaciones que reflejan lo que pasaría ahora con el crédito a las familias chilenas si los choques de desempleo y de crédito de los últimos 20 años ocurriesen hoy.

## 2.2 Midiendo los efectos de choques económicos con una población simulada

Para evaluar el riesgo predicho por el modelo, aplico a este los choques económicos medidos en el periodo 1991-2009. En primer lugar, se obtienen 100,000 familias en base a un muestreo aleatorio de la EFH. Esta dimensión en la muestra creada es necesaria para replicar la población de Chile con menor error de simulación. Al seleccionar aleatoriamente cada hogar  $i$  tenemos automáticamente todas las características demográficas,  $X_i$ , del hogar EFH seleccionado y las características personales,  $X_{k,i}$ , de todos los miembros de cada familia.

Tomando los perfiles de la muestra simulada,  $X_i$ , se puede calcular la probabilidad de despido,  $PD_{i,t}$ , de cada familia utilizando la ESI del año  $t$ . Adicionalmente, hay que simular las variables que cambian aleatoriamente de año a año: el estado laboral de cada miembro de la familia ( $U_{k,i,t}=1$  si el trabajador  $k$  de la familia  $i$  está desempleado y 0 en otro caso), el ingreso de cada miembro de la familia ( $Y_{k,i,t}$ ), y la deuda y carga financiera del hogar ( $D_{i,t}$ ,  $RCI_{i,t}$ ).

Finalmente, es posible simular los choques económicos de cada año (1990-2009) varias veces a partir de muestras bootstrap de la EFH y de la ESI. Cada una de estas muestras bootstrap permite estimar un vector de coeficientes,  $\beta$ , diferente y una población de características diferentes,  $Z_{i,t}$ . De esta forma, la distribución de las simulaciones muestra una estimación de la incertidumbre del modelo de riesgo.

## 2.3 Simulando el mercado laboral: desempleo e ingresos

En cada año se simula el estado laboral e ingreso de los miembros en cada familia, como una manera de incluir choques heterogéneos. En el modelo considero que la decisión de participación laboral de cada miembro,  $PL_{k,i}$ , es constante, y sólo se simula los ingresos de personas en la fuerza de trabajo ( $PL_{k,i}=1$ ). Los ingresos de los jubilados y no-trabajadores son solamente ajustados para el crecimiento nominal de ingresos en su categoría para el año  $t$ .

El ingreso simulado por trabajador tiene en cuenta un componente permanente ( $P_{k,i,t}$ ) y un choque transitorio ( $L_{k,i,t}$ ), de forma similar a Gourinchas y Parker (2002). Además, existe un componente de *replacement ratio*  $RR_{k,i,t} = \frac{E[Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t}, X_{k,i}]}{E[Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t-1}, X_{k,i}]}$ , que determina un choque discreto de ingreso para trabajadores que cambian su estado laboral. Así el proceso estocástico de ingresos de los trabajadores es representado como:

$$1.1) \quad U_{k,i,t} = 1 \text{ si } \text{pseudo-uniforme}_{k,i,t} < \Pr(U_{k,i,t} | t, X_{k,i}, PL_{k,i}=1),$$

$$1.2) \quad Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t}, X_{k,i} = P_{k,i,t} RR_{k,i,t}^{U_{k,i,t}-U_{k,i,t-1}} L_{k,i,t} = (G_{k,i,t} Y_{k,i,t-1}) RR_{k,i,t}^{U_{k,i,t}-U_{k,i,t-1}} L_{k,i,t},$$

con  $L_{i,t}$  distribuido de forma Log-Normal con promedio 0 y error-estándar  $0.32 \times SD(\ln(Y_{k,i,t}) | t, U_{k,i,t}, X_{k,i})$ . El error-estándar tiene en cuenta que sólo 32% de la heterogeneidad individual de ingresos se debe a choques transitorios (Madeira, 2011a).

La componente permanente de ingreso considera el ingreso anterior del trabajador y un drift de ingresos  $G_{k,i,t} = \frac{E[Y_{k,i,t} | t, X_{k,i}]}{E[Y_{k,i,t} | t-1, X_{k,i}]}$ , para tomar en cuenta el crecimiento de ingreso observado en años anteriores. El *replacement ratio* es estimado por  $RR_{k,i,t} = \frac{E[Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t}, X_{k,i}]}{E[Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t-1}, X_{k,i}]}$ . Este *replacement ratio* incluye subsidio de desempleo y otras transferencias. Por ejemplo, trabajadores con mejor acceso a fondos de desempleo pueden tener *replacement ratios* de 40% o más de su ingreso, mientras que trabajadores por cuenta propia pueden tener *replacement ratios* mucho más pequeños.

Todos los momentos de ingresos  $E[Y_{k,i,t} | t, U_{k,i,t}, X_{k,i}]$  y  $SD(\ln(Y_{k,i,t}) | t, U_{k,i,t}, X_{k,i})$  son estimados con la ESI del año t. Los momentos de ingresos y desempleo son estimados de forma no-paramétrica para cada año de la ESI.

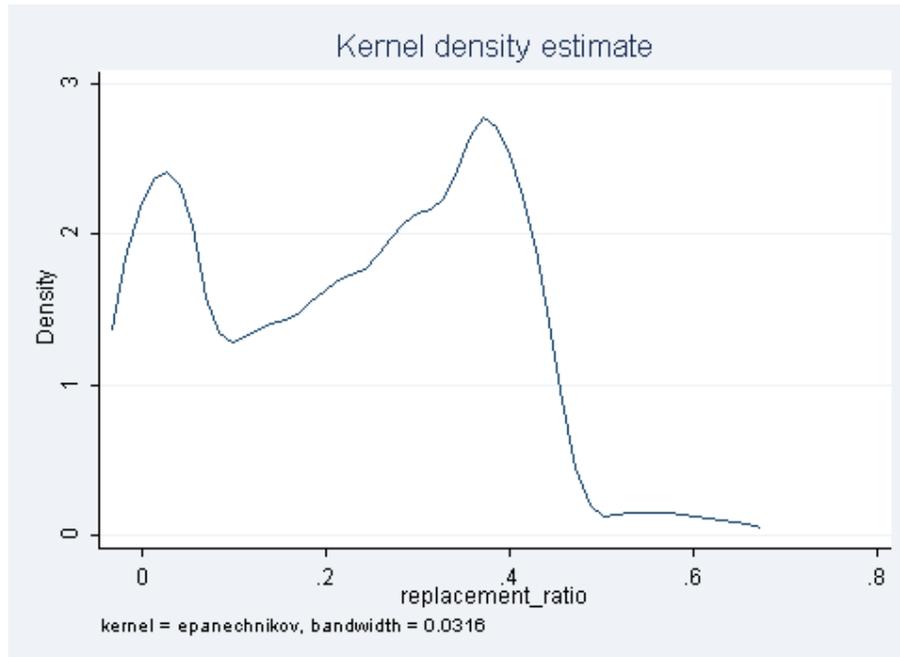
Al contrario de Gourinchas y Parker (2002), Abowd y Card (1989), y otra literatura anterior, el proceso de ingreso utilizado en este modelo considera que existe desempleo y que los trabajadores desempleados tienen una distribución de ingresos distinta. Además, el modelo considera una mayor heterogeneidad de tipos de trabajador que los 5 tipos de trabajadores clasificados por educación o actividad utilizados por Gourinchas y Parker (2002) y por Carroll y Samwick (1997).

En este modelo todos los momentos tienen heterogeneidad en el vector  $X_{k,i}$ , que incluye todos los cruces de {sexo, edad, educación, residencia en la Región Metropolitana o no, sector de actividad, quintil de ingreso}. Dado que  $X_{k,i}$  contiene 540 categorías, este es el equivalente a realizar en cada año un choque de desempleo e ingreso heterogéneo para 540 tipos de trabajadores. La figura 1 muestra la distribución estimada de los *replacement ratios* en Chile para 2007 a 2009. Sin embargo, los resultados son similares en todo el período 1990 a 2009.

La figura 1 muestra de forma clara la importancia de incluir heterogeneidad en la distribución de ingresos de Chile. Existen dos tipos de trabajadores en Chile, uno con trabajo más informal y con menor protección social y que por eso tiene un *replacement ratio* cercano a cero. Mientras que existe también una segunda clase de trabajadores con contratos formales y que se beneficia de una protección social significativa, teniendo *replacement ratios* entre 20% a 40%. Es decir, la experiencia de desempleo es muy diferente para familias diferentes, con algunas familias sufriendo cortes de ingresos mucho más drásticos que otras.

Otro dato importante es que los valores estimados para los *replacement ratios* de los trabajadores en mejores condiciones coinciden bastante con los valores del seguro de cesantía garantizados por la Administradora de Fondos de Cesantía (AFC) de Chile. La AFC garantiza ingresos con respecto al salario mientras estaban empleados para trabajadores con contrato equivalentes a un 43% durante el primer trimestre de desempleo, de 25% en el segundo trimestre de desempleo, y de 20% para los meses siguientes. Dado que la duración promedio del desempleo en Chile es de 7.5 meses (o 2.5 trimestres), la cobertura del seguro de desempleo debería representar *replacement ratios* dispersos entre 20 a 43%, tal como lo indica el modelo estimado.

Figura 1: Replacement Ratios



#### 2.4 Simulando el no-pago de cada familia en escenarios diferentes

La dispersión de tenencia de deuda de consumo e hipotecas, montos de cada deuda, y carga financiera se mantiene igual a la reportada por cada familia simulada en la EFH. Sin embargo, la carga financiera y la deuda de cada familia son ajustadas por choques en el crecimiento trimestral de la deuda promedio de consumo por deudor y las tasas de interés observadas en las series históricas agregadas. De esta forma, el trabajo tiene en cuenta que en cada trimestre las familias necesitan refinanciar una parte de su deuda y que este refinanciamiento es hecho con tasas de interés diferentes.

Finalmente, después de simular el ingreso y el estado laboral de cada familia es calculada una decisión de no-pago para cada familia utilizando el modelo de la sección anterior:

$$1.3) \quad \text{No-Pago}_{i,t} \mid \beta, X_i, \text{RCI}_{i,t}, Y_{i,t}, \text{PD}_{i,t}.$$

Por lo tanto, nuestra aplicación simula choques históricos para las 3 principales variables económicas que afectan el no-pago: RCI, ingreso, y probabilidad de despido.

### 3. Aplicando el modelo al cálculo de tasas ajustadas por riesgo

Una institución de crédito tiene tres tipos de costos en su actividad: el costo de financiar el capital que presta a sus clientes, los costos de administración del crédito (que pueden ser fijos ó variables), y la pérdida esperada por los eventos de no pago.

La Tasa de Política Monetaria que caracteriza la deuda más segura en Chile, tuvo un promedio de 5% entre 1995 y 2010. Por lo cual asumir una tasa de financiamiento de 6% es un valor relativamente bajo.

Los costos administrativos de los créditos son más difíciles de estimar, ya que corresponden en buena medida a costos fijos en la administración de cada crédito. Estos costos fijos son naturalmente un porcentaje menor en los créditos de alto monto, pero pueden ser muy altos en créditos de menor tamaño. Los datos reportados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras muestran que los costos administrativos representan 5% de la cartera de los mayores bancos chilenos y 10% de la cartera de bancos especializados en el segmento de consumo (SBIF, 2011). Con lo cual asumir un 4% como un valor de referencia parece ser bajo para los costos administrativos de los créditos de consumo. Un rango más conservador para los costos administrativos estaría situado entre 5% a 10%.

Finalmente, si incluye las pérdidas esperadas con préstamos no-pagos. El Banco de Pagos Internacionales reporta que el valor de referencia para una pérdida en caso de no-pago (Loss-Given-Default, LGD) para créditos de consumo es alrededor de 70% del valor de la deuda (BIS, 2006, Botha y van Vuuren, 2010). Aplicando esta pérdida de 70% a la probabilidad de no-pago predicha por el modelo estimado con la EFH se obtiene el costo esperado por riesgo de no-pago. Una comparación de la probabilidad de no-pago reportada por las familias en la EFH durante el periodo 2007-08-09 muestra que el nivel y evolución de esta variable es similar a la proporción agregada de préstamos bancarios en cartera vencida en el mismo periodo (Alfaro, Pacheco, Sagner, 2011). Este es un dato que ayuda a validar la correspondencia entre el modelo de no-pago estimado con la EFH y los costos de no-pago efectivos en el sistema de crédito.

Así, para estimar las tasas ajustadas por el riesgo ( $tar_i$ ) de las familias, aplicamos las probabilidades de no-pago ( $Pnp_i(X_i)$ ) predichas por el modelo, más un costo de fondeo (CF) de 10% y una pérdida esperada de 70%. El costo de fondeo incluye costos de financiamiento (6%) y administrativos (4% del préstamo). Por simplicidad, asumimos que todos los costos asociados a los préstamos son variables. Asumiendo que el mercado de crédito es competitivo e iguala costos y ganancias esperadas tenemos

$$2) (1 + CF) = (1 + tar_i)[(1 - Pnp_i) + (1 - LGD)Pnp_i],$$

lo que resulta en

$$3) tar_i = \frac{CF + LGD \times Pnp_i}{1 - LGD \times Pnp_i}.$$

Las tasas de default predichas,  $Pnp_i$ , son estimadas como el promedio por familia del modelo de la sección anterior, de acuerdo al quintil de ingreso del hogar y a las características de sexo, edad, educación, y sector de actividad laboral del jefe de hogar. Este promedio es estimado con los factores de expansión diseñados por Madeira (2011b). La deuda de consumo es no-asegurada y por lo tanto la institución financiera no puede garantizar que el deudor no se endeude más en el futuro con otras

instituciones. Así, desde el punto de vista del acreedor, la tasa de interés ajustada por riesgo toma en cuenta el promedio de tasas esperado para diferentes tipos de RCI.

#### 4. Tasas ajustadas por riesgo en la población de deudores en Chile

La distribución de tasas ajustadas por riesgo cambia con el mercado laboral de cada año y con los choques al crecimiento de la deuda promedio de cada deudor. La existencia de los choques al crecimiento de deuda promedio es importante, ya que toma en cuenta que el sistema financiero chileno aun se está expandiendo. La tabla 2 presenta la distribución de tasas ajustadas por riesgo para la población de deudores chilena si los choques laborales y de deuda promedio de cada año anterior ocurriesen ahora.

**Tabla 2: Tasas ajustadas al riesgo (choques 1991-2009) – Todos los deudores**

<b>Año Stress</b>	<b>promedio</b>	<b>p50</b>	<b>p75</b>	<b>p90</b>	<b>p95</b>	<b>p99</b>
<b>1992</b>	25.4%	25.3%	28.1%	32.3%	34.1%	42.8%
<b>1993</b>	25.6%	25.7%	27.6%	31.5%	33.8%	39.1%
<b>1994</b>	27.6%	27.7%	30.9%	34.6%	36.0%	45.3%
<b>1995</b>	24.3%	23.6%	26.4%	31.0%	36.0%	40.1%
<b>1996</b>	23.9%	23.0%	27.0%	30.3%	32.9%	38.6%
<b>1997</b>	26.5%	25.8%	28.6%	33.7%	37.8%	40.3%
<b>1998</b>	26.2%	25.8%	29.1%	33.0%	37.5%	42.0%
<b>1999</b>	25.2%	24.9%	27.6%	31.5%	35.8%	39.9%
<b>2000</b>	28.0%	27.8%	31.1%	35.9%	39.8%	46.1%
<b>2001</b>	26.8%	26.4%	29.8%	34.2%	34.9%	40.6%
<b>2002</b>	25.6%	25.4%	28.7%	34.0%	36.6%	44.4%
<b>2003</b>	25.8%	25.1%	28.5%	32.1%	35.0%	39.9%
<b>2004</b>	26.6%	26.5%	29.2%	32.5%	35.8%	45.0%
<b>2005</b>	25.0%	24.5%	27.9%	31.7%	33.1%	46.5%
<b>2006</b>	25.7%	25.5%	28.0%	32.3%	35.7%	43.0%
<b>2007</b>	27.0%	26.7%	29.5%	33.0%	37.0%	47.3%
<b>2008</b>	25.9%	25.6%	28.4%	31.5%	34.4%	41.8%
<b>2009</b>	26.3%	25.9%	29.1%	33.5%	36.6%	40.3%

Se puede observar que estos resultados tienen en cuenta la experiencia asimétrica sufrida por cada familia en años con escenarios económicos diferentes. Es decir, los años de más desempleo son más severos en ciertas familias, dado que las experiencias de desempleo son muy diferentes a través de la población. Las familias pobres tienen mayor probabilidad de sufrir de desempleo y también sufren una caída mayor de sus ingresos cuando el desempleo las afecta.

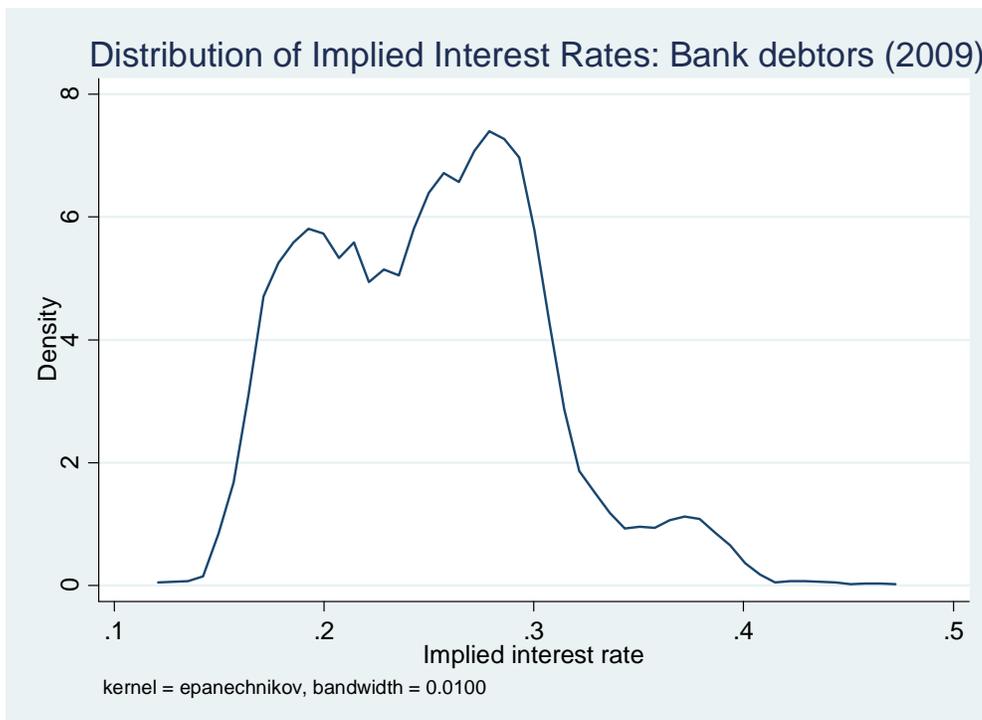
La Tabla 2 muestra que las tasas promedio y medianas para el riesgo económico de los últimos 20 años fluctúan alrededor de 26%. También es claro que el riesgo de crédito fluctúa sustancialmente con el ciclo económico. Por ejemplo, la tasa mínima a cobrar al 5% de clientes más riesgosos puede pasar de 33% en años como 1996 ó 2005, a casi 40% en años de más desempleo como en 2000.

## 5. Diferencias en el perfil de los deudores cubierto por la banca chilena

Existe evidencia que para los Estados Unidos el crédito directo al consumo otorgado por casas comerciales ayuda a reducir las restricciones impuestas por las tasas máximas en el sector de crédito bancario (Peterson, 1983). Si una ley de tasa máxima fuese lo suficientemente restrictiva podría tener como consecuencia bloquear el acceso al crédito de los hogares tanto en bancos como en casas comerciales, creando así efectos negativos en dos mercados de crédito. Esta sección muestra que los deudores fuera del sistema bancario son significativamente más riesgosos que los clientes del sector bancario. Por lo tanto, es de esperar que una baja de la TMC tenga mayores efectos en las casas comerciales e instituciones no financieras.

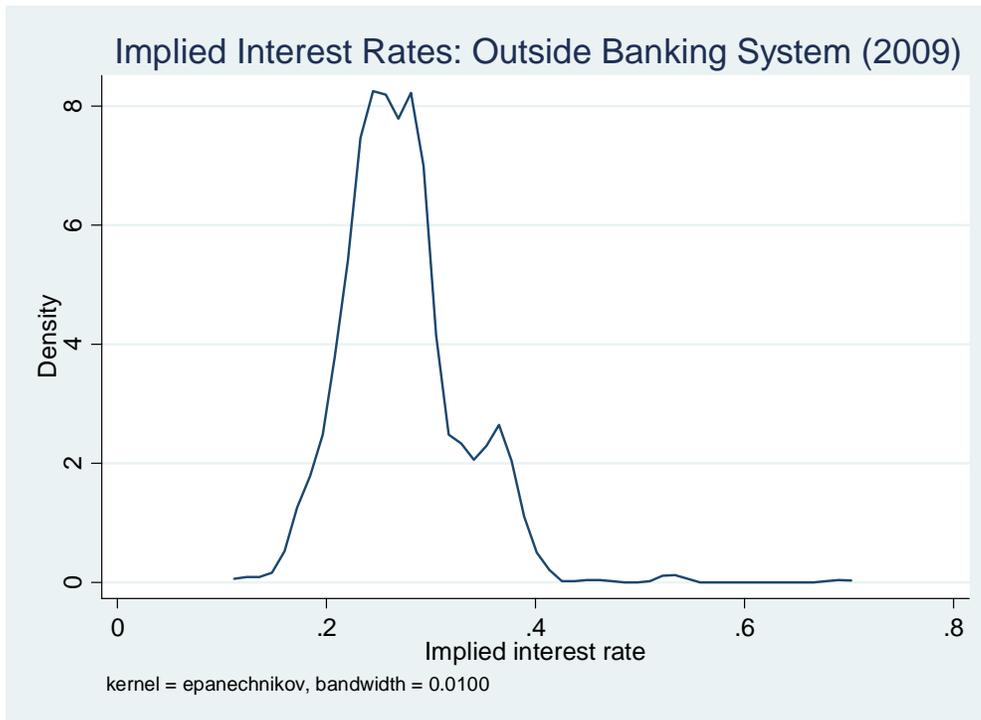
La figura 2 muestra la distribución Kernel de las tasas ajustadas por riesgo de los deudores bancarios, asumiendo el riesgo laboral de 2009. La distribución tiene claramente dos modas, con un grupo de clientes teniendo tasas esperadas cercanas a 18% y un segundo grupo con tasas esperadas alrededor de 25%. Esta distribución bimodal es similar cuando se aplican los choques de otros años. Este resultado es consistente con el modelo de negocio bancario de consumo, que ofrece dos tipos de productos (Marinovic, Matus, Flores, Silva, 2011, SBIF, 2011): crédito en cuotas (a tasas de 15 a 18%) y líneas o tarjetas de crédito (con tasas de 25%). Por lo tanto, las tasas estimadas por el modelo replican de buena manera las tasas cobradas por la banca chilena y su evolución.

Figura 2: Distribución de Tasas de Interés para deudores bancarios.



Por otro lado, la distribución de tasas esperadas fuera del sistema bancario es muy diferente. La figura 3 muestra la dispersión de tasas esperadas de clientes fuera del sistema bancario. La distribución de tasas tiene un grupo de clientes fuertemente concentrado en tasas esperadas entre 25 a 30%.

Figura 3: Distribución de Tasas de Interés para deudores fuera del sistema bancario.

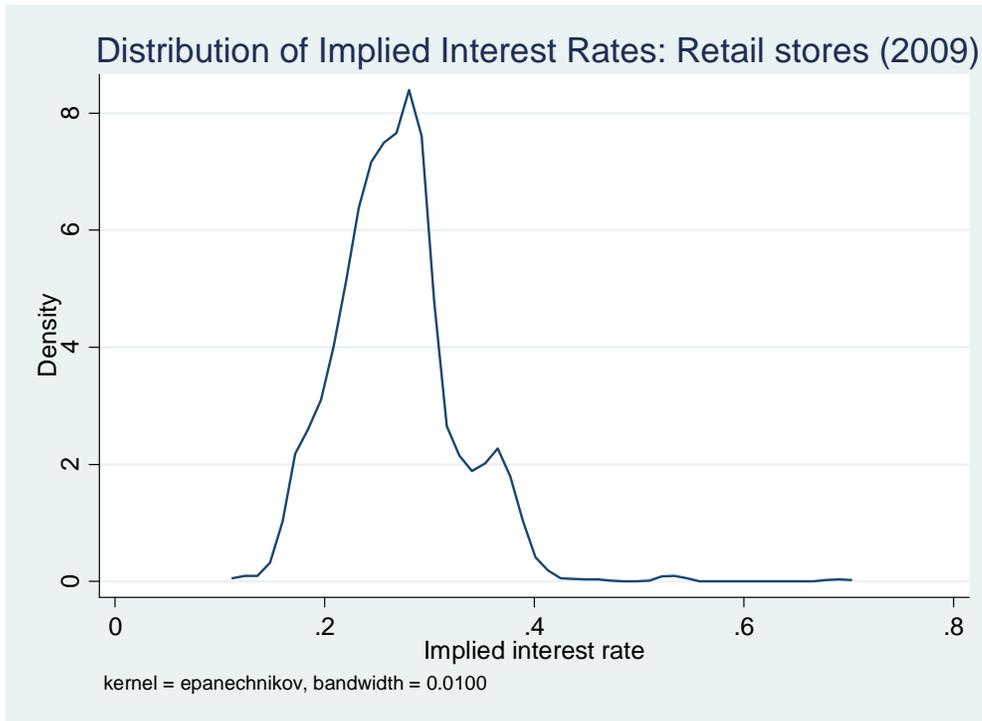


Las principales instituciones no financieras que otorgan crédito son las casas comerciales. La Figura 4 muestra que en general el perfil de riesgo de los clientes de las casas comerciales es significativamente más riesgoso que el de los clientes bancarios. En particular, los clientes de casas comerciales tienen tasas ajustadas al riesgo fuertemente concentradas alrededor de 30%.

## 6. Implicancias para propuestas actuales de Tasa Máxima Convencional

Los resultados anteriores pueden ser aplicados a las actuales propuestas de TMC. La TMC en el periodo  $t$ ,  $TMC_t$ , es estimada en base a un factor  $F$  del promedio de tasas al consumo bancario observado en el mes anterior. Actualmente, se está discutiendo bajar el factor de la TMC de 0.50 a 0.35. La idea es no fijar tasas tan altas que permitan abuso por parte de las instituciones financieras, pero también existe la preocupación de no fijar una máxima demasiado baja que dificulte el acceso al crédito de segmentos de la población con más vulnerabilidades y que poseen un mayor nivel de riesgo. De acuerdo con el modelo de tasas ajustadas por riesgo, los bancos y otras instituciones de crédito rechazarían créditos a familias con  $tar_i > TMC_t$ , porque eso implicaría pérdidas.

Figura 4: Distribución de Tasas de Interés para deudores de casas comerciales.



Para clarificar el punto anterior, he estimado la  $TMC_t$  para diversos factores entre 0.35 y 0.50, para varios años  $t$ . El cálculo de  $TMC_t$  para cada factor  $F$  implica estimar un promedio de tasas ajustadas por riesgo que está restringido a tasas inferiores a la  $TMC_t$ :

$$4) TMC_t(F) = (1+F) \times E[ar_{i,t} | ar_{i,t} < TMC_t].$$

Esta ecuación no tiene una solución cerrada y por lo tanto requiere una solución numérica. El método numérico utilizado para calcular la ecuación 4) considera un espacio de 1000 puntos y escoge el valor inferior para  $\left| \frac{TMC_t}{E[ar_{i,t} | ar_{i,t} < TMC_t]} \right|$ . La

solución es obtenida utilizando factores de expansión poblacionales para cada hogar de la EFH y ponderando el factor de expansión por el monto de crédito de consumo bancario mantenido por cada familia.

Dada la estimación de  $TMC_t$  para cada factor  $F$ , calculo el porcentaje de familias excluidas del acceso a crédito,  $PEC_t$ , como:

$$5) PEC_t(F) = Pr( ar_{i,t} > TMC_t(F) ).$$

La Tabla 3 presenta los resultados estimados para la TMC y el porcentaje de familias excluidas del acceso a crédito estimado en base a los choques económicos que Chile ha sufrido en los últimos 20 años (1992-2009). Es posible notar que cualquier valor

establecido para el factor de TMC, 0.35, 0.40, 0.45 ó 0.50, excluye un número muy diferente de personas de acuerdo al ciclo económico.

Por ejemplo, con un factor de 0.50 (el valor que rige actualmente) sólo 2% a 4% de las familias son excluidas de crédito bancario en años similares a 1992-1994, 2004, 2005, o 2008. En años más severos, como el elevado desempleo de 1998 a 2000, este mismo factor excluye a un 7.5% de las familias del sistema bancario. Además, la tabla 3 muestra que bajar el factor TMC de 0.50 a 0.45 no genera cambios importantes en términos del número de familias excluidas del acceso al crédito.

La propuesta actual de un factor TMC de 0.35 generaría una exclusión entre 8% a 12% en los años de menor impacto. Sin embargo, en períodos económicos más severos, como los años 1998 a 2002 este factor puede llevar a una exclusión del crédito bancario de un de 10% a 15% de las familias chilenas.

**Tabla 3: TMC y Probabilidad de No Acceso a Crédito – Deudores Bancarios**

<b>Año</b>	<b>TMC</b>	<b>TMC</b>	<b>TMC</b>	<b>TMC</b>	<b>PEC</b>	<b>PEC</b>	<b>PEC</b>	<b>PEC</b>
<b>Stress</b>	<b>(.35)</b>	<b>(.40)</b>	<b>(.45)</b>	<b>(.50)</b>	<b>(.35)</b>	<b>(.40)</b>	<b>(.45)</b>	<b>(.50)</b>
<b>1992</b>	30.0%	31.9%	33.5%	34.9%	15.4%	8.8%	5.5%	2.1%
<b>1993</b>	30.9%	32.4%	33.7%	34.9%	9.3%	8.0%	5.9%	2.2%
<b>1994</b>	32.9%	35.1%	36.7%	37.9%	12.6%	7.2%	1.9%	1.7%
<b>1995</b>	29.2%	30.6%	31.8%	33.3%	12.0%	9.8%	6.5%	6.2%
<b>1996</b>	27.9%	29.8%	31.0%	32.2%	18.0%	7.9%	5.6%	4.1%
<b>1997</b>	31.9%	33.3%	34.8%	36.0%	8.4%	6.6%	5.0%	4.1%
<b>1998</b>	30.9%	32.4%	34.0%	35.5%	13.3%	11.5%	6.6%	5.6%
<b>1999</b>	30.1%	31.9%	33.4%	34.7%	13.0%	7.5%	6.6%	6.6%
<b>2000</b>	33.1%	34.6%	35.9%	37.2%	10.0%	8.4%	7.9%	7.4%
<b>2001</b>	32.1%	33.6%	35.4%	36.7%	14.4%	10.2%	3.2%	2.4%
<b>2002</b>	30.0%	31.8%	33.3%	34.5%	15.1%	8.9%	8.1%	5.4%
<b>2003</b>	30.7%	32.1%	33.7%	34.8%	13.9%	7.9%	6.5%	5.9%
<b>2004</b>	31.7%	33.4%	35.0%	36.6%	13.7%	6.8%	4.9%	3.1%
<b>2005</b>	29.2%	31.1%	32.6%	34.2%	14.2%	9.0%	6.2%	4.2%
<b>2006</b>	30.7%	32.3%	33.8%	35.3%	11.6%	8.4%	6.1%	4.9%
<b>2007</b>	32.1%	33.6%	35.1%	36.3%	8.2%	7.3%	5.3%	4.3%
<b>2008</b>	30.9%	32.6%	34.0%	35.3%	12.2%	5.5%	4.8%	2.3%
<b>2009</b>	30.9%	32.5%	34.1%	35.4%	11.1%	7.5%	5.6%	4.9%

La tabla 4 presenta los mismos resultados del porcentaje de familias excluidas del acceso a crédito para la población total de deudores (bancarios y no bancarios) en Chile. Los valores de exclusión son muy similares a los presentados para los Deudores Bancarios. Esto confirma que la exclusión de familias del sistema bancario no sería compensada por una mayor oferta de crédito en otras instituciones. De hecho, el efecto de exclusión de crédito (PEC) es aún mayor cuando se considera instituciones no bancarias, dado que estas otorgan créditos en segmentos más riesgosos, los cuales representan mayores pérdidas.

Los resultados muestran que entre un 2% a un 4% de las familias no tiene acceso a ningún tipo de crédito con un factor de TMC de 0.50, incluso en años de bajo desempleo. En años económicamente más severos, como el año 2000 o 2009, un factor de TMC de 0.50 puede llegar a excluir del acceso al crédito un 8% ó 9% de las familias.

Una política TMC con un factor de 0.35 excluye por lo menos a un 11% de las familias chilenas de cualquier tipo de crédito, incluso en años económicamente favorables. En años más severos (como el período de 2001 a 2003 ó el año más reciente de 2009) este factor de TMC puede llegar a excluir a más del 16% de las familias. Esto significa que un factor TMC de 0.35 excluiría a las familias más pobres del acceso al crédito, justamente en los años de mayor adversidad y en los cuales el endeudamiento es más útil.

Este modelo empírico de tasas ajustadas por riesgo estima, por lo tanto, que el factor TMC tiene efectos muy diferentes en períodos económicos negativos o positivos. Además, tanto los clientes de bancos como los de instituciones no bancarias y de casas comerciales, sufren una exclusión de crédito similar en todos los períodos económicos bajo un mismo factor de TMC.

**Tabla 4: Factor TMC y Probabilidad de No Acceso a Crédito – Todos los Deudores**

<b>Año Stress</b>	<b>PEC (.35)</b>	<b>PEC (.40)</b>	<b>PEC (.45)</b>	<b>PEC (.50)</b>
<b>1992</b>	16.4%	11.0%	7.1%	2.4%
<b>1993</b>	11.0%	8.7%	6.3%	3.9%
<b>1994</b>	14.8%	8.5%	2.9%	2.9%
<b>1995</b>	12.6%	10.4%	7.9%	7.2%
<b>1996</b>	20.1%	10.0%	8.2%	6.7%
<b>1997</b>	12.6%	10.6%	8.2%	6.7%
<b>1998</b>	15.8%	13.0%	8.3%	7.7%
<b>1999</b>	13.4%	9.3%	6.2%	6.2%
<b>2000</b>	12.6%	10.7%	9.9%	9.1%
<b>2001</b>	17.2%	11.9%	4.6%	3.1%
<b>2002</b>	18.2%	11.4%	10.6%	7.5%
<b>2003</b>	16.0%	10.2%	6.9%	6.3%
<b>2004</b>	14.7%	8.2%	6.4%	3.0%
<b>2005</b>	18.0%	11.4%	7.4%	3.9%
<b>2006</b>	12.2%	10.2%	7.0%	6.0%
<b>2007</b>	13.0%	9.9%	7.5%	5.9%
<b>2008</b>	15.4%	6.9%	5.2%	3.1%
<b>2009</b>	16.3%	12.0%	9.4%	8.3%

## 7. Impacto de Familias Excluidas por Quintil de Ingreso

Una preocupación relevante en las políticas de TMC es que estas puedan excluir del acceso al crédito justamente a las familias más pobres. En la tabla 5 presento el efecto de un techo de tasa de interés en el total de la población de deudores y en el quintil de ingresos más pobre, considerando el año 2009 para comparación. Además, incluyo un estudio de sensibilidad en relación al efecto de estimar incorrectamente la tasa de costo de fondeo relevante. Esto porque los costos administrativos muestran heterogeneidad entre bancos y distintos valores de préstamos, variando entre 4% y 10%. Esta variación es relevante porque los costos administrativos representan un mayor porcentaje de los préstamos de bajo valor, que tienen mayor presencia en el segmento de las familias más pobres.

**Tabla 5: Impacto de diferentes valores de Tasa Máxima (Porcentaje de Familias Excluidas al Crédito, PEC) – Todos los Deudores y Deudores del Quintil 1 de Ingresos (choque económico de referencia es el año de 2009)**

	TMC de 35%	TMC de 40%	TMC de 45%	TMC de 50%
<b>Costo administrativo y fondeo</b>	<b>Total deudores</b>			
10%	9.3%	1.0%	0.5%	0.4%
12%	12.0%	4.1%	0.7%	0.4%
14%	16.7%	9.3%	1.0%	0.5%
16%	35.6%	12.0%	4.1%	0.7%
<b>Costo administrativo y fondeo</b>	<b>Población de deudores en el Quintil 1</b>			
10%	37.2%	3.8%	0.0%	0.0%
12%	42.7%	27.9%	1.1%	0.0%
14%	54.2%	37.2%	3.8%	0.0%
16%	67.9%	42.7%	27.9%	1.1%

De acuerdo al modelo de tasas ajustadas por riesgo, una tasa máxima de 35% afectaría el acceso al crédito de casi el 10% de la población, mismo considerando un costo de fondeo uniforme de 10% para toda la población. Este impacto ocurriría sobre todo en los segmentos de ingresos más bajos. Aunque sólo 9.3% de la población total se vería restringida con tasas de 35%, en el primer quintil de ingresos se estima una exclusión al crédito cercana al 37.2% de las familias.

Además, si consideramos que las familias pueden acceder a bancos con costos de fondeo más altos, el impacto puede ser aún más grave. Para préstamos con tasas de costo de fondeo de 16%, una TMC de 35% implica que 67.9% de las familias del quintil 1 de ingresos son excluidas del acceso a cualquier tipo de crédito. Incluso con tasas de interés entre 40% y 45%, existiría alrededor de un tercio de las familias en el quintil de ingresos más pobre sin poder acceder a crédito de consumo.

En la tabla 6.1 presento el efecto de un techo de tasa de interés en todos los quintiles de ingreso de familias chilenas. Esta tabla confirma que los efectos de exclusión al crédito no se limitan sólo al quintil de ingresos más pobre. Mismo con un bajo costo de fondeo (10%), una tasa máxima de 35% afectaría un número significativo de familias en los quintiles 1 y 2 de ingresos (lo que corresponde a 40% de la población chilena). Con un

costo de 16% del valor de los préstamos, entonces una tasa máxima de 35% implicaría un porcentaje significativo de exclusión en las familias de todos los cinco quintiles de ingreso. Esto significa que una tasa máxima de 35% iría impedir el acceso a préstamos de bajo monto en todos los estratos sociales chilenos.

**Tabla 6.1: Impacto de una Tasa Máxima en el año de 2009 (Porcentaje de Familias Excluidas al Crédito, PEC) – Todos los Deudores**

	TMC de 35%	TMC de 40%	TMC de 45%	TMC de 50%
<b>Quintiles (CF=10%)</b>				
<b>Total</b>	9.3%	1.0%	0.5%	0.4%
<b>Quintil 1</b>	37.2%	3.8%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 2</b>	15.0%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 3</b>	4.6%	1.3%	1.3%	1.3%
<b>Quintil 4</b>	2.8%	1.3%	1.1%	0.5%
<b>Quintil 5</b>	1.9%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>Quintiles (CF=16%)</b>				
<b>Total</b>	35.6%	12.0%	4.1%	0.7%
<b>Quintil 1</b>	67.9%	42.7%	27.9%	1.1%
<b>Quintil 2</b>	44.6%	15.6%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 3</b>	30.4%	4.6%	1.3%	1.3%
<b>Quintil 4</b>	28.8%	8.9%	2.8%	1.3%
<b>Quintil 5</b>	24.3%	4.9%	0.0%	0.0%

Como el año 2009 fue uno de los años con mayor desempleo y peor desempeño de los créditos de consumo en la última década, incluyo una comparación con respecto al año 2008, que ha tenido menor desempleo (tabla 6.2).

**Tabla 6.2: Impacto de una Tasa Máxima en el año de 2008 (Porcentaje de Familias Excluidas al Crédito, PEC) – Todos los Deudores**

	TMC de 35%	TMC de 40%	TMC de 45%	TMC de 50%
<b>Quintiles (CF=10%)</b>				
<b>Total</b>	3.9%	2.1%	0.6%	0.4%
<b>Quintil 1</b>	11.0%	1.1%	1.1%	0.0%
<b>Quintil 2</b>	10.3%	6.9%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 3</b>	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 4</b>	1.1%	0.5%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 5</b>	2.1%	2.1%	1.9%	1.9%
<b>Quintiles (CF=16%)</b>				
<b>Total</b>	26.7%	6.7%	2.6%	0.6%
<b>Quintil 1</b>	72.8%	21.4%	1.1%	1.1%
<b>Quintil 2</b>	35.0%	13.6%	9.6%	0.0%
<b>Quintil 3</b>	16.6%	1.3%	0.0%	0.0%
<b>Quintil 4</b>	12.2%	1.3%	0.5%	0.0%
<b>Quintil 5</b>	21.3%	4.5%	2.1%	2.1%

Incluso en años de bajo desempleo como 2008 y un bajo costo de fondeo de 10%, más de 10% de las familias del quintil más pobre de ingresos sería afectada por una tasa máxima de 35% (tabla 6.2). Si consideramos un costo de fondeo de 16% y una tasa máxima de 35%, entonces casi el 75% de las familias del quintil más pobre son excluidas del acceso al crédito bancario. Mismo con tasas de 45% habría un número significativo de familias en el quintil 1 y 2 de ingresos sin acceso al crédito bancario.

**Tabla 6.3: Impacto de una Tasa Máxima con el modelo 1 de Alfaro, Gallardo y Stein (Porcentaje de Familias Excluidas al Crédito, PEC) – Todos los Deudores**

	TMC de 35%	TMC de 40%	TMC de 45%	TMC de 50%
<b>Quintiles (CF=10%)</b>				
<b>Total</b>	55.8%	43.6%	30.5%	18.5%
<b>Quintil 1</b>	88.1%	80.7%	76.4%	62.6%
<b>Quintil 2</b>	76.7%	69.8%	53.8%	26.4%
<b>Quintil 3</b>	70.5%	52.6%	29.7%	15.9%
<b>Quintil 4</b>	43.5%	25.6%	9.4%	2.4%
<b>Quintil 5</b>	11.7%	3.3%	0.6%	0.6%
<b>Quintiles (CF=16%)</b>				
<b>Total</b>	71.7%	60.4%	49.4%	37.4%
<b>Quintil 1</b>	90.0%	88.3%	83.1%	77.5%
<b>Quintil 2</b>	92.6%	80.0%	73.8%	64.6%
<b>Quintil 3</b>	85.5%	74.1%	62.9%	41.5%
<b>Quintil 4</b>	69.0%	54.7%	33.1%	16.8%
<b>Quintil 5</b>	28.3%	14.8%	6.5%	2.0%

Además, estas estimativas son robustas al uso de modelos de no-pago alternativos al descrito en la sección 2.1. La tabla 6.3 muestra que las estimativas de personas excluidas al crédito con el modelo de Alfaro, Gallardo y Stein (2010) son bien más severas que con el modelo propuesto en este paper.

## 8. Conclusiones

Este trabajo analiza la dispersión de las tasas de interés en el crédito de consumo corregidas por el riesgo de no-pago existente en las familias chilenas y muestra como esta dispersión cambia para familias diferentes y en los distintos periodos del ciclo económico.

Los resultados muestran que los bancos tienen clientes con un perfil de menor riesgo que las instituciones no bancarias. Las casas comerciales enfrentan más riesgos y otorgan créditos a consumidores con mayores probabilidades de no-pago.

Las políticas de tasa máxima son particularmente negativas en los segmentos más pobres de la población. Si casi el 100% de las familias de los quintiles de ingresos 3 a 5 tienen acceso al crédito con tasas máximas de 35%, lo mismo no ocurre en el quintil de ingresos más pobre.

Las políticas de un factor sobre la TMC tienen impactos muy diferentes según sea la fase del ciclo en que se encuentre la economía. Si en años de bajo desempleo, un factor TMC de 35% ya excluye al 11% de las familias del acceso al crédito bancario y no bancario, este porcentaje de exclusión alcanza un 18% en años económicos negativos, como el periodo de 1998 a 2003 o en 2009. Esto significa que la entidad reguladora podría fijar factores TMC más altos en períodos económicos adversos, con tal de no impedir el acceso al crédito a familias de menores ingresos.

## 9. Referencias

- Abowd, John M and David Card (1989), "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, 57 (2), pp. 411-445.
- Alfaro, R, N. Gallardo and R. Stein (2010), "The Determinants of Household Debt Default", Documento de Trabajo 574, Banco Central de Chile.
- Alfaro, R, D. Pacheco and A. Sagner (2011), "Dinámica de la tasa de incumplimiento de créditos de consume en cuotas", *Economía Chilena*, 14 (2), pp. 119-124.
- Bank for International Settlements (2006). "Results of the Fifth Quantitative Impact Study (QIS 5)." Working Group on Overall Capital and Quantitative Impact Study of the Basel Committee on Banking Supervision, Switzerland.
- Botha, M. y G. Van Vuuren (2009). "Implied Asset Correlation in Retail Loan Portfolios." *Journal of Risk Management in Financial Institutions*, 3(2): 156–73.
- Carroll, Christopher D. and Andrew A. Samwick (1997), "The nature of precautionary wealth," *Journal of Monetary Economics*, 40 (1), pp. 41-71.
- Collard, Sharon, Anna Ellison, and Robert Forster (2006), "Illegal lending in the UK", Department of Trade and Industry Working Paper 1883, UK.
- Ellison, Anna, and Robert Forster (2008), "The impact of interest rate ceilings", POLICIS Working Paper 306, UK.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Jonathan A. Parker (2002), "Consumption Over the Life Cycle," *Econometrica*, 70 (1), pp. 47-89.
- Greer, Douglas F. (1975), "Rate Ceilings and Loan Turndowns", *Journal of Finance*, 30 (5), pp. 1376-1383.
- Madeira, C. (2011a), "Measuring household debt risk", Banco Central de Chile, mimeo.
- Madeira, C. (2011b), "Computing Population weights for the EFH survey", Documento de Trabajo N°632, Banco Central de Chile.
- Marinovic, Alejandra, José Matus, Karla Flores, Nancy Silva (2011), "Systemic risk associated with households in Chile", Banco Central de Chile, mimeo.
- Peterson, Richard L. (1983), "Usury Laws and Consumer Credit: A Note", *Journal of Finance*, 38 (4), pp. 1299-1304.
- Reifner, Udo, Sebastien Clerc-Renaud, Michael Knobloch (2010), "Study on interest rate restrictions in the EU", ZEW Report Project No. ETD/2009/IM/H3/87
- Rigbi, O. (2010), "The Effects of Usury Laws: Evidence from the Online Loan Market", Mimeo, Ben-Gurion University.

SBIF – Superintendencia de Bancos y Instituciones Financieras (2011), “Reporte de Información Financiera Mensual a Septiembre de 2011”, Chile.

Villegas, D.J. (1982), “An Analysis of the Impact of Interest Rate Ceilings”. *The Journal of Finance*, 37(4), pp. 941-954.

Villegas, D.J. (1987), “The Impact of Usury Ceilings on Revolving Credit”. *Economics Letters*, 23 (1), pp. 285-288.

Villegas, D. J. (1989), “The Impact of Usury Ceilings on Consumer Credit”. *Southern Economic Journal*, 56 (1), pp. 126-141.

Zinman, J. (2008), “Restricting Consumer Credit Access: Household Survey Evidence on Effects around the Oregon Rate Cap”. *Journal of Banking and Finance*, 34(3), pp. 546-556.

**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

DTBC – 653 <b>Un Gran VAR Bayesiano para la Economía Chilena</b> Wildo Gonzalez	Enero 2012
DTBC – 652 <b>Capital Exchange Controls and Foreign Policy</b> Marcel Fratzscher	Diciembre 2011
DTBC – 651 <b>Policy Implications of Using Audits to Detect Bank Insolvencies</b> Jaime Huturbia y Claudio Sardoni	Diciembre 2011
DTBC – 650 <b>Self – Employment, Labor Market Rigidities and Unemployment Over the Business Cycle</b> Gonzalo Castex y Miguel Ricaurte	Diciembre 2011
DTBC – 649 <b>The Risk of Civil Conflicts as a Determinant of Political Institutions</b> Álvaro Aguirre	Diciembre 2011
DTBC – 648 <b>Propagation of Shocks to Food and Energy prices: an International Comparison</b> Michael Pedersen	Diciembre 2011

- DTBC – 647 Noviembre 2011  
**Incertidumbre Global Sobre la Economía Chile**  
 Yan Carrière–Swallow y Carlos Medel
- DTBC – 646 Noviembre 2011  
**The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies**  
 Yan Carrière–Swallow y Luis Felipe Céspedes
- DTBC – 645 Septiembre 2011  
**Crédito, Exceso de Toma de Riesgo, Costo de Crédito y Ciclo Económico en Chile**  
 Carlos J. García y Andrés Sagner
- DTBC – 644 Septiembre 2011  
**Optimal Fiscal Policy in a Small Open Economy with Limited Commitment**  
 Sofia Bauducco y Francesco Caprioli
- DTBC – 643 Septiembre 2011  
**Contracting Institutions and Economic Growth**  
 Álvaro Aguirre
- DTBC – 642 Agosto 2011  
**Dinámica de Precios en Chile: Evidencia con datos de Supermercados**  
 Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon
- DTBC – 641 Agosto 2011  
**A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy**  
 Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon
- DTBC – 640 Agosto 2011  
**Copper, the Real Exchange Rate and Macroeconomic Fluctuations in Chile**  
 José De Gregorio y Felipe Labbé
- DTBC – 639 Agosto 2011  
**Credit Contraction and International Trade: Evidence From Chilean Exporters**  
 Ari Aisen, Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Javier Turén



BANCO CENTRAL  
DE CHILE