

Impacto de las restricciones de financiamiento durante la crisis asiática: evidencia para Chile

Rosario Aldunate Didier

Julio de 2016

Resumen¹

Este trabajo busca contribuir a la literatura sobre el canal del crédito estudiando el impacto en las firmas manufactureras chilenas tanto en el margen extensivo como en el intensivo de las restricciones de financiamiento durante las recesiones, en particular durante la crisis asiática. Para ello, se estudia la evolución de las firmas entre 1995 y 2006 gracias a un panel desbalanceado creado en base a la Encuesta Nacional Industrial Anual y considerando variables de restricción de financiamiento que siguen la metodología iniciada por Rajan y Zingales (1998). Los resultados obtenidos en el margen extensivo encuentran una relación entre necesidades de liquidez y probabilidad de salida, con mayor fuerza durante la crisis asiática. Por el lado del margen intensivo, se obtienen resultados coherentes con la literatura para número de trabajadores, remuneraciones pagadas a los trabajadores e ingresos totales.

¹Trabajo realizado en el Seminario de Tesis de Magister EH Clio Lab (Conicyt PIA SOC 1102), Instituto de Economía UC. Agradezco los comentarios de los profesores Felipe Aldunate, Emilio Depretis-Chauvin, José Díaz, Francisco Gallego, Cassandra Sweet y Gert Wagner. Agradezco en especial a los profesores Jeanne Lafortune, José Tessada y Rolf Lüders por su continua guía y colaboración. Al mismo tiempo, agradezco a mis compañeros de comisión por sus comentarios, y agradezco de forma especial a Alejandra Iturriaga, José Ignacio Cristi y a Jean Paul Didier por su colaboración y apoyo durante todo este proceso. Cualquier error u omisión es de mi exclusiva responsabilidad. E-mail: raldunate@uc.cl.

Índice

1. Introducción	2
2. Literatura relacionada	4
3. Panorama macroeconómico en Chile (1990-2007)	6
4. Marco Conceptual	10
5. Estrategia empírica	12
5.1. Datos	12
5.1.1. Variables de restricción de financiamiento	12
5.1.2. Variables de recesión y crisis asiática	14
5.2. Diferencia-en-diferencia	15
5.2.1. Margen extensivo: probabilidad de salida	16
5.2.2. Margen intensivo: crecimiento	17
6. Resultados	20
6.1. Probabilidad de salida	21
6.2. Crecimiento	23
7. Conclusiones	37
Referencias	38
A. Variables de restricción de financiamiento	42
B. Corrección de Heckman-Lee	43
C. Resultados adicionales	45
C.1. Probabilidad de salida	45
C.2. Crecimiento	46

1. Introducción

La literatura financiera ha mostrado que un canal a través del cual los shocks pueden afectar la actividad económica real es a través del llamado “canal del crédito”. Este canal influye por dos mecanismos. Por un lado, el “canal de hoja de balance” donde las firmas con balances más débiles ven reducida su capacidad de financiamiento en momentos de crisis ya que son menos atractivas para el sistema financiero, y por lo tanto, las restricciones de financiamiento pueden estar más activas que en momentos de estabilidad económica (Bernanke y Gertler, 1989). Además, se encuentra el “canal del crédito bancario”, es decir, los bancos tienen menor disponibilidad de fondos para prestar a quienes lo necesitan, lo que reduce la actividad económica real (Bernanke y Blinder, 1988).

Diversos autores han mostrado evidencia a favor del canal del crédito, especialmente, que firmas más dependientes de financiamiento externo se ven más afectadas durante las crisis que firmas con una mayor disponibilidad de fondos internos (Braun y Larraín, 2005; Dell’Ariccia et al., 2008). Este impacto puede ocurrir tanto en el margen extensivo como en el intensivo. En efecto, se ha documentado que en momentos de crisis, la situación financiera de las firmas es un factor clave para su supervivencia (Spaliara y Tsoukas, 2013; Hunter y Isachenkova, 2006; Hallward-Driemeier y Rijkers, 2013). Además, en momentos de recesión, las firmas que más dependen de financiamiento externo reducen sus inversiones (Crnigoj y Verbic, 2014; Duchin et al., 2010), planean mayores reducciones en gastos de tecnología, capital y empleo (Campello et al., 2010), experimentan caídas de producción de valor agregado más profundas (Kroszner et al., 2007) y peor desempeño accionario (Kang y Stulz, 2000).

Surge entonces la interrogante sobre el impacto que tiene la crisis asiática en firmas con restricciones de financiamiento en Chile tanto en el margen extensivo, probabilidad de salida del mercado, como en el margen intensivo, crecimiento del empleo, remuneraciones pagadas a los trabajadores, ingresos totales, valor agregado e inversión en capital fijo. Se espera que de forma coherente con la literatura, la crisis asiática impacte de forma positiva la probabilidad de salida de las firmas restringidas financieramente, y de forma negativa el margen intensivo. Además, se espera que el impacto de la crisis asiática sea mayor al del periodo recesivo de 2001-2003 puesto que las condiciones financieras fueron más desfavorables, y por ende, el “canal del crédito”, que engloba tanto el canal de hoja de balance como el canal del crédito bancario, debiese haber impactado

de forma más importante. Para responder esta pregunta, se compara la evolución de las firmas chilenas entre 1995 y 2006, utilizando un panel desbalanceado creado a partir de la Encuesta Nacional industrial Anual y mediciones de características financieras construidas siguiendo la metodología de Rajan y Zingales (1998) y Raddatz (2006) para distinguir el impacto de las recesiones en firmas restringidas financieramente.

La hipótesis que se refiere a un impacto mayor de la crisis asiática que de la recesión de 2001-2003 responde a las diferencias en las condiciones financieras del país en ambos momentos. Por un lado, durante la crisis asiática, se produce una fuerte caída en la disponibilidad de fondos prestables principalmente por una fuerte salida de capitales chilenos al exterior (Agosin y Montecinos, 2011; Cowan y De Gregorio, 2007). Esto se ve potenciado por malas políticas por parte del Banco Central, quien sube en repetidas oportunidades la Tasa de Política Monetaria para defender el peso de diversos ataques especulativos, llegando a 14% en septiembre de 1998, afectando al mercado en general, y con tasas de mercado muy superiores a lo acostumbrado en los años anteriores (Corbo y Tessada, 2002; Cowan y De Gregorio, 2007). En cambio, durante la recesión de 2001-2003, las condiciones financieras son más favorables, existe una mayor disponibilidad de fondos externos, mejores indicadores de riesgo de crédito, leyes que buscan favorecer la integración financiera con el exterior, una mayor diversificación del sistema financiero nacional y tasas de interés de mercado más bajas que durante la crisis asiática producto de las políticas del Banco Central para fomentar la demanda interna (Banco Central, 2001, 2002, 2003).

Los resultados obtenidos en este trabajo indican que las necesidades de liquidez afectan de forma positiva la probabilidad de salida de las firmas del mercado en momentos de recesión. Además, impactan de forma negativa el número de trabajadores y los ingresos totales. La dependencia de financiamiento externo afecta de forma negativa las remuneraciones pagadas a los trabajadores y los ingresos totales. No se observa un efecto estadísticamente significativo para inversión en capital físico y los resultados para valor agregado no son coherentes con la literatura. Por otro lado, los resultados parecen indicar que la crisis asiática fue distinta al periodo recesivo de 2001-2003, lo que apoya la hipótesis que en momentos de peores condiciones financieras, el canal del crédito afecta con mayor intensidad. En particular, observamos que, comparado a 2001-2003, durante la crisis asiática aumenta la probabilidad de salida del mercado de firmas con necesidad de liquidez y reducen de mayor forma el número de empleados. Además, durante la crisis asiática, la dependencia de financiamiento externo afecta de

mayor forma los ingresos totales y la producción de valor agregado.

Este trabajo se relaciona con otros que buscan estudiar el impacto del canal del crédito a nivel de firmas, utilizando variables de restricción de financiamiento que siguen la metodología de Rajan y Zingales (1998), como por ejemplo, Hallward-Driemeier y Rijkers (2013) quienes estudian el impacto de la crisis asiática en Indonesia tanto el margen extensivo como en el intensivo, para buscar evidencia sobre el proceso de destrucción creativa de Shumpeter. También se relaciona al estudio realizado por Bleakley y Cowan (2008), quienes se enfocan en el canal de hoja de balance en Latinoamérica y muestran que en momentos de depreciación, las firmas con deuda en dólares no invierten menos que las firmas con deuda en moneda local. Además, se relaciona con los trabajos que estudian la evolución a nivel de industrias entre países, como por ejemplo, Kroszner et al. (2007) quienes estudian el impacto en el valor agregado, Braun y Larraín (2005) quienes estudian el efecto en la tasa de crecimiento y Cowan y Raddatz (2013), quienes estudian el impacto en crecimiento enfocándose particularmente en los “sudden-stops”.

Este trabajo se organiza de la siguiente forma: la sección 2 menciona la literatura relacionada. La sección 3 presenta el panorama macroeconómico en Chile desde 1990 hasta 2007. La sección 4 desarrolla el marco conceptual de este trabajo. La sección 5 detalla la estrategia empírica, con especial énfasis en los datos y variables utilizadas, además de explicar la metodología de diferencia-en-diferencia. La sección 6 presenta los resultados, y finalmente, la sección 7 concluye.

2. Literatura relacionada

Este trabajo se relaciona con la literatura comenzada por Rajan y Zingales (1998), quienes estudian la relación entre desarrollo financiero y crecimiento económico. En efecto, los autores muestran que sectores industriales más dependientes de financiamiento externo crecen desproporcionadamente más en países donde los mercados financieros están más desarrollados. Esta investigación es posteriormente continuada por Braun y Larraín (2005) y Dell’Ariccia et al. (2008) quienes muestran que las industrias más dependientes de financiamiento externo son más duramente afectadas durante las recesiones, en particular en países con sistemas financieros menos desarrollados. Además, se ha documentado que shocks externos, que se traducen en caídas de fondos prestables en el país, pueden afectar la actividad económica real (Peek y Rosengren, 2000).

Este fenómeno a través del cual shocks afectan la actividad real se ha denominado “canal del crédito” y se considera un mecanismo de propagación de los shocks. Por un lado, esto se puede producir por el “canal de hoja de balance”, es decir, afectando la solvencia de las firmas. En efecto, el sistema financiero en momentos de crisis reduce su financiamiento a firmas que tienen balances más débiles, y por lo tanto, las restricciones de financiamiento pueden estar más activas que en momentos de estabilidad económica (Bernanke y Gertler, 1989). La conexión entre la solvencia de la firma y su capacidad de endeudamiento se puede explicar por problemas de riesgo moral, asimetría de información por parte de los bancos, o por falta de colateral para usar como garantía. Por otro lado, encontramos el “canal del crédito bancario”, donde en momentos de crisis, los bancos tienen menor disponibilidad de fondos para prestar a quienes lo necesitan, lo que reduce la actividad económica real (Bernanke y Blinder, 1988).

El caso del “canal de hoja de balance”, la propagación del shock se produce por una reducción de fondos internos que se traduce en un menor acceso a fondos externos, lo que amplifica el shock inicial, particularmente en firmas que son más dependientes de financiamiento externo. En el caso del “canal del crédito bancario”, como hay una reducción directa de la disponibilidad de fondos prestables, las firmas que son más dependientes de financiamiento bancario son las más afectadas (Braun y Larraín, 2005).

Empíricamente, se ha documentado que el canal del crédito afecta tanto el margen extensivo, impactando la probabilidad de supervivencia de las firmas, como el margen intensivo, reduciendo el crecimiento de las firmas, lo que se traduce en una caída de la actividad real.

En relación al impacto en el margen extensivo, la sensibilidad que tiene la supervivencia a los indicadores financieros es significativamente mayor durante los tiempos de crisis que durante los periodos más tranquilos. Por lo anterior, las restricciones de financiamiento externo afectan la probabilidad de salida de las firmas del mercado en tiempos de crisis, pero no parece haber un impacto en tiempos normales (Spaliara y Tsoukas, 2013). También ha sido documentado que sectores más dependientes de financiamiento externo tienen una mayor probabilidad de salir del mercado durante la crisis, patrón que se repite cuando se considera la restricción de financiamiento como necesidades de liquidez (Hallward-Driemeier y Rijkers, 2013). Además, se ha observado que el cambio en el impacto de las restricciones de financiamiento durante la crisis asiática fue más pronunciado para las firmas asiáticas más grandes (Clarke et al., 2012). Por

otro lado, cabe destacar que se ha documentado que en Chile durante los años 1990, las plantas extranjeras sólo tienen una mayor probabilidad de salir del mercado durante la crisis asiática, controlando por otras firmas y características de la industria (Alvarez y Gorg, 2009), lo que muestra una relación entre crisis asiática y salida de firmas.

En relación al impacto que existe en el margen intensivo, se ha documentado que las firmas restringidas financieramente reducen de mayor forma su inversión corporativa (Crnigoj y Verbic, 2014; Duchin et al., 2010). Además, los encargados de finanzas de esas compañías en momentos de crisis planean mayores reducciones en gastos de tecnología, capital y empleo además de posponer o cancelar inversiones atractivas (Campello et al., 2010). Por otro lado, durante las recesiones, las firmas más dependientes de financiamiento externo en países con sistemas financieros menos desarrollados experimentan caídas de producción de valor agregado más profundas (Kroszner et al., 2007) y peor desempeño accionario (Kang y Stulz, 2000). Además, durante crisis bancarias, las firmas exportadoras que más dependen de financiamiento bancario crecen considerablemente menos que las demás, en particular, en el caso de firmas que producen bienes durables (Iacovone y Zavacka, 2009).

Un trabajo importante de mencionar es el de Kim, Tesar, y Zhang (2015) puesto que, al igual que esta investigación, estudia el impacto de una recesión en empresas restringidas financieramente tanto en el margen extensivo como en el margen intensivo. Este estudio analiza el impacto de la crisis asiática en firmas coreanas pequeñas, y muestra que las firmas con mayores niveles de deuda de corto plazo en moneda extranjera tienen una mayor probabilidad de declararse en bancarrota, mientras que condicional en sobrevivir, las firmas con más restricciones de financiamiento son las que ven sus ingresos caer de forma más notoria. No obstante, a diferencia de este trabajo, se utiliza un modelo de diferencia-en-diferencia y variables de restricción de financiamiento (ver sección 5.1.1.) que siguen la metodología iniciada por Rajan y Zingales (1998) y continuada posteriormente por varios trabajos (Braun y Larraín, 2005; Micco y Pagés, 2006; Raddatz, 2006) .

3. Panorama macroeconómico en Chile (1990-2007)

Desde comienzo de los años noventa, Chile se encontraba en una situación económica muy favorable, con tasas de crecimiento del producto real que llegan a sobrepasar el 10% en 1992 y 1995 y un promedio de 7.4% entre 1985 y 1997, además de una

sostenida caída del desempleo de 11 % en 1987 a 6.5 % en 1996, y una tasa decreciente de inflación anual. Incluso, a diferencia de otros países de la región, no se ve afectado mayormente por la llamada “crisis del Tequila” a mediados de los años 90.

Sin embargo, la situación comienza a cambiar drásticamente en 1997, cuando ocurre la crisis asiática y rusa. Chile se encontraba en un momento complicado, en particular por una política de expansión fiscal y monetaria. Además, el fuerte diferencial entre tasas de interés interna y externa, las expectativas de continuas entradas de capital y la caída del riesgo país, llevaron a bancos y a empresas con acceso a mercados financieros internacionales a endeudarse fuertemente con el exterior (Agosin y Montecinos, 2011).

La crisis asiática comienza en Tailandia en julio de 1997, donde producto de una situación financiera muy volátil en la región ocurre una depreciación de la moneda y una caída del mercado de valores, la cual rápidamente alcanza otros países asiáticos. El mercado asiático representaba un tercio de las exportaciones de Chile en la época y, producto de la crisis, la balanza comercial se deteriora fuertemente. Esto mientras el déficit fiscal alcanza valores de 4.5 % en el país. En efecto, el contagio de la crisis se produce en dos frentes: una caída fuerte en términos de intercambio y una contracción generalizada en los flujos de capitales hacia países emergentes, incluyendo Chile, lo que luego se agravó aún más con las salidas de flujos de los residentes por el mayor riesgo cambiario que percibían los agentes nacionales y por la expectativa que el auge del periodo anterior había llegado a su fin (Agosin y Montecinos, 2011). En efecto, de acuerdo con la literatura, la crisis asiática se debe entender como una reversión de la cuenta corriente combinada con una salida de capitales de los residentes (“sudden start”) más que como un periodo de salida inesperada de capitales de los no residentes (“sudden stop”) (Cowan y De Gregorio, 2007).

Además, durante el tiempo que dura la crisis, el peso sufre tres ataques especulativos. El primero ocurre a fines de octubre de 1997 cuando el aumento de la tasa de interés doméstica de los países asiáticos y la masiva salida de capitales que se desarrollaba, se traduce en una gran caída de los mercados de valores. El segundo se produce en junio de 1998 por la presión en el sistema de tipo de cambio brasileño producto de la crisis rusa y el déficit de Brasil. El tercero se produce en agosto de 1998 también por la crisis rusa y dura más de un mes, producto de la nueva presión sobre la moneda brasileña.

Por miedo a la depreciación, durante el primer ataque al peso, el Banco Central

decide aumentar las tasas de interés e intervenir fuertemente el mercado de divisas. Estas medidas son potenciadas y repetidas durante los dos siguientes ataques. En particular, después del tercer ataque en septiembre de 1998, la tasa de política monetaria llega a 14% y la tasa interbancaria alcanza valores por sobre el 30% lo que impacta por primera vez el mercado en general (ver Figura 1).

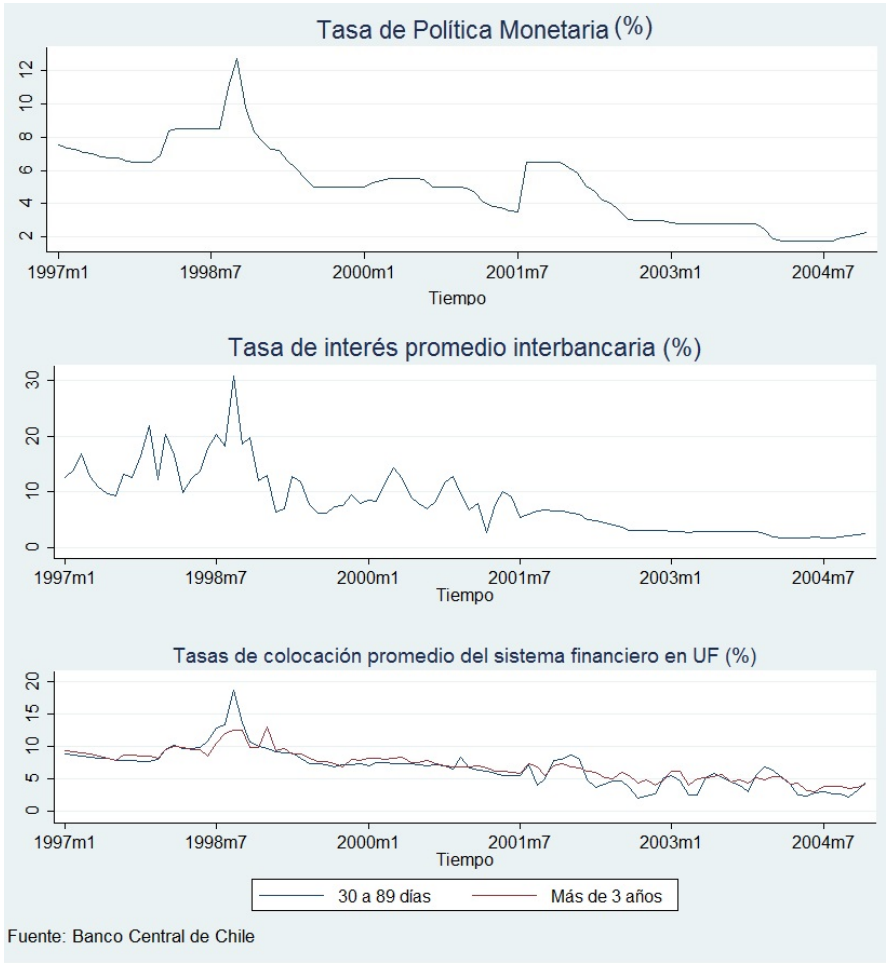


Figura 1: Tasas de interés y TPM entre 1997 y 2004

Los resultados de estas políticas en la economía son notorios: desde el cuarto trimestre de 1998 hasta 1999, la tasa de crecimiento del país toma valores negativos, llegando a -3.7% el segundo trimestre de 1999. En el mismo período, aumenta el desempleo fuertemente, llegando a 10% en 1999 (Covarrubias, 2001; Corbo y Tessada, 2002; Massad, 2003).

Corbo y Tessada (2002) concluyen que el cambio en la economía chilena después de 1997 se produce mayormente por los shocks externos y las políticas en respuesta a estos shocks. Esto es importante de mencionar, ya que nos permite considerar la crisis como una variación exógena y, por ende, apoyar la estrategia empírica utilizada.

Durante el 2000, la economía chilena comienza a mejorar teniendo un crecimiento del PIB cercano al 5%, pero se ve posteriormente afectada por la inestabilidad macroeconómica mundial, en particular por la desaceleración de países desarrollados como Japón, Alemania y Estados Unidos. Aun cuando el impacto en Chile es mucho menor comparado con otros países latinoamericanos, el país vuelve a tasas de crecimiento cercanas al 3% entre 2001 y 2003. Cabe mencionar que de acuerdo a distintos autores, es este contexto internacional el que no permite una recuperación rápida luego de la crisis asiática (Schmidt-Hebbel, 2006; Agosin y Montecinos, 2011).

Sin embargo, es importante resaltar las diferencias en las condiciones financieras entre ambas recesiones. Tal como se mencionó previamente, durante la crisis asiática las condiciones eran muy desfavorables, producto de una fuerte salida de fondos y tasas de interés muy altas. Durante la recesión de 2001-2003, encontramos una situación financiera más estable. De acuerdo con las memorias anuales del Banco Central, en este periodo existe una mayor disponibilidad de fondos externos, mejores indicadores de riesgo de crédito, leyes que buscan favorecer la integración financiera con el exterior, una mayor diversificación del sistema financiero nacional y tasas de interés de mercado más bajas que durante la crisis producto de las políticas del Banco Central para fomentar la demanda interna (Banco Central de Chile, 2001-2003). Además, durante la segunda recesión, la comparación con la situación económica con los países vecinos, pone a Chile en una posición favorable para la búsqueda de inversionistas, lo que le permite un mejor acceso a fondos externos, como se mencionó previamente (FMI, 2001-2003). Desde 2004, el país se recupera llegando a una tasa de crecimiento del PIB de 7%, manteniéndose sobre el 5% hasta 2007, y el desempleo cae hasta un 7% en 2007 (Schmidt-Hebbel, 2006).

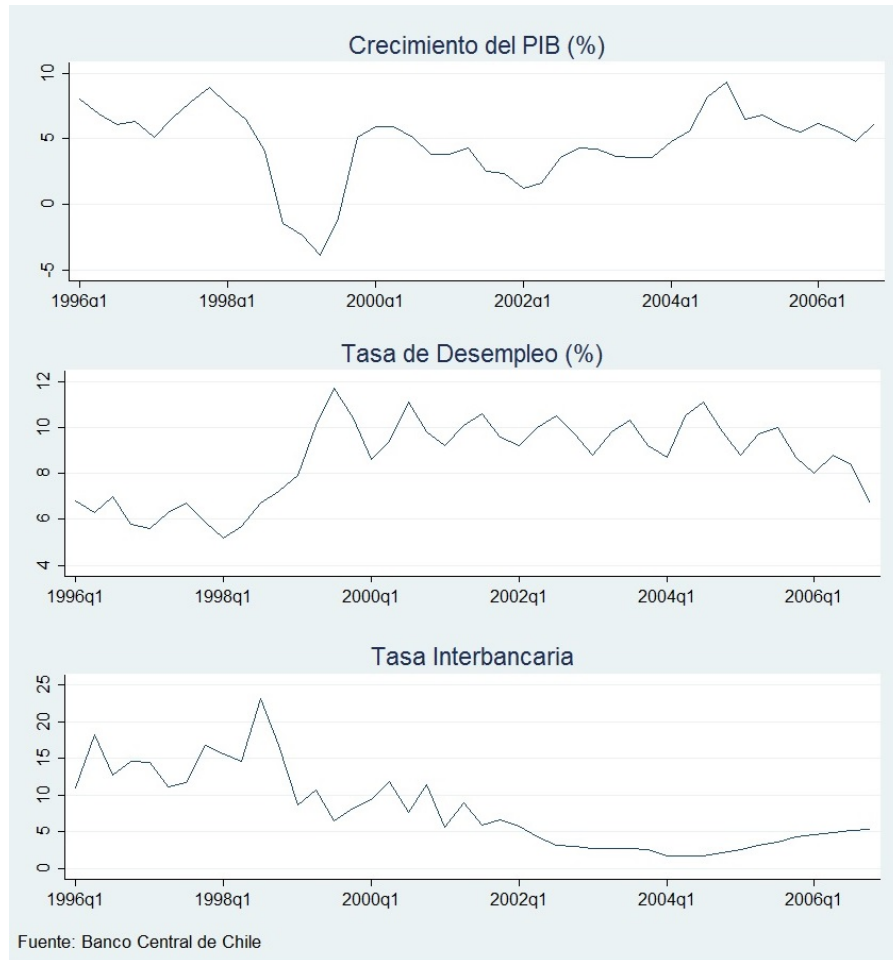


Figura 2: Crecimiento del PIB, Tasa de Desempleo y Tasa interbancaria (1996-2006)

4. Marco Conceptual

Siguiendo el planteamiento desarrollado por Braun y Larrain (2005), detallaremos las hipótesis principales de este trabajo. Para ello, consideramos dos firmas para quienes los fondos internos y externos no son perfectos sustitutos producto de fricciones del mercado. La diferencia entre estas firmas es que una tiene acceso a fondos internos y la otra depende mayoritariamente de fondos externos para su funcionamiento y decisiones de inversión.

Cuando ocurre una recesión, ambas firmas ven reducidos sus fondos internos por lo que deben recurrir a fondos externos para mantenerse en la situación inicial. La diferencia entre ambas firmas radica principalmente en que la firma que tiene menos restricción de financiamiento puede sortear mejor la recesión puesto que tiene una ma-

por disponibilidad de fondos internos. En cambio, la firma restringida financieramente está aún más restringida durante la recesión puesto que los costos de financiamiento externo son mayores que en tiempos normales y, por lo tanto, se ve más duramente afectada.

Este mismo argumento puede ser utilizado cuando la diferencia entre firmas no es por dependencia de financiamiento externo sino que por necesidades de liquidez. La disponibilidad de capital de trabajo afecta más a firmas con más restricciones de liquidez, entonces, la incapacidad de invertir en capital de trabajo en momentos difíciles debido a restricciones de financiamiento afecta relativamente más la producción de firmas con más necesidades de liquidez (Raddatz, 2006).

La primera hipótesis de este trabajo plantea que firmas con más restricciones de financiamiento se ven más duramente afectadas por la recesión. Si consideramos FC_i como una medida de restricción de financiamiento, R_t como una variable que indica un periodo recesivo, A_t un indicador de crisis asiática, $g_{e,i,t}$ el crecimiento de la firma e de la industria i en el año t en alguna de las variables estudiadas y $P(\text{salida}_{e,i,t} = 1)$ la probabilidad de salida de una firma, la hipótesis se puede expresar de la siguiente forma:

$$\frac{\partial^2 P(\text{salida}_{e,i,t} = 1)}{\partial R_t \partial FC_i} > 0 \quad y \quad \frac{\partial^2 g_{e,i,t}}{\partial R_t \partial FC_i} < 0.$$

Además, si consideramos que la crisis asiática tuvo condiciones financieras peores que otros eventos recesivos tal como se mostró en la sección previa (por ejemplo, Figura 1), la segunda hipótesis corresponde a que la crisis asiática debe tener un efecto incremental en relación a otras recesiones:

$$\frac{\partial^3 P(\text{salida}_{e,i,t} = 1)}{\partial R_t \partial FC_i \partial A_t} > 0 \quad y \quad \frac{\partial^3 g_{e,i,t}}{\partial R_t \partial FC_i \partial A_t} < 0.$$

Al igual que en el caso de Braun y Larrain (2005), surge la interrogante sobre cuánto del efecto de las recesiones pueden internalizar las firmas, es decir, que firmas dependientes de financiamiento externo decidan reducir su escala para poder financiarse sólo con fondos internos. Es por esta razón que las variables de restricción de financiamiento que son consideradas en la estrategia empírica son construidas en base a un ordenamiento implícito, según el cual, la necesidad de financiamiento externo de una firma está determinada por la industria a la cual pertenece y no depende de las condiciones

macroeconómicas.

5. Estrategia empírica

5.1. Datos

Los datos que se utilizaron en este trabajo para las firmas provienen de la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA), la cual es realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas. Esta encuesta es realizada para una muestra de “establecimientos industriales ubicados en territorio nacional que tengan 10 o más personas ocupadas”. La ENIA incluye distintas variables como ventas, valor agregado, distintos inputs y valorización de activos fijos. Los valores son entregados de forma nominal, por lo cual, son convertidos a Unidades de Fomento para poder utilizar variables reales.

Entre 1995 y 2006 es posible construir un panel desbalanceado puesto que se incluye una variable de identificación que permite seguir a las empresas a lo largo del tiempo. No obstante, para que no existan problemas de sesgo de selección, cuando una firma desaparece es reemplazada por una firma similar para que cuando se tome un año en particular la muestra sea representativa.

Esta encuesta tiene la ventaja de clasificar los establecimientos según la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU rev. 2 y rev.3). Cabe mencionar que siguiendo a Bergoing, Hernando, y Repetto (2003) se eliminan todas las firmas con menos de diez empleados ² y las firmas que reportan valor agregado negativo o nulo, puesto que serían indicios de error de medición.

5.1.1. Variables de restricción de financiamiento

Las variables financieras consideradas provienen de cuatro fuentes, las cuales siguen la literatura comenzada por Rajan y Zingales (1998). La hipótesis detrás de la construcción de estas variables es que hay razones tecnológicas que explican que una industria sea más dependiente de financiamiento externo que otra, por lo cual las diferencias de tecnología, y por ende, de financiamiento persisten entre países. Lo que los autores hacen es tomar la necesidad de financiamiento por industria en Estados Unidos y aplicarla a otros países, siguiendo la premisa que si una industria requiere una mayor escala y

²La ENIA incluye ciertos establecimientos con menos de diez empleados cuando son considerados Multiunidad, para no perder información de procesos intermedios.

tiene un periodo de gestación más largo que otra en Estados Unidos, este fenómeno también debe producirse en Corea, por ejemplo. La identificación no necesita que en cada país las firmas tengan la misma dependencia de financiamiento externo, basta con que el ordenamiento implícito se mantenga estable.

En primer lugar, consideramos la medida de dependencia financiera creada por Rajan y Zingales (1998). Esta variable es creada para firmas pertenecientes al Compustat realizando el ratio de gastos de capital menos flujo de caja operacional a gastos de capital, entre 1980 y 1989. No obstante, para evitar que las firmas grandes cambien los resultados, se utiliza la mediana por industria, a nivel de 3 o 4 dígitos del CIIU, dependiendo de la industria considerada.

Esta misma metodología es utilizada por Raddatz (2006). La diferencia que tiene con el trabajo original es que siempre se consideran 4 dígitos del CIIU para definir industria. Además, este autor considera una medida de necesidad de liquidez, para analizar restricciones de financiamiento de más corto plazo. Esta variable es construida como la mediana por sector del ratio de inventarios a ventas totales de las firmas entre 1980 y 1989.

Las variables de restricción de financiamiento tienen la ventaja de ser construidas en base a los supuestos tecnológicos previamente mencionados, y por lo tanto, ser exógenas a los periodos de recesión. Al momento de realizar las estimaciones consideraremos las variables de restricción de financiamiento de dos formas: (1) de forma continua, es decir, utilizando el valor que asignan los autores a cada industria (FC) y (2) como una “dummy” que toma el valor 1 si la firma pertenece a una industria en el 50% más restringida (dFC). Esta segunda forma es tomada de Kroszner et al. (2007), quienes consideran que esta aproximación es un chequeo de robustez de los resultados ya que reduce el error de medición de las variables que siguen la metodología de Rajan y Zingales (1998).

Para corroborar los resultados entregados, en la sección C del apéndice realizamos las estimaciones con dos otras variables de dependencia de financiamiento externo construidas según los mismos supuestos. Por un lado, tomamos la variable construida por Micco y Pagés (2006) quienes tienen como diferencia con Rajan y Zingales (1998) que en lugar de tomar 3 o 4 dígitos del CIIU según industria, solo toman 3 dígitos. Consideramos, además, una medida realizada por Manova (2008), quien siguiendo el trabajo

de Braun (2003), realiza una nueva estimación en base a la metodología iniciada por Rajan y Zingales (1998) pero en este caso la dependencia de financiamiento se calcula entre 1986 y 1995.³

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
FD RZ	57633	0.2644454	0.2902728	-0.15	1.49
FD Raddatz	48467	0.1421823	0.287209	-1.53	1.47
LN Raddatz	49527	0.1375549	0.0541243	0.05	0.3
FD MP	56627	0.27258	0.2908475	-0.15	1.14
FD Manova	56177	0.2694859	0.2599795	-0.4512	1.1401

Cuadro 1: Estadística descriptiva de las variables de financiamiento

5.1.2. Variables de recesión y crisis asiática

Para determinar los periodos recesivos se sigue la metodología de Braun y Larraín (2005) quienes utilizan un criterio de “peak-to-trough”. La metodología consiste en definir el punto más bajo (“trough”), es decir, el año para el cual el logaritmo del Producto Interno Bruto corriente de un país se desvía hacia abajo en más de una desviación estándar de su nivel de tendencia. Para ello, se considera el filtro de Hodrick-Prescott. Luego, para cada punto bajo, se define un “peak” local, es decir, el año anterior más cercano para el cual el componente cíclico del PIB es mayor a los demás años. Entonces, la variable de recesión toma el valor 1 entre todos los años entre el peak y el trough, y cero en otros casos.

Para replicar la metodología en este caso se utilizan datos del Banco Mundial entre 1985 y 2014. Con ello, se obtienen dos periodos recesivos en la muestra que estamos utilizando: 1998-1999 y 2001-2003.

³La sección A del apéndice desarrolla de forma más extensiva cómo se construye cada una de estas variables.

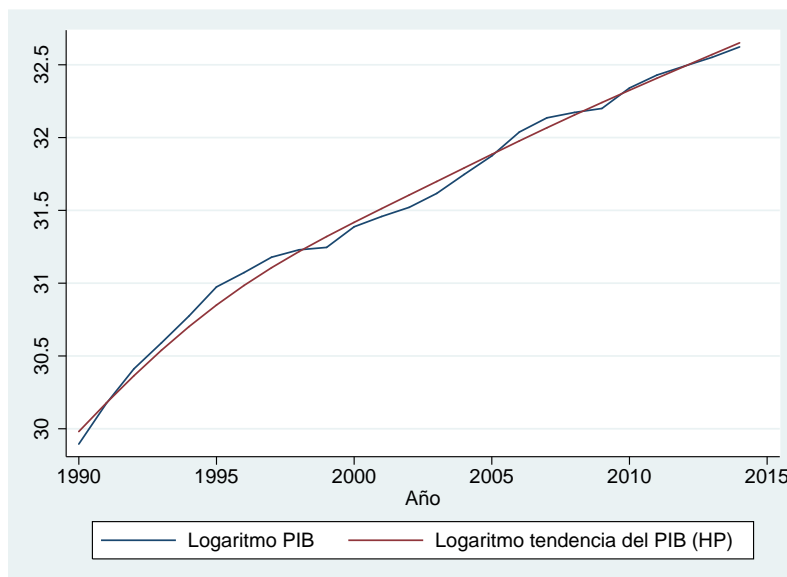


Figura 3: Logaritmo del PIB y de la Tendencia del PIB según filtro de Hodrick-Prescott

El primer periodo corresponde a la crisis asiática y el segundo corresponde a un periodo recesivo producto de la desaceleración de países desarrollados, como Japón, Estados Unidos y Alemania. Encontrar estos dos periodos recesivos es coherente con lo presentado en la Sección 3 sobre el panorama macroeconómico chileno. Es importante recalcar para apoyar la estrategia empírica utilizada, que tanto la crisis asiática como la recesión de 2001-2003 responden inicialmente a shocks externos (Corbo y Tessada, 2002; Schmidt-Hebbel, 2006).

Para poder estudiar el impacto incremental que tiene la crisis asiática con respecto al otro periodo de recesión, consideraremos una “dummy” que toma el valor 1 si los años son 1998-1999 y cero en otro caso.

5.2. Diferencia-en-diferencia

Tal como la literatura que se relaciona con este trabajo, utilizaremos un modelo de diferencias-en-diferencias. En este caso, la primera diferencia corresponde a la diferencia entre firmas restringidas financieramente y firmas sin problemas de restricción de financiamiento. La segunda corresponde a la diferencia entre periodos normales y periodos de recesión económica. Esta aproximación nos permite evitar problemas de endogeneidad que pueden existir entre restricciones de financiamiento y recesiones, puesto que podemos asumir que las recesiones no modifican el ordenamiento implícito de las

variables de restricción de financiamiento.

Como nuestra pregunta de investigación busca analizar el impacto de la crisis asiática, puesto que suponemos afecta más duramente a través del canal del crédito ya que las condiciones financieras en ese momento fueron peores que en otros años, se agrega un chequeo de robustez, que busca estudiar si el efecto de la crisis asiática fue mayor comparado a otros periodos recesivos.

Esto nos permite estudiar la diferencia en el cambio en el margen extensivo e intensivo para las firmas restringidas financieramente durante las recesiones con respecto al cambio que viven firmas no restringidas durante el mismo periodo.

La premisa con la que trabajamos es que si las industrias que están más restringidas se ven más afectadas durante una recesión, entonces, las recesiones, en particular un shock exógeno que modifica las condiciones financieras, tienen un efecto negativo independiente en la actividad económica real.

5.2.1. Margen extensivo: probabilidad de salida

Se considera un modelo de probabilidad no-lineal para la probabilidad de salida. La variable dependiente considerada en este caso es una “dummy” que toma el valor 1 si la firma no está presente en la muestra ese año y 0 en otro caso. Cabe mencionar que en nuestra base no se puede identificar la razón de salida, es decir, fusiones, liquidaciones voluntarias o bancarrotas son todas consideradas como iguales (Schary, 1991). Además, es importante resaltar que si una firma pasa a tener menos de diez empleados no es considerada en la muestra, por lo que para la estimación será considerada como una firma que sale del mercado.

Sea la firma e de la industria i en el año t , la estimación realizada es la siguiente:

$$Pr(salida_{e,i,t} = 1) = \Phi(\alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \lambda_t + \mu_i) \quad (1)$$

donde $FC_i * dRecesión_t$ corresponde a la interacción de las variables de restricción de financiamiento y de la “dummy” que indica un periodo de recesión, λ_t corresponde a un efecto fijo año y μ_i a un efecto fijo por industria (3 primeros dígitos del CIIU rev2). Debido a problemas de colinealidad solo podemos incluir la interacción entre las variables, no obstante, no es un problema fundamental en la medida que este trabajo busca

estudiar el efecto de la interacción. El coeficiente de interés es β (Puhani, 2012) y se espera sea positivo y significativo, de forma coherente con la literatura.

Para poder estudiar el impacto que tiene la crisis asiática consideramos la siguiente estimación como chequeo de robustez de los resultados:

$$Pr(salida_{e,i,t} = 1) = \Phi(\alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \gamma FC_i * dRecesión_t * dCAsiatica_t + \lambda_t + \mu_i) \quad (2)$$

donde en este caso el coeficiente de interés es γ y se espera que sea positivo y significativo, en base a la hipótesis que hemos presentado.

En ambos casos, se corrigen los errores por cluster a nivel de industrias, siguiendo a Bertrand, Duflo, y Mullainathan (2004). Como estamos trabajando en un modelo de probabilidad no lineal, se presentan en resultados los efectos marginales, es decir, cómo cambia la probabilidad de salida de la firma durante las recesiones cuando se aumenta marginalmente la restricción de financiamiento, si estamos estudiando las variables de restricción de financiamiento de forma continua, o cómo cambia la probabilidad de salida durante las recesiones para firmas restringidas financieramente, en el caso de que la variable de restricción de financiamiento sea una “dummy”.

5.2.2. Margen intensivo: crecimiento

Para estudiar el impacto en crecimiento, se considera un modelo de panel con efectos fijos:

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \lambda_t + \mu_i \quad (3)$$

donde Y corresponde a una de las 4 variables de resultados consideradas: número de trabajadores, remuneraciones pagadas a los trabajadores, ingresos totales y valor agregado. En todos los casos, para eliminar posibles “outliers” se elimina el 5% superior y el 5% inferior. Al igual que en el caso anterior, solo podemos incluir la interacción entre ambas variables por problemas de colinealidad, y se corrigen los errores por cluster.

Además, se estudia el impacto en inversión en capital fijo a través de la siguiente estimación:

$$\frac{Inversión_t}{Activos_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \lambda_t + \mu_i \quad (4)$$

donde $Inversión$ corresponde al monto gastado en compras nuevas de máquinas, edificios, terrenos y vehículos, y $Activos$ corresponde al saldo final la cuenta de activos

fijos (máquinas, edificios, terrenos y vehículos) en el año anterior. Esta forma funcional para estudiar el crecimiento de la inversión es bastante común en la literatura financiera (Lang et al., 1996; Aivazian et al., 2005).

Sin embargo, la metodología de panel con efectos fijos tiene un problema de sesgo de selección, puesto que esperamos que la salida de las firmas de la muestra sea no aleatoria. Si no corregimos por selección, podemos estar sobreestimando el impacto en el margen intensivo por el margen extensivo, en cambio, si corregimos, podemos estudiar el efecto sólo en el margen intensivo. Entonces, seguimos el trabajo de Cerda y Saravia (2009), quienes para corregir el posible sesgo de selección en la ENIA utilizan la metodología de Heckman-Lee (la sección B del apéndice desarrolla la metodología utilizada).

Para poder identificar los parámetros en este caso, consideramos dos supuestos: no hay efectos fijos individuales cuando se ponen los datos en común y existe al menos un instrumento disponible para estimar la salida. Entonces, la metodología consiste en una estimación en dos etapas donde primero se realiza un probit para la probabilidad de salida que incluye las mismas variables que para crecimiento más los instrumentos, y luego, se realiza la segunda etapa para crecimiento. Con esto, podemos determinar que el efecto que encontramos es exclusivamente en el margen intensivo, aun cuando es importante tener en cuenta que esta estimación no considera efectos fijos y los errores no pueden ser corregidos por clusters. En particular, se utilizan dos instrumentos: (1) el Índice Herfindahl y (2) la Escala Mínima Eficiente, los cuales son comúnmente utilizados en la literatura de organización industrial y funcionan como instrumentos exógenos puesto que afectan la decisión de salida pero no la decisión de crecimiento e inversión de las firmas (Cerda y Saravia, 2009).

El Índice Herfindahl (IH) corresponde a la concentración de una industria en particular y se calcula como la suma de la participación de mercado al cuadrado de cada firma que compone la industria. El efecto de este índice en la probabilidad de salida puede ser positivo si se piensa que la competencia es muy salvaje en ese sector o negativo si se piensa que un sector con alto IH implica altos márgenes. La Escala Mínima Eficiente (EME) corresponde a la mediana del tamaño según número de trabajadores por industria. El efecto de esta variable en la probabilidad de salida es ambiguo: se puede creer que tiene un impacto positivo si firmas pequeñas que entran en industrias con gran EME no pueden lograr el nivel de producción eficiente. Sin embargo, industrias con EME grande están generalmente asociadas a industrias con altos márgenes, lo que

reduce la probabilidad de salida.

Las ecuaciones a estimar en este caso son:

$$Pr(salida_{t+1,e} = 1) = \Phi(\alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t + \lambda_0 HI + \lambda_1 MES) \quad (5)$$

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t + \lambda(Inverso\ del\ Ratio\ de\ Mill) \quad (6)$$

Además, al igual que en el modelo no lineal, para analizar el efecto específico de la crisis asiática incluimos una “dummy” que toma el valor 1 si el año es 1998-1999 para distinguir el efecto de este shock externo con otros periodos recesivos.

Entonces, la regresión con efectos fijos corresponde a:

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \gamma FC_i * dRecesión_t * dcasiatica_t + \lambda_t + \mu_i \quad (7)$$

Y con corrección de Heckman-Lee:

$$Pr(salida_{t+1,e} = 1) = \Phi(\alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \gamma FC_i * dRecesión_t * dcasiatica_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t + \delta_0 dcasiatica_t + \lambda_0 HI + \lambda_1 MES) \quad (8)$$

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \gamma FC_i * dRecesión_t * dcasiatica_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t + \delta_0 dcasiatica_t + \lambda(Inverso\ del\ Ratio\ de\ Mill) \quad (9)$$

Es importante destacar que la metodología de panel con efecto fijo tiene la ventaja de incluir variables que buscan capturar no observables que podrían estar sesgando los resultados obtenidos y poder corregir los errores por cluster, lo que en una metodología de diferencia en diferencia es relevante, pero no permite corregir por sesgo de selección. Por el otro lado, la metodología de Heckman-Lee permite corregir por sesgo de selección y aislar el efecto que tienen las recesiones en el margen intensivo, pero tiene supuestos bastante fuertes, y supone que los dos instrumentos considerados sólo afectan la probabilidad de salida, además de que no se pueden corregir los errores por cluster, lo que de acuerdo a Bertrand et al.(2004), podría llevar a tener errores estándares muy pequeños, lo que lleva a sobre rechazar la hipótesis nula.

Entonces, ambos métodos tienen ventajas y debilidades, y las estimaciones incluyen

distintas variables, por lo que no pueden ser comparados entre sí. Es por esto, que se incluye al momento de entregar los resultados, la estimación realizada por MCO, la cual nos permite analizar si es relevante la inclusión de efectos fijos o la corrección por sesgo de selección.

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t \quad (10)$$

$$\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \alpha + \beta FC_i * dRecesión_t + \gamma FC_i * dRecesión_t * dasiatica_t + \delta_0 FC_i + \delta_0 dRecesión_t + \delta_0 dasiatica_t \quad (11)$$

6. Resultados

Los resultados se presentan indicando como nombre de cada columna la fuente según la cual se considera la variable de restricción de financiamiento, donde “RZ” corresponde a la variable de dependencia de financiamiento externo de Rajan y Zingales (1998), “Raddatz” corresponde a la construida por Raddatz (2006) y “LN” corresponde a la variable de necesidad de liquidez. Cabe mencionar nuevamente que esta última medición es la única que estudia restricciones de financiamiento de más corto plazo, las otras dos corresponden a restricciones de más largo plazo. En la sección C del apéndice se realizan las estimaciones con las variables de dependencia de financiamiento externo de Micco y Pagés (2006) y Manova (2008).

Además, tal como se mencionó en la sección 5.1.1, al momento de realizar las estimaciones consideramos las variables de restricción de financiamiento de dos formas: (1) de forma continua (FC) o (2) como una “dummy” que toma el valor 1 si la firma pertenece a una industria en el 50% más restringida (dFC), como un chequeo de robustez de los resultados ya que reduce el error de medición de las variables que siguen la metodología de Rajan y Zingales (1998) (Kroszner et al., 2007).

Al momento de entregar los resultados, primero se presentan los resultados cuando no se distingue entre periodos recesivos, por lo que el coeficiente de interés es el que acompaña la variable *Financial Constraint * Dummy Recesión*. Luego, se entregan los resultados que responden a la segunda hipótesis de este trabajo: el impacto incremental de la crisis asiática debido a peores condiciones financieras, por lo que el coeficiente

de interés en este caso, es el que acompaña a la interacción *Financial Constraint * Dummy Recesión * Dummy Asiática*.⁴

6.1. Probabilidad de salida

La variable dependiente en este caso corresponde a una “dummy” que toma el valor 1 si la firma sale de la muestra en el año t y 0 en otro caso. Para realizar la estimación, se considera un probit que incluye la interacción de las variables y los efectos fijos. Como estamos trabajando en un modelo de probabilidad no lineal, se presentan los efectos marginales promedio (efectos parciales), es decir, cómo cambia la probabilidad de salida de la firma durante las recesiones cuando se aumenta marginalmente la restricción de financiamiento, si estamos estudiando las variables de restricción financiamiento de forma continua, o cómo cambia la probabilidad de salida durante las recesiones para firmas restringidas financieramente, en el caso de que la variable de restricción de financiamiento sea una “dummy”.

El Cuadro 2 entrega los resultados de la estimación (1) donde realizamos un probit de la probabilidad de salida del mercado sin diferenciar la crisis asiática del periodo recesivo de 2001-2003. La columna 3 del panel B nos muestra que aumentar marginalmente las necesidades de liquidez durante una recesión, aumenta la probabilidad de salida en 5.6 puntos de porcentaje, resultado que es estadísticamente significativo al 10%. Las columnas 4 a 6, aunque entregan resultados con el signo esperado (pasar a ser una firma con restricción de financiamiento aumenta la probabilidad de salir del mercado durante las recesiones) no son estadísticamente significativos.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : Coeficientes						
<i>FC * dRes</i>	-0.0742	-0.0457	0.372*	0.0395	0.0241	0.0568
	(0.0572)	(0.0649)	(0.204)	(0.0391)	(0.0383)	(0.0367)
Panel B : Efectos Marginales						
<i>FC * dRes</i>	-0.0112	-0.00693	0.0559*	0.00598	0.00366	0.00854
	(0.00864)	(0.00984)	(0.0307)	(0.00591)	(0.00582)	(0.00552)
N	57633	48467	49527	57633	48467	49527
Pseudo R^2	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 2: Impacto en probabilidad de salida

⁴Los resultados son analizados siguiendo a Braun y Larraín (2005) y Gallego y Tessada (2012).

El Cuadro 3 entrega los resultados de la estimación (2), donde en este caso buscamos estudiar el efecto incremental que tiene la crisis asiática en la probabilidad de salida, para analizar si en momentos de condiciones financieras más desfavorables las empresas más restringidas se ven más afectadas. La columna 3 del panel B indica que comparado a otro periodo recesivo, aumentar marginalmente las necesidades de liquidez durante la crisis asiática, aumenta la probabilidad de salida en 15.2 puntos de porcentaje, resultado significativo estadísticamente. Además, la columna 6 indica que, comparado a la recesión de 2001-2003, pasar a tener necesidades de liquidez durante la crisis asiática aumenta en promedio la probabilidad de salida del mercado en 1.9 puntos de porcentaje.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : Coeficientes						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0257 (0.101)	0.0599 (0.125)	1.007** (0.424)	0.0568 (0.0589)	0.0378 (0.0589)	0.128** (0.0573)
Panel B : Efectos Marginales						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00388 (0.0153)	0.00908 (0.0189)	0.152** (0.0638)	0.00858 (0.00891)	0.00574 (0.00894)	0.0192** (0.00862)
N	57633	48467	49527	57633	48467	49527
Pseudo R^2	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.016

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 3: Impacto incremental de la crisis asiática en la probabilidad de salida

En ambos cuadros se observa que cuando las variables de restricción de financiamiento corresponden a dependencia de financiamiento externo los resultados no son estadísticamente significativos, por lo que parece no existir un impacto mayor en industrias más dependientes de financiamiento externo en momentos de crisis, y en particular, durante la crisis asiática, lo cual es coherente con los resultados del apéndice (Cuadro C.1 y C.2).

Esto lo podemos explicar porque la dependencia de financiamiento externo es una medida de restricción de financiamiento de más largo plazo, mientras que las necesidades de liquidez son de más corto plazo. En efecto, una pequeña caída en los resultados de una firma con restricciones de financiamiento producto del cambio en las condiciones macroeconómicas, puede afectar de forma negativa su posición de liquidez y su capacidad de pagar intereses. Entonces, aun cuando la firma puede ser económicamente viable en el futuro, producto de las necesidades de liquidez en el momento, debe salir del mercado (Hunter y Isachenkova, 2006).

Estos resultados muestran que en el margen extensivo, solo las firmas que tienen necesidades de liquidez tienen un comportamiento distinto a las demás en momentos de crisis, efecto que es potenciado durante la crisis asiática. Este resultado es distinto al encontrado por Hallward-Driemeier y Rijkers (2013), quienes encuentran que tanto sectores más dependientes de financiamiento externo como sectores con más necesidades de liquidez tienen una mayor probabilidad de salir del mercado durante la crisis. Cabe destacar, además, que Spaliara y Tsoukas (2013) encuentran que durante los momentos de crisis, la relación entre supervivencia de las firmas y su situación financiera, medida a través del apalancamiento, rentabilidad y colateral, es mucho más fuerte que durante momentos más tranquilos.

6.2. Crecimiento

Para estudiar el efecto en el margen intensivo consideramos dos aproximaciones. La primera es una regresión por panel con efectos fijos que incluye la variable de interés (interacción de restricciones de financiamiento y recesiones) y efectos fijos por industria y tiempo. La segunda aproximación busca corregir por un posible sesgo de selección ya que como se observó en la sección previa, al menos cuando las firmas tienen necesidades de liquidez, existe salida no aleatoria de las firmas de la muestra, lo que podría estar sobreestimando el efecto en el margen intensivo. Cabe destacar que los modelos no son los mismos ya que la corrección de Heckman-Lee no nos permite incluir efectos fijos, por lo cual en este caso incluimos las interacciones y también las variables por separado, lo implica que los resultados obtenidos según ambas aproximaciones no son comparables directamente. Para poder determinar el aporte de cada metodología, se presenta en primer lugar los resultados al estimar por MCO.

Al igual que para el margen extensivo, en primer lugar, se analizan los resultados cuando no se distingue entre recesiones, y posteriormente, se observa si existe un impacto incremental de la crisis asiática en comparación a la recesión de 2001-2003.

Empleo

Número de trabajadores

El Cuadro 4 panel A entrega los resultados de la estimación por MCO sin diferenciar entre recesiones, mientras que el panel B entrega los resultados cuando se incluyen

efectos fijos. En particular, en el panel B, observamos que pertenecer a una industria con necesidades de liquidez reduce promedio en 1 punto de porcentaje el número de trabajadores durante la crisis comparado a firmas en industrias sin restricciones, resultado estadísticamente significativo. Observamos que en comparación a la estimación por MCO, obtenemos un coeficiente menor, y no obtenemos un resultado estadísticamente significativo para la dependencia de financiamiento de Raddatz (2006). El Cuadro 4 panel C entrega los resultados de la estimación con corrección de Heckman-Lee. Cabe destacar que los regresores incluidos como instrumentos son ambos altamente estadísticamente significativos en todas las especificaciones. Además, al igual que en el panel B, observamos que las firmas que pertenecen a una industria con necesidades de liquidez reducen en promedio en 3.2 puntos el número de empleados, resultado significativo al 10%. Este coeficiente es mucho mayor al encontrado por MCO.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	-0.00172 (0.00893)	-0.0161 (0.0156)	-0.0747 (0.0495)	-0.00661 (0.00731)	-0.0119* (0.00670)	-0.0137** (0.00579)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	0.000402 (0.00763)	-0.00665 (0.00957)	-0.0406 (0.0344)	-0.00470 (0.00707)	-0.00648 (0.00434)	-0.0103** (0.00496)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	0.0489 (0.0298)	-0.0294 (0.0320)	-0.294 (0.189)	-0.0100 (0.0164)	-0.0182 (0.0178)	-0.0318* (0.0190)
lambda	-0.0333 (0.0819)	0.0577 (0.0958)	0.0418 (0.114)	-0.00594 (0.0794)	0.0448 (0.0970)	-0.00110 (0.134)
Valor p IH	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.003
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002
N	42751	36166	36994	42751	36166	36994

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 4: Impacto en número de trabajadores

El Cuadro 5 entrega los resultados para el cambio en el número de empleados cuando se distingue la crisis asiática de la recesión de 2001-2003. Los resultados del panel A y B son muy similares. La columna 3 del panel B indica que durante la crisis asiática, en comparación a 2001-2003, una firma mediana en términos de necesidades de liquidez reduce su número de empleados en 3.6 puntos porcentuales más mientras que una firma en el 90% superior lo reduce en 5.5 puntos porcentuales. Además, las columnas 4 y 6

del panel B muestran que las firmas que pertenecen a una industria restringida tanto en términos de dependencia de financiamiento como necesidades de liquidez, se ven afectadas más duramente durante la crisis asiática que entre 2001-2003. Este resultado es un chequeo de robustez e indica que la crisis asiática tendría un efecto incremental producto de las peores condiciones de financiamiento. El panel C columna 3 muestra un resultado que va en la misma línea que los paneles A y B aun cuando la magnitud es mayor en este caso. Las columnas 4 y 6 a diferencia del panel B entregan coeficientes que no son estadísticamente significativos.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00443 (0.00928)	-0.0157 (0.0189)	-0.259** (0.0984)	-0.0158 (0.00998)	-0.0142 (0.00952)	-0.0231* (0.0117)
<i>FC * dRes</i>	-0.000776 (0.00849)	-0.00934 (0.0121)	0.0460 (0.0464)	0.000488 (0.00572)	-0.00529 (0.00508)	-0.00254 (0.00492)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00767 (0.00919)	-0.0179 (0.0188)	-0.260** (0.0977)	-0.0174* (0.00971)	-0.0154 (0.00910)	-0.0236* (0.0119)
<i>FC * dRes</i>	0.00370 (0.00681)	0.00113 (0.00991)	0.0773 (0.0479)	0.00293 (0.00530)	0.000433 (0.00459)	0.000425 (0.00587)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0123 (0.0472)	-0.0540 (0.0540)	-0.487* (0.262)	-0.0215 (0.0252)	-0.0346 (0.0280)	-0.0263 (0.0272)
<i>FC * dRes</i>	0.0537 (0.0387)	0.00226 (0.0468)	-0.0306 (0.246)	0.000880 (0.0208)	-0.00107 (0.0229)	-0.0187 (0.0237)
lambda	-0.0238 (0.0801)	0.0695 (0.0938)	0.0588 (0.110)	0.00459 (0.0776)	0.0574 (0.0948)	0.0221 (0.128)
Valor p IH	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
N	42751	36166	36994	42751	36166	36994

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 5: Impacto incremental de la crisis asiática en número de trabajadores

La diferencia observada entre MCO y corrección por Heckman-Lee en el cuadro 5 y C.4 podría ser un indicio que el impacto incremental de la crisis asiática en número de trabajadores se produce principalmente en las firmas que salen del mercado, pero que condicional en sobrevivir, no existe un efecto claro.

Entonces, observamos que durante periodos recesivos, las firmas con necesidades de liquidez reducen en mayor proporción el número de trabajadores que firmas sin restricciones. No obstante, no encontramos un efecto distintivo en firmas que dependen de financiamiento externo, de forma coherente a lo encontrado en el Cuadro C.3 del apéndice. En el caso de la crisis asiática, encontramos un efecto incremental en este periodo, al estimar por MCO o por efectos fijos, en firmas con ambos tipos de restricción de financiamiento, lo que va en la línea de lo observado en el cuadro C.4.

Este resultado es distinto al encontrado por Hallward-Driemeier y Rijkers (2013), quienes encuentran que tanto las firmas dependientes de financiamiento externo como las firmas con necesidades de liquidez reducen su número de trabajadores. Sin embargo, este resultado es coherente con el encontrado por Alvarez y Gorg (2007) para quienes la interacción entre necesidad de liquidez y crisis asiática es negativa y significativa al 5% cuando estudian el crecimiento del empleo, pero no es significativa cuando la interacción es dependencia de financiamiento interno y crisis asiática.

Remuneraciones pagadas a los trabajadores

La variable de remuneraciones pagadas considera las remuneraciones y regalías pagadas a los trabajadores calificados, no calificados y a comisión de la firma. Analizar el impacto de las recesiones en esta variable es interesante ya que las firmas pueden preferir reducir el gasto en trabajadores reduciendo las remuneraciones pagadas pero no necesariamente el número de trabajadores.

El Cuadro 6 entrega los resultados en el cambio de las remuneraciones pagadas a los trabajadores sin diferenciar las recesiones. La columna 2 del panel B muestra el resultado esperado, el coeficiente de interés es negativo y significativo, lo que implica que las firmas en el 85% superior de dependencia de financiamiento según Raddatz (2006) reducen las remuneraciones pagadas a sus trabajadores en 0.6 puntos porcentuales mientras que no hay efecto para las firmas en el 15% durante las recesiones. Este resultado es coherente con la columna 5 que muestra que las firmas pertenecientes a industrias más dependientes de financiamiento externo reducen en promedio las remuneraciones en 1.2 puntos de porcentaje. Ambos coeficientes son significativos al 10%. El panel C por su parte entrega resultados que no son estadísticamente significativos y con test de significancia muy bajos por lo que no se puede rechazar que los coeficientes sean iguales a 0.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	-0.0109 (0.00897)	-0.0281 (0.0174)	0.0148 (0.0784)	-0.0116 (0.00895)	-0.0174* (0.00874)	-0.00814 (0.00928)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	-0.00879 (0.00887)	-0.0185* (0.0107)	0.0232 (0.0576)	-0.00771 (0.00924)	-0.0120* (0.00619)	-0.00678 (0.00756)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	0.0490 (0.0456)	-0.0221 (0.0478)	-0.0789 (0.291)	-0.000357 (0.0252)	0.0191 (0.0270)	-0.0162 (0.0305)
lambda	-0.0359 (0.140)	0.0422 (0.157)	0.0577 (0.190)	-0.0167 (0.134)	0.0464 (0.161)	-0.0594 (0.234)
Valor p IH	0.000	0.000	0.015	0.001	0.000	0.015
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
N	42774	36123	36949	42774	36123	36949

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 6: Impacto en Remuneraciones pagadas

El Cuadro 7 entrega los resultados para el cambio en las remuneraciones pagadas a los trabajadores cuando se distingue la crisis asiática de la recesión de 2001-2003. El panel B columna 3 nos muestra que la variable de interés tiene el signo esperado y es altamente significativo. En efecto, encontramos que cuando la variable de restricción de financiamiento es necesidad de liquidez, la crisis asiática tiene un efecto incremental en comparación a la recesión de 2001-2003: incluso las firmas con menos necesidades de liquidez reducen en 2 puntos porcentuales más las remuneraciones pagadas a sus trabajadores durante la crisis asiática que entre 2001 y 2003. Las columnas 5 y 6 del panel B muestran que las firmas de industrias más restringidas, según cualquiera de las dos mediciones de Raddatz (2006), reducen en mayor magnitud las remuneraciones pagadas durante la crisis asiática. Las firmas dependientes de financiamiento externo reducen en promedio sus remuneraciones en 3.9 puntos mientras que las firmas con necesidades de liquidez lo hacen en 3.7 puntos, ambos coeficientes son altamente significativos estadísticamente. La columna 2 del panel C tiene un coeficiente negativo y significativo para la variable de interés. Además, la columna 5 sigue siendo altamente significativa, reforzando la idea que la crisis asiática tiene un efecto incremental en las firmas restringidas financieramente en términos de remuneraciones pagadas a los trabajadores.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0116 (0.0187)	-0.0310 (0.0326)	-0.411** (0.165)	-0.0137 (0.0204)	-0.0377** (0.0142)	-0.0354** (0.0172)
<i>FC * dRes</i>	-0.00714 (0.0108)	-0.0146 (0.0214)	0.207* (0.107)	-0.00509 (0.00972)	-0.0000724 (0.00940)	0.00883 (0.00959)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0145 (0.0187)	-0.0317 (0.0324)	-0.412** (0.165)	-0.0155 (0.0197)	-0.0385*** (0.0138)	-0.0365** (0.0171)
<i>FC * dRes</i>	-0.00250 (0.0106)	-0.00465 (0.0207)	0.211** (0.0916)	-0.000851 (0.00911)	0.00536 (0.00991)	0.00981 (0.00973)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0885 (0.0720)	-0.155* (0.0802)	-0.371 (0.398)	-0.0628* (0.0380)	-0.132*** (0.0416)	0.000910 (0.0410)
<i>FC * dRes</i>	0.0930 (0.0590)	0.0748 (0.0699)	0.130 (0.380)	0.0322 (0.0316)	0.0869** (0.0346)	-0.0167 (0.0374)
lambda	-0.0142 (0.137)	0.0615 (0.154)	0.0687 (0.183)	0.00361 (0.130)	0.0705 (0.157)	-0.0419 (0.223)
Valor p IH	0.000	0.000	0.009	0.000	0.000	0.010
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
N	42774	36123	36949	42774	36123	36949

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 7: Impacto incremental de la crisis asiática en Remuneraciones pagadas

Observamos que cuando no diferenciamos la recesión, la dependencia de financiamiento externo tiene un efecto sobre las remuneraciones pagadas, lo que va en la línea de los resultados del cuadro C.5. No obstante, cuando analizamos si la crisis asiática tiene un impacto mayor que la otra recesión, buscando apoyar nuestra hipótesis que el canal del crédito debe haber impactado de forma más importante durante 1998-1999, observamos resultados coherentes con esta hipótesis, tanto para firmas con dependencia de financiamiento externo como para firmas con necesidades de liquidez, dependiendo de la estrategia empírica considerada, a diferencia del Cuadro C.6, la mayoría de los coeficientes no son significativos.

Los resultados presentados tanto para número de empleados como para remuneraciones pagadas a los trabajadores van en la línea de lo encontrado por la literatura. En particular, por Campello, Graham, y Harvey (2010) quienes realizan una encuesta a los encargados de finanzas (CFOs) de varias empresas en el mundo sobre el impacto de las restricciones de financiamiento durante la crisis de 2008 y encuentran que las firmas restringidas planeaban disminuir sus gastos en trabajadores.

Por otro lado, para explicar las diferencias observadas entre número de trabajadores y remuneraciones pagadas según restricción de financiamiento, podemos mencionar el trabajo de Fernandes y Ferreira (2015). Las autoras encuentran que las firmas que más dependen de financiamiento externo en momentos de crisis aumentan sus contratos a plazo fijo y reducen los contratos permanentes. Esto puede verse reflejado en una caída de las remuneraciones, pero no en el número de trabajadores. En efecto, nuestra variable de número de trabajadores no distingue entre tipos de contratos, por lo que puede ser una razón que explique que sólo encontremos efecto en necesidades de liquidez, puesto que puede ser que las firmas más dependientes de financiamiento externo mantengan el número de trabajadores, pero modifiquen la relación contractual con los trabajadores.

Ingresos totales

Consideramos para estudiar el cambio en ingresos totales una variable que considera “Ingresos Totales por Venta de Productos y Trabajos efectuados“. En este caso, los resultados del panel B del Cuadro 8 muestran resultados interesantes. En efecto, cuando no distinguimos por recesión observamos que tanto la columna 2 como la 3 de los paneles A y B tienen coeficientes negativos y significativos, indicando que aumentar las restricciones de financiamiento en periodos recesivos reduce los ingresos totales. Estos resultados son coherentes con las columnas 5 y 6 del panel B, donde encontramos que firmas de industrias con dependencia de financiamiento externo reducen en promedio sus ingresos totales en 1.8 puntos porcentuales durante recesiones mientras que las firmas en industrias con necesidades de liquidez los reducen en cerca de 3 puntos en promedio. La columna 2 del panel C refuerza la idea que aumentar la dependencia de financiamiento externo reduce los ingresos totales durante periodos recesivos.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	-0.0135 (0.0188)	-0.0511** (0.0192)	-0.241*** (0.0641)	-0.0268 (0.0194)	-0.0313*** (0.0109)	-0.0413*** (0.0105)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	-0.00749 (0.0176)	-0.0276** (0.0125)	-0.153* (0.0873)	-0.0214 (0.0199)	-0.0179** (0.00660)	-0.0296** (0.0107)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	0.0207 (0.0437)	-0.0860** (0.0438)	-0.181 (0.260)	-0.0183 (0.0241)	-0.0355 (0.0248)	-0.00821 (0.0271)
lambda	-0.0921 (0.119)	-0.0159 (0.132)	-0.0391 (0.163)	-0.0518 (0.116)	-0.0460 (0.135)	-0.160 (0.197)
Valor p IH	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.003
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
N	42965	36270	37095	42965	36270	37095

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 8: Impacto en ingresos totales

El Cuadro 9, por otro lado, busca mostrar el efecto incremental de la crisis asiática en el cambio en los ingresos totales según restricción de financiamiento. En este caso, la firma mediana en términos de necesidades de liquidez reduce sus ingresos totales en cerca de 6 puntos porcentuales más que durante los años 2001-2003, de acuerdo a la columna 3 del panel B. Además, observamos en la columna 4, 5 y 6 del panel B que independiente de cómo se mide la restricción de financiamiento, durante la crisis asiática las firmas de industrias restringidas reducen de mayor forma sus ingresos totales que entre 2001-2003. El panel C indica, con menor significancia estadística, que las firmas dependientes de financiamiento externo reducen más sus ingresos totales que en otros momentos.

Los resultados en términos de ingresos totales son interesantes ya que encontramos un efecto en firmas cuya restricción de financiamiento es de más largo plazo, vale decir, corresponde a dependencia de financiamiento externo, a diferencia de lo encontrado en el cuadro C.7. Además, encontramos un efecto estadísticamente significativo de la interacción con la crisis asiática, lo que apoya la idea de un efecto mayor durante esta crisis producto de las peores condiciones financieras.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0194 (0.0239)	-0.0404 (0.0364)	-0.402*** (0.118)	-0.0479** (0.0199)	-0.0375*** (0.0129)	-0.0384* (0.0192)
<i>FC * dRes</i>	-0.00714 (0.0137)	-0.0337*** (0.00997)	-0.0536 (0.0564)	-0.00552 (0.0125)	-0.0141* (0.00797)	-0.0228*** (0.00584)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0238 (0.0238)	-0.0416 (0.0369)	-0.396*** (0.126)	-0.0505** (0.0196)	-0.0399*** (0.0129)	-0.0382* (0.0204)
<i>FC * dRes</i>	0.00273 (0.0126)	-0.00958 (0.0127)	0.0269 (0.0993)	0.000788 (0.0135)	-0.0000234 (0.00642)	-0.0124 (0.00966)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.0146 (0.0690)	-0.106 (0.0738)	-0.406 (0.366)	-0.0661* (0.0367)	-0.0885** (0.0385)	-0.0575 (0.0385)
<i>FC * dRes</i>	0.0106 (0.0559)	-0.0191 (0.0643)	0.0403 (0.339)	0.0154 (0.0302)	0.00999 (0.0318)	0.0205 (0.0334)
lambda	-0.0822 (0.117)	-0.00426 (0.129)	-0.0286 (0.157)	-0.0329 (0.113)	-0.0298 (0.131)	-0.129 (0.187)
Valor p IH	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.002
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
N	42965	36270	37095	42965	36270	37095

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 9: Impacto incremental de la crisis asiática en ingresos totales

A diferencia de Kim et al. (2015), quienes encuentran que condicional en sobrevivir, las firmas con más restricciones de financiamiento son las que ven sus ingresos caer de forma más notoria. Nosotros obtenemos resultados que no son significativos estadísticamente al corregir por sesgo de selección. Sin embargo, encontramos un impacto de las restricciones de financiamiento en la caída de los ingresos durante las recesiones, resultado coherente con Kroszner, Laeven, y Klingebiel (2007) quienes encuentran que las firmas dependientes de financiamiento externo tienen una caída más fuerte en ventas e ingresos durante las recesiones, pero no encuentran efecto de las necesidades de liquidez.

Valor agregado

La variable de valor agregado considerada es la construida por el INE en base a distintas preguntas de la ENIA. El Cuadro 10 muestra los resultados del impacto de las restricciones de financiamiento durante periodos de recesión en el cambio en el valor agregado. Encontramos coeficientes que no son los esperados, en particular, la columna 3 de los paneles A y B muestran que aumentar las restricciones de financiamiento durante las recesiones aumenta la producción de valor agregado, resultados que son estadísticamente significativos, en magnitudes bastante importantes. En efecto, la empresa con más necesidades de liquidez aumentaría en 9 puntos de porcentaje el valor agregado durante las recesiones, de acuerdo al panel B, resultado que es significativo al 5%. El panel C del Cuadro 10 entrega coeficientes que no son estadísticamente significativos, lo que sería más coherente con la literatura.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	0.0170 (0.0143)	-0.0219 (0.0227)	0.210* (0.119)	0.00844 (0.0148)	-0.00990 (0.0139)	-0.00602 (0.0172)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	0.0231 (0.0145)	-0.000198 (0.0169)	0.310** (0.149)	0.0141 (0.0156)	0.000963 (0.0110)	0.00278 (0.0224)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	0.0660 (0.0750)	0.000982 (0.0780)	0.494 (0.467)	-0.00284 (0.0404)	-0.0147 (0.0433)	0.0460 (0.0473)
lambda	-0.235 (0.221)	-0.0962 (0.248)	-0.0911 (0.300)	-0.195 (0.212)	-0.101 (0.252)	-0.187 (0.351)
Valor p IH	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.004
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
N	42567	36045	36845	42567	36045	36845

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 10: Impacto en Valor agregado

El Cuadro 11, por su parte, busca analizar si la crisis asiática tiene un efecto incremental en el cambio en el valor agregado. En primer lugar, es importante destacar, que aunque no todos los coeficientes son estadísticamente significativos, en todas las columnas del panel B los resultados tienen el signo esperado. En particular, las columnas 4 y 5 tienen coeficientes significativos al 5% indicando que pertenecer a industrias con dependencia de financiamiento externo, implica una mayor reducción del valor agregado

durante la crisis asiática en comparación a otros periodos recesivos, de forma coherente con el panel B del cuadro C.10. No obstante, el panel C entrega un resultado sorprendente. La columna 2 muestra que una empresa con dependencia de financiamiento externo promedio aumenta en 4.5 puntos su valor agregado durante la crisis asiática en comparación a 2001-2003, en el panel C del cuadro C.10 obtenemos resultados que no son estadísticamente significativos.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RZ	Raddatz	LN	RZ	Raddatz	LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.00523 (0.0231)	-0.00337 (0.0331)	-0.132 (0.112)	-0.0402** (0.0172)	-0.0242* (0.0119)	-0.0136 (0.0169)
<i>FC * dRes</i>	0.0133 (0.0162)	-0.0203 (0.0176)	0.275* (0.139)	0.0265** (0.0120)	0.00141 (0.0151)	0.00117 (0.0178)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00123 (0.0234)	-0.00378 (0.0333)	-0.134 (0.120)	-0.0441** (0.0168)	-0.0265** (0.0114)	-0.0136 (0.0180)
<i>FC * dRes</i>	0.0236 (0.0175)	0.00144 (0.0192)	0.371** (0.170)	0.0335** (0.0130)	0.0129 (0.0135)	0.00895 (0.0243)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.258** (0.121)	0.309** (0.131)	-0.891 (0.651)	-0.00335 (0.0622)	0.0271 (0.0672)	-0.0604 (0.0676)
<i>FC * dRes</i>	-0.0623 (0.0947)	-0.193* (0.112)	0.972 (0.616)	-0.000665 (0.0509)	-0.0287 (0.0553)	0.0765 (0.0598)
lambda	-0.247 (0.217)	-0.100 (0.243)	-0.0756 (0.289)	-0.185 (0.206)	-0.0951 (0.246)	-0.156 (0.335)
Valor p IH	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.003
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
N	42567	36045	36845	42567	36045	36845

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 11: Impacto incremental de la crisis asiática en valor agregado

Los resultados para valor agregado entregan resultados contrarios a lo esperado. En particular, se observa que las firmas con restricciones de financiamiento en lugar de reducir la producción de valor agregado durante periodos recesivos, la aumentan. Poniendo este resultado en relación con la literatura, podemos mencionar el trabajo de Kroszner y cols. (2007) quienes encuentran que durante las crisis bancarias, firmas más dependientes de financiamiento externo en países con sistemas financieros menos desarrollados experimentan caídas de producción de valor agregado más profundas que

en países con sistemas más desarrollados.

Cabe mencionar que la construcción de esta variable cambia a medida que la ENIA incluye distintas preguntas, por lo que los resultados podrían responder a errores de medición que no logran ser capturados por los efectos fijos. La medición es la misma entre 1995 y 1997, entre 1998 y 2000 y entre 2001 y 2007.

Inversión

En este caso para estudiar el impacto en la inversión en capital fijo consideramos la siguiente variable dependiente: $\frac{Inversión_t}{Activos_{t-1}}$ donde *Inversión* corresponde a la suma de las compras nuevas de terrenos, edificios, maquinaria y vehículos y *Activos* corresponde a la suma del saldo final de cada una de esas cuentas del año anterior.

El Cuadro 12 entrega los resultados sin distinguir entre recesiones. En este caso, independiente de la metodología que consideremos, todos los paneles entregan resultados que no son estadísticamente significativos y que no nos permiten ni siquiera inferir en términos de signo, al igual que el Cuadro C.11. Estos resultados son bastante contradictorios con la literatura (Crnigoj y Verbic, 2014; Duchin et al., 2010), ya que se ha documentado un efecto de las restricciones de financiamiento en la caída de la inversión corporativa durante periodos de recesión.

El Cuadro 13, donde se incluye la interacción con la “dummy” de crisis asiática muestra resultados interesantes. Tanto el panel A como el panel B, muestran que el coeficiente de la primera columna es positivo y significativo, lo que indicaría que las firmas con dependencia de financiamiento externo aumentan sus inversiones durante la crisis asiática en comparación a 2001-2003, resultados coherentes con lo observado en los paneles A y B del Cuadro C.12. No obstante, la columna 6 del panel C, muestra un resultado negativo y significativo al 10 %, lo que sería un indicio que firmas con necesidades de liquidez reducen sus inversiones de mayor forma durante la crisis asiática que en 2001-2003.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	-0.0134 (0.0157)	0.0357 (0.0369)	0.120 (0.370)	0.0494 (0.0732)	0.0758 (0.0838)	0.0877 (0.0885)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	-0.0296 (0.0239)	-0.0176 (0.0405)	0.357 (0.299)	0.0314 (0.0731)	0.0638 (0.0742)	0.0698 (0.0825)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	-0.0804 (1.363)	0.209 (1.550)	8.187 (9.611)	0.773 (0.791)	0.808 (0.930)	1.143 (0.911)
lambda	-4.627 (4.657)	-5.503 (5.844)	-6.969 (7.666)	-4.737 (4.463)	-6.040 (6.064)	-5.552 (9.097)
Valor p IH	0.000	0.000	0.029	0.001	0.001	0.021
Valor p EME	0.000	0.006	0.005	0.000	0.004	0.048
N	39469	33569	34334	39469	33569	34334

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 12: Impacto en inversión

Los resultados de inversión no son coherentes con la literatura. Es por esto que es importante mencionar que esta variable tiene ciertos problemas de construcción. En efecto, el Instituto Nacional de Estadísticas cuando estudia inversión según la ENIA considera tanto compras de activos nuevos como usados, mejoras hechas por terceros y venta de activos. Sin embargo, en nuestro caso no podemos considerar todas esas variables porque en algunos casos los valores reportados para algunos años son valores faltantes (o “missing values”). No obstante, se intenta reducir el problema de error de medición considerando otra aproximación común en la literatura financiera $\frac{Activos_t - Activos_{t-1}}{Activos_{t-1}}$, pero tampoco se obtienen resultados coherentes (Cuadros C.13 y C.14 del apéndice).

En primer lugar, es importante destacar que no se observa un impacto de las restricciones de financiamiento durante los momentos de recesión, por lo que puede ser que la caída en inversión se haya producido tanto en firmas con restricción de financiamiento como en firmas con disponibilidad de fondos internos. No obstante, los resultados para el efecto incremental de la crisis asiática son sorprendentes, y se podrían explicar si se piensa en el boom anterior a la crisis, por lo cual, si las firmas ya habían comenzado su inversión, tal vez les convenía más terminarla que abandonar el proyecto.

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.411*** (0.131)	0.0817 (0.124)	0.443 (0.851)	0.0115 (0.166)	-0.0719 (0.182)	-0.142 (0.194)
<i>FC * dRes</i>	-0.191*** (0.0643)	-0.00157 (0.0784)	-0.0944 (0.741)	0.0429 (0.141)	0.107 (0.163)	0.151 (0.174)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.411*** (0.132)	0.0783 (0.130)	0.513 (0.888)	0.00273 (0.176)	-0.0910 (0.190)	-0.138 (0.206)
<i>FC * dRes</i>	-0.211*** (0.0621)	-0.0525 (0.0815)	0.123 (0.638)	0.0302 (0.143)	0.105 (0.152)	0.133 (0.171)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	1.055 (2.147)	-0.351 (2.592)	-12.38 (14.64)	-1.467 (1.171)	-1.772 (1.380)	-2.450* (1.389)
<i>FC * dRes</i>	-0.675 (1.774)	0.475 (2.309)	15.07 (13.53)	1.564 (0.986)	1.784 (1.186)	2.443** (1.193)
lambda	-4.483 (4.552)	-5.133 (5.679)	-6.137 (7.235)	-4.224 (4.318)	-5.429 (5.858)	-3.804 (8.412)
Valor p IH	0.000	0.000	0.018	0.001	0.000	0.013
Valor p EME	0.000	0.005	0.004	0.000	0.004	0.037
N	39469	33569	34334	39469	33569	34334

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 13: Impacto incremental de la crisis asiática en inversión

Primera etapa corrección de Heckman-Lee

Los resultados en todos los Cuadros muestran que los instrumentos utilizados en la primera etapa de corrección de Heckman-Lee son altamente estadísticamente significativos. Además, aun cuando no se reportan, el coeficiente para el Índice Herfindahl es siempre positivo, apoyando la idea que la competencia es dura en esos sectores, y el coeficiente para la Escala Mínima Eficiente es negativo apoyando la idea que industrias con EME grande están generalmente asociadas a industrias con altos márgenes, lo que reduce la probabilidad de salida. Cerda y Saravia (2009) encuentra que el IH aumenta la probabilidad de participación al igual que la EME. A diferencia de este trabajo, los autores construyen ambas variables a nivel de 4 dígitos del CIIU rev 2.

7. Conclusiones

Este trabajo estudia el canal del crédito como mecanismo de propagación de los shocks a la actividad real en Chile entre 1995 y 2006. Para ello, se analiza el impacto de las restricciones de financiamiento durante las recesiones en el margen intensivo y extensivo de las firmas manufactureras chilenas, diferenciando la crisis asiática de la recesión de 2001-2003, obteniendo evidencia a favor de las hipótesis planteadas.

En el margen extensivo, son las necesidades de liquidez las que tienen un impacto, mientras que en el margen intensivo, dependiendo de la variable analizada, obtenemos que el impacto viene por necesidades de liquidez o por dependencia de financiamiento externo. Cuando no se distingue por recesión, se observa un impacto de las necesidades de liquidez en la probabilidad de salida, en número de trabajadores y en ingresos totales, mientras que se observa una caída en las remuneraciones pagadas a los trabajadores en firmas que pertenecen a industrias dependientes de financiamiento externo. No obstante, no se observa un efecto estadísticamente significativo para inversión en capital físico, independiente de la forma utilizada para medir las restricciones de financiamiento. Al analizar el efecto incremental que tuvo la crisis asiática producto de peores condiciones de financiamiento, se observa que las necesidades de liquidez aumentan la probabilidad de salida, y las restricciones de financiamiento reducen de mayor forma el número de empleados, las remuneraciones pagadas a los trabajadores, los ingresos totales y la producción de valor agregado, en comparación a 2001-2003.

Estos resultados son interesantes desde el punto de vista de las políticas públicas, puesto que permiten tener en cuenta que los efectos de shocks externos se pueden ver amplificados producto de las restricciones de financiamiento que tienen las firmas chilenas. Entonces, políticas públicas que estén orientadas a aliviar las restricciones de financiamiento en momentos de crisis pueden ser favorables para evitar que se produzca la propagación de los shocks, y así evitar una caída más profunda en la actividad económica real y un aumento en el desempleo. En particular, puesto que se ha observado que las restricciones de financiamiento tienen relación con aspectos tecnológicos de las industrias, es posible conocer ex - ante de una recesión cuales serán posiblemente las industrias que requieran más apoyo, para poder enfrentar los shocks de forma preparada.

Referencias

- Agosin, M. R., y Montecinos, A. (2011). Chile en los años 2000: evolución macroeconómica y financiera. *Departamento de Economía Universidad de Chile*, 1–54.
- Aivazian, V. A., Ge, Y., y Qiu, J. (2005). The impact of leverage on firm investment: Canadian evidence. *Journal of Corporate Finance*, 11(1-2), 277–291.
- Alvarez, R., y Gorg, H. (2007). Multinationals as Stabilizers?: Economic Crisis and Plant Employment Growth. *Research Paper Series*, 15.
- Alvarez, R., y Gorg, H. (2009). Multinationals and plant exit: Evidence from Chile. *International Review of Economics and Finance*, 18(1), 45–51.
- Bartz, W., y Winkler, A. (2016). Flexible or fragile ? The growth performance of small and young businesses during the global financial crisis : Evidence from Germany. *Journal of Business Venturing*, 31(2), 196–215.
- Bergoing, R., Hernando, A., y Repetto, A. (2003). Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity. *Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile*.
- Bernanke, B., y Blinder, A. S. (1988). Credit , Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, 78(2), 435–439.
- Bernanke, B., y Gertler, M. (1989). Agency Costs , Net Worth , and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), 14–31.
- Bertrand, M., Duflo, E., y Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275.
- Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., y Kattuman, P. (2009). Macroeconomic Instability and Business Exit : Determinants of Failures and Acquisitions of UK Firms. *Economica*, 76(301).
- Blalock, G., Gertler, P., y Levine, D. (2004). Investment following a financial crisis : does foreign ownership matter? *Mimeograph, Cornell University*.
- Bleakley, H., y Cowan, K. (2008). Corporate dollar debt and depreciations: Much ado about nothing? *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 612–626.
- Braun, M., y Larraín, B. (2005). Finance and the business cycle: International, inter-industry evidence. *Journal of Finance*, 60(3), 1097–1128.
- Bricongne, J. C., Fontagné, L., Gaulier, G., Taglioni, D., y Vicard, V. (2012). Firms and the global crisis: French exports in the turmoil. *Journal of International Economics*, 87(1), 134–146.
- Calvo, G. A., y Talvi, E. (2008). Sudden Stop, Financial Factors, and Economic Collapse in Latin America: Learning from Argentina and Chile1. *NBER Working Paper*.
- Campello, M., Graham, J. R., y Harvey, C. R. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 470–487.
- Cerda, R., y Larraín, F. (2005). Inversión Privada e Impuestos Corporativos : Evidencia para Chile. *Cuadernos de Economía*, 42(1969), 257–281.

- Cerda, R., y Saravia, D. (2009). Corporate tax, firm Destruction and capital stock accumulation: Evidence from Chilean plants. *Documento de Trabajo*, 364.
- Chile. (2001). Memoria Anual. *Banco Central*.
- Chile. (2002). Memoria Anual. *Banco Central*.
- Chile. (2003). Memoria Anual. *Banco Central*.
- Chong, A., y Gradstein, M. (2009). Volatility and Firm Growth. *Journal of Economic Growth*, 14(1), 1–25.
- Claessens, S., Djankov, S., y Xu, L. C. (2000). Corporate performance in the East Asian financial crisis. *World Bank Research Observer*, 15(1), 23–46.
- Clarke, G. R. G., Cull, R., y Kisunko, G. (2012). External finance and firm survival in the aftermath of the crisis: Evidence from Eastern Europe and Central Asia. *Journal of Comparative Economics*, 40(3), 372–392.
- Corbo, V., y Tessada, J. (2002). Growth and Adjustment in Chile: A Look at the 1990s. En R. Soto y N. Loayza (Eds.), *The challenges of economic growth* (Vol. 6, pp. 465–522). Santiago, Chile: Central Bank of Chile.
- Covarrubias, Á. (2001). El manejo de la economía chilena frente a la crisis asiática 1997-2001.
- Cowan, K., y De Gregorio, J. (2007). *International Borrowing , Capital Controls , and the Exchange Rate Lessons from Chile* (n.º May).
- Cowan, K., y Raddatz, C. (2013). Sudden stops and financial frictions: Evidence from industry-level data. *Journal of International Money and Finance*, 32(1), 99–128.
- Crnigoj, M., y Verbic, M. (2014). Financial constraints and corporate investments during the current financial and economic crisis: The credit crunch and investment decisions of Slovenian firms. *Economic Systems*, 38(4), 502–517.
- Dell’Ariccia, G., Detragiache, E., y Rajan, R. (2008). The real effect of banking crises. *Journal of Financial Intermediation*, 17(1), 89–112.
- Duchin, R., Ozbas, O., y Sensoy, B. A. (2010). Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 418–435.
- Dunne, T., Roberts, M. J., y Samuelson, L. (1989). The growth and failure of u. s. manufacturing plants. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(4), 671–698.
- Fernandes, A. P., y Ferreira, P. (2015). Financing Constraints and Fixed-Term Employment Contracts : Evidence from the 2008-09 Financial Crisis. *Núcleo de Investigación en Microeconomía Aplicada*, 118(533), 1–32.
- Ffrench-Davis, R., y Heresi, R. (2012). La economía chilena frente a la crisis financiera: respuestas contra-cíclicas y desafíos pendientes. En J. L. León (Ed.), *La gran recesión. respuestas en las américas y asia del pacífico*. México.
- FMI. (2001). *Chile: 2001 Article IV Consultation Staff Report; Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Chile* (Inf. Téc.).
- FMI. (2002). *Chile: 2002 Article IV Consultation Staff Report; Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Chile* (Inf. Téc.).
- FMI. (2003). *Chile: 2003 Article IV Consultation Staff Report; Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the*

Executive Director for Chile (Inf. Téc.).

- Gallego, F. A., y Tessada, J. A. (2012). Sudden stops, financial frictions, and labor market flows: Evidence from Latin America. *Journal of Development Economics*, 97(2), 257–268.
- Hallward-Driemeier, M., y Rijkers, B. (2013). Do Crises Catalyze Creative Destruction? Firm-Level Evidence From Indonesia. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1788–1810.
- Hopenhayn, H. A. . (1992). Entry , Exit , and firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127–1150.
- Hsieh, C.-T., y Parker, J. A. (2008). Taxes and Growth in a Financially Underdeveloped Country: Evidence from the Chilean Investment Boom. *Economía*, 8(1), 1–53.
- Hunter, J., y Isachenkova, N. (2006). Aggregate economy risk and company failure: An examination of UK quoted firms in the early 1990s. *Journal of Policy Modeling*, 28(8), 911–919.
- Iacovone, L., y Zavacka, V. (2009). Banking crises and exports : lessons from the past. *Policy Research Working Paper Series*(August).
- Kang, J.-K., y Stulz, R. (2000). Do Banking Shocks Affect Borrowing Firm Performance? An analysis of the Japanese Experience. *The Journal Of Business*, 73(1), 1–23.
- Kim, Y. J., Tesar, L. L., y Zhang, J. (2015). The impact of foreign liabilities on small firms: Firm-level evidence from the Korean crisis. *Journal of International Economics*, 97(2), 209–230.
- Kolasa, M., Rubaszek, M., y Taglioni, D. (2010). Firms in the great global recession: The role of foreign ownership and financial dependence. *Emerging Markets Review*, 11(4), 341–357. doi: 10.1016/j.ememar.2010.06.001
- Kroszner, R. S., Laeven, L., y Klingebiel, D. (2007). Banking crises, financial dependence, and growth. *Journal of Financial Economics*, 84(1), 187–228.
- Lang, L., Ofek, E., y Stulz, R. M. (1996). Leverage, investment, and firm growth. *Journal of Financial Economics*, 40(1), 3–29.
- Manova, K. (2008). Credit constraints, equity market liberalizations and international trade. *Journal of International Economics*, 76(1), 33–47.
- Massad, C. (2003). *Políticas del Banco Central de Chile* (Banco Central de Chile, Ed.).
- Micco, A., y Pagés, C. (2006). The economic effects of employment protection: evidence from international industry-level data. En *Iza discussion paper* (p. 43).
- Musso Unsa, P., Ceram, G., Schiavo, S., y Musso, P. (2008). The Impact of Financial Constraints on Firms Survival and Growth. *Journal of Evolutionary Economics*, 18(2), 135–49.
- Peek, J., y Rosengren, E. (2000). Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Economic Activity in the United States. *American Economic Review*, 90(1), 30–45.
- Puhani, P. A. (2012). The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear ”difference-in-differences” models. *Economics Letters*, 115(1), 85–87.
- Raddatz, C. (2006). Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 677–722.

- Rajan, R. G., y Zingales, L. (1998). Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, 88(3), 559–586.
- Rajan, R. G., y Zingales, L. (2001). Financial Systemes, Industrial Structure, and Growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 17(4), 467–482.
- Schary, M. A. . (1991). The Probability of Exit. *The RAND Journal of Economics*, 22(3), 339–353.
- Schmidt-Hebbel, K. (2006). El crecimiento económico de Chile. *Banco Central de Chile Documentos de Trabajo*(365).
- Solervicens, M. (2003). La economía chilena en 2002. *Observatoire des Amériques*(514).
- Spaliara, M. E., y Tsoukas, S. (2013). What matters for corporate failures in Asia? Exploring the role of firm-specific characteristics during the Asian crisis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 26, 83–96.
- Stallings, B. (1998). The Impact of the Asian Crisis on Latin America. *CEPAL*.

A. Variables de restricción de financiamiento

Rajan y Zingales (1998)

Los autores determinan en primer lugar las necesidades de financiamiento externo de las firmas estadounidenses que pertenecen al Compustat de Standar and Poor, por lo que las compañías que se consideran son firmas transadas públicamente. Los autores definen como dependencia de financiamiento externo a gastos de capital (Compustat 128) menos flujo de caja operacional (Compustat 110) dividido por gastos de capital.

Sin embargo, para hacer comparables los datos de firmas a nivel de industria, deben decidir cómo agregar estos ratios en el tiempo y entre compañías. Los autores suman el uso de financiamiento externo durante los años 1980 y lo dividen por la suma de gastos de capital en el mismo periodo, para obtener la dependencia de financiamiento externo de la firma en la década de 1980. Para poder agregar los datos a nivel de firmas, se utiliza la mediana de la industria, para prevenir que las firmas más grandes aporten toda la información.

La Tabla 1 del trabajo mencionado entrega la fracción de la inversión financiada externamente y el nivel de gastos de capital por código CIIU rev.2 (a 3 o 4 dígitos dependiendo de la industria), donde se separa la muestra en todas las firmas, firmas maduras y firmas jóvenes. Para este trabajo, se utilizan los datos para todas las firmas ya que no conocemos la edad de las firmas presentes en la ENIA, por lo cual los datos considerados son los de la columna 1.

Raddatz (2006)

La medición de dependencia de financiamiento externo de este autor sigue la misma metodología que Rajan y Zingales, pero realiza el cálculo considerando las industrias según los 4 dígitos del CIIU rev. 2.

La variable de necesidades de liquidez es construida utilizando información de los balances de las firmas pertenecientes al Compustat, donde la proxy utilizada es el ratio de inventarios a ventas totales, lo que captura la fracción de la inversión de inventario que es financiada con ingresos en curso. Para ello, se calcula la mediana del ratio de inventario total a ventas (Compustat 3 dividido por Compustat 12) para cada firma entre

1980 y 1989, y luego se considera la mediana por industria, donde industria es definida según 4 dígitos del CIIU rev. 2.

La columna 1 de la Tabla 1 del trabajo mencionado es la variable considerada para “LN Raddatz” en este estudio y la columna 4 es la considerada para “FD Raddatz”.

Micco y Pagés (2006)

Tal como mencionan los autores en su apéndice, la variable de dependencia de financiamiento externo considerada es tomada de la Tabla 1 de Rajan y Zingales (1998), pero sólo se consideran los datos para los tres primeros dígitos del CIIU rev. 2.

Manova (2008)

La autora replica la metodología de Rajan y Zingales (1998), pero en este caso, la autora construye la variable anualmente entre 1986 y 1995, además, solo lo hace a nivel de 3 dígitos del CIIU rev. 2. La base de datos está disponible en la página web de la autora.

B. Corrección de Heckman-Lee

Este tipo de modelos corresponde a una ecuación estructural (variable continua) y a una ecuación de selección (discreta binaria)

$$y_{1;i} = x_i\beta + v_{1i} \quad si \quad y_{2i} > 0 \quad (a)$$

luego, si $y_{2i} \leq 0$ no observamos $y_{1;i}$. En este caso, no observamos el crecimiento de la firma en t si la firma salió de la muestra en t, por lo que no podemos identificar de forma correcta el impacto en el margen intensivo.

Definamos la ecuación de selección (latente):

$$y_{2;i} = z_i\delta + v_{2i} \quad (b)$$

pero sólo observamos

$$y^*_{2i} = \begin{cases} 1 & si \quad y_{2i} > 0 \\ 0 & si \quad y_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

Entonces, solo podemos identificar expresiones de este tipo:

$$E[y_{1;i}|x, y_{2i} > 0]$$

por lo cual no se puede encontrar un análogo muestral para estimar β . La solución de Heckman corresponde a notar que:

$$E[y_{1;i}|x, y_{2i} > 0] = x_i\beta + E[v_{1;i}|v_{2i} > -z_i\delta]$$

Como no podemos asumir que $E[v_{1;i}|v_{2i} > -z_i\delta] = 0$, la corrección de Heckman consiste en agregar esta expresión que corresponde al Inverso del ratio de Mill como un regresor adicional.

Asumiendo una distribución normal bivariada de los errores $v_{1;i}$ y $v_{2;i}$, la solución consiste en realizar la siguiente estimación:

$$E[y_{1;i}|x, y_{2i} > 0] = x_i\beta + \frac{\sigma_{v_1v_2}}{\sigma_{v_2}} \frac{\phi(\gamma)}{\Phi(\gamma)}$$

donde $\gamma = \frac{z\delta}{\sigma_{v_2}}$. Lo importante es que el vector z incluya al menos una variable no incluida en x para poder realizar la identificación.⁵

⁵Realizado en base a Heckman (1976), Heckman (1979), Cerda y Saravia (2009) y Rau (2016).

C. Resultados adicionales

C.1. Probabilidad de salida

El resultado obtenido en probabilidad de salida, tanto cuando no se diferencia entre recesiones (Cuadro C.1) como cuando si se hace (Cuadro C.2) son coherente con lo observado en los resultados principales en el margen extensivo, ya que no se encuentra un impacto de la dependencia de financiamiento externo.

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A : Coeficientes				
<i>FC * dRes</i>	-0.0865 (0.0559)	-0.0778 (0.0582)	0.0345 (0.0382)	0.0237 (0.0420)
Panel B : Efectos Marginales				
<i>FC * dRes</i>	-0.0130 (0.00841)	-0.0118 (0.00881)	0.00518 (0.00574)	0.00359 (0.00636)
N	56177	56627	56177	56627
Pseudo R^2	0.015	0.015	0.015	0.015

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.1: Impacto en probabilidad de salida

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A : Coeficientes				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.100 (0.106)	-0.135 (0.102)	0.0556 (0.0619)	0.000316 (0.0674)
<i>FC * dRes</i>	-0.0413 (0.0790)	-0.0164 (0.0877)	0.00824 (0.0466)	0.0236 (0.0471)
Panel B : Efectos Marginales				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0151 (0.0160)	-0.0205 (0.0155)	0.00836 (0.00930)	0.0000478 (0.0102)
<i>FC * dRes</i>	-0.00621 (0.0119)	-0.00248 (0.0133)	0.00124 (0.00701)	0.00357 (0.00712)
N	56177	56627	56177	56627
Pseudo R^2	0.015	0.015	0.015	0.015

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.2: Impacto incremental de la crisis asiática en la probabilidad de salida

C.2. Crecimiento

Empleo

Número de trabajadores

El Cuadro C.3 entrega un resultado que va en la línea de lo mencionado previamente puesto que no se encuentra un impacto mayor en firmas pertenecientes a industrias dependientes de financiamiento externo cuando no se diferencia entre recesiones. El Cuadro C.4 entrega resultados que van en la línea con lo encontrado en el Cuadro 5, las columnas 3 y 4 muestran que cuando no se corrige por selección, las firmas pertenecientes a industrias más dependientes de financiamiento externo se ven más afectadas por la crisis asiática comparado a 2001-2003. Además, en las columnas que incluyen corrección por sesgo de selección, no se encuentra un efecto lo que es coherente con el panel C del Cuadro 5.

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes</i>	-0.00622 (0.00955)	-0.00661 (0.00901)	-0.00662 (0.00758)	-0.00305 (0.00852)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes</i>	-0.00539 (0.00930)	-0.00513 (0.00875)	-0.00644 (0.00742)	-0.00482 (0.00770)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes</i>	0.0435 (0.0345)	0.0210 (0.0302)	-0.0112 (0.0168)	-0.0187 (0.0168)
lambda	-0.0412 (0.0858)	-0.0386 (0.0801)	-0.0268 (0.0852)	0.0121 (0.0780)
Valor p IH	0.000	0.000	0.000	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41650	41984	41650	41984

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.3: Impacto en número de trabajadores

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1) Manova	(2) MP	(3) Manova	(4) MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00664 (0.0129)	-0.00551 (0.00932)	-0.0190* (0.00961)	-0.0181* (0.00964)
<i>FC * dRes</i>	-0.00449 (0.00806)	-0.00540 (0.00819)	0.00215 (0.00616)	0.00254 (0.00588)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.00901 (0.0127)	-0.00876 (0.00937)	-0.0203** (0.00941)	-0.0195** (0.00941)
<i>FC * dRes</i>	-0.00161 (0.00717)	-0.00143 (0.00719)	0.00247 (0.00590)	0.00375 (0.00570)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0387 (0.0558)	-0.0237 (0.0491)	-0.0254 (0.0257)	-0.0360 (0.0260)
<i>FC * dRes</i>	0.0584 (0.0427)	0.0279 (0.0369)	0.00187 (0.0212)	-0.00183 (0.0210)
lambda	-0.0296 (0.0840)	-0.0281 (0.0787)	-0.0136 (0.0827)	0.0221 (0.0766)
Valor p IH	0.000	0.000	0.000	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41650	41984	41650	41984

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.4: Impacto incremental de la crisis asiática en número de trabajadores

Remuneraciones pagadas a los trabajadores

El Cuadro C.5 es coherente con el Cuadro 6 donde cuando no se corrige por sesgo de selección se observa un impacto mayor en firmas dependientes de financiamiento externo en momentos de recesiones, pero no se encuentra efecto al realizar la estimación según Heckman-Lee. Además, el Cuadro C.6 muestra que las firmas que pertenecen a una industria dependiente de financiamiento externo según Micco y Pagés (2006) son más duramente golpeadas por la crisis asiática que por la recesión de 2001-2006, en la línea del Cuadro 7, donde se obtiene el mismo resultado cuando la medición es la construida por Raddatz (2006).

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes</i>	-0.0187*	-0.0150	-0.0142	-0.0146
	(0.0107)	(0.0144)	(0.00866)	(0.00869)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes</i>	-0.0186*	-0.0154	-0.0129	-0.0144*
	(0.0103)	(0.0144)	(0.00859)	(0.00838)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes</i>	0.0456	0.0309	-0.00202	0.0108
	(0.0527)	(0.0464)	(0.0254)	(0.0253)
lambda	-0.0409	-0.0888	-0.0328	-0.0279
	(0.146)	(0.138)	(0.144)	(0.131)
Valor p IH	0.002	0.000	0.003	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41668	42027	41668	42027

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.5: Impacto en Remuneraciones pagadas

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0170 (0.0250)	-0.00600 (0.0213)	-0.0177 (0.0203)	-0.0272 (0.0175)
<i>FC * dRes</i>	-0.0129 (0.0133)	-0.0138 (0.0139)	-0.00562 (0.0102)	-0.00220 (0.00972)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0198 (0.0249)	-0.00951 (0.0213)	-0.0195 (0.0196)	-0.0286 (0.0170)
<i>FC * dRes</i>	-0.0102 (0.0129)	-0.0114 (0.0136)	-0.00434 (0.00989)	-0.00171 (0.00928)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0889 (0.0851)	-0.0532 (0.0753)	-0.0628 (0.0388)	-0.0826** (0.0391)
<i>FC * dRes</i>	0.0817 (0.0649)	0.0496 (0.0565)	0.0304 (0.0320)	0.0511 (0.0318)
lambda	-0.0216 (0.143)	-0.0706 (0.136)	-0.00891 (0.139)	-0.00974 (0.128)
Valor p IH	0.001	0.000	0.002	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	41668	42027	41668	42027

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.6: Impacto incremental de la crisis asiática en Remuneraciones pagadas

Ingresos totales

El Cuadro C.7 entrega resultados opuestos a los del Cuadro 8. En este caso, cuando se corrige por Heckman-Lee en la columna 6 se observa que aumentar la dependencia de financiamiento en momentos recesivos aumenta los ingresos totales, resultado estadísticamente significativo al 10 %, resultado que es contrario al Cuadro 8 y a la literatura. El Cuadro C.8, por su parte, si va en la línea del Cuadro 9, y muestra que durante la crisis asiática, las firmas dependientes de financiamiento externo se ven más golpeadas que durante la recesión de 2001-2003.

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes</i>	-0.0223 (0.0259)	-0.00791 (0.0230)	-0.0299 (0.0192)	-0.0299 (0.0188)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes</i>	-0.0211 (0.0258)	-0.00740 (0.0233)	-0.0285 (0.0194)	-0.0290 (0.0192)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes</i>	0.0297 (0.0505)	0.0795* (0.0443)	-0.0189 (0.0246)	-0.00582 (0.0245)
lambda	-0.0859 (0.124)	-0.131 (0.116)	-0.0595 (0.123)	-0.0685 (0.112)
Valor p IH	0.000	0.000	0.000	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41859	42202	41859	42202

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.7: Impacto en ingresos totales

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0325 (0.0287)	-0.0329 (0.0271)	-0.0488** (0.0203)	-0.0494** (0.0201)
<i>FC * dRes</i>	-0.0109 (0.0178)	0.00356 (0.0156)	-0.00779 (0.0126)	-0.00793 (0.0120)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0363 (0.0288)	-0.0377 (0.0274)	-0.0514** (0.0200)	-0.0517** (0.0198)
<i>FC * dRes</i>	-0.00599 (0.0177)	0.00844 (0.0162)	-0.00601 (0.0131)	-0.00631 (0.0131)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.0492 (0.0820)	-0.0297 (0.0717)	-0.0702* (0.0375)	-0.0885** (0.0375)
<i>FC * dRes</i>	0.00252 (0.0616)	0.0868 (0.0536)	0.0168 (0.0309)	0.0370 (0.0305)
lambda	-0.0773 (0.122)	-0.116 (0.114)	-0.0364 (0.119)	-0.0512 (0.109)
Valor p IH	0.000	0.000	0.000	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41859	42202	41859	42202

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.8: Impacto incremental de la crisis asiática en ingresos totales

Valor agregado

El Cuadro C.9 entrega resultados más coherentes con la literatura que el Cuadro 10, puesto que a diferencia del resultado principal donde encontramos coeficientes positivos y significativos, en este caso, encontramos coeficientes que no son significativos. El Cuadro C.10, cuando la estimación es por MCO o incluyendo efectos fijos, entrega coeficientes negativos y significativos para la variable de interés, como era de esperar por la hipótesis, al corregir por Heckman Lee, no son significativos.

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes</i>	0.0116 (0.0168)	0.0240 (0.0213)	0.00671 (0.0148)	0.00155 (0.0145)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes</i>	0.0143 (0.0173)	0.0246 (0.0213)	0.00856 (0.0151)	0.00202 (0.0146)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes</i>	0.0570 (0.0856)	0.108 (0.0772)	0.0212 (0.0412)	0.0185 (0.0422)
lambda	-0.198 (0.225)	-0.260 (0.213)	-0.179 (0.222)	-0.193 (0.205)
Valor p IH	0.000	0.000	0.001	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41462	41804	41462	41804

Errores estándares entre paréntesis
 * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.9: Impacto en Valor agregado

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0209 (0.0298)	-0.00440 (0.0250)	-0.0456*** (0.0161)	-0.0458** (0.0166)
<i>FC * dRes</i>	0.0187 (0.0206)	0.0240 (0.0210)	0.0274** (0.0126)	0.0220 (0.0129)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes * dAs</i>	-0.0265 (0.0306)	-0.00988 (0.0255)	-0.0499*** (0.0158)	-0.0493*** (0.0162)
<i>FC * dRes</i>	0.0254 (0.0217)	0.0288 (0.0212)	0.0305** (0.0129)	0.0238* (0.0133)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.126 (0.139)	0.162 (0.124)	-0.0180 (0.0632)	0.0107 (0.0632)
<i>FC * dRes</i>	-0.00150 (0.103)	0.0289 (0.0916)	0.0309 (0.0522)	0.0118 (0.0520)
lambda	-0.198 (0.221)	-0.255 (0.210)	-0.168 (0.215)	-0.181 (0.201)
Valor p IH	0.000	0.000	0.000	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	41462	41804	41462	41791

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.10 :Impacto incremental de la crisis asiática en valor agregado

Inversión

Para la inversión en capital físico, en el Cuadro 12 presentaba resultados que no son estadísticamente significativos. En este caso, en el Cuadro C.11 es coherente con los resultados principales. El Cuadro C.13 entrega resultados contrarios a la literatura en las columnas 1 y 5 del panel B, pero todo el resto de los coeficientes no son significativos. El Cuadro C.12 tiene coeficientes altamente significativos para la variable de interés en las columnas 1 y 2 de los paneles A y B, pero con el signo contrario a lo esperado. El Cuadro C.14, por su parte, no tiene coeficientes estadísticamente significativos.

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes</i>	-0.0393 (0.0316)	-0.00212 (0.0271)	0.0401 (0.0723)	0.0628 (0.0754)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes</i>	-0.0399 (0.0323)	-0.00742 (0.0293)	0.0410 (0.0747)	0.0597 (0.0761)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes</i>	-0.0795 (1.604)	0.526 (1.400)	0.840 (0.810)	1.090 (0.775)
lambda	-4.903 (4.999)	-4.745 (4.530)	-5.051 (4.956)	-4.401 (4.345)
Valor p IH	0.001	0.000	0.003	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	38412	38748	38412	38748

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.11: Impacto en Inversión

	<i>FC</i> continua		<i>FC</i> como dummy	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Manova	MP	Manova	MP
Panel A :MCO				
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.598*** (0.116)	0.435*** (0.143)	0.0532 (0.163)	-0.0305 (0.174)
<i>FC * dRes</i>	-0.292*** (0.0721)	-0.187** (0.0843)	0.0143 (0.140)	0.0750 (0.147)
Panel B: Efectos Fijos				
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.588*** (0.121)	0.423*** (0.149)	0.0442 (0.173)	-0.0412 (0.181)
<i>FC * dRes</i>	-0.291*** (0.0760)	-0.190** (0.0893)		0.0780 (0.152)
Panel C: Heckman-Lee				
<i>FC * dRes * dAs</i>	1.771 (2.604)	1.925 (2.258)	-1.564 (1.231)	-1.369 (1.192)
<i>FC * dRes</i>	-0.977 (1.996)	-0.488 (1.714)	1.684* (1.010)	1.796* (0.983)
lambda	-4.740 (4.892)	-4.613 (4.446)	-4.391 (4.750)	-4.050 (4.237)
Valor p IH	0.001	0.000	0.002	0.000
Valor p EME	0.000	0.000	0.000	0.000
N	38412	38748	38412	38748

Errores estándares entre paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.12: Impacto incremental de la crisis asiática en Inversión

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes</i>	0.00752 (0.00737)	-0.0109 (0.0116)	0.00755 (0.0746)	-0.00304 (0.00891)	0.00740 (0.00768)	-0.00565 (0.00992)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes</i>	0.0143** (0.00694)	0.00284 (0.0117)	0.0136 (0.0814)	0.00133 (0.00839)	0.0126** (0.00601)	-0.00426 (0.00872)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes</i>	-0.0621 (0.0603)	-0.0150 (0.0656)	-0.0276 (0.397)	-0.0401 (0.0348)	0.0151 (0.0389)	-0.0120 (0.0406)
lambda	0.116 (0.206)	0.262 (0.247)	0.178 (0.317)	0.0723 (0.197)	0.227 (0.254)	0.428 (0.405)
Valor p IH	0.000	0.000	0.029	0.001	0.001	0.021
Valor p EME	0.000	0.006	0.005	0.000	0.004	0.048
N	39469	33569	34334	39469	33569	34334

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.13: Impacto en inversión (Inversión como cambio en activo fijo)

	<i>FC</i> continua			<i>FC</i> como dummy		
	(1) RZ	(2) Raddatz	(3) LN	(4) RZ	(5) Raddatz	(6) LN
Panel A : MCO						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.0105 (0.0140)	-0.00535 (0.0187)	-0.0274 (0.106)	-0.0112 (0.00880)	-0.00649 (0.00928)	0.00409 (0.0117)
<i>FC * dRes</i>	0.00386 (0.00946)	-0.00918 (0.0144)	0.0118 (0.101)	0.00126 (0.00925)	0.00947 (0.00872)	-0.00893 (0.0121)
Panel B : Efectos Fijos						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.00540 (0.0136)	-0.00855 (0.0184)	-0.0260 (0.100)	-0.0146 (0.00927)	-0.00841 (0.00922)	0.00273 (0.0112)
<i>FC * dRes</i>	0.0119 (0.00871)	0.00665 (0.0143)	0.0254 (0.0982)	0.00781 (0.00805)	0.0164*** (0.00577)	-0.00551 (0.00989)
Panel C : Heckman-Lee						
<i>FC * dRes * dAs</i>	0.0809 (0.0949)	0.0560 (0.109)	-0.0644 (0.608)	-0.00865 (0.0517)	0.0300 (0.0578)	-0.0378 (0.0619)
<i>FC * dRes</i>	-0.102 (0.0785)	-0.0536 (0.0974)	-0.0166 (0.562)	-0.0369 (0.0436)	-0.00234 (0.0497)	0.00516 (0.0531)
lambda	0.0926 (0.201)	0.239 (0.240)	0.153 (0.300)	0.0647 (0.191)	0.204 (0.245)	0.397 (0.376)
Valor p IH	0.000	0.000	0.018	0.001	0.000	0.013
Valor p EME	0.000	0.005	0.004	0.000	0.004	0.037
N	39469	33569	34334	39469	33569	34334

Errores estándares entre paréntesis — * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro C.14: Impacto incremental de la crisis asiática en inversión (Inversión como cambio en activo fijo)