ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVI Reunión Anual

Noviembre de 2011

ISSN 1852-0022
ISBN 978-987-99570-9-7

REFORMAS FINANCIERAS E INESTABILIDAD FINANCIERA

Gluzmann, Pablo
Guzman, Martín

Reformas financieras e inestabilidad financiera[*]

Pablo Gluzmann[**]

Martín Guzman[***]

Clasificación JEL: E44, F36, G01, G15.

Resumen

El trabajo la relación entre liberalización financiera e inestabilidad financiera, utilizando como medida de liberalización un índice que agrega distintas reformas. Utilizando datos de Laeven y Valencia (2008) sobre crisis bancarias, y Abiad et al (2010) sobre reformas financieras y liberalización financiera, encontramos una relación positiva y robusta entre distintas reformas pro-liberalización del sistema financiero y frecuencia de crisis bancarias. El aumento de la inestabilidad financiera post-reformas se concentra en los cinco años subsiguientes a esas reformas. Finalmente, obtenemos que cada tipo de reforma difiere en cuanto a su contribución a la inestabilidad financiera.

Summary

The paper analyzes the relationship between financial liberalization and financial instability, where financial liberalization is measure as an aggregate of different financial reforms. Using data from Laeven and Valencia (2008) on banking crises and from Abiad et al (2010) on financial reforms, we find a positive relationship between financial liberalization and frequency of banking crises. This relationship remains robust to different specifications. The increase in financial instability that comes after financial reforms is mainly concentrated in the window of five years after the reforms. Finally, we find that the contribution of every reform to financial instability differs.

[*]Se agradecen los útiles comentarios y sugerencias de Emilio Depetris Chauvin, Juan Carlos Gozzi Valdez, Daniel Heymann, Peter Howitt, Ross Levine, Sophocles Mavroeidis y dos referís anónimos.

[**]CONICET y CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata, Departamento de Economía. E-mail: gluzmann@yahoo.com.

[***]Departamento de Economía, Brown University, Providence, RI 02906, y Universidad Nacional de La Plata. E-mail: Martin_Guzman@brown.edu.

I. Introducción

El período que procedió a la finalización de Bretton Woods ha sido caracterizado por un aumento notable de la inestabilidad financiera (Kindlerberger y Aliber (2005), Reinhart y Rogoff (2009)). Los fenómenos de liberalización financiera, como muestra un amplio conjunto de literatura que se describe a continuación, han sido un factor clave para el incremento sistémico de la fragilidad financiera.

Existe una amplia literatura empírica que se enfoca en analizar distintos aspectos de la liberalización financiera, y sus efectos sobre distintas dimensiones de la macroeconomía y el crecimiento.

MacKinnon (1973) y Shaw (1973) son las referencias seminales en el campo. En tales trabajos se argumenta que la represión financiera en países en desarrollo provoca una asignación del capital ineficiente, y que la liberalización financiera, por medio de una unificación de los mercados de capital internos, fomenta el desarrollo financiero y el crecimiento económico. Aplicaciones empíricas recientes, como Chinn e Ito (2006) y Detragiache y Tressel (2008) encuentran que la desregulación financiera conduce de hecho a una profundización del sistema financiero, pero también encuentran que una pre-condición para que esto suceda es un suficiente desarrollo institucional previo.

Buena parte del análisis empírico realizado se enfoca en reformas particulares, y padece del problema de falta de información adecuada, tanto por el largo de la serie como por la cantidad de países y episodios que cubren las muestras. Quinn y Toyoda (2008) es un ejemplo en este sentido. Tal artículo testea si la liberalización de la cuenta capital conduce a mayor crecimiento económico utilizando medidas de jure de apertura de la cuenta capital y cuenta corriente. Construyen un índice que mide la magnitud de las restricciones sobre la cuenta capital. Concluyen que la liberalización de la cuenta capital está positivamente asociada al crecimiento económico tanto en países desarrollados como en economías emergentes. A diferencia de parte de la literatura previa, no encuentran efectos robustos sobre el crecimiento económico de la interacción entre el índice de liberalización de la cuenta capital y variables institucionales que afectan al sector financiero. Abiad y Mody (2005) encuentran que las crisis de balanza de pagos promueven las reformas del sector financiero, pero las crisis bancarias las revierten. No analizan la eventual causalidad de liberalizaciones financieras a inestabilidad financiera. Mendoza y Terrones (2008) encuentran que el 33 (22) por ciento de los booms de crédito observados en el período 1965-2006 en economías desarrolladas (emergentes) ocurrieron luego de eventos de reformas financieras amplias. Los pros y las contras del gradualismo (Malasia) versus el cambio repentino (Indonesia) en los procesos de liberalización son analizados por Nasution (en Fanelli y Medhora (1998)).

De modo general, la liberalización financiera, al permitir a los bancos y al resto de los intermediarios financieros más libertad de acción, incrementa las oportunidades para tomar riesgos. Esto tiende a aumentar el grado de fragilidad financiera, pero esto no es necesariamente malo para la economía. No obstante, si la regulación es inefectiva para controlar el comportamiento de los intermediarios financieros, la liberalización puede incrementar la fragilidad financiera más allá de los límites “socialmente deseables”. Asimismo, dado que las capacidades para monitorear a los prestamistas riesgosos, para administrar una cartera riesgosa y para llevar a cabo una supervisión eficiente solo pueden ser adquirida de forma gradual por medio de un proceso de aprendizaje en la actividad (*learning-by-doing*), en un sistema que ha sido liberalizado recientemente, los bancos pueden tender a ser más vulnerables.

Un conjunto amplio de la literatura sobre liberalización financiera se enfoca en sus efectos sobre el crecimiento. Christiansen et al (2009) presentan una evaluación simultánea de la relación entre crecimiento económico y tres grupos de reformas económicas: del sector financiero interno, comerciales y de la cuenta capital. Encuentran que las reformas del sector financiero y las asociadas al comercio exterior están robusta y positivamente asociadas con el crecimiento económico, pero solamente en las economías de ingreso medio. No encuentran una relación sistemática entre la liberalización de la cuenta capital y el crecimiento económico. Levine (1997, 2005) ofrece una revisión general de la literatura sobre los beneficios de las reformas financieras internas sobre el crecimiento. Las aplicaciones empíricas en esta literatura utilizan típicamente medidas de facto del desarrollo financiero interno (y su profundidad), tales como el ratio del crédito privado interno (M2) sobre PBI o el ratio de pasivos líquidos sobre PBI. El consenso establecido indica que un mayor nivel de desarrollo financiero está asociado a tasas de crecimiento del producto más altas y a incrementos de eficiencia, aún introduciendo un número grande de controles (véase también Beck et al., 2000a y 2000b, Aghion et al., 2005). Usando medidas de jure, Bekaert et al. (2005) y Henry (2003) obtienen que las liberalizaciones de los mercados de activos están positivamente correlacionadas con la inversión y el crecimiento económico.

Bekaert el al (2005) encuentran que las liberalizaciones de los mercados de valores, en promedio, llevan a un incremento del 1 por ciento en el crecimiento económico anual. El mecanismo causal que enfatizan indica que tales liberalizaciones reducen las restricciones de financiamiento, en el sentido de que más capital extranjero resulta estar disponible, y a la vez los inversores extranjeros demandan un mejor gobierno corporativo, lo que indirectamente reduce el costo de financiamiento interno y externo. Un mejor gobierno corporativo y una mejor protección a los inversores deberían promover el desarrollo financiero (La Porta et al. 1997) y en consecuencia el crecimiento (King y Levine, 1993). También encuentran que las liberalizaciones tienen un mayor efecto sobre el crecimiento económico si el país comienza con un nivel de desarrollo financiero que esté por encima del promedio.

En general, la literatura encuentra resultados mixtos en cuanto a la relación entre liberalización de la cuenta capital y crecimiento económico (véase la revisión de la literatura realizada por Einchengreen, 2002). Mientras que por una parte es claro que la disponibilidad potencial de capitales externos es mayor luego de una liberalización, también es cierto que una vez que los capitales fluyen hacia dentro, luego pueden fluir hacia afuera, aumentando la inestabilidad financiera y macroeconómica. En este sentido, Rodrik (2001) sugiere que la inestabilidad de los flujos de capital privados ha sido el determinante de mayor peso de la volatilidad macroeconómica en los países de América Latina y el Caribe durante los 1990s. También, Rodrik y Subramanian (2009) y Kose et al. (2003) argumentan que la ausencia de una correlación fuerte entre el crecimiento económico de largo plazo e ingresos de capitales extranjeros se debe a que tales ingresos conllevan una apreciación del tipo de cambio real que dañan a las oportunidades de inversión en el sector transable. Otro conjunto de teorías alternativas no tienen en sus implicancias efectos positivos de la liberalización sobre el crecimiento, por ejemplo debido a asimetrías de información que impiden que el capital extranjero sea invertido en proyectos rentables (Stiglitz, 2000).

Loayza y Ranciere (2006) intentan reconciliar lo que ellos entienden como una aparente contradicción entre dos ramas de la literatura sobre los efectos de la intermediación financiera en la actividad económica. Por una parte, la literatura empírica sobre crecimiento encuentra el efecto positivo mencionado de la profundidad del sistema financiero (Beck et al., 2000a). Por otra parte, la literatura sobre crisis bancarias y cambiarias encuentra que agregados monetarios tales como el crédito doméstico son los mejores indicadores líderes de las crisis (Kaminsky y Reinhart, 1999). Loayza y Ranciere (2006) estiman un modelo en el cual diferencian efectos de corto y largo plazo, y obtienen

una relación positiva de largo plazo entre intermediación financiera y crecimiento del producto junto a una relación negativa en el corto plazo.

Nosotros no analizamos los efectos de episodios de liberalización financiera sobre el crecimiento, sino que nos enfocamos solamente en sus efectos sobre la inestabilidad financiera, medida como frecuencia de crisis bancarias. Demirguc-Kunt y Detragiache (2001) constituye el antecedente más cercano a nuestro análisis. Utilizando un panel de 53 países para el período 1980-1995, muestran que las crisis bancarias son más probables en países que han liberalizado su sistema financiero. Sin embargo, miden liberalización financiera utilizando una variable *dummy*, que no permite diferenciar las consecuencias del gradualismo en tales procesos. Un antecedente más reciente y cercano a nuestro análisis es Shehzad y De Haan (2009). Utilizando la misma base de reformas financieras que usamos nosotros, y usando la base de datos sobre crisis bancarias presentada en Honohan y Laeven (2005), encuentran que los episodios de liberalización financiera están asociados a menor probabilidad de crisis bancarias. El análisis de ese artículo difiere del nuestro en al menos tres sentidos. Primero, su variable dependiente es "existencia de crisis bancaria" en lugar de "comienzo de crisis bancaria", que es nuestra variable dependiente en las secciones 2 y 3. Considerando el citado resultado que obtienen Abiad y Mody (2005), de acuerdo al cual las crisis bancarias implican reversiones en los procesos de liberalización financiera (un resultado que de hecho puede ser replicado con la base más extensa que usamos en este paper), la estrategia de Shehzad y De Haan (2009) tiende a subestimar el coeficiente asociado a la liberalización financiera. En segundo lugar, no controlan por el nivel de libertad financiera en *t*-1, sino que solo controlan por el nivel de libertad financiera al principio de la muestra (año 1973). En la sección 2 se verán las implicancias de esta diferencia metodológica. Finalmente, ellos estiman un modelo probit con efectos aleatorios, mientras que nosotros estimamos modelos con efectos fijos por países dado que la presencia de efectos no aleatorios entre países torna inconsistente las estimaciones (ver por ejemplo Wooldridge, 2010).

Nuestro análisis aporta a la literatura empírica existente por las razones que se describen a continuación. En primer lugar, utilizamos bases de datos más completas, tanto a nivel series de tiempo como a nivel corte transversal. En segundo lugar, el mayor rango del índice de liberalización financiera utilizado permite analizar las consecuencias del gradualismo en las reformas de un modo que hasta ahora no era posible. En tercer lugar, el mayor largo de la serie de tiempo permite diferenciar efectos de corto y de largo plazo de los episodios de liberalización sobre la inestabilidad financiera, en la línea de lo que Loayza y Ranciere (2006) proponen para la relación entre liberalizaciones del sistema financiero y crecimiento económico. Finalmente, el hecho de que el índice de reformas financieras sea una agregación de distintas reformas nos permite analizar el efecto individual de cada reforma, de modo de cuantificar cuáles son las que más aportaron al crecimiento de la inestabilidad financiera.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo. En la sección 2 presentamos el problema básico, describimos las fuentes de información, definimos la metodología de trabajo, y obtenemos los primeros resultados para la relación entre liberalización financiera e inestabilidad financiera. En la sección 3 se presenta un análisis de robustez, que contiene la construcción de un test adaptado para datos de panel que toma elementos de dos papers clave en la literatura sobre robustez de regresiones de corte transversal. En la sección 4 se analiza el efecto de cada reforma particular sobre la inestabilidad financiera, trabajando con cada una de las dimensiones del índice de reformas financieras presentado en la sección 2. En la sección 5 se ofrecen las reflexiones finales.

II. Reformas financieras e inestabilidad financiera: un análisis empírico

El título de un artículo clásico de Carlos Díaz Alejandro (1985), "*Good-bye financial repression, hello financial crash*", resume la conjetura general que pretendemos probar en esta sección: la liberalización financiera tiende a generar más inestabilidad financiera.

Además, se pretende probar que los efectos de los episodios de liberalización financiera sobre la inestabilidad del sistema bancario difieren entre corto y largo plazo.

II.1. Descripción de las fuentes de información

Para medir inestabilidad financiera, usamos la base de datos de crisis bancarias presentada en Laeven y Valencia (2008), que extiende la base construida por Caprio et al. (2005). La base cubre el universo de crisis bancarias sistémicas para el período 1970-2007, para 160 países, incluyendo información cualitativa sobre 84 episodios de crisis y su resolución. La definición de crisis bancaria es amplia: hay una crisis si el sector corporativo y financiero de un país experimenta un número "grande" de *defaults* y las corporaciones e instituciones financieras enfrentan grandes dificultades para repagar los contratos en término. A diferencia de Caprio et al. (2005) y Reinhart y Rogoff (2009), esta base excluye eventos en los que hay dificultades para un conjunto aislado de bancos, que no generan problemas sistémicos. Para chequear las fechas a las que se asignan crisis, examinan si la crisis coincide con una corrida de depósitos, la introducción de un congelamiento de depósitos o fondos de garantía, o apoyos mediante provisión de liquidez a los bancos, o directamente intervenciones a los bancos. Alternativamente, requieren que el sistema bancario tenga una proporción grande de préstamos *non-performing*, y que la mayor parte del capital bancario haya sido consumida.

Sobre liberalizaciones financieras, utilizamos la base presentada en Abiad et al. (2010) sobre reformas financieras. La base cubre el período 1973-2005 para 91 economías. Distinguen siete dimensiones de políticas del sector financiero: controles de crédito y requerimientos de capital, controles de la tasa de interés, barreras a la entrada, propiedad estatal, políticas sobre los mercados de valores, regulaciones bancarias, y restricciones a la cuenta capital. Para cada dimensión, se le da un *score* al país en una escala que va de cero a tres, con cero correspondiendo al grado más alto de represión, y tres indicando liberalización plena. Luego, agregando las siete dimensiones se obtiene un *score* que va de 0 a 21 para cada país. Una caída de 3 puntos o más en la medida de liberalización financiera es clasificada como una "reversión grande"; una caída de entre 1 y 2 puntos es clasificada como una "reversión", un incremento de entre 1 y 2 puntos es clasificado como una "reforma"; y un incremento de más de tres puntos es clasificado como una "reforma grande". Finalmente, los años en los que no hay cambios de política se clasifican como observaciones status quo.

El índice muestra que las reformas financieras avanzaron de forma sustancial a lo largo de los treinta años de la muestra. Países en todos los grupos de ingreso y en todas las regiones experimentaron liberalizaciones en distinto grado y a distinta velocidad, aunque los países de mayor ingreso permanecieron más liberalizados durante ese rango de tiempo. A nivel individual, los procesos de reforma se caracterizaron típicamente por períodos largos de status quo, con episodios de grandes liberalizaciones en algún momento. A nivel agregado (considerando promedios de grupos de países), la tendencia se muestra más suave.

II.2. Las regresiones básicas

Las ecuaciones (1) a (3) muestran las regresiones básicas, en las que regresamos la variable "crisis bancaria futura" (*CF*) en el nivel del índice de reforma financiera (*IRF*) y en el cambio en el índice. La ecuación (2) agrega efectos fijos por país a la ecuación (1), y la ecuación (3) añade dummies por año a la ecuación (2).

$$CF_{it+1,t+h} = c + b_1 * IRF_{it} + b_2 * \Delta IRF_{it-x,t} + u_{it} \quad (1)$$

$$CF_{it+1,t+h} = c + b_1 * IRF_{it} + b_2 * \Delta IRF_{it-x,t} + f_i + u_{it} \quad (2)$$

$$CF_{it+1,t+h} = c + b_1 * IRF_{it} + b_2 * \Delta IRF_{it-x,t} + f_i + f_t + u_{it} \quad (3)$$

La variable $CF_{it+1,t+h}$ es una variable dicotómica, que toma valor 1 si se inició una crisis entre *t+1* y *t+h* en el país i, y 0 de otro modo, y *c* es una constante. Conjeturamos que la formulación de la ecuación (1) resuelve el problema de endogeneidad: se regresa la variable de crisis bancarias ocurridas **luego** de *t*, en los índices de reforma financiera disponibles **antes** de *t.*[1]

Corremos un conjunto de regresiones con distintas especificaciones del modelo de regresión subyacente, y a la vez analizamos variantes que incluyen la presencia de no linealidades, y separan los efectos de la variable *IRF* de acuerdo a si lo que se observa son reformas o reversiones.

El cuadro 1 muestra los resultados de las regresiones básicas para dos especificaciones: modelo de regresión lineal y modelo logístico. La regresión se realiza especificando *h=5* y *x=1*.

[1] Para que la variable crisis bancaria futura influyese en las decisiones sobre liberalización financiera, las crisis deberían poder ser anticipadas. Pero si estas fuesen anticipadas previamente a la realización de planes del conjunto de agentes económicos, ¡entonces no serían crisis!

Cuadro 1

	Variable dependiente: $CF_{t+1,t+5}$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Todos los países					
IRF_t	-0.010	-0.006	-0.004	-0.072	-0.047	-0.003
	(7.65)***	(3.35)***	(1.06)	(7.22)***	(1.85)*	(0.04)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.035	0.028	0.014	0.236	0.198	0.094
	(4.36)***	(3.75)***	(1.83)*	(4.89)***	(3.68)***	(1.43)
Observaciones	2,089	2,089	2,089	2,089	1,475	1,475
R^2/ Pseudo R2	0.030	0.160	0.210	0.033	0.014	0.099
	Economías Avanzadas					
IRF_t	0.001	0.003	0.018	0.028	0.063	1.646
	(1.02)	(1.65)	(4.81)***	(1.01)	(0.83)	(3.07)***
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	-0.005	-0.006	-0.021	-0.124	-0.159	-0.867
	(0.70)	(0.80)	(2.46)**	(0.62)	(0.80)	(1.95)*
Observaciones	594	594	594	594	189	189
R^2/ Pseudo R2	0.000	0.130	0.220	0.004	0.016	0.613
	Asia Emergente, Economías en Transición, America Latina y El Caribe					
IRF_t	-0.007	-0.003	-0.009	-0.040	-0.015	-0.102
	(2.93)***	(0.81)	(1.33)	(2.84)***	(0.49)	(1.27)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.055	0.052	0.039	0.285	0.282	0.243
	(4.76)***	(4.61)***	(3.27)***	(4.74)***	(4.23)***	(3.02)***
Observaciones	928	928	928	928	800	800
R^2/ Pseudo R2	0.030	0.160	0.250	0.026	0.027	0.159

Notas:
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Estadísticos t/z robustos entre parentesis
(1) Regresión lineal
(2) Regresión lineal con efectos fijos por país
(3) Regresión lineal con efectos fijos por país y variables dicotómicas por año
(4) Regresión logística
(5) Regresión logística con efectos fijos condicionales por país
(6) Regresión logística con efectos fijos condicionales por país y variables dicotómicas por año

El cuadro 1 contiene tres paneles. En el panel superior se muestran los resultados de la regresión para todos los países de la muestra. En el panel central se muestran los resultados de la regresión que incluye solo las economías desarrolladas. En el panel inferior se muestran los que corresponden a la regresión que incluye solamente a las economías emergentes de Asia, economías en transición, países de América Latina y el Caribe (en adelante emergentes).

El primer resultado de interés que obtenemos es consistente con la literatura previa (Levine 1997, 2005): en las regresiones de datos agrupados, ya sea para la muestra entera o para la submuestra que incluye solamente países emergentes, se obtiene un coeficiente negativo y significativo para el nivel del índice de reforma financiera. Esto sugiere que una menor represión financiera está asociada a una menor inestabilidad financiera, y el efecto sobre la inestabilidad es más fuerte para aquellos países que aún no son desarrollados, que a la vez son los que más inestabilidad financiera exhiben.

Independientemente del modelo que se especifique, si no se incluyen *dummies* por año, en la regresión que incluye a todos los países se obtienen resultados consistentes con nuestra conjetura: los coeficientes del cambio en el índice de reforma financiera son positivos y significativos, lo que sugiere que la liberalización financiera aumenta la probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria en los cinco años siguientes. Este efecto se refuerza cuando la regresión se realiza solamente para las economías emergentes. Finalmente, cuando se corre la regresión solamente para los países avanzados, el efecto desaparece. De este modo, obtenemos que una liberalización financiera aumenta la inestabilidad del sistema bancario solamente en aquellos países que aún no se han desarrollado. Este resultado también es consistente con un conjunto de literatura previa ya mencionado, de acuerdo al cual los efectos de la liberalización financiera sobre la macroeconomía (en el caso de los artículos citados, se analiza en particular el efecto sobre el crecimiento) depende del grado de desarrollo institucional (Chinn e Ito, 2006 y Detragiache y Tressel, 2008). Las economías avanzadas son justamente aquellas que tienen un mayor desarrollo de los sectores institucionales que influyen en el comportamiento del sistema financiero.

Al comparar las regresiones lineales con las de tipo logística debemos tener en cuenta que la introducción de efectos fijos genera dos limitaciones (ver por ejemplo Wooldridge, 2010): en primer lugar elimina los países sin variación en la variable dependiente (en este caso los países sin crisis) lo que puede generar sesgos de selección. En segundo lugar imposibilita el cálculo de efectos marginales lo que impide calcular los incrementos en probabilidad. El cuadro 1 muestra que en general, los resultados obtenidos mediante regresiones logísticas son muy similares a los que se obtienen bajo modelos lineales. Si tomamos los coeficientes de la columna (4) (que no presenta estas limitaciones), y calculamos los efectos marginales para un país/año promedio, tenemos que por ejemplo para el grupo de emergentes, el incremento de una unidad en el índice de liberalización es de -0.007 para el nivel de IRF y 0.052 para el cambio en el índice, lo que es muy similar a los coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios.

II.3. Introduciendo los primeros controles

Los cuadros 2 y 3 muestran los resultados de variantes a la ecuación básica que incluye la presencia de no linealidades, manifestadas como el cuadrado del cambio en el índice de reforma financiera, y la existencia de crisis en los años previos como control. La intuición que subyace a la inclusión de esta última variable en la regresión es que cuando se da una crisis bancaria, su resolución implica una redefinición y restablecimiento de los pasivos de la economía, por lo que la probabilidad de tener una nueva crisis de forma casi inmediata debería caer drásticamente. La ecuación (4) describe la regresión:

$$CF_{it+1,t+h} = c + b_1 * IRF_{it} + b_2 * \Delta IRF_{it-x,t} + b_3 * (\Delta IRF_{it-x,t})^2 + \sum_{j=0}^{x} a_j * CP_{it-j} + u_{it} \qquad (4)$$

donde CP_{it-j} es una variable dicotómica que vale 1 si el período *t-j* es un período de crisis en el país i y 0 en cualquier otro caso, y *c* es una constante.

El cuadro 2 resume los resultados de la regresión lineal con efectos fijos por país, y el cuadro 3 los de la regresión logística con efectos fijos por país, para *h=5* en economía emergentes.

Cuadro 2

Asia Emergente, Economías en Transición, America Latina y El Caribe						
	Regresión lineal con efectos fijos por pais					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IRF_t	-0.003 (0.81)	0.000 (0.08)	-0.003 (0.90)	0.000 (0.04)	-0.003 (0.86)	0.000 (0.08)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.052 (4.61)***	0.045 (4.23)***	0.063 (5.28)***	0.049 (4.04)***		
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, al cuadrado*			-0.004 (1.43)	-0.002 (0.51)		
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, positivos*					0.046 (3.37)***	0.045 (3.52)***
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, negativos*					0.080 (3.80)***	0.045 (2.05)**
Crisis en *t*		-0.217 (6.01)***		-0.215 (5.93)***		-0.217 (5.96)***
Crisis en *t-1*		-0.159 (4.35)***		-0.158 (4.33)***		-0.159 (4.35)***
Observaciones	928	928	928	928	928	928
R^2	0.160	0.220	0.160	0.220	0.160	0.220
Valor P de diferencias entre coeficientes					0.196	0.997

Notas:
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Estadísticos t robustos entre parentesis

Cuadro 3

Asia Emergente, Economías en Transición, America Latina y El Caribe						
	Regresión logística con efectos fijos por pais					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IRF_t	-0.015 (0.49)	0.016 (0.40)	-0.017 (0.56)	0.014 (0.34)	-0.016 (0.52)	0.015 (0.39)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.282 (4.23)***	0.258 (3.00)***	0.397 (3.94)***	0.392 (2.85)***		
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, al cuadrado*			-0.036 (1.59)	-0.040 (1.30)		
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, positivos*					0.239 (2.98)***	0.237 (2.39)**
Cambio en IRF entre *t* y *t-1, negativos*					0.585 (2.23)**	0.429 (1.49)
Crisis en *t*		-1.831 (2.94)***		-1.827 (2.90)***		-1.815 (2.92)***
Crisis en *t-1*		-1.235 (2.75)***		-1.251 (2.76)***		-1.235 (2.73)***
Observaciones	800	800	800	800	800	800
Pseudo R^2	0.027	0.122	0.030	0.125	0.029	0.123
Valor P de diferencias entre coeficientes					0.235	0.554

Notas:
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Estadísticos t robustos entre parentesis

En primer lugar vemos que los coeficientes asociados a los controles de crisis previas son negativos, como era esperable, pero no alteran de forma significativa los coeficientes del cambio en el IRF. Asimismo la introducción de un término cuadrático no es significativa, lo que sugiere que cuanto mayor es la liberalización financiera, mayor es el aumento de la inestabilidad financiera, pero este aumento se da a tasa constante.

En las columnas (5) y (6) el cambio en el índice de liberalización se separa entre cambios positivos y negativos con el objeto de analizar potenciales no linealidades entre liberalización y represión financiera. En las columnas (5) no se incluyen los controles de crisis previas, y en las columnas (6) sí se lo hace. Se observa que cuando no se incluyen los controles de crisis previas, los coeficientes asociados al cambio en el índice de reforma financiera son más positivos cuando se toma los cambios negativos que cuando se toman los cambios positivos. Al incluirse los controles de crisis previas, estas diferencias se reducen. En principio, que el coeficiente sea mayor para las variaciones negativas en el índice sugeriría que una disminución en el grado de liberalismo del sistema financiero reduce más la inestabilidad financiera que lo que la aumenta un incremento en el grado de liberalismo financiero de la misma magnitud. Sin embargo, como señalan Abiad y Mody (2005), las crisis bancarias revierten los procesos de liberalización. Lo que puede suceder entonces es que el coeficiente asociado a las reversiones sea más alto no porque el efecto en valor absoluto sobre la inestabilidad financiera sea mayor cuando lo provocan las reversiones, sino porque acaba de existir una crisis bancaria, que en sí misma hace menos probable la existencia de una nueva crisis bancaria en los siguientes 5 años. Justamente, la introducción del control de crisis previas hace desaparecer o morigera esa diferencia en el valor de los coeficientes. De todas formas el efecto no parece demasiado importante ya que los tests de diferencias entre coeficientes de cambios positivos y negativos son siempre no significativos.

Adicionalmente, estos cuadros muestran que el modelo lineal de probabilidad parece ser una aceptable especificación, al menos para el rango de datos utilizados, por lo que en general utilizamos esta última versión por ser más simple y menos restrictiva.

II.4 Análisis de sensibilidad

Los resultados presentados hasta ahora eran solamente para *h=5* y *x=1*. Sin embargo, las regresiones fueron realizadas para todos los valores de *h* desde 1 a 10, y para todos los valores de *x* desde 1 a 5, con todas las combinaciones de controles presentadas, para los seis modelos especificados. Por razones de espacio, es imposible mostrar los resultados de todas las regresiones, pero elegimos mostrar cómo evolucionan los coeficientes para los distintos valores de *h* y de *x* en el modelo de regresión lineal con efectos fijos. Estos cálculos los hemos realizados para las otras cinco especificaciones del modelo ya definidas, y hemos encontrado patrones similares en los coeficientes estimados.

Cuadro 4: modelo de regresión lineal con efectos fijos, *h* de 5 a 10.

	Variable dependiente:					
	$CF_{t+1,t+5}$	$CF_{t+1,t+6}$	$CF_{t+1,t+7}$	$CF_{t+1,t+8}$	$CF_{t+1,t+9}$	$CF_{t+1,t+10}$
Todos los países						
IRF_t	-0.004	-0.004	-0.004	-0.003	-0.001	0.000
	(2.37)**	(2.36)**	(2.23)**	(1.61)	(0.50)	(0.19)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.025	0.024	0.020	0.015	0.007	0.008
	(3.55)***	(3.25)***	(2.81)***	(1.99)**	(0.97)	(0.98)
Observaciones	2,089	2,000	1,911	1,822	1,733	1,644
R^2	0.210	0.260	0.300	0.340	0.380	0.420
Economías Avanzadas						
IRF_t	0.004	0.005	0.005	0.006	0.008	0.008
	(2.34)**	(2.69)***	(2.80)***	(2.89)***	(3.16)***	(3.11)***
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	-0.008	0.007	0.009	0.010	0.005	0.004
	(1.05)	(0.70)	(0.86)	(0.97)	(0.54)	(0.44)
Observaciones	594	572	550	528	506	484
R^2	0.160	0.210	0.250	0.310	0.370	0.420
Asia Emergente, Economías en Transición, America Latina y El Caribe						
IRF_t	0.000	0.000	0.001	0.003	0.006	0.008
	(0.08)	(0.15)	(0.26)	(0.69)	(1.28)	(1.51)
Cambio en IRF entre *t* y *t-1*	0.045	0.041	0.036	0.031	0.023	0.025
	(4.23)***	(3.72)***	(3.38)***	(2.80)***	(1.96)*	(1.99)**
Observaciones	928	882	836	790	744	698
R^2	0.220	0.270	0.300	0.330	0.350	0.370

Notas:
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Estadísticos t robustos entre parentesis

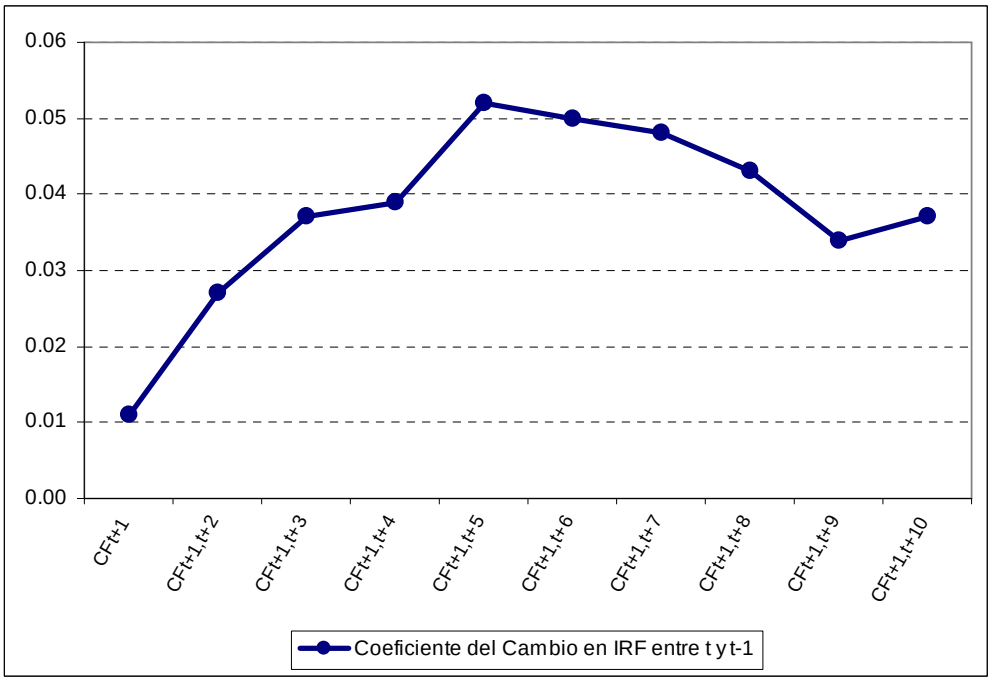
Tanto en la regresión que incluye todos los países de la muestra como aquella que incluye solamente a las economías emergentes y en transición, el coeficiente asociado al cambio en el índice de reforma financiera es positivo y significativo para *h*>5. La significatividad de los coeficientes es mayor para el conjunto de economías emergentes y en transición. En el caso de las economías avanzadas, se pierde la significatividad de los

coeficientes. Es decir, la liberalización financiera genera mayor inestabilidad financiera es las economías aún en desarrollo que en las ya desarrolladas.

A su vez, el coeficiente asociado al nivel del índice de reforma financiera no arroja resultados significativos en las regresiones con efectos fijos, pero sí en las regresiones del modelo con datos agrupados, como ya se mostrase en el cuadro 1 para *h*=5.

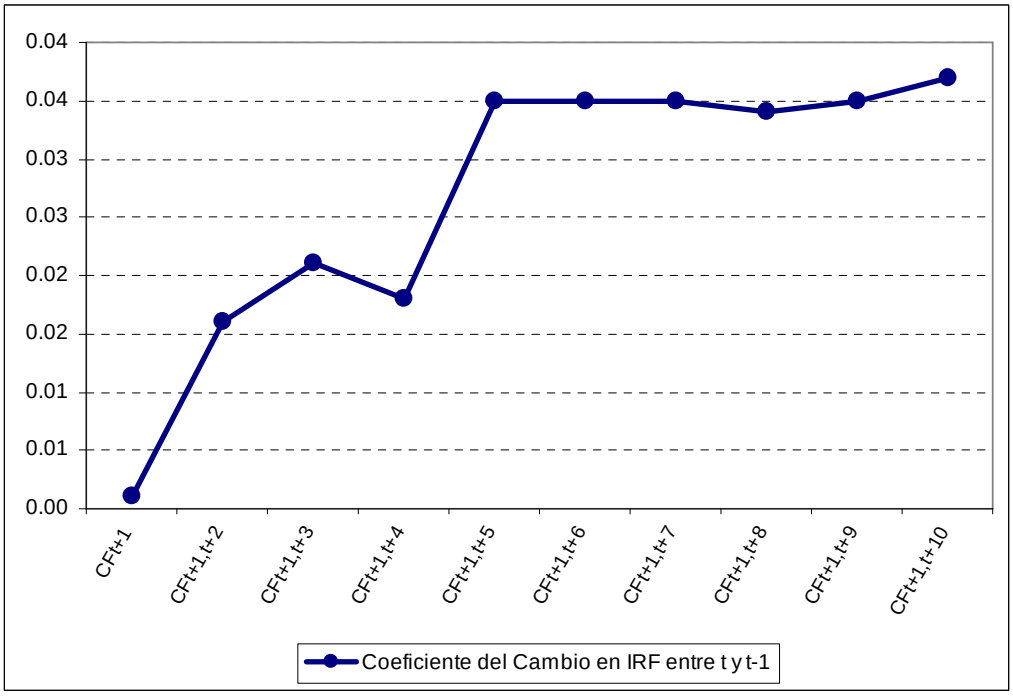
Al aumentar el valor de *h*, se van perdiendo observaciones. De este modo, la regresión que toma valores de *h* más altos tenderá a no contar episodios en los que efectivamente hubo crisis bancarias. Por ejemplo, dado que la muestra finaliza en el año 2005, cuando se corre la regresión con *h*=10, la última ventana que es tomada en cuenta es la que comienza en 1995, ya que se necesitan diez años más para captar el efecto sobre $CF_{t+1,t+10}$. Una implicancia que se puede tomar como ejemplo es que se pierde de captar la crisis bancaria argentina en las ventanas que para un *h* más bajo hubiesen comenzado en cualquiera de los años 1996 a 2000. Como ésta, se pierden muchas otras crisis. Esto hace que a medida que aumentamos *h* los coeficientes no sean estrictamente comparables. La figura 1 resume los coeficientes del cambio en el índice de reforma financiera estimados en economías emergentes para *h*=1 hasta *h*=10, utilizando el total de observaciones disponibles en cada regresión, la figura 2 en cambio muestra los coeficientes de replicar estas estimaciones dejando de lado todas las ventanas que comienzan luego de 1995. De este modo, el número de observaciones resulta ser independiente de *h*, lo que hace más comparables los coeficientes.[2]

Figura 1: coeficiente asociado al cambio en el IRF, modelo de regresión lineal con efectos fijos, x=1, estimaciones para países emergentes.



[2] Los coeficientes son los asociados al modelo de regresión lineal con efectos fijos, por lo que no son directamente interpretables como una probabilidad condicional, pero sí son extrapolables las variaciones a lo largo del tiempo como aumentos o disminuciones en la probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria.

Figura 2: coeficiente asociado al cambio en el IRF, modelo de regresión lineal con efectos fijos, x=1, estimaciones para países emergentes con la muestra disponible para *h*=10



Lo que se observa es que al año siguiente de la liberalización financiera, el coeficiente es cercano a cero, y aumenta durante los 5 años que siguen al episodio de liberalización. Luego del quinto año, el coeficiente se estaciona en las estimaciones restringidas, y disminuye en las no restringidas, justamente porque estas ignoran una mayor cantidad de episodios en los que hay crisis cuanto mayor es el valor de *h*. Lo que esto indica es que si una crisis bancaria sucede a una liberalización, entonces la crisis ocurre durante los 5 años subsiguientes. Si no ocurre dentro de ese período, la probabilidad de que ocurra luego, en ausencia de nuevos cambios en el índice de reforma financiera, es muy baja.

Finalmente, el cuadro 5 muestra las estimaciones del modelo de regresión lineal con efectos fijos para *h*=5 y para distintos valores de *x*, para la muestra entera.

Cuadro 5: modelo de regresión lineal con efectos fijos, *x* de 1 a 5

	Variable dependiente: $CF_{t+1,t+5}$				
IRF_t	-0.004 (2.37)**	-0.005 (3.05)***	-0.006 (3.30)***	-0.006 (3.32)***	-0.006 (3.03)***
	t-1	*t-2*	*t-3*	*t-4*	*t-5*
Cambio en IRF entre *t* y	0.025 (3.55)***	0.018 (3.82)***	0.013 (3.54)***	0.010 (2.99)***	0.009 (2.61)***
Observaciones	2,089	2,000	1,911	1,822	1,733
R^2/ Pseudo R2	0.210	0.230	0.240	0.260	0.280

Notas:
* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Estadísticos t robustos entre parentesis

Se observa que los signos de los coeficientes estimados y su significatividad se siguen manteniendo cuando *x* crece, por lo que concluimos además que los resultados son robustos a la elección de *x*.

III. Análisis de robustez

En esta sección realizamos un análisis exhaustivo de robustez para las regresiones descriptas. Dado que se mostró que el efecto de la liberalización financiera sobre la inestabilidad financiera es significativo solamente para las economías emergentes, restringimos el análisis de robustez a estas economías. Los resultados mostrados corresponden al modelo de regresión lineal sin efectos fijos por países ni dummies temporales. Los cálculos fueron replicados para todas las otras especificaciones, y los resultados obtenidos fueron similares.

III.1 Variables de control

En esta subsección se describen las variables de control que se incluyen en el análisis de robustez, y las razones que nos llevan a incluirlas.

Los shocks que afectan adversamente al desempeño de los prestatarios y cuyo impacto no puede ser reducido mediante la diversificación deberían estar positivamente correlacionados con la probabilidad de crisis bancarias. Los shocks de este tipo que han sido resaltados en la literatura incluyen las caídas en el nivel de producto (que pueden ser capturadas por la tasa de crecimiento del PBI), empeoramiento de los términos de intercambio, cambios en la tasa de interés de corto plazo y caídas en los precios de los activos (Gorton 1988, Caprio y Klingebiel, 1996, Lindgren et al 1996, Kaminsky y Reinhart 1999). A su vez, el efecto de shocks macroeconómicos adversos sobre la inestabilidad financiera debería ser de una menor magnitud en países en los que el sistema bancario exhibe alta liquidez. Para capturar liquidez, Demirguc-Kunt y Detragiache (2001) usan el ratio de reservas bancarias sobre actives bancarios.

Dada la exposición de los bancos al riesgo de tasa de interés, incrementos en la tasa de interés de corto plazo son una fuente de vulnerabilidad de importancia. Esos incrementos pueden deberse a varios factores, tales como un aumento de la tasa de inflación, un cambio en la política monetaria que la torne más contractiva, un aumento en las tasas de interés internacionales, o la necesidad de defender el tipo de cambio ante un ataque especulativo (Velasco 1987, Kaminsky y Reinhart 1999).

El descalce de monedas es otra fuente de fragilidad del sistema bancario. Cuando los prestamistas pueden tomar prestado en moneda extranjera mientras reciben sus ingresos en moneda local, una devaluación inesperada afectaría negativamente la estabilidad bancaria mediante un incremento de los préstamos incobrables. Pueden encontrarse antecedentes de este fenómeno de descalce cambiario afectando al sistema financiero en Chile en 1981 (Akerlof y Romer 1993), en México en 1995 (Mishkin 1999), en los países nórdicos a principios de la década de 1990 (Drees y Pazarbasioglu 1995), en Turquía en 1994, y en Argentina en 2001, entre otros.

Un seguro de depósitos puede prevenir la ocurrencia de una corrida bancaria. Sin embargo, si los premios no reflejan el riesgo de las carteras de los bancos, entonces la presencia de un seguro de depósitos crea incentivos para la toma excesiva de riesgos, es decir, incrementa el riesgo moral (Kane, 1989). Las oportunidades para la toma de riesgos son decrecientes en el nivel de represión financiera. De este modo, si un proceso de liberalización financiera se da en un país con seguro de depósitos y no es acompañado de una regulación prudencial efectiva y bien diseñada, la toma excesiva de riesgos por parte de los managers de los bancos se vuelve probable, incrementando la probabilidad de una crisis

bancaria. En conclusión, la teoría sugiere que hay ambigüedad en cuanto al signo de la correlación entre existencia de seguro de depósitos y frecuencia de crisis bancarias.

Un sistema legal que permita que el fraude no sea penalizado debería aumentar la probabilidad de crisis bancarias (Akerlof y Romer 1993).

Luego de períodos de entradas masivas de capitales extranjeros de corto plazo pueden tener lugar retiradas repentinas de depósitos bancarios. Esos flujos de capital, que comúnmente son consecuencia de una liberalización de la cuenta capital acompañada de altas tasas de interés internas debidas a políticas de desinflación, resultan en una expansión del crédito interno. Cuando las tasas de interés internacionales aumentan, cuando las tasas internas caen, o cuando la confianza en la economía se debilita, los inversores externos rápidamente retiran sus fondos y la liquidez del sistema bancario interno se evapora (Calvo et al 2004).

La tasa de interés real también puede ser considerada como una proxy de la liberalización financiera, de acuerdo a Galbis (1993) quien encuentra que los procesos de liberalización conducen a altas tasas de interés real. Buscando otras variables proxy para la liberalización financiera, Pill y Pradhan (1995) encuentran que el ratio de crédito al sector privado sobre PBI es una proxy razonable. Dado que varios casos de episodios particulares señalan que los problemas en el sector bancario fueron precedidos por un fuerte crecimiento del crédito privado, incluimos rezagos de esta variable en nuestro análisis de robustez.

La tasa de inflación es una variable explicativa que puede ser asociada a altas tasas de interés nominal y que además puede ser una proxy de malas políticas que tengan efectos adversos sobre el sistema bancario a través de los canales ya mencionados.

Para testear si los problemas sistémicos del sector bancario están relacionados a la salida de capitales en países con tipo de cambio fijo, se puede introducir en la regresión el ratio de M2 sobre reservas internacionales. De acuerdo a Calvo (1996), este ratio predice bien la vulnerabilidad del sistema bancario de un país a una crisis de balanza de pagos.

El resultado fiscal primario como porcentaje del PBI representa las necesidades de financiamiento del gobierno. Esta variable puede importar por al menos dos razones. En primer lugar, los gobiernos con dificultades financieras típicamente posponen medidas que aumenten la solidez de la hoja de balance de los bancos (Lindgren et al 1996). En segundo lugar, fallas para controlar los déficits fiscales pueden ser un obstáculo para una liberalización financiera exitosa (Lindgren et al 1996).

Para tener una medida aproximada de calidad institucional, se usan índices de calidad del sistema legal, de *enforcement* de los contratos, de burocracia, y el PBI per cápita.

Siguiendo a Hardy y Pazarbasioglu (1999), también introducimos variables regionales.

En resumen, la literatura previa establece que las siguientes variables son determinantes de la fragilidad financiera: la tasa de crecimiento del PBI, los términos de intercambio, las tasas de interés real de corto plazo, el ratio de crédito al sector privado sobre PBI, la tasa de inflación, la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal y real, el ratio de M2 sobre reservas externas, el ratio resultado fiscal sobre PBI, el ratio de reservas bancarias sobre activos bancarios, la presencia de seguro de depósitos explícitos, índices de la calidad del sistema legal, de la capacidad de *enforcement* de los contratos y de la burocracia, el PBI per cápita (como proxy de las instituciones), los precios de los stocks, el diferencial de tasas de interés reales, el crecimiento del consumo privado, el crecimiento de la inversión privada, la existencia de crisis previas y variables regionales.

III.2. Metodología

El cuadro 6 muestra los controles que usamos en nuestras regresiones. Algunas variables relevantes no son incluidas por falta de información.

Cuadro 6: Variables de control

Variable	Fuente	Variabilidad	Estadísticas Básicas para los países emergentes				
			Obs.	Media	Desv. Est.	Min.	Max.
PIB per cápita al inicio (1973)	PWT	Por país	928	5,245	3,224	640	15,089
Tasa de crecimiento real del PIB	WDI	Por año y país	928	0.034	0.059	-0.449	0.165
Tasa de inflación	WDI	Por año y país	823	0.994	5.837	-0.085	117.5
Tasa de depreciación del Tipo de Cambio Real	PWT	Por año y país	914	0.026	0.502	-0.812	13.21
Tasa de depreciación del Tipo de Cambio Nominal	WDI	Por año y país	928	1.531	10.51	-0.216	174.7
Superávit/déficit del gobierno central como porcentaje del PIB	IFS y WDI	Por año y país	562	-2.167	4.964	-41.22	16.11
Tasa de crecimiento del consumo privado	PWT	Por año y país	928	0.034	0.068	-0.306	0.469
Tasa de crecimiento de la inversión privada	PWT	Por año y país	928	0.033	0.958	-25.23	12.55
Índice de términos de intercambio	WDI	Por año y país	570	109.6	31.82	50.98	306.6
Cambio en el crédito doméstico al sector privado (en % del PIB)	WDI	Por año y país	874	0.399	9.175	-86.10	99.56
Porcentaje de reservas líquidas sobre activos del sector bancario	WDI	Por año y país	852	16.24	13.72	0.132	135.8
Tasa de interés real	WDI	Por año y país	647	7.678	37.03	-97.81	789.8
Índice de fortaleza del sistema legal (0=débil, 10=fuerte), promedio por país	WDI	Por país	928	5.022	2.345	1	10
Número de procedimientos para hacer cumplir un contrato, promedio por país	WDI	Por país	928	35.93	5.425	21	46
Ratio de M2 sobre reservas	WDI	Por año y país	884	6.773	50.57	0	1,459.7
Variable dicotómica para Asia Emergente	Clasificación	Por país	928	0.341	0.474	0	1
Variable dicotómica para América Latina	original de	Por país	928	0.495	0.500	0	1
Variable dicotómica para economías en transición.	Abiad,Detragiache y Tressel, 2010	Por país	928	0.165	0.371	0	1
Variable dicotómica para crisis bancarias previas.	Laeven y Valencia (2008)	Por año y país	928	0.458	0.498	0	1
Margen entre la tasa de interés activa y pasiva.	WDI	Por año y país	555	7.493	11.35	-20.48	114.0
Seguro explícito de depósitos	Barth, Caprio, y Levine (2003)	Por país	746	0.641	0.480	0	1
Cambio en el ratio de deuda bruta externa del sector bancario sobre PIB	IFS	Por año y país	783	-0.005	0.075	-0.839	0.340
Cambio en el ratio de depósitos en el sector bancario sobre PIB	IFS	Por año y país	807	0.009	0.101	-1.062	1.741

Notas:
PWT: A. Heston, R. Summers and B. Aten, Penn World Table Version 6.3, C.I.C.P.I.P. en la Universidad de Pensilvania, Agosto de 2
WDI: World Development Indicators (2010), Banco Mundial
IFS: International Financial Statistics (2010), Fondo Monetario Internacional

Se puede observar en la columna "Observaciones" de la tabla 6 que una vez que introducimos controles, el panel se torna desbalanceado. Si corriésemos las regresiones introduciendo el conjunto completo de controles al mismo tiempo, estaríamos perdiendo muchas observaciones y añadiendo demasiadas variables. Para evitar esos problemas, realizamos un análisis de robustez que tiene como estrategia incluir sucesivos subconjuntos de controles.

Específicamente, la metodología que seguimos para nuestros tests de robustez es una adaptación de Levine y Renelt (1992) y Sala-i-Martin (1997).

Levine y Renelt (1992) analizan cuan robustas son las conclusiones de las regresiones de crecimiento de corte transversal a cambios pequeños en el conjunto de información condicionante. Primero toman todas las variables que han resultado significativas en regresiones de crecimiento de corte transversal en la literatura previa. Luego, toman todas posibles combinaciones de tres variables, y corren una regresión que incluye un conjunto de variables que son siempre incluidas en las regresiones de crecimiento, otra variable que es la llamada "variable de interés" (aquella cuyo coeficiente se quiere investigar si es robusto a cambios en el conjunto de información condicionante), y un subconjunto de controles. La regresión se corre para cada subconjunto de controles formado a partir de las combinaciones definidas. Para cada regresión, se computa el coeficiente asociado a la variable de interés. Luego, se identifican los valores más alto y más pequeño que no pueden ser rechazados a un nivel de significatividad del 5 por ciento. Sean esos valores β_U y β_L, respectivamente. Se define un intervalo $[\beta_L - 2\sigma, \beta_U + 2\sigma]$. Si el intervalo incluye al cero, entonces se dice que la variable de interés es frágil. De otro modo, se dice que es robusta. Cada variable de control cumple el rol de "variable de interés" una vez.

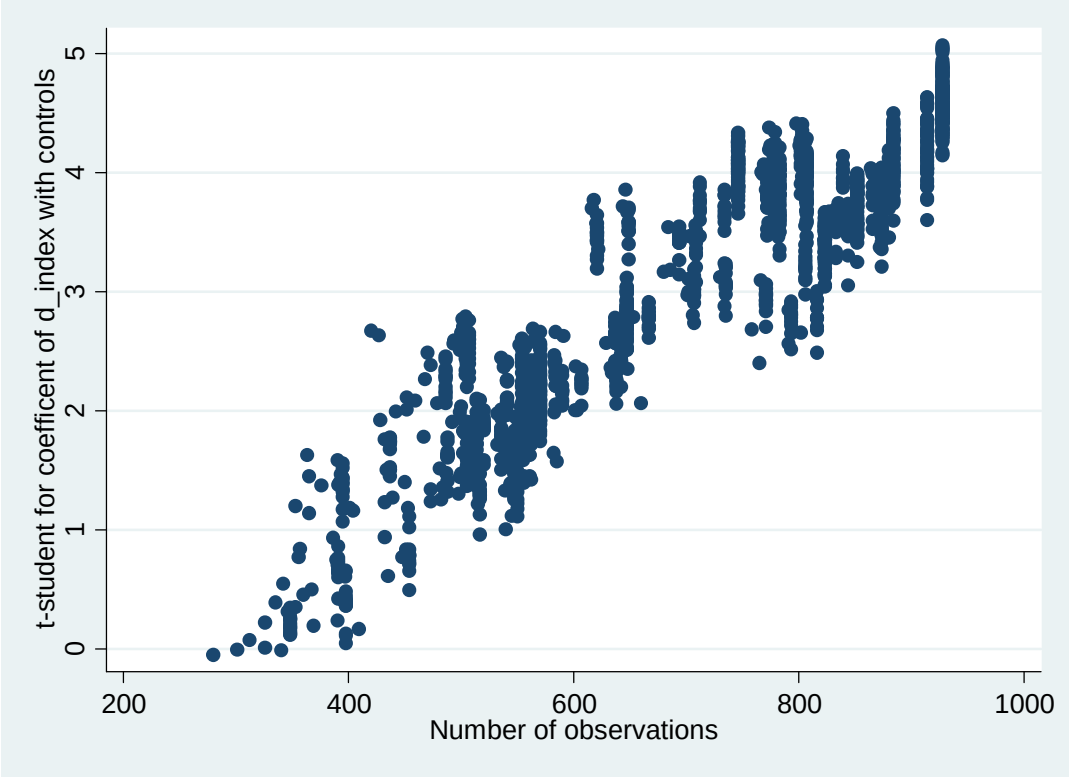
Sala-I-Martin (1997) muestra que el test de Levine y Renelt es demasiado fuerte para que cualquier variable pueda pasarlo. Específicamente, si la distribución de estimadores de la variable de interés tiene soporte positivo y negativo, siempre se puede encontrar un cambio en el signo del coeficiente estimado si se corren suficientes regresiones. Su respuesta consiste en proponer un test alternativo. En lugar de enfocarse en los valores extremos del intervalo y concluir que la variable de interés es frágil si el cero pertenece al intervalo, su test se enfoca en la fracción de la función de densidad que yace a cada lado de cero. Si es esperable que el coeficiente sea positivo, entonces la variable de interés es más robusta cuanto mayor sea la fracción de la función de densidad que esté a la derecha del cero.

Nuestra metodología toma elementos de los dos tests propuestos. De las 23 variables que listamos en la tabla 6, tomamos todas las combinaciones de tres posibles (en total, son 1771 combinaciones). Dado que nuestro panel es desbalanceado, el número de observaciones para que regresión que corremos no es independientemente de la combinación que tomamos.

En el 99.8 por ciento de las regresiones corridas, el coeficiente asociado a ΔIRF es positivo. Además, es significativo en 87 por ciento de esas regresiones, y en los pocos casos en que no es positivo, es no significativo.

La figura 3 muestra que la probabilidad de que el coeficiente estimado sea significativo es creciente en el número de observaciones. De hecho, en los únicos dos casos en los que el coeficiente estimado es negativo corresponden a los dos casos con el mínimo número de observaciones. La figura muestra que todos los coeficientes estimados son positivos y significativos para estimaciones con más de 600 observaciones.

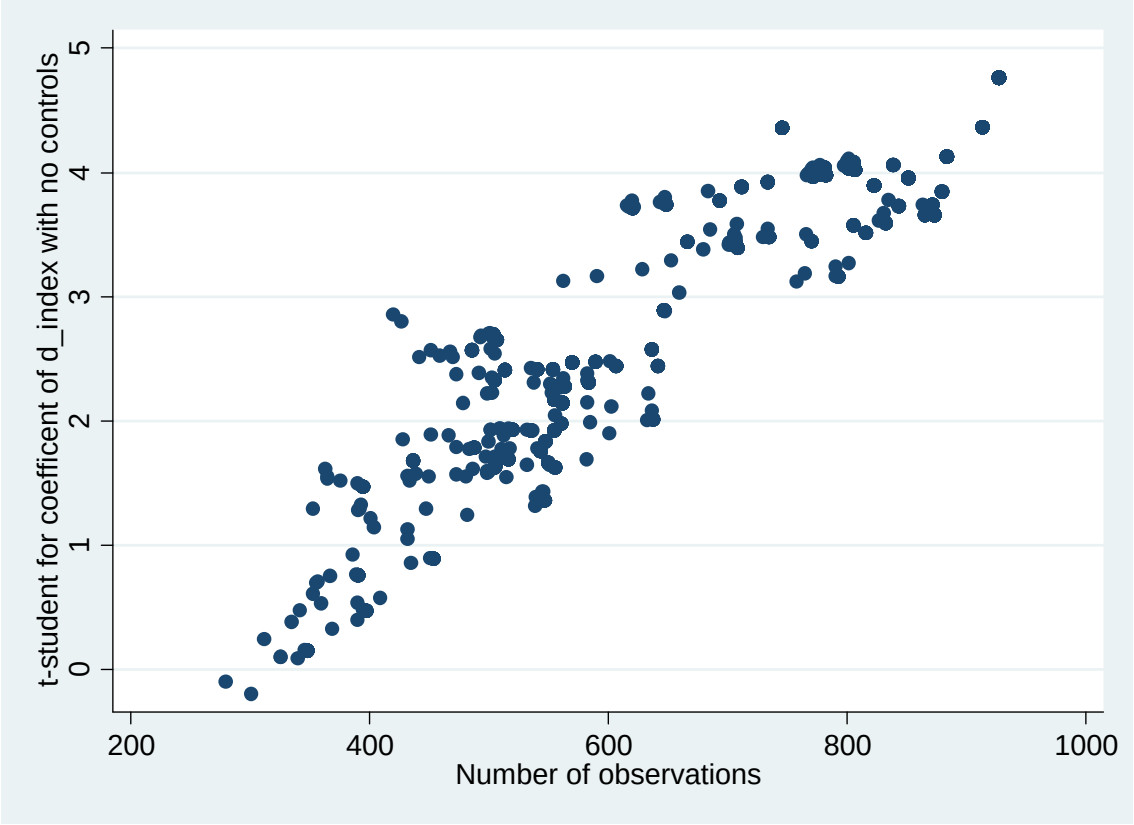
Figura 3: estadísticos t y número de observaciones, con controles



Estamos postulando que la pérdida de significatividad del coeficiente de interés, cuando ocurre, se debe al bajo número de observaciones, y no debido a que la inclusión de variables cuyo largo de la serie es corta son las que efectivamente están alterando la relación entre liberalización financiera y crisis bancarias. Para evaluar la robustez de nuestra conjetura, realizamos un ejercicio adicional, que consiste en correr las regresiones excluyendo los controles, pero cambiando de forma sucesiva el número de observaciones. Lo que hacemos es correr un nuevo conjunto de regresiones, en las cuales replicamos el tamaño de la muestra de cada una de las regresiones que se corrió con controles, pero esta vez sin añadir esos controles. Es decir, corremos lo que llamamos “regresiones espejo”. Nuestra estrategia implica un continuo desperdicio de observaciones, de modo de correr 1771 regresiones sin controles con el mismo tamaño de la muestra que las 1771 regresiones con controles corridas anteriormente.

La figura 4 ilustra nuestros resultados. Se observa que la relación entre significatividad de los coeficientes y el número de observaciones es aún positiva y fuerte, sugiriendo que nuestros resultados de la regresión con controles eran robustos.

Figura 4: estadísticos t y número de observaciones, "regresiones espejo"



En conclusión, la inclusión de controles no invalida nuestros hallazgos previos de una relación positiva y robusta entre liberalización financiera e inestabilidad financiera.

IV. Análisis por reformas individuales

En el análisis previo, hemos trabajado con un índice de reformas financieras agregado, que intentaba medir el grado de liberalización financiera. En esta sección, realizamos un análisis de la relación entre reformas financieras y frecuencia de crisis bancarias enfocándonos en cada dimensión del índice de manera aislada.

La correlación entre las diferentes dimensiones del índice de reformas financieras que hemos venido utilizando no es cercana a uno, pero tampoco es despreciable. El cuadro 7 muestra los valores de esas correlaciones.

Cuadro 7: correlaciones entre reformas financieras

	Coeficientes de Correlación						
	CC_{t-1}	CTI_{t-1}	BE_{t-1}	PE_{t-1}	RCC_{t-1}	PMV_{t-1}	RSB_{t-1}
CC_{t-1}	1						
CTI_{t-1}	0.65	1					
BE_{t-1}	0.57	0.55	1				
PE_{t-1}	0.49	0.43	0.44	1			
RCC_{t-1}	0.59	0.60	0.51	0.52	1		
PMV_{t-1}	0.63	0.63	0.54	0.49	0.68	1	
RSB_{t-1}	0.61	0.59	0.56	0.49	0.58	0.64	1

Notas:
CC: Controles de crédito y requerimientos de capital
CTI: Controles sobre la tasa de interés
BE: Barreras a la entrada
PE: Propiedad estatal
RCC: Restricciones a la cuenta capital
PMV: Políticas sobre los mercados de valores
RSB: Regulación y supervición bancaria

Resulta de interés estudiar la relación individual entre cada reforma financiera y la frecuencia de crisis bancarias. El cuadro 8 muestra los resultados de esas regresiones para países emergentes, para el modelo de regresión lineal con efectos fijos.

Cuadro 8: análisis por reforma individual

Regresión lineal con efectos fijos por país, Variable dependiente: $CF_{t+1,t+5}$
Asia Emergente, Economías en Transición, America Latina y El Caribe

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CC_{t-1}	-0.085	0.014					
	(3.61)***	(0.84)					
CTI_{t-1}	0.090		0.073				
	(4.50)***		(5.18)***				
BE_{t-1}	0.060			0.081			
	(2.48)**			(4.16)***			
PE_{t-1}	-0.011				0.025		
	(0.52)				(1.27)		
RCC_{t-1}	-0.012					0.035	
	(0.57)					(1.76)*	
PMV_{t-1}	0.020						0.069
	(0.76)						(3.33)***
RSB_{t-1}	-0.165	-0.112	-0.167	-0.165	-0.118	-0.123	-0.152
	(6.81)***	(5.48)***	(7.68)***	(7.37)***	(5.50)***	(5.60)***	(6.33)***
Cambio en CC entre *t* y *t-1*	-0.007	0.064					
	(0.17)	(1.69)*					
Cambio en CTI entre *t* y *t-1*	0.077		0.082				
	(3.05)***		(3.27)***				
Cambio en BE entre *t* y *t-1*	0.098			0.118			
	(2.37)**			(2.99)***			
Cambio en PE entre *t* y *t-1*	0.015				0.059		
	(0.52)				(2.18)**		
Cambio en RCC entre *t* y *t-1*	0.007					0.063	
	(0.23)					(2.28)**	
Cambio en PMV entre *t* y *t-1*	0.080						0.133
	(1.81)*						(2.99)***
Cambio en RSB entre *t* y *t-1*	-0.053	0.004	-0.042	-0.036	0.001	-0.005	-0.021
	(1.13)	(0.10)	(0.93)	(0.74)	(0.02)	(0.11)	(0.45)
Crisis en *t*	-0.287	-0.246	-0.275	-0.273	-0.232	-0.248	-0.253
	(7.62)***	(6.85)***	(7.60)***	(7.48)***	(6.37)***	(6.94)***	(7.09)***
Crisis en *t-1*	-0.173	-0.146	-0.159	-0.151	-0.142	-0.141	-0.151
	(4.65)***	(3.97)***	(4.35)***	(4.12)***	(3.85)***	(3.94)***	(4.11)***
Observaciones	928	928	928	928	928	928	928
R^2	0.27	0.22	0.25	0.24	0.22	0.23	0.24

Las regresiones mostradas en el cuadro 8 siempre contienen a la existencia de crisis previa como control, y también se le da un tratamiento diferente a la variable supervisión y regulación del sistema bancario, incluyéndola como control en todas las regresiones, ya que para esa dimensión un mayor valor no implica mayor libertad del sistema financiero.

En la regresión que muestra la columna 1 se incluyen todas las reformas, mientras que en las restantes columnas se van incluyendo de a una. Enfocándonos en los cambios en cada una de las dimensiones, lo que se observa es que cuando se incluyen todas juntas, algunas de ellas dejan de ser significativas. Este resultado no nos resulta sorprendente, ya que a pesar de que las correlaciones cruzadas no son cercanas a uno, no se puede descartar la presencia de multicolinealidad que conduce a este resultado.

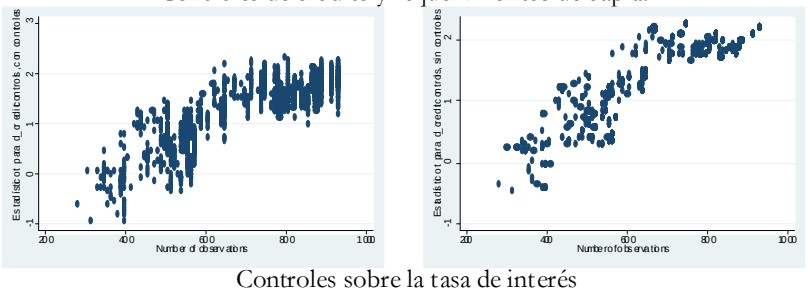
Cuando se analiza el efecto de cada variable de forma separada, se observa que todas ellas permanecen positivas y significativas. La liberalización del mercado de valores y la remoción de barreras a la entrada son aquellas dimensiones que toman un valor mayor en su

contribución a la fragilidad bancaria. Finalmente, el coeficiente asociado a la variable regulación y supervisión del sistema bancario muestra que en todos los casos la probabilidad de crisis bancaria es menor cuanto más regulado y supervisado estaba el sistema previo a su liberalización.

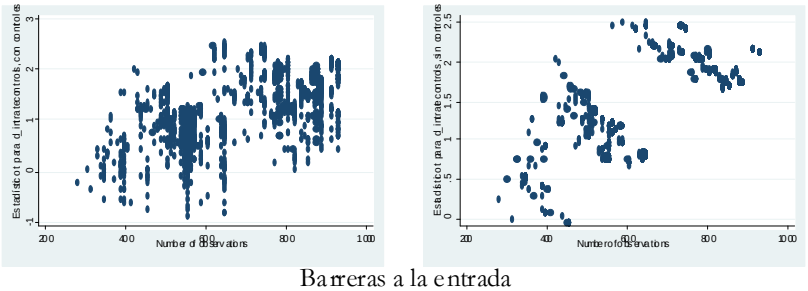
Para evaluar la robustez de estos resultados, seguimos el mismo método que en la sección 3. Los paneles que se muestran en la Figura 5 muestran que la relación entre los estadísticos t y el número de observaciones luce similar para las regresiones con controles y para las regresiones espejo, para todas las dimensiones. Adicionalmente, también se mantiene el resultado de significatividad creciente en el número de observaciones.

Figura 5

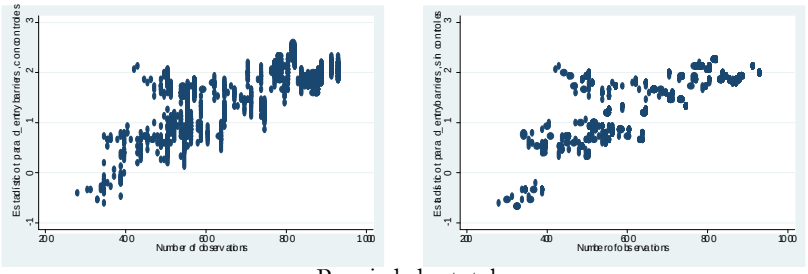
Controles de crédito y requerimientos de capital



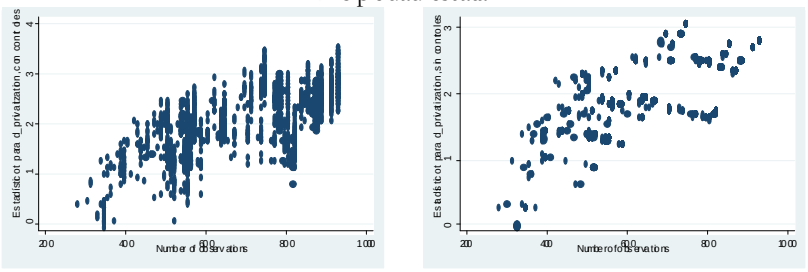
Controles sobre la tasa de interés



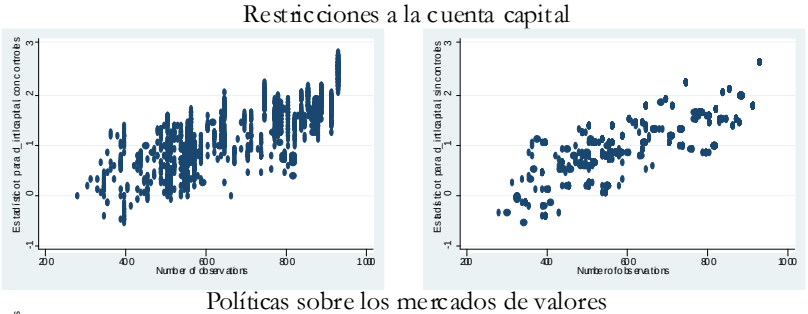
Barreras a la entrada



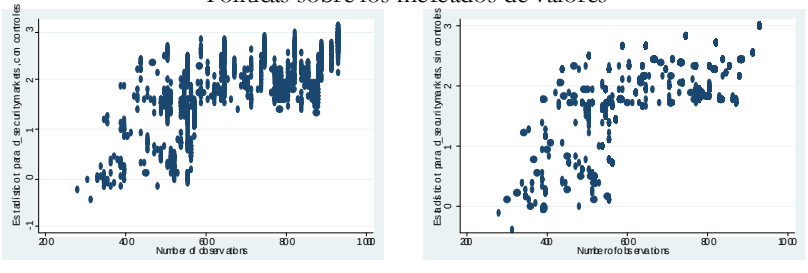
Propiedad estatal



Restricciones a la cuenta capital



Políticas sobre los mercados de valores



En conclusión, al realizar el análisis por reforma financiera individual, se sigue manteniendo en todos los casos la relación positiva entre liberalización de cada dimensión del sistema financiero y fragilidad del sistema bancario.

V. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado la relación empírica entre una medida agregada de liberalización financiera e inestabilidad financiera por una parte, y la relación entre la liberalización de seis dimensiones del sistema financiero y la inestabilidad financiera por otra parte. Nuestros principales hallazgos fueron:

(1) Existe una relación positiva y robusta entre liberalización del sistema financiero y la probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria en los cinco años que siguen al episodio de liberalización.
(2) La probabilidad de ocurrencia de una crisis bancaria luego de cinco años de ocurrida la liberalización se estanca. De este modo, se concluye que los efectos de la liberalización sobre la inestabilidad financiera se experimentan principalmente en el corto plazo.
(3) Consistente con la literatura previa, el nivel inicial de libertad financiera está asociado a menor inestabilidad financiera.
(4) La relación entre liberalización e inestabilidad se mantiene cuando se analizan las dimensiones de liberalización de forma individual. En particular, las que más impacto tienen sobre la inestabilidad financiera son las liberalizaciones del mercado de valores y la remoción de barreras a la entrada al sistema financiero.

Hay dos maneras de interpretar los mecanismos de transmisión que van de los episodios de liberalización hacia mayor inestabilidad financiera. Uno de ellos es el mecanismo macroeconómico más puro, de acuerdo al cual los episodios de liberalización constituyen cambios radicales en la geografía del sistema financiero que vuelven al pasado obsoleto como guía para la identificación de tendencias. De acuerdo a este mecanismo, los agentes económicos deben aprender cómo funciona la nueva configuración de la economía, y durante esa transición el aprendizaje puede conducir a decisiones que ex – post se revelen inconsistentes, aumentando la fragilidad del sistema financiero. El mecanismo alternativo se enfoca en el rol de las instituciones. La idea es que cuando se da una liberalización del sistema financiero dentro de una estructura institucional que no guíe a los agentes a tener incentivos correctos, entonces se fomenta una toma (consciente) de riesgos excesiva, que termina generando mayor fragilidad financiera. Nuestro análisis no permite descartar ninguna de las dos interpretaciones posibles, pero los resultados de corto versus largo plazo sugieren que la adaptación de los agentes a los nuevos entornos tiene un rol no despreciable en la evolución de los sistemas financieros.

Referencias

Abiad, A., E. Detragiache y T. Tressel (2010); «A New Database of Financial Reforms», *Palgrave Macmillan Journals*, 57(2), pp. 281-302.

Abiad, A. y A. Mody (2005); «Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?», *The American Economic Review*, 95(1), pp. 66-88.

Akerlof G.A. y P.M. Romer, (1993); «Looting: The Economic Underworld of Bankruptcy for Profit», *Brookings Papers on Economic Activity*, 24(2), pp. 1-74.

Aghion, P., P. Howitt y D. Mayer-Foulkes (2005); «The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence», *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), pp. 173-222.

Beck, T., R. Levine y N. Loayza (2000a); «Financial intermediation and growth: Causality and causes», *Journal of Monetary Economics*, 46(1), pp. 31-77.

Beck, T., R. Levine y N. Loayza (2000b); «Finance and the sources of growth», *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), pp. 261- 300.

Bekaert, G., C. Harvey y C. Lundblad (2005); «Does Financial Liberalization Spur Growth?», *Journal of Financial Economics*, 77(1), pp. 3-55.

Calvo, G.A. (1996); «Capital Flows and Macroeconomic Management: Tequila Lessons», *International Journal of Finance & Economics*, 1(3), pp. 207-23.

Calvo, G.A., A. Izquierdo y L.F Mejia (2004); «On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects», NBER Working Papers 10520.

Caprio, G. y D. Klingebiel (1996); «Bank Insolvencies: Cross Country Experience», WB, Policy Research Working Paper 1620.

Caprio, G., D. Klingebiel, L. Laeven, y G. Noguera (2005); «Appendix: Banking Crisis Database» en P. Honohan y L. Laeven (eds.), *Systemic Financial Crises: Containment and Resolution*, Cambridge, Cambridge University Press.

Chinn, M. y H. Ito (2006); «What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions», *Journal of Development Economics*, 81(1), pp. 163-192.

Christiansen, L., M. Schindler y T. Tressel (2009); «Growth and Structural Reforms: A New Assessment», IMF, Working Paper 09/284.

Demirguc-Kunt, A. y E. Detragiache (2001); «Financial Liberalization and Financial Fragility» en G. Caprio, P. Honohan, y J. Stiglitz (eds.), *Financial Liberalization: how far, how fast?*, Cambridge, Cambridge University Press.

Drees, B. y C. Pazarbasioglu (1995); «The Nordic Banking Crises: Pitfalls in Financial Liberalization?», IMF, Working Paper 95/61.

Detragiache E, y T. Tressel (2008); «Do Financial Sector Reforms Lead to Financial Development? Evidence from a New Dataset», IMF, Working Paper 08/265.

Díaz Alejandro, C. (1985); «Good-bye financial repression, hello financial crash», *Journal of Development Economics*, 19(1-2), pp. 1-24.

Eichengreen, B. (2002); «Capital Account Liberalization: What Do Cross-Country Studies Tell Us?», *The World Bank Economic Review*, 15(3), pp. 341-65.

Fanelli, J. y R. Medhora (1998); *Financial Reform in Developing Countries*, St. Martin's Press & IDRC.

Galbis, V. (1993); «High Real Interest Rates Under Financial Liberalization: Is There a Problem? », IMF, Working Paper 93/7.

Gorton, G. (1988); «Banking Panics and Business Cycles», *Oxford Economic Papers*, 40(4), pp. 221-55.

Hardy, D.C. y C. Pazarbasioglu (1999); «Determinants and Leading Indicators of Banking Crises: Further Evidence», *IMF staff papers*, 46(3), pp 247-58.

Henry, P. (2003); «Capital Account Liberalization, the Cost of Capital, and Economic Growth», *American Economic Review*, 93(2), pp. 91-6.

Honohan, P. y L. Laeven (2005); *Systemic Financial Crises*, *Cambridge University Press.*

Kaminsky, G. y C. Reinhart (1999); «The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems», *American Economic Review*, 89(3), pp. 473-500.

Kane, E.J. (1989); «How Incentive-Incompatible Deposit-Insurance Funds Fail», NBER working paper 2836.

Kindlerberger, C. y R. Aliber (2005); *Manias, Panics, and Crashes: a History of Financial Crises*, John Wiley & Sons, Inc.

King, R. y R. Levine (1993); «Finance and Growth: Schumpeter Might be Right», *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp. 717-37.

Kose, M.A., E. Prasad, K. Rogoff, y S.J. Wei (2003); «Effects on Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence», IMF, Occasional Paper 220.

La Porta, R., F. Lopez de Silanes, A. Shleifer y R. Vishny (1997); «Legal Determinants of External Finance», *Journal of Finance*, 52(2), pp. 1131-50.

Laeven, L. y F. Valencia (2008); «Systemic Banking Crises: A New Database», IMF, Working Paper 08/224.

Levine, R. (1997); «Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda», *Journal of Economic Literature*, 35(2), pp. 688-726.

Levine, R. (2005); «Finance and Growth: Theory and Evidence» en P. Aghion y S. Durlauf, (eds.), *Handbook of Economic Growth*, The Netherlands, Elsevier Science.

Levine, R. y D. Renelt (1992); «A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions», *American Economic Review*, 82(4), pp. 942-63.

Lindgren, C., G. Garcia, y M. Saal (1996); *Bank Soundness and Macroeconomic Policy*, International Monetary Fund.

Loayza, N. y R. Ranciere (2006); «Financial Development, Financial Fragility, and Growth», *Journal of Money, Credit, and Banking*. 38(4), pp. 1051-76.

McKinnon, R. (1973); *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC, Brookings Institution Press.

Mendoza, E. y M. Terrones (2008); «An Anatomy of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates and Micro Data», NBER, Working Paper 14049.

Mishkin, F.S. (1999); «Lessons from the Tequila Crisis» *Journal of Banking & Finance*, 23(10), pp. 1521-33.

Pill H.R. y M. Pradhan (1995); «Financial Indicators and Financial Change in Africa and Asia», IMF Working Paper No. 95/123.

Quinn, D. y A.M. Toyoda (2008); «Does Capital Account Liberalization Lead to Growth?», *The Review of Financial Studies*, 21(3), pp. 1403-49.

Reinhart, C. y K. Rogoff (2009); *This Time is Different. Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton, Princeton University Press.

Rodrik, D. (2001); «Why is there so much Economic Insecurity in Latin America?», *CEPAL Review*, 73, pp. 7-29.

Rodrik, D. y A. Subramanian (2009); «Why Did Financial Globalization Disappoint?», *IMF Staff Papers*, 56(1), pp. 112-38.

Sala-i-Martin, X. (1997) «I Just Ran Two Million Regressions», *American Economic Review*, 87(2), pp. 178-83.

Shaw, E. (1973); «Financial Deepening in Economic Development», New York, Oxford University Press.

Shehzad, C. y J. De Haan (2009); «Financial Reform and Banking Crises», CESIFO, Working Paper 2870.

Stiglitz, J. (2000); «Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability», *World Development*, 28(6), pp. 1075-86.

Velasco, A. (1987); «Financial Crises and Balance of Payments Crises: A Simple Model of the Southern Cone Experience», *Journal of Development Economics*, 27 (1-2), pp. 63-83.

Wooldridge, J.M. (2010); *Econometric analysis of cross-section and panel data*, segunda edición, MIT Press.