

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/265014355>

El Impacto del Endeudamiento y Riesgo de Desempleo en la Morosidad de las Familias Chilenas

Article in *Economía Chilena* · April 2014

CITATIONS

2

READS

154

1 author:



Carlos Madeira

Central Bank of Chile

30 PUBLICATIONS 34 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Labor market in Chile [View project](#)



Economic expectations of education outcomes [View project](#)



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objeto 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.

EL IMPACTO DEL ENDEUDAMIENTO Y RIESGO DE DESEMPLEO EN LA MOROSIDAD DE LAS FAMILIAS CHILENAS*

Carlos Madeira**

I. INTRODUCCIÓN

La deuda de las familias es un activo que cada vez cobra mayor importancia en la economía, tanto en Chile como en los otros países en desarrollo (FMI, 2006) y en los países más desarrollados (Girouard et al., 2007). El último *Informe de Estabilidad Financiera* (2013) muestra que en Chile el crédito bancario hipotecario ha crecido a tasas reales de entre 8 y 16% desde 2006. El crédito bancario de consumo tuvo un crecimiento volátil, dado que aumentó a una tasa real de 20% en 2006-2007, bajó a tasas negativas durante la crisis de 2008-2009, y recuperó tasas reales cercanas al 10% desde 2010 hasta hoy. Este crecimiento en el endeudamiento de las familias tiene implicancias para el sistema financiero, sobre todo en el caso del crédito de consumo cuyo riesgo cíclico es significativo (Alfaro et al., 2011). Para el caso chileno, estudios previos han encontrado que la morosidad de los préstamos de consumo está significativamente asociada a altos niveles de carga financiera y riesgo de desempleo (Martínez et al., 2013), además de bajo ingreso y educación (Alfaro y Gallardo, 2012). Sin embargo, no se ha estudiado cómo cambia el impacto de estos factores de riesgo en el tiempo, lo que es una cuestión de gran importancia, dado que en países como Estados Unidos se ha detectado un aumento significativo en el incumplimiento de las familias a lo largo del tiempo (Gross y Souleles, 2002), hasta aquí sin explicación.

Este trabajo estudia cómo distintos factores de riesgo afectan la morosidad de las familias a través del ciclo económico, con particular atención en el rol que cumplen tres tipos de riesgo: i) alto nivel de endeudamiento o carga financiera, ii) pérdida de ingreso y riesgo de desempleo, y iii) grupo demográfico. Además, se identifica si la morosidad de las familias ha

* Comentarios bienvenidos. Todos los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

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

sido afectada por el crecimiento extensivo (uso de crédito por parte de nuevos deudores) o intensivo (mayor endeudamiento por deudor) del mercado de crédito. De esta forma, se descompone la probabilidad de incumplimiento entre choques ocurridos en el momento en que las familias no pagaron sus créditos y el efecto de selección adversa que es propio del período pasado en que los préstamos fueron otorgados.

Los resultados de esta nota contribuyen a elucidar este problema, utilizando la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) y la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) para evaluar la morosidad de los hogares durante el período de 2006 a 2011. El método econométrico consiste en un proceso de dos etapas (Vella, 1998; Puhani, 2000). En una primera etapa se estima la selección de deudores al crédito de consumo y sus montos de deuda, utilizando como instrumento de identificación los choques laborales observados en ese período. En seguida se estima la decisión de incumplimiento del hogar, tomando en cuenta el efecto de selección del momento en que se tomó la deuda. Los resultados muestran que en los años más recientes existe una mayor reacción de la morosidad debido al efecto directo de familias que enfrentan alto endeudamiento y desempleo, además de una mayor selección adversa debido a la expansión del crédito a deudores más riesgosos.

Este artículo avanza en tres puntos con respecto a estudios previos de la morosidad: i) analiza el efecto de diversos factores de riesgo, como educación, solvencia, liquidez, y riesgo de desempleo (los estudios previos no han incluido medidas de solvencia); ii) muestra cómo la importancia de estos factores de riesgo ha cambiado en el tiempo; y iii) presenta el ingreso permanente y el riesgo de desempleo al momento de tomar la deuda como instrumentos válidos para el sesgo de autoselección de los deudores, lo que es un elemento de identificación ausente en estudios anteriores.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Nuestras principales fuentes de información acerca de los compromisos financieros e ingresos de las familias chilenas son la encuesta Casen y la EFH. Ambas toman una muestra representativa de las familias chilenas, pero con distintos enfoques. La Casen cubre más de 44.000 familias a nivel urbano y se realiza cada tres años. Sin embargo, la Casen solo ha recolectado información de incumplimiento de deudas en los años de 2006 y 2009. La EFH es una encuesta con información detallada de los ingresos, activos, deudas e incumplimiento financiero de las familias, pero tiene una muestra más pequeña que la Casen, dado que solo entrevistó a 3.828 familias a nivel nacional en 2007 y a 4.059 en 2011. En 2008, 2009 y 2010 la EFH entrevistó a 1.154, 1.190 y 2.037 familias residentes del Gran Santiago, respectivamente. Tanto la EFH como la Casen se realizan en el último trimestre de cada año. Estas encuestas tienen probabilidades de selección distintas para cada familia, por lo cual todos los resultados de este artículo utilizan factores de expansión poblacionales. Estudios previos muestran que con el uso de pesos poblacionales ambas encuestas son comparables en términos de ingreso, educación, tenencia de vivienda y crédito hipotecario (Madeira, 2011).

Las preguntas sobre morosidad de pago utilizadas son “¿Está pagando su crédito hipotecario actualmente?” y “Aproximadamente, ¿cuántas veces en los últimos 12 meses ha caído en morosidades para cada uno de sus créditos?” Se considerará incumplimiento en la deuda de consumo el reporte de uno o más eventos de morosidad. Esta información fue recogida en

todas las encuestas Casen y EFH, excepto en la Casen 2009, que no preguntó por morosidad de créditos de consumo.

En la próxima sección se detalla la metodología para identificar el impacto en la morosidad de las variables observables, como ingreso o desempleo, y cómo se separa su efecto causal directo del efecto de selección adversa provocado por deudores riesgosos. Además, se expone detalladamente la estimación de medidas de ingreso permanente y riesgo de desempleo para el hogar.

III. METODOLOGÍA

1. Medición del riesgo de desempleo

Para estimar el riesgo laboral de las familias se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), que recolecta información laboral de 35.000 familias y cerca de 50.000 trabajadores en cada trimestre, desde 1990 hasta ahora. Con base en la ENE se estiman las probabilidades de desempleo $u_{k,t}$ de trabajadores con características X_k para diversos trimestres t . El vector X_k considera género, edad, educación, región y quintil de ingreso del trabajador (Madeira, 2012). En seguida se obtiene una medida del riesgo de desempleo del hogar i en el período t como

$$u_{it} = \sum_k \frac{Y_{k,t}}{Y_{i,t}} u_{k,t},$$

que es un promedio del riesgo de desempleo de cada uno de sus miembros ponderado por el valor del ingreso del trabajador en relación al ingreso total del hogar. A título de ejemplo, si una familia tiene dos trabajadores, un hombre y una mujer, donde ambos ganan lo mismo, entonces el riesgo laboral es el promedio del riesgo de cada uno de ellos, pero si uno de los miembros del hogar gana el doble del otro, entonces este representa un mayor porcentaje del riesgo laboral de la familia.

Además del riesgo de desempleo, calculo una medida del ingreso permanente del hogar. Las familias que sufren de desempleo ganan transitoriamente un ingreso inferior al esperado, ya que la experiencia de desempleo no durará para siempre. Por otro lado, las familias con todos sus trabajadores actualmente empleados sufren la posibilidad de enfrentar un evento de desempleo en el futuro. Por lo tanto, una mejor medida del ingreso de la familia es su ingreso esperado o ingreso permanente a lo largo de un año. Utilizando la ENE, estimo el ingreso laboral de cada miembro del hogar como un promedio entre su estado de empleo y desempleo, $P_{k,t} = Y_{k,t}(1-u_{k,t}) + R_{k,t} Y_{k,t} u_{k,t}$, donde $R_{k,t}$ es el porcentaje de ingreso que el trabajador consigue obtener cuando está desempleado o "tasa de reemplazo". En promedio, se estima que un trabajador pierde 60% de su ingreso en un evento de desempleo ($R_{k,t}=0,4$), pero esta pérdida puede llegar al 95% en el caso de trabajadores de baja educación y con contratos informales. El ingreso permanente del hogar se obtiene finalmente como la suma del ingreso laboral permanente de cada uno de sus miembros más otras fuentes de ingreso no laborales (arriendos, subsidios o ingresos financieros): $P_{i,t} = a_i + \sum_k P_{k,t}$.

El ingreso permanente estimado es sustancialmente diferente del último ingreso mensual reportado en la Casen y la EFH. El cuadro 1 muestra la correlación entre el ingreso permanente y el ingreso reportado por el hogar. Como se puede verificar, existe una correlación muy alta para las familias de los estratos de ingreso más altos, debido a que la probabilidad de desempleo es baja. Sin embargo, para los quintiles de ingreso más bajo existen diferencias sustanciales entre el ingreso permanente y el ingreso efectivo del hogar, dado que sufren muchos choques de desempleo.

CUADRO 1

Correlación entre ingreso realizado e ingreso permanente (en logaritmo) del hogar

Quintil de ingreso efectivo	1	2	3	4	5	6
Coefficiente de correlación	24,9%	49,7%	50,8%	60,3%	92,7%	89,2%

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

2. Identificación del impacto de los factores de riesgo en la morosidad

El objetivo del análisis es determinar cómo diversos factores de riesgo ($X_{i,t}$) influyen en la decisión de incumplimiento ($Df_{i,t}=1$) de la familia i en el período t . Se debe tener en cuenta que las familias deudoras en el período t han decidido contraer deuda en una etapa anterior $v(i)$, $v(i) < t$, que es la fecha inicial del contrato de deuda. Además, los factores de riesgo que determinan el incumplimiento en t están correlacionados con los determinantes de la decisión de endeudarse en $v(i)$. Por ejemplo, una familia podría ya estar en problemas económicos cuando firmó el préstamo de consumo en $v(i)$ y esos problemas la llevaron al incumplimiento en t .

Para solucionar el problema de endogeneidad, el método econométrico consiste en una estimación en dos etapas en que primero se estima el acceso al crédito de consumo ($D_{i,v(i)} > 0$) y la selección de un determinado monto de deuda ($D_{i,v(i)}$) o su logaritmo ($\ln(D_{i,v(i)})$). En seguida se estima la decisión discreta de incumplir o no el préstamo ($Df_{i,t}=1$), controlando por la probabilidad de contraer un préstamo y el monto de deuda esperado, $Z_{i,t} = \{X_{i,t}, Pr(D_{i,v(i)} > 0 | X_{i,v(i)}), E[\ln(D_{i,v(i)}) | X_{i,v(i)}]\}$. Por lo tanto, se estiman tres funciones estocásticas:

$$Pr(D_{i,v(i)} > 0 | X_{i,v(i)}) = \Phi(\beta X_{i,v(i)}), \quad (1)$$

$$E[\ln(D_{i,v(i)}) | X_{i,v(i)}] = \beta_D X_{i,v(i)}, \quad (2)$$

$$Pr(Df_{i,t}=1 | Z_{i,t}) = \Phi(\beta_{Df} Z_{i,t}), \quad (3)$$

donde Φ es la distribución normal acumulada de probabilidad. Este modelo de tres ecuaciones es simple de estimar, aplicando un modelo simple de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y *probit* (u otro modelo de selección discreta) antes de optimizar el modelo de incumplimiento. La especificación logarítmica del monto de deuda no es necesaria para identificar el modelo, pero es conveniente en términos paramétricos, toda vez que cambios relativos son más relevantes que valores absolutos.

La identificación de este modelo en dos etapas requiere incluir una variable o instrumento en $X_{i,v(i)}$ que no esté en $X_{i,t}$ (Puhani, 2000). La intuición es que si $X_{i,v(i)}$ y $X_{i,t}$ son iguales, entonces no existe información nueva en $Z_{i,t}$ en relación a $X_{i,t}$. En términos teóricos, la necesidad de establecer un instrumento para $X_{i,v(i)}$ existe, ya que de lo contrario el modelo no es identificado en una generalización no paramétrica. Pensemos en la identificación no paramétrica del valor esperado de una variable genérica Y , con base en variables causales directas (X) y la selección de una opción $S=1$ explicada por variables Z . Asumiendo por simplicidad una estructura aditiva no es posible distinguir entre el impacto de X y Z si Z no tiene elementos adicionales al vector X , o sea: $E[Y|Z, X, S=1] = f(X) + g(Z) \equiv f(X)$.

Para esta aplicación los instrumentos propuestos exploran el hecho de que la decisión de endeudamiento se toma en un período anterior al incumplimiento de la deuda. Por lo tanto, la decisión de endeudarse en el período $v(i)$ es afectada por factores de riesgo propios de ese momento, como el riesgo de desempleo $u_{i,v(i)}$ o el ingreso permanente del hogar $P_{i,v(i)}$. Por otro lado, la decisión de incumplimiento en el período t es afectada por los problemas laborales de ese trimestre, o sea por $u_{i,t}$ y $P_{i,t}$. Este supuesto de identificación no es totalmente inocuo, toda vez que asume implícitamente que las familias toman decisiones miopes y tienen estrategias poco sofisticadas en relación al futuro. Pero en un mundo de agentes perfectamente racionales, entonces ambas decisiones —de endeudamiento y de morosidad— son afectadas por todos los eventos pasados y todas las posibilidades futuras. En promedio, las familias chilenas toman deudas de consumo con plazos entre 12 y 20 meses (Marinovic et al., 2011) y el incumplimiento de una deuda ocurre cuatro o cinco trimestres después del inicio del contrato (Alfaro et al., 2011), lo cual implica que pronosticar la morosidad futura es una tarea difícil.

IV. ENDEUDAMIENTO Y RIESGO DE DESEMPLEO EN CHILE, 2006-2011

Para caracterizar la situación financiera en la población entre 2006 y 2011, estudio el rol de tres factores de riesgo: i) el ratio del monto de deuda de consumo sobre el ingreso permanente anual de las familias (RDIP), ii) el ratio de carga financiera sobre ingreso mensual (RCI), y iii) el riesgo de desempleo de los hogares ($u_{i,t}$). El endeudamiento es analizado al nivel de cada familia y no de cada uno de sus miembros por separado. El RDIP se puede interpretar como una medida de solvencia a largo plazo de la familia, mientras el RCI representa la necesidad de liquidez o financiamiento inmediato. La distribución acumulada de probabilidad de estas tres variables está representada respectivamente en los gráficos 1, 2 y 3, para la población del Gran Santiago en cada año. El enfoque en el Gran Santiago se debe al hecho de que la EFH entre 2008 y 2010 solo cubre esa región, por lo cual esta restricción geográfica mantiene el mismo criterio poblacional en todos los años. Dado que las encuestas EFH poseen pocas observaciones en 2008 y 2009, esos años se estudian en conjunto, con el objetivo de aumentar la precisión estadística durante el período de la última crisis económica y financiera.

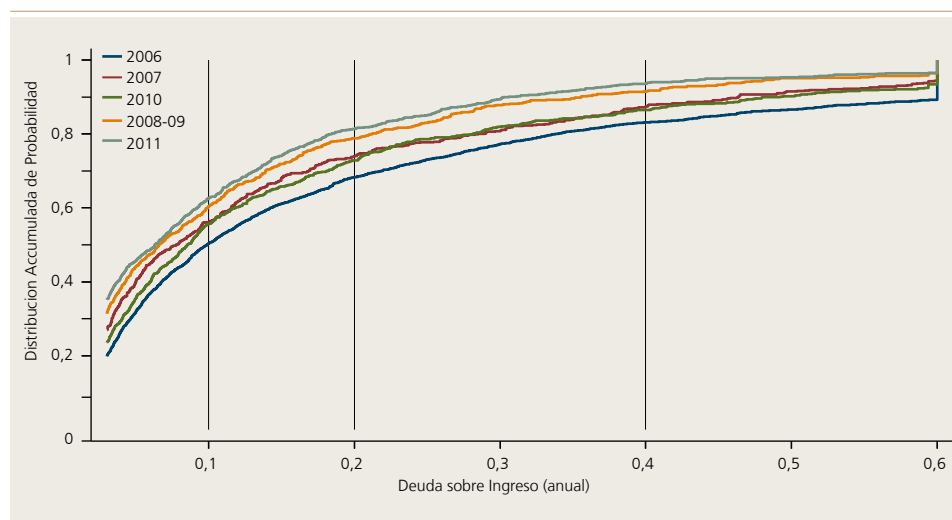
El gráfico 1 muestra que la deuda de consumo bajó como proporción del ingreso permanente de las familias en los años 2010 y 2011. Eso se puede concluir por el hecho de que estos años tienen un mayor porcentaje de familias con valores bajos de RDIP. Por otro lado, el año 2006 fue el momento de mayor endeudamiento como proporción del ingreso de las familias. De hecho, cerca del 60% de las familias deudoras mantenía un stock de deuda de consumo igual o inferior al 20% de su ingreso anual. Por lo tanto, en 2006 la mayoría de las familias deudoras no tenía un endeudamiento excesivo con respecto a sus ingresos. Este alto porcentaje

de deudas moderadas coexistía con un porcentaje de familias muy endeudadas, dado que cerca del 20% de los hogares deudores poseía stocks de deuda de consumo superiores a 40% de su ingreso anual.

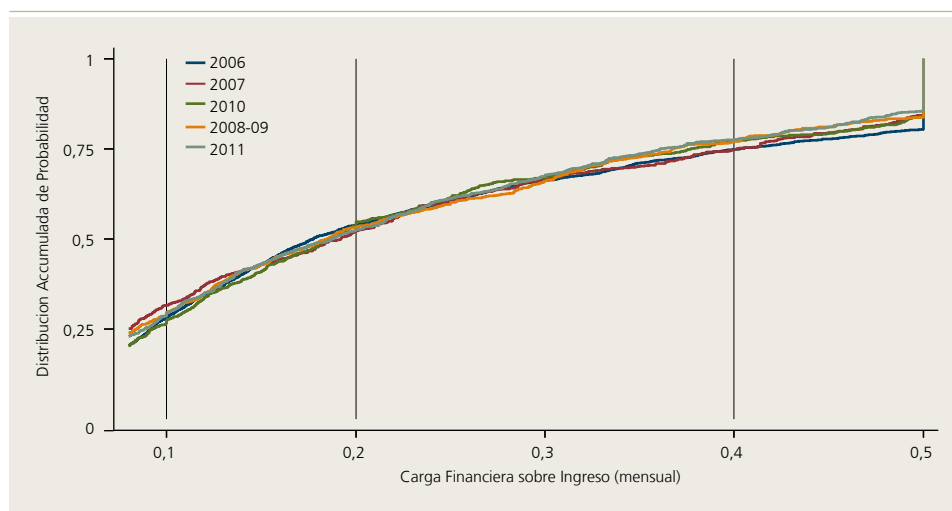
El endeudamiento se redujo un poco en 2007 y 2008-09, dado que en esos años cerca del 70% de las familias tenía un RDIP inferior a 20% y el porcentaje de familias por sobre 40% bajó a un poco menos de 20%. Esto puede haber sido una reacción a la crisis financiera, con las instituciones de crédito cautelando los riesgos de montos altos de deuda. Los años 2010 y 2011 se beneficiaron de una fuerte expansión económica en Chile. En 2011, cerca del 80% de las familias deudoras tenía un monto de deuda de consumo inferior a 20% de su ingreso anual y solo 10% de las familias deudoras reportaban un RDIP superior a 40%, lo que es un endeudamiento mucho más reducido que el del período 2006 a 2009. Sin embargo, no existen grandes cambios en la carga financiera de las familias entre 2006 y 2011 (gráfico 2).

Gráfico 1

Deuda de consumo sobre ingreso permanente de las familias en el Gran Santiago



Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011 y ENE.

Gráfico 2**Carga financiera sobre ingreso de las familias en el Gran Santiago**

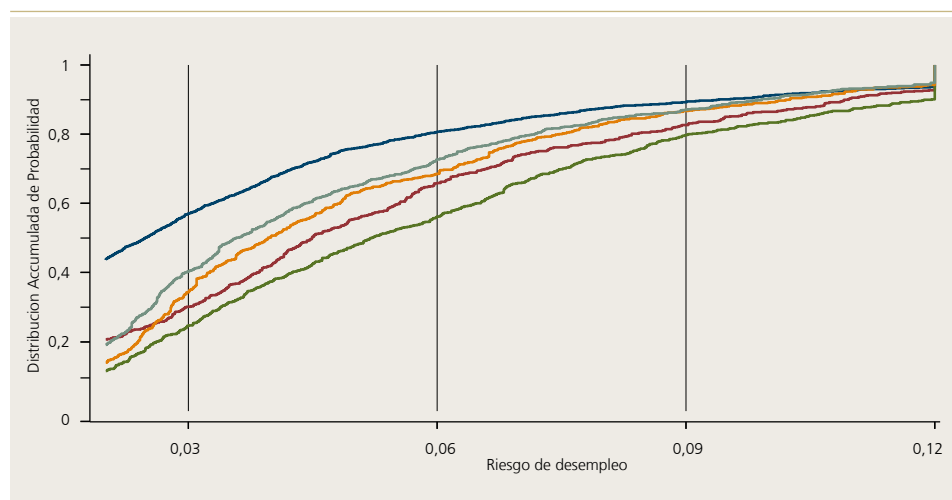
Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011,

El mercado laboral fue más duro en 2008-2009 (gráfico 3), con cerca de 20% de las familias sufriendo un riesgo de desempleo superior a 9%. Además, poco más de la mitad de las familias en 2008-2009 tenía un riesgo de desempleo inferior al 6%, mientras en los otros años más del 60% de la población mostraba ese nivel de seguridad laboral. Es destacable que el riesgo de desempleo en 2010 y 2011 seguía siendo mayor que en 2006. Esto puede deberse a cambios estructurales introducidos en la definición de desempleo por el INE a inicios de 2010. También es posible que la masa de ingreso percibida por los trabajadores de empleos más seguros haya bajado con respecto al total de ingreso de la economía, debido a una mayor participación laboral de trabajadores de bajos ingresos.

Cabe destacar que esta probabilidad de desempleo es un poco distinta de la que normalmente se reporta en informes oficiales, ya que está ponderada por el ingreso de cada miembro de la familia y dado que los trabajadores de alto ingreso tienen tasas de desempleo inferiores al promedio. Por ejemplo, imaginemos un hogar con dos trabajadores en que uno gana el doble del otro y el miembro de alto ingreso tiene un 2% de riesgo de desempleo, mientras que el de más bajo ingreso sufre de un riesgo de 12%. Con una medida ponderada por ingreso, este es un hogar con un riesgo de desempleo de 5.3% y no de 7% como aparece en las estadísticas tradicionales.

Gráfico 3

Riesgo de desempleo de las familias en el Gran Santiago



Fuente: Cálculos propios del autor en base a encuesta Casen 2006, EFH 2007-2011 y ENE.

V. SELECCIÓN DE DEUDORES

Ahora presento los resultados del modelo de selección de deuda de consumo ejecutado en la primera etapa de la estimación. La decisión de endeudarse o no en cada año (cuadro 2) es afectada positivamente por el ingreso permanente (mensual) del período, por el número de miembros del hogar, y por el estado civil del jefe de hogar. Esto es razonable, dado que los hombres casados y con mayor número de dependientes familiares tienen mayores gastos y necesidades de deuda. Por otro lado, en el año 2007 hubo varias familias de alto riesgo de desempleo que se endeudaron, lo que se puede interpretar como un fenómeno de selección adversa justo antes de la crisis económica.

Cuadro 2
Regresión Probit de la decisión de endeudamiento, $Pr(D_{i,v(t)} > 0 | X_{i,v(t)})$

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$\ln(P_{i,t})$	0,323*** (0,016)	0,165*** (0,044)	0,189*** (0,053)	0,282*** (0,070)	0,154*** (0,044)
Número de miembros del hogar	0,037*** (0,006)	0,102*** (0,022)	0,065*** (0,021)	0,098*** (0,025)	0,105*** (0,019)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	0,150*** (0,027)	0,019 (0,089)	0,058 (0,084)	0,277** (0,115)	0,152* (0,080)
J.H. tiene educación técnica	0,044 (0,046)	0,262** (0,107)	0,211* (0,117)	0,251** (0,124)	0,153* (0,089)
J.H. tiene estudios universitarios	-0,144*** (0,037)	0,0390 (0,088)	0,051 (0,102)	0,008 (0,112)	0,026 (0,076)
$u_{i,t}$	0,038 (0,258)	4,183*** (0,812)	-0,309 (0,816)	-0,886 (0,743)	0,130 (0,613)
Nº de observaciones	44.853	3.828	2.344	2.037	4.059
Pseudo R-cuadrado	0,061	0,081	0,049	0,054	0,053

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

Luego, una estimación lineal del logaritmo del monto de deuda de consumo (condicional en que la familia sea deudora), muestra que el endeudamiento tiene una relación positiva con hombres casados y con el ingreso permanente del hogar, con una elasticidad en el rango de 0,58 a 0,79 (cuadro 3). Además, el monto de deuda en el período 2008-2009 es fuertemente decreciente con el riesgo de desempleo, lo que es una señal de que los oferentes de crédito fueron más aversos al riesgo durante la crisis financiera. El año 2011 revela que los hogares con mayor riesgo de desempleo acceden a mayores montos de deuda, lo que representa una expansión intensiva del crédito en ese segmento poblacional.

Cuadro 3

Regresión MCO del monto de endeudamiento (en logaritmo),

$$E[\ln(D_{i,v}(\hat{\eta})) | X_{i,v}(\hat{\eta})]$$

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$\ln(P_{i,t})$	0,794*** (0,022)	0,668*** (0,072)	0,580*** (0,088)	0,762*** (0,102)	0,586*** (0,072)
Número de miembros del hogar	-0,015* (0,008)	0,057* (0,033)	-0,029 (0,032)	-0,078*** (0,030)	-0,021 (0,027)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	0,144*** (0,035)	0,061 (0,129)	0,252* (0,135)	0,465*** (0,164)	0,268** (0,122)
J.H. tiene educación técnica	0,181*** (0,055)	0,576*** (0,152)	0,068 (0,159)	0,195 (0,170)	0,179 (0,142)
J.H. tiene estudios universitarios	0,236*** (0,050)	0,125 (0,137)	-0,079 (0,184)	-0,096 (0,186)	0,390*** (0,125)
$u_{i,t}$	-1,760*** (0,349)	-0,181 (1,057)	-4,894*** (1,243)	-1,400 (0,956)	2,815*** (0,903)
N° de observaciones	26.724	1.707	962	975	2.125
R-cuadrado	0,243	0,187	0,143	0,188	0,149

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

VI. EFECTO DEL RIESGO DE DESEMPLEO Y ENDEUDAMIENTO SOBRE MOROSIDAD

Para analizar la probabilidad de incumplimiento en la deuda de consumo, empiezo con las estimaciones de un modelo *probit* que no toma en cuenta el efecto de selección de la primera etapa.

Cuadro 4
Regresión *Probit* de la decisión de incumplimiento, $Pr(Df_{i,t}=1 | X_{i,t})$, sin selección

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$u_{i,t}$	0,833*** (0,244)	1,847* (1,127)	1,082 (1,319)	2,819* (1,650)	3,123*** (1,105)
log(Ingreso _i)	-0,261*** (0,016)	-0,117* (0,065)	-0,201*** (0,073)	-0,121* (0,063)	-0,135*** (0,049)
RDIP	0,308*** (0,066)	0,585** (0,293)	0,972*** (0,318)	1,538*** (0,468)	0,807*** (0,272)
RCI	0,495*** (0,080)	0,487 (0,375)	0,336 (0,395)	0,278 (0,512)	0,910*** (0,290)
Número de miembros en el hogar	0,138*** (0,007)	0,140*** (0,034)	0,151*** (0,034)	0,085** (0,041)	0,097*** (0,026)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	-0,104*** (0,030)	-0,150 (0,145)	-0,279* (0,143)	-0,323 (0,245)	-0,274* (0,142)
J.H. tiene educación técnica	-0,144*** (0,045)	0,079 (0,155)	-0,063 (0,173)	0,360* (0,204)	-0,222* (0,130)
J.H. tiene estudios universitarios	-0,175*** (0,039)	-0,166 (0,134)	-0,056 (0,172)	0,233 (0,245)	-0,475*** (0,125)
N° de observaciones	24.758	1.665	951	969	2.111
Pseudo R-cuadrado	0,068	0,050	0,077	0,066	0,101

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

El incumplimiento está significativamente asociado a un alto endeudamiento (RDIP y RCI), mayor riesgo de desempleo, bajo ingreso, familias con más miembros, jefe de hogar soltero o de baja educación (cuadro 4). El efecto del riesgo de desempleo, RDIP, y del RCI aumentó mucho en 2010 y 2011, esto es, las familias se han beneficiado de mayor ingreso y menor riesgo de desempleo en los años recientes, pero las familias que sí están muy endeudadas y en riesgo de desempleo son más propensas a decidirse por el incumplimiento de su deuda. Esto parece ser coherente con el resultado de que las familias en riesgo de desempleo asumieron mayores deudas (cuadro 3).

Para finalizar el análisis del incumplimiento de créditos de consumo se presenta el modelo que incluye los efectos de selección estimados en la primera etapa. Los resultados son cualitativamente similares a los del modelo sin selección, aunque los errores estándares son un poco mayores. El incumplimiento está positivamente asociado al riesgo de desempleo, problemas de solvencia (RDIP) y liquidez (RCI), y jefe de hogar soltero. El efecto medido por la selección de mayor monto de deuda, $E[\ln(D_{i,v(t)}) | X_{i,v(t)}]$, es negativo y estadísticamente significativo, lo que indica que los mayores deudores (en monto absoluto) son los más seguros. Una vez más se confirma el resultado de que en los años 2010 y 2011 aumentó la propensión al incumplimiento de los hogares con más riesgo de desempleo ($u_{i,t}$), alto endeudamiento (RDIP) y baja liquidez (RCI alto). Por lo tanto, en los últimos años las familias están con menos problemas económicos, pero las que sí los enfrentan tienen mayores tasas de incumplimiento.

Cuadro 5

Regresión *Probit* de la decisión de incumplimiento, $Pr(Df_{i,t}=1|Z_{i,t})$, con selección

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$Pr(D_{i,v(t)} > 0 X_{i,v(t)})$	4,598*** (0,913)	2,000 (1,257)	2,497 (4,729)	9,418 (5,945)	3,871 (4,227)
$E[\ln(D_{i,v(t)}) X_{i,v(t)}]$	-0,800*** (0,129)	0,181 (0,255)	-0,400 (0,479)	-1,460* (0,865)	-0,747* (0,453)
$u_{i,t}$	0,262 (0,263)	-0,286 (1,868)	-0,169 (1,899)	3,406* (1,976)	4,760*** (1,495)
$\ln(\text{Ingreso}_i)$	-0,174*** (0,031)	-0,275** (0,130)	-0,165 (0,119)	-0,078 (0,091)	-0,053 (0,074)
RDIP	0,295*** (0,066)	0,130 (0,296)	0,964*** (0,330)	1,470*** (0,476)	0,781*** (0,275)
RCI	0,524*** (0,080)	0,429 (0,379)	0,368 (0,395)	0,333 (0,510)	0,891*** (0,291)
Número de miembros en el hogar	0,065*** (0,017)	0,046 (0,056)	0,084 (0,134)	-0,336 (0,263)	-0,041 (0,162)
Jefe de hogar (J.H.) es hombre casado	-0,225*** (0,043)	-0,179 (0,145)	-0,238 (0,156)	-0,623* (0,367)	-0,294 (0,209)
J.H. tiene educación técnica	-0,007 (0,049)	-0,228 (0,225)	-0,169 (0,359)	-0,098 (0,393)	-0,254 (0,212)
J.H. tiene estudios universitarios	0,303*** (0,084)	-0,312** (0,157)	-0,078 (0,219)	0,162 (0,269)	-0,094 (0,228)
N° de observaciones	24.758	1.665	951	969	2.111
Pseudo R-cuadrado	0,070	0,055	0,078	0,072	0,103

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

Como análisis de robustez se presenta un modelo de la decisión de morosidad que tiene una interacción entre ingreso y riesgo de desempleo, además de las restantes variables y factores de selección de deuda ya mencionados. Los resultados muestran que el efecto del desempleo en la morosidad no cambia significativamente con el ingreso de la familia (cuadro 6). La excepción es el período de crisis económica en 2008-2009 donde el impacto del desempleo en la morosidad fue muy alto entre hogares de bajo ingreso, pero con un efecto mucho más atenuado para los de ingreso mayor. Esto indica que la morosidad durante la crisis de 2008-2009 estuvo asociada sobre todo a familias con un choque simultáneo de mayor riesgo de desempleo y pérdida de ingreso.

Cuadro 6
Probit de $Pr(Df_{i,t}=1|Z_{i,t})$, con selección más interacción de ingreso y desempleo

Variables exógenas	2006	2007	2008-09	2010	2011
$u_{i,t} \times \ln(\text{Ingreso}_i)$	-0,311 (0,302)	-0,100 (1,084)	-4,769*** (1,546)	-0,284 (0,979)	-0,272 (1,048)
$u_{i,t}$	4,239 (3,876)	0,982 (14,040)	62,290*** (20,390)	7,105 (12,510)	8,222 (13,500)

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$
VII. MOROSIDAD DE DEUDA HIPOTECARIA

El análisis del incumplimiento hipotecario es más difícil de realizar en frecuencia anual, dado que menos de 15% de las familias chilenas tiene un crédito hipotecario vigente. Eso implica que existen pocas observaciones para estudiar la morosidad hipotecaria con la EFH, por lo cual solo analizo la morosidad hipotecaria observada en la Casen 2006 y 2009. En relación con la deuda hipotecaria, no se corrige por la selección de los deudores, toda vez que son préstamos de duración larga y es difícil encontrar un instrumento creíble para una decisión que se tomó muchos años antes. Además, no se incluye RDIP o el "loan to value", dado que la Casen no presenta información del valor de la vivienda. Con todo, se presenta una regresión *probit* del incumplimiento hipotecario. Los resultados muestran que el incumplimiento está positivamente asociado a un bajo ingreso, poca liquidez (alto RCI) y riesgo de desempleo. Este resultado difiere bastante de estudios previos como Alfaro y Gallardo (2012), dado que no han encontrado un impacto positivo del RCI en la morosidad y tampoco han testeado el efecto del desempleo. Las diferencias entre 2006 y 2009 muestran que en 2009 se manifestó mayor riesgo de hogares con problemas de liquidez (RCI) y de desempleo, pero el riesgo de jefes de hogar de alta educación fue bajo.

Cuadro 7

Regresión *Probit* de la morosidad de deuda hipotecaria

Variables exógenas	Casen 2006	Casen 2009
$\ln(\text{Ingreso}_i)$	-0,268 (0,034)***	-0,291 (0,045)***
RCI	0,104 (0,343)	0,693 (0,339)**
J.H. con estudios universitarios	-0,063 (0,102)	-0,555 (0,126)***
$u_{i,t}$	1,332 (0,689)**	1,574 (0,789)**
N° de observaciones	3.154	3.502

Fuente: Elaboración propia a partir de las encuestas Casen y EFH.

Error estándar robusto entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$ Controles adicionales: Constante, edad y sexo del jefe de hogar, *dummy* para residencia en comuna de alto ingreso.

VIII. CONCLUSIONES

El incumplimiento de la deuda está asociado a hombres solteros, de bajo ingreso, riesgo de desempleo, elevado endeudamiento, y problemas de liquidez. Además, deudores de montos más altos tienen menor morosidad, lo que es coherente con un sistema financiero saludable. En los años 2006, 2010 y 2011, existe una correlación entre educación y morosidad. Sin embargo, en los años de 2010 y 2011 el efecto de la educación desaparece cuando se corrige el modelo por los factores de selección adversa que afectan la decisión de endeudamiento. Este resultado implica que la relación entre educación y pago de crédito es poco robusta, lo que también se ha confirmado en estudios recientes para Estados Unidos. Agarwal y Mazumder (2013), Brown et al. (2013) y Gerardi et al. (2013) indican que solo el conocimiento matemático afecta el comportamiento financiero, pero ese no es el caso de la educación en general.

En los años más recientes hubo una reducción del desempleo y del endeudamiento como proporción del ingreso permanente de las familias. Sin embargo, la carga financiera de las familias tiene una distribución similar en todo el período entre 2006 y 2011, lo que implica que son las preocupaciones de largo plazo y no las necesidades inmediatas las principales motivaciones de los ajustes de deuda de las familias. Aunque existe menos riesgo de desempleo y de elevado endeudamiento en los últimos años, hay una mayor propensión a incumplir los pagos de deuda para las familias que sí los enfrentan. En 2011 se observa que los hogares con mayor riesgo de desempleo acceden a mayores montos de deuda, lo que puede ser negativo para las instituciones de crédito en el evento de una crisis futura.



REFERENCIAS

Agarwal, S. y B. Mazumder (2013). "Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making". *American Economic Journal: Applied Economics* 5(1): 193–207.

Alfaro, R., D. Pacheco y A. Sagner (2011). "Dinámica de la Tasa de Incumplimiento de Créditos de Consumo en Cuotas". *Economía Chilena* 14(2): 119–24.

Alfaro, R. y N. Gallardo (2012). "The Determinants of Household Debt Default". *Revista de Analisis Economico - Economic Analysis Review* 27(1): 55–70.

Banco Central de Chile (2013). *Informe de Estabilidad Financiera*, segundo semestre.

Brown, M., W. van der Klaauw, J. Wen y B. Zafar (2013). "Financial Education and the Debt Behavior of the Young". Federal Reserve Bank of New York Staff Reports N°634.

Fondo Monetario Internacional (2006). "Household Credit Growth in Emerging Market Countries". *Global Financial Stability Report* 46–73.

Gerardi, K., L. Goette y S. Meier (2013). "Numerical Ability Predicts Mortgage Default". *Proceedings of the National Academy of Science* 110(28): 11267–71.

Girouard, N., M. Kennedy y C. André (2007). "Has the Rise in Debt Made Households More Vulnerable?" Documento de Trabajo N°535, Departamento de Economía, OCDE.

Gross, D.B. y N.S. Souleles (2002). "An Empirical Analysis of Personal Bankruptcy and Delinquency". *Review of Financial Studies* 15(1): 319–47.

Madeira, C. (2011). "Computing Population Weights for the EFH Survey". Documento de Trabajo N°632, Banco Central de Chile.

Madeira, C. (2012). "Earnings Dynamics of Chilean Workers: Employment Transitions, Replacement Ratio, and Income Volatility". Mimeo, Banco Central de Chile.

Marinovic, A., J. Matus, K. Flores y N. Silva (2011). "Riesgo Sistémico de los Hogares en Chile". *Economía Chilena* 14(3): 5–39.

Martínez, F., R. Cifuentes, C. Madeira y R. Poblete-Cazenave (2013). "Measurement of Household Financial Risk with the Survey of Household Finances". Documento de Trabajo N°682, Banco Central de Chile.

Puhani, P.A. (2000). "The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique". *Journal of Economic Surveys* 14(1): 53–68.

Vella, F. (1998). "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey". *Journal of Human Resources* 33(1): 127–69.